

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

LUMA DE OLIVEIRA

**INFLAÇÃO E DESEMPREGO:
ENSAIOS SOBRE A CURVA DE PHILLIPS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA**

**PORTO ALEGRE
2017**

LUMA DE OLIVEIRA

**INFLAÇÃO E DESEMPREGO:
ENSAIOS SOBRE A CURVA DE PHILLIPS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande de Sul como parte dos requisitos para obtenção do título de Doutora em Economia

Orientador: Prof. Dr. Flávio Tosi Feijó

**PORTO ALEGRE
2017**

Oliveira, Luma de
Inflação e desemprego: ensaios sobre a curva de
Phillips para a economia brasileira / Luma de
Oliveira. -- 2017.
104.f.

Orientador: Flávio Tosi Feijó.

Tese (Doutorado) -- Universidade Federal do Rio
Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas,
Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre,
BR-RS, 2017.

1. Curva de Phillips. 2. Inflação. 3. NAIRU. 4.
Não Linearidade. 5. Regressão Quantílica Inversa. I.
Feijó, Flávio Tosi, orient. II. Título.

LUMA DE OLIVEIRA

**INFLAÇÃO E DESEMPREGO:
ENSAIOS SOBRE A CURVA DE PHILLIPS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul como parte dos requisitos para obtenção do título de Doutora em Economia.

Aprovada em: Porto Alegre, 10 de março de 2017.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Flávio Tosi Feijó - Orientador
Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS

Prof. Dr. Marcelo de Carvalho Griebeler
Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS

Celso Jose Costa Junior
Universidade Estadual de Ponta Grossa - UEPG

Sergio Marley Modesto Monteiro
Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS

*Dedico esta tese aos meus pais, minha maior fonte
de conhecimento e admiração!*

AGRADECIMENTOS

Desejo agradecer primeiramente à minha família pelo apoio incondicional nesta trajetória longa e árdua de processo de formação profissional. Sem a admiração, incentivo e amor concedidos pelos meus pais Ernesto e Lucinéia, sem as horas de descontração e conversas com meus irmãos Ernesto e Matheus, este processo talvez não tivesse sido alcançado.

Quero agradecer à minha querida companheira Melina pela paciência e incentivo sem limites. Sem a sua compreensão o caminho teria sido muito mais difícil.

Ao meu professor e orientador Flávio Tosi Feijó, por ter aceitado ser o condutor neste caminho. Por suas contribuições teóricas, pelos momentos de descontração, por seu comprometimento sem fim, mesmo em momentos difíceis.

Aos professores de conhecimento imensurável os quais o Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada da UFRGS me deu a oportunidade de conhecer. Das aulas, dos cafés na cantina, dos churrascos, professores como Sabino da Silva Pôrto Júnior, dentre outros, que fizeram este que caminho fosse real.

À CAPES, Comissão de Aperfeiçoamento de Pessoal do Nível Superior, por ter financiado a pesquisa.

À secretária do PPGE, principalmente Dona Iara e Dona Lourdes, que estavam sempre de prontidão para o cumprimento dos pré-requisitos necessários.

Aos amigos do mestrado, Mateus, Angelo, Allan e Tomas, pela amizade e discussões prazerosas.

Aos queridos amigos feitos ao longo do processo que tornaram a jornada mais leve. Panmela, Gabriel, Luis pelos fins de semana e almoços; Ao Cristian pelas conversas; Rodrigo e Magnus pela ajuda no estudo da prova de qualificação; Gabrielito e Rodrigo, pelas dicas e ajudas inestimáveis; Paulo Henrique Dias Junior *in memoriam*, nosso contato foi rápido, mas a lembrança será eterna; Especialmente ao amigo Leandro por sua paciência e dedicação nos ensinamentos do Matlab, nas recepções sem interesse e no acolhimento sem medidas.

Não posso deixar de agradecer o Programa de Pós Graduação em Teoria Econômica da UEM, pelas bases e incentivo requeridos para o bom desenvolvimento do programa de doutorado. Especialmente aos professores Maria Helena e Joilson Dias, além da secretária do programa Denise.

Aos componentes da banca, pelas colocações e contribuições ao desenvolvimento deste trabalho.

Aos amigos Maringaenses e Cajobienses que escutaram minhas queixas, ouviram as conquistas e fizeram parte do processo de desenvolvimento profissional e pessoal. Especialmente ao Tiago e Francisco que me aguentaram durante a graduação e continuarão presentes em minha vida enquanto permitirem; à Natália e Mariana, amigas queridas que compartilharam de todo o processo; às amigas de infância e da vida Ana e Sarah; ao querido amigo Gabriel, pela presença e amizade infinita; às amigas Andressa e Vera pelo companheirismo.

Aos colegas professores da UNESPAR, especialmente às professoras Paula e Tânia, pelo desenvolvimento profissional, pela paciência, pelos conselhos, pela amizade.

RESUMO

A presente tese, a partir de três ensaios, faz uso de diferentes especificações da curva de Phillips, para discutir distintos objetivos embasados em assuntos relevantes como o processo de determinação de preços e seus custos sociais para a economia brasileira. Neste sentido, o primeiro ensaio utiliza de uma equação de transferência para a especificação da curva de Phillips, a partir do método das variáveis instrumentais, para alcançar a taxa de desemprego não aceleradora da inflação (NAIRU). Este método, para dados trimestrais de 2000 a 2013, possibilitou identificar uma mudança no coeficiente de correlação entre a taxa de desemprego e a taxa de inflação, que passou de um *trade-off* (negativo) para uma relação positiva, além da permanência da taxa NAIRU acima da taxa de desemprego no período em questão. Preocupando-se com este resultado expressivo, o segundo ensaio se comprometeu em analisar se esse adveio de possíveis não linearidades presentes na curva, preocupação que já havia sido retratada pelo trabalho seminal de Phillips (1958), indicando que a relação da taxa de variação dos salários nominais e a taxa de desemprego seria altamente não linear. Nesse contexto, utilizando o modelo de vetores autorregressivos que considera a não-linearidade dos parâmetros (quebras estruturais), variáveis exógenas de controle (para contornar o problema de omissão de variáveis) para o período de 1995 a 2014, estimou-se a Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida (CPNKH) para identificar possíveis quebras estruturais para dados da economia brasileira. O modelo estimado foi caracterizado por um MSIH(2)VAR(1) e foi possível confirmar a não linearidade a partir do teste da razão de verossimilhança, com a identificação de dois períodos bem distintos ao longo da amostra. Além disso, foi verificada uma representatividade maior para o termo inercial (*Backward Looking*), indicando que as expectativas de inflação contribuem menos para a explicação do processo inflacionário recente da economia brasileira. Uma vez que um dos principais objetivos do Regime de Metas de Inflação (RMI) é ancorar a formação de preços a partir das expectativas futuras dos agentes econômicos, além disso, dada a não linearidade encontrada para dados da economia brasileira no segundo ensaio, e dada as diferentes significâncias, importâncias e patamares para os componentes da curva que representam as expectativas (futuras e passadas), o terceiro ensaio se comprometeu em, ao invés de confiar exclusivamente em uma única medida de tendência central, analisar os quantis de toda a distribuição condicional da variável resposta (taxa de inflação). Utilizando do método da regressão quantílica inversa, que utiliza os blocos em movimento *bootstrap* de Fitzenberger (1997), descrito por Chernozhukov e Hansen (2005), para o período de maio de 2001 a agosto de 2016, foi possível identificar a importância adquirida pelas expectativas futuras ao longo dos

períodos analisados. Quando se faz estimações considerando somente a média condicional, o termo inercial é maior e significativo para praticamente todas as especificações e modelos apresentados. Utilizando do modelo da regressão quantílica inversa, por outro lado, é possível verificar que o termo *Forward Looking* ganha força e domina o *Backward Looking* nos três períodos analisados, em diferentes níveis de inflação, demonstrando, assim, o comportamento assimétrico (não linear) do processo inflacionário. Desta forma, foi possível mostrar o amadurecimento do objetivo do RMI e averiguar que os componentes expectationais da CPNKH, para dados da economia brasileira, foram capazes de manter sua importância e significância em toda distribuição condicional no processo de determinação de preços recente.

Palavras-chave: Curva de Phillips. Inflação. Desemprego. Não linearidades. *Backward Looking* e *Forward Looking*.

ABSTRACT

The present dissertation, based on three essays, makes use of different specifications for the Phillips curve, to discuss different objectives based on relevant issues such as the process of price determination and its social costs for the Brazilian economy. In this sense, the first essay uses a transfer equation for the specification of the Phillips curve, using the instrumental variables method, to reach the non-accelerating inflation rate of unemployment (NAIRU). This method, for quarterly data from 2000 to 2013, enable the identification of a change in the coefficient of correlation between the unemployment rate and the inflation rate, which transitioned from a trade-off to a positive relation, in addition to the permanence of the NAIRU above the unemployment rate in the period in question. Concerning with this expressive result, the second essay undertook to analyze whether this resulted from possible non-linearities present in the curve, a concern that had already been portrayed by the seminal work of Phillips (1958), indicating that the relation of the rate of change of wages and the unemployment rate would be highly non-linear. In this context, using the autoregressive vector model that considers the non-linearity of the parameters (structural breaks), exogenous variables of control (to circumvent the problem of omission of variables) for the period from 1995 to 2014, it was estimated the Phillips New-Keynesian Hybrid (CPNKH) to identify possible structural breaks for Brazilian economy data. The estimated model was characterized by a MSIH (2) VAR (1) and it was possible to confirm the nonlinearity from the likelihood ratio test, with the identification of two distinct periods throughout the sample. In addition, it was verified a greater representativeness for the inertial term (Backward Looking), indicating that the expectations of inflation contributed less to the explanation of the recent inflationary process of the Brazilian economy. Since one of the main objectives of the Inflation Targeting Regime (ITR) is to anchor the formation of prices based on the future expectations of the economic agents, in addition, given the non-linearity found for the data of the Brazilian economy in the second essay, and considering the different significance, importance and thresholds for the components of the curve that represent (future and past) expectations, the third essay committed to, instead of relying solely on a single measure of central tendency, analyze the quantiles of the entire conditional distribution of the response variable (inflation rate). Using the reverse quantum regression method, which uses the Fitzenberger (1997) bootstrap blocks, described by Chernozhukov and Hansen (2005), for the period from May 2001 to August 2016, it was possible to identify the importance acquired by the expectations over the periods analyzed. When estimating only the conditional average, the inertial term is larger and significant for practically all the specifications and models presented.

On the other hand, it is possible to verify the Forward Looking term gaining importance and dominating the Backward Looking in the three analyzed periods, at different levels of inflation, thus, demonstrating the asymmetric (non-linear) behavior of the inflationary process. In this way, it was possible to show the maturity of the objective of the ITR as to verify that the expected components of the CPNKH for the Brazilian economy data were able to maintain its importance and significance in all conditional distribution in the recent pricing process.

Keywords: Phillips Curve. Inflation. Unemployment. Nonlinearities. Backward Looking and Forward Looking.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 2.1	- Taxa de desemprego e tendência.....	23
Gráfico 2.2	- Taxa de desemprego DIEESE e NAIRU para o Brasil.....	30
Gráfico 2.3	- Taxa de Inflação (INPC), Taxa de Desemprego (U) e tendências.....	31
Gráfico 2.4	- Taxa de Inflação e Produtividade da economia brasileira.....	32
Gráfico 2.5	- Produto Natural, Taxa de Inflação e respectivas tendências da economia brasileira.....	33
Gráfico 4.1	- Parâmetros <i>Forward</i> e <i>Backward Looking</i> dos métodos GMM e IVQR para o modelo Completo.....	80
Gráfico 4.2	- Parâmetros <i>Forward</i> e <i>Backward Looking</i> dos métodos GMM e IVQR para o modelo Lula.....	82
Gráfico 4.3	- Parâmetros <i>Forward</i> e <i>Backward Looking</i> dos métodos GMM e IVQR para o modelo Dilma.....	84
Gráfico D.4.1	- IPCA e <i>Gap</i> do Desemprego.....	99
Gráfico D.4.2	- Parâmetros estimados seguindo os quantis da distribuição condicional...	100

LISTA DE FIGURAS

Figura A.2.1	- Correlograma da série taxa de inflação.....	36
Figura A.2.2	- Modelo AR(1) para a Taxa de Inflação.....	36
Figura 3.1	- Probabilidades dos regimes.....	53
Figura 3.2	- Análise dos resíduos da equação.....	54
Figura 3.3	- Impulso na variável INPC, resposta no nível do desemprego.....	55
Figura B.3.1	- Teste Dickey-Fuller de estacionariedade.....	63
Figura B.3.2	- Correlograma da série INPC.....	64
Figura B.3.3	- Estimação do modelo ARIMA.....	64
Figura C.3.1	- Decomposição em componentes não observáveis.....	65
Figura C.3.2	- Resíduos gerados da equação estimada.....	65
Figura D.3.1	- Teste de seleção do número de defasagens.....	66
Figura D.3.2	- Teste de seleção do número de defasagens.....	66
Figura B.4.1	- Decomposição em componentes não observáveis.....	94
Figura B.4.2	- Resíduos da estimação.....	95
Figura C.4.1	- Correlograma dos resíduos estimados a partir dos modelos GMM e TSLS.....	97

LISTA DE QUADROS

Quadro A.3.1	- Resumo dos artigos utilizados.....	62
Quadro 4.1	- Alguns resultados sobre a CPNKH para a economia brasileira.....	86
Quadro A.4.1	- Resumo dos artigos utilizados.....	91

LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1	- Séries de dados utilizados na estimação.....	50
Tabela 3.2	- Critérios de informação para possíveis modelos MS-VAR.....	51
Tabela 3.3	- Equação para o INPC, CPNKH.....	52
Tabela 3.4	- Probabilidade de transição.....	53
Tabela 3.5	- Classificação dos regimes.....	54
Tabela D.3.1	- Teste de auto-correlação residual.....	66
Tabela D.3.2	- Teste de auto-correlação residual.....	66
Tabela 4.1	- Séries de dados utilizados na estimação.....	78
Tabela 4.2	- Teste de raiz unitária com e sem quebra estrutural modelo completo.....	78
Tabela C.4.1	- Estimativas da equação (4.5) a partir dos métodos TSLS e GMM.....	96
Tabela D.4.1	- Estimativa do modelo completo estimado pelo método da regressão quantílica inversa.....	98
Tabela D.4.2	- Estimativa do modelo Lula estimado pelo método da regressão quantílica inversa.....	100
Tabela D.4.3	- Estimativa do modelo Dilma estimado pelo método da regressão quantílica.....	101

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	16
2	ENSAIO: TAXA DE DESEMPREGO NÃO ACELERADORA DA INFLAÇÃO: UMA ESTIMAÇÃO DA NAIRU PARA A ECONOMIA BRASILEIRA NO PERÍODO DE 2000 ATÉ 2013.....	19
2.1	Introdução	19
2.2	Revisão de fatos estilizados e empírica	21
2.2.1	Fatos estilizados.....	21
2.2.2	Revisão empírica	23
2.3	Estimação da NAIRU	26
2.3.1	Dados empíricos e metodologia econométrica	26
2.3.2	Resultados empíricos para a NAIRU da economia brasileira	28
2.4	Considerações finais	33
2.5	Referências	34
2.6	Apêndice A - Especificação do Modelo ARIMA para a Taxa de Inflação Esperada	36
2.7	Apêndice B - Teste de endogeneidade para a série Taxa de Desemprego	37
3	ENSAIO: CURVA DE PHILLIPS COM MUDANÇA DE REGIME MARKOVIANO: UMA ANÁLISE DA ECONOMIA BRASILEIRA PARA O PERÍODO 1995-2014	38
3.1	Introdução	38
3.2	Revisão de Literatura	40
3.3	Estratégia Empírica.....	42
3.3.1	Modelo Teórico	43
3.3.2	Descrição da Metodologia Econométrica	47
3.3.3	Descrição dos Dados.....	49
3.4	Discussão dos Resultados	51
3.4.1	Análise dos Períodos.....	55
3.5	Considerações Finais	57
3.6	Referências	59

3.7	Apêndice A - Quadro de Resumo dos Artigos.....	62
3.8	Apêndice B - Estimação do modelo ARIMA para a expectativa de inflação	63
3.9	Apêndice C - Decomposição da Taxa de Desemprego em Componentes não observáveis.....	64
3.10	Apêndice D - Testes de estabilidade dos modelos VAR para cada regime.....	66
4	ENSAIO: INFLAÇÃO INERCIAL OU EXPECTATIVAS? UMA ANÁLISE DO PROCESSO INFLACIONÁRIO BRASILEIRO RECENTE A PARTIR DA REGRESSÃO QUANTÍLICA INVERSA.....	67
4.1	Introdução	67
4.2	Revisão Empírica Para Diferentes Países	70
4.2.1	Revisão empírica	70
4.3	Metodologia Econométrica	73
4.3.1	Regressão Quantílica	74
4.3.2	Regressão Quantílica Inversa	75
4.4	Análise Dos Resultados.....	79
4.5	Considerações Finais	87
4.6	Referências	89
4.7	Apêndice A - Quadro de resumo dos artigos utilizados na análise empírica	91
4.8	Apêndice B - Decomposição da taxa de Desemprego em componentes não observáveis	94
4.9	Apêndice C - Estimativas para equação (4.5) pelos métodos TSLS e GMM	96
4.10	Apêndice D - Estimativas para equação (4.8) pelo método IVQR	98
5	CONCLUSÃO.....	102
	REFERÊNCIAS.....	104

1 INTRODUÇÃO

A presente Tese conta com a realização de três ensaios acerca de alguns dos problemas ditos fundamentais na macroeconomia - a inflação e o desemprego - a partir de diferentes estimações da curva de Phillips. A base teórica se dá nos modelos Novo-Keynesianos, mais especificadamente, na formulação mais recente da relação entre uma medida de crescimento de preços e de custo marginal, ou seja, na Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida (CPNKH).

Assim, o objetivo geral deste trabalho é o entendimento do processo inflacionário da economia brasileira passando por diferentes objetivos específicos ao longo dos ensaios elaborados. No intuito de identificar as possíveis causas, consequências e direcionamento das ações dos agentes econômicos na condução de medidas corretivas do processo de ajustamento.

Mediante o exposto, no primeiro ensaio a metodologia empregada condiz com a utilizada por Portugal e Madalozzo (2000). Assim, o objeto central é estimar a Taxa de Desemprego Não-Aceleradora da Inflação (da sigla em inglês NAIRU) a partir de uma equação de transferência, com dados trimestrais de 2000 ao segundo trimestre de 2013. Isto porque, a variável endógena (no caso a diferença entre a inflação corrente e a esperada) se comporta de acordo com as influências dos valores passados e correntes dela própria e da variável exógena.

A curva de Phillips estimada é alcançada a partir do método das variáveis instrumentais (IV), isto porque, foi encontrada correlação entre a variável endógena e o termo de erro. Além disso, a vantagem de utilizar IV para a estimação é a possibilidade do uso de instrumentos adicionais, uma vez que, como o objetivo do ensaio, de testar uma forma funcional específica (Curva de Phillips), fica limitado a apenas duas variáveis (inflação e desemprego), o uso de instrumentos auxilia na obtenção de melhores resultados.

A manipulação algébrica da formulação da curva de Phillips, possibilita a estimação da NAIRU para o Brasil. Porém, as estimações forneceram um sinal positivo para a relação entre inflação e desemprego, ou seja, a obtenção do coeficiente positivo poderia indicar que a NAIRU alcançada não é consistente para dados da economia brasileira dada a teoria relatada. Isto porque, a relação esperada seria um *trade-off* negativo.

Neste contexto, o segundo ensaio vem para complementar esta análise no sentido de que testa uma possível não linearidade dos parâmetros envolvidos na curva. Phillips (1958) já apontava que a relação entre o desemprego e a taxa de variação de salários tenderia a ser altamente não-linear. Então, se esperava encontrar uma quebra estrutural nos parâmetros para

corroborar com a hipótese de não linearidade e comprovar a veracidade do *trade-off* para os dados da economia brasileira.

Assim, o objetivo do segundo ensaio foi o de verificar a existência de quebras estruturais na Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida, por meio de um modelo de vetores autorregressivos que considera a não-linearidade dos parâmetros (quebras estruturais) e variáveis exógenas de controle (para contornar o problema de omissão de variáveis). Além disso, cabe destacar que foi considerado um período substancialmente maior do que aquele utilizado em trabalhos anteriores, relativos ao período pós-Plano Real (1995 a 2014).

O modelo estimado foi caracterizado por um MSIH(2)VAR(1), ou seja, foram considerados dois regimes nos quais o intercepto e a variância foram tomados como variáveis não linearidades condicionadas ao componente autorregressivos de ordem um. Sob este prisma, foi possível confirmar a não linearidade a partir do teste da razão de verossimilhança e, então, foram identificados dois períodos bem distintos ao longo da amostra.

Para a equação estimada, foi verificada uma representatividade maior para o termo inercial (*Backward Looking*), indicando que as expectativas de inflação contribuem menos para a explicação do processo inflacionário recente da economia brasileira. Uma explicação razoável para este resultado pode ser devido ao fato de que o passado inflacionário do Brasil deixou uma herança indesejável para os *policymakers* que pode estar dificultando a tarefa de ancorar as expectativas dos agentes econômicos.

Neste sentido, o terceiro ensaio vem com o objetivo de identificar as diferentes importâncias e significâncias dos termos expectacionais (passado e futuro) para que se possa fazer uma análise mais parcimoniosa do ambiente econômico brasileiro de formação de preços, para o período de maio de 2001 até agosto de 2016. Assim, o método utilizado - regressão quantílica inversa que utiliza os blocos em movimento *bootstrap* de Fitzenberger (1997) - foi o descrito por Chernozhukov e Hansen (2005).

As regressões quantílicas, possuem a vantagem de que, ao invés de confiar exclusivamente em uma única medida de tendência central, é possível analisar os quantis condicionais, permitindo, assim, a análise de toda a distribuição condicional da variável resposta. Ou seja, com o método de Regressão Quantílica, primeiramente desenvolvido por Koenker e Bassett (1978), será possível caracterizar os impactos heterogêneos (não lineares) das variáveis em diferentes pontos da distribuição condicional da taxa de inflação.

As principais contribuições deste ensaio dizem respeito a importância adquirida pelas expectativas futuras ao longo dos períodos analisados. Quando se faz estimações considerando somente a média condicional (como no segundo ensaio desta tese), o termo inercial é maior e

significativo para praticamente todas as especificações e modelos apresentados. Utilizando do modelo da regressão quantílica inversa, por outro lado, é possível verificar o termo *Forward Looking* ganhando força e dominando o *Backward Looking* nos três períodos analisados, em diferentes níveis de inflação.

Apenas nas estimações quantílicas, é possível mostrar evidências que o RMI alcançou um dos seus principais objetivos, o de ancorar a formação de preços da economia brasileira a partir das expectativas dos agentes econômicos. Além disso, o modelo IVQR mostrou o comportamento bastante assimétrico da formação de preços no Brasil, ou seja, as diferentes significâncias e patamares dos parâmetros ao longo de toda a distribuição da variável dependente. Neste sentido, a estimação por janelas demonstrou que, uma vez amadurecido o objetivo do RMI, os componentes foram capazes de manter sua importância e significância em todo o processo de determinação de preços brasileiro.

2 ENSAIO: TAXA DE DESEMPREGO NÃO ACELERADORA DA INFLAÇÃO: UMA ESTIMAÇÃO DA NAIRU PARA A ECONOMIA BRASILEIRA NO PERÍODO DE 2000 ATÉ 2013

Resumo: Um processo inflacionário pode advir, segundo a teoria expressa na curva de Phillips, de uma taxa de desemprego em declínio. Entretanto, constatações em relação ao nível da taxa de desemprego só são consideradas relevantes quando comparadas ao seu nível natural (de equilíbrio). A Taxa de Desemprego Não Aceleradora da Inflação (NAIRU para a sigla em inglês) pode ser tratada como uma taxa de equilíbrio uma vez que expressa o nível de desemprego capaz de manter estável a taxa de inflação. Assim, neste ensaio são desenvolvidas estimativas da NAIRU para a economia brasileira com dados trimestrais de 2000 ao segundo trimestre de 2013. O objetivo é atualizar o trabalho desenvolvido por Portugal e Madalozzo (2000) e, então, verificar se o *trade-off* negativo encontrado pelos autores permanece para um período mais recente. Desta forma, por meio da taxa de desemprego aberta do DIEESE e da taxa de inflação medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), os principais resultados dizem respeito à permanência da NAIRU acima da taxa de desemprego no período em questão, o que poderia ser responsável pelo processo inflacionário recente. Entretanto, o coeficiente de relação entre a taxa de inflação e a taxa de desemprego parece ter mudado, passando de negativo para positivo.

Palavras-chave: taxa de desemprego; taxa de inflação; coeficiente de relação; NAIRU.

Abstract: According to the theory expressed in the Phillips curve, inflationary processes may be a result of a lower unemployment rate. However, comparisons in relation to the level of the unemployment rate are only considered relevant when done in relation to their natural (equilibrium) level. In this context, in this essay, estimates of the Non-Accelerating Inflation Rate (NAIRU) for the Brazilian economy with quarterly data from 2000 to the second quarter of 2013 are developed. The objective is to update the work developed by Portugal and Madalozzo (2000) to verify if the negative trade-off found by the authors remains for a more recent period. Thus, through the open unemployment rate in the 30-day reference period of the DIEESE and the inflation rate by the National Consumer Price Index (INPC), the main results refer to the remaining NAIRU rate above the unemployment rate in the Period, which could be responsible for the recent inflationary process. However, the coefficient of the relationship between the inflation rate and the unemployment rate seems to have changed from negative to positive.

Keywords: unemployment rate; inflation rate; relation coefficient; NAIRU.

JEL Codes: E31; E65; C36.

2.1 Introdução

Nos anos de 1990 com a dinâmica social e econômica imposta pela demanda da sociedade, ou seja, pela inserção obrigatória no processo de globalização da economia, o Brasil enfrentou diversas transições sociais, políticas, tecnológicas e econômicas que afetaram profundamente sua economia, seu mercado de trabalho e, conseqüentemente, o desemprego.

Com a implementação do Plano Real em 1994, alcançou-se a tão almejada estabilização, porém, esta foi acompanhada principalmente pelo custo social do aumento do desemprego e pelo baixo dinamismo da economia brasileira. Neste contexto, a taxa de desemprego, que vinha em uma trajetória de crescimento desde o início do plano, reverte a tendência em 2003, passando a alcançar patamares menores aos de antes deste.

Em vista disto, remete-se ao conceito desenvolvido inicialmente por Alban William Phillips em 1958 e amplamente discutido por Friedman (1968) e Phelps e Taylor (1977), ou seja,

a relação negativa entre uma medida de preços e de custo marginal. De outra forma, o *trade-off* exposto na curva de Phillips salienta a ideia de que o preço pago pela estabilização de preços é uma taxa de desemprego mais elevada.

Uma vez adicionadas expectativas de inflação à curva, o dilema de que o governo não poderia explorar indefinidamente a relação negativa entre inflação e desemprego foi substituída pela ideia de que a taxa de desemprego não poderia ser sustentada abaixo de um certo nível chamado natural. Ou seja, com a introdução das expectativas, foi possível alcançar uma taxa de desemprego que era capaz de manter estável a taxa de inflação. Assim, a NAIRU – taxa de desemprego não aceleradora da inflação – abriu um leque de inúmeras tentativas de estimação para alcançá-la.

Neste contexto, o objetivo central deste ensaio é fazer uso e, ainda, atualizar o trabalho desenvolvido por Portugal e Madalozzo (2000). Ou seja, estimar a NAIRU, a partir de uma equação de transferência para, assim, verificar se a relação negativa encontrada pelos autores, para dados do início dos anos de 1980 até meados da década de 1990, permaneceu para um período mais recente (2000 à 2013).

Isto porque, como foi destacado, a taxa de desemprego reverteu a tendência de crescimento e, isto, poderia ser resultado da NAIRU estar situada acima da taxa de desemprego corrente indicando que esta, para se aproximar do seu nível natural, impulsionaria a economia no sentido de uma aceleração de preços.

Diante disto, ao fazer uso da metodologia de variáveis instrumentais para a estimação de uma equação de transferência, foi possível alcançar a NAIRU para a economia brasileira no período requerido. Para testar o *trade-off*, uma estimação simples, entre a diferença da taxa de desemprego corrente e a NAIRU em relação à taxa de inflação, foi efetuada. Entretanto, foi verificado uma mudança no coeficiente de relação expresso na teoria presente na curva de Phillips, ou seja, ao invés de negativa a relação entre a medida de custo marginal e de crescimento do nível de preços foi positiva.

Desta forma, este ensaio, além desta introdução, se desenvolve em mais três seções. A segunda seção faz uma pequena revisão do panorama da economia brasileira pós-implementação do Plano Real, seguida de uma revisão empírica de trabalhos que já calcularam a taxa NAIRU para a economia brasileira e para outros países. Posteriormente, a próxima seção revela os passos para a estimação da NAIRU deste ensaio - o primeiro subitem faz uma análise dos dados utilizados e a metodologia empregada; e, no segundo, os resultados empíricos da estimação. Por fim, apresenta-se as considerações finais, as referências e dois apêndices.

2.2 Revisão de fatos estilizados e empírica

Nesta seção será discutido o panorama da economia brasileira, que levou a escolha do período a ser analisado por este ensaio, a partir da apresentação dos fatos estilizados. Além disso, será exposta uma revisão empírica sobre trabalhos que já estimaram a NAIRU para o Brasil e para outras economias, no intuito de embasar as estimações que se seguem no desenvolvimento do trabalho.

2.2.1 Fatos estilizados

Nos anos noventa do século XX, dado um movimento internacional de abertura econômica (Consenso de Washington) e com a dinâmica social e econômica imposta pelas demandas da própria sociedade, o Brasil enfrentou diversas transições sociais, culturais, políticas, tecnológicas e econômicas, fruto de um processo modernizante de inserção na economia mundial globalizada que afetaram profundamente sua economia, seu mercado de trabalho e, conseqüentemente, o desemprego.

A abertura comercial e financeira no início da década de 1990 foi uma delas, pois, ao mesmo tempo em que o coeficiente de abertura comercial¹ da economia brasileira era pequeno e começava a aumentar, o mercado de trabalho passou por desafios maiores como o caso de que o avanço tecnológico é um poupador de mão de obra (PICHETTI; CHAHAD, 2003).

A economia brasileira, ao longo da década de 1980 e 1990, lançou inúmeros planos de estabilização inflacionária que não obtiveram resultados satisfatórios em relação aos seus objetivos, como os Planos Cruzado, Bresser, Verão e Collor. Entretanto, com o Plano Real em 1994, o tão almejado controle do nível de preços foi alcançado de forma eficiente. A principal diferença em relação aos outros planos de estabilização foi o fato de que o país estava inserido no fluxo voluntário de recursos externos e de bens. Sendo assim, seria mais difícil que os agentes econômicos internos, expostos à concorrência dos produtos internacionais, repassassem possíveis choques positivos para os preços dos seus produtos que afetavam a economia (GREMAUD *et al.*, 2009).

Segundo Flori (2003), as conseqüências da estabilização se deram, principalmente, pelo custo social do aumento do desemprego e pelo baixo dinamismo da economia brasileira, isto

¹ Calculado pela soma das exportações e importações relativamente ao PIB nacional.

porque, as melhorias do quadro econômico social, ocorridas com o Plano de Estabilização, não produziram a ampliação esperada das oportunidades ocupacionais.

Nos primeiros anos da implantação do Plano Real, ocorreu um desgaste da âncora cambial como instrumento básico da política econômica, pois, de um lado havia uma deterioração da conta corrente e, de outro, havia a necessidade de compensar o déficit mediante entrada de capital. Deste modo, os agentes se sentiam atraídos pela alta taxa de juros, o que gerava despesas financeiras significativas e piorava a relação dívida pública/PIB (GIAMBIAGI *et al.*, 2005).

Desta forma, o Brasil adotou, em 1º de julho de 1999, o Regime de Metas de Inflação (RMI), após um período turbulento de crise de confiança nos mercados emergentes. Dado que havia se tornado insustentável a manutenção da âncora cambial, tendo em vista os ataques especulativos e baixos níveis nas reservas internacionais, o câmbio passou a flutuar em janeiro do mesmo ano e o regime de metas foi inserido como âncora nominal.

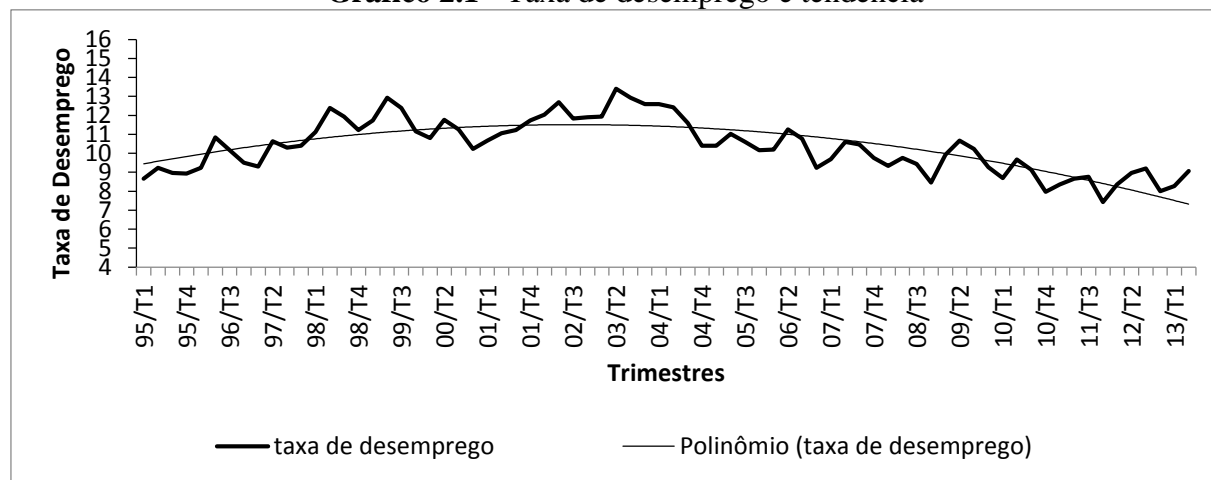
De acordo com Mendonça (2001), ao analisar os mecanismos de transmissão da política monetária brasileira, após 1994 e no período do regime de metas para inflação, o instrumento dos juros adquire papel central no combate a aceleração de preços. Deste modo, a taxa básica de juros seria a referência para as demais taxas de juros praticadas na economia e, assim, interferiria no setor real.

Neste contexto, o RMI brasileiro, na década de 2000, é caracterizado pelo controle do nível de preços via elevação na taxa de juros, através dos canais de transmissão da política monetária,² que afetam a demanda agregada e, conseqüentemente, o nível de preços. Bresser-Pereira e Gomes (2009) argumentam que, passados seis meses da adoção da flutuação cambial no Brasil, a estrutura do sistema de metas de inflação foi colocada em prática pelo Banco Central, estabelecendo metas, utilizando o IPCA como índice de referência e a taxa Selic, escolhida como instrumento de política monetária. Assim sendo, o controle inflacionário era o objetivo principal da autoridade monetária, sem considerar que a taxa básica de juros muito elevada também é um obstáculo para uma estabilização macroeconômica ampla, em termos de produto, emprego, vulnerabilidade e do próprio nível de preços.

Com a mudança da âncora cambial para a taxa de juros, a inflação conseguiu se manter relativamente estável. Por outro lado, a taxa de desemprego que vinha em uma trajetória de crescimento desde a implementação do Plano Real, reverte tendência e passa a alcançar patamares menores aos de antes do plano (Gráfico 2.1).

² Segundo Mendonça (2001) os principais mecanismos de transmissão da política monetária considerados pelo Comitê de Política Monetária do Banco Central do Brasil são: i) taxa de juros; ii) taxa de câmbio; iii) preço dos ativos; iv) crédito; e v) expectativas. Entretanto, o principal é o da taxa de juros.

Gráfico 2.1 - Taxa de desemprego e tendência



Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), elaboração própria.

Neste contexto, remete-se ao conceito do *trade-off* desenvolvido inicialmente por Alban William Phillips em 1958, ou seja, a relação negativa entre a inflação e o desemprego. Isto porque, uma maior taxa de desemprego levaria a uma taxa de inflação mais baixa, e um desemprego menor a uma inflação mais alta. Desta forma, uma vez que instala a tendência de queda, a taxa de desemprego mais baixa poderia ser a causa do processo inflacionário que a economia brasileira passou a enfrentar em anos recentes.

Entretanto, se o governo tentasse deixar o desemprego mais baixo aceitando uma inflação mais alta indefinidamente, o dilema não permaneceria e a taxa de desemprego não poderia ser sustentada abaixo de um determinado nível que Friedman (1968) e Phelps e Taylor (1977) chamavam de taxa natural de desemprego. Para contornar este impasse, foram adicionadas as expectativas de inflação à curva, assim, teria que a variação na taxa de inflação ($\pi_t - \pi^e$) seria igual a diferença entre a taxa de desemprego no período atual (U_t) e a taxa natural de desemprego (U^*) multiplicado pelo negativo do coeficiente (β), mais os resíduos (ε_t). Ou seja,

$$\pi_t - \pi^e = -\beta(U_t - U^*) + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

A taxa natural de desemprego é a taxa necessária para manter constante a taxa de inflação. É por isso que esta taxa é também chamada de Taxa de Desemprego Não Aceleradora da Inflação ou NAIRU (da expressão em inglês “*Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*”).

2.2.2 Revisão empírica

Antes de iniciar o processo de estimação a que este ensaio se propõe, será feita uma revisão de alguns trabalhos que estimaram a NAIRU para o Brasil e para outros países. Neste

contexto, Portugal e Madalozzo (2000) estimam a NAIRU com dados trimestrais do início dos anos 1980 até meados da década de 1990, destacando planos de estabilização que configuram o período nos anos 1986, 1989, 1990 e 1994. A primeira inovação do trabalho, dado que os autores utilizam o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) para representar a inflação e como taxa de desemprego as taxas abertas com período de referência de 30 dias da PME (IBGE) e PED (SEADE), é o fato da expectativa de inflação ser modelada como um processo autorregressivo de ordem um.

Além disso, para alcançar a NAIRU utilizam de uma equação de transferência. Isto porque a variável endógena (no caso a diferença entre a inflação corrente e a esperada) se comporta de acordo com as influências de seus valores passados e correntes dela própria e da variável exógena. Assim, tem-se,

$$y_t = \alpha + A(L)y_{t-1} + C(L)z_t + B(L)\varepsilon_t \quad (2.2)$$

Em que: y_t = variável endógena no período t ;

z_t = sequência da variável exógena no período t ;

ε_t = resíduos da estimativa;

$A(L)$, $B(L)$ e $C(L)$ = polinômios de *lags*.

Com o propósito de filtrar a série desemprego, empregam o método de máxima verossimilhança para a estimação das variâncias dos resíduos de cada um dos componentes, sendo o vetor estimado a partir do Filtro de Kalman. Assim, alcançam a estimativa para a NAIRU a cada trimestre e comprovam sua veracidade por meio de uma estimativa simples de mínimos quadrados da diferença desta taxa em relação à taxa de desemprego, contra a taxa de inflação. Desta forma, esta última estimação os faz alcançar um coeficiente consistentemente significativo e negativo.

A NAIRU para o Brasil é também calculada por Lima e Silva *et. al* (2000), o qual a investiga ao longo do tempo, assim como, os intervalos de confiança e sua utilidade na condução da política monetária no Brasil. Dois modelos são estimados, um com resíduos ARCH e outro com mudança de regime markoviana para dados trimestrais que vão de 1982 ao terceiro trimestre de 1999. Suas principais conclusões mostram que a NAIRU tem crescido desde 1995 e que existe correlação significativa e com sinal correto entre os desvios da taxa de desemprego em relação à taxa de inflação e à NAIRU. Porém, o autor acrescenta às suas conclusões que os intervalos de confiança das estimativas alcançadas são demasiadamente altos e que a NAIRU acaba sendo pouco útil na condução de política monetária.

Ball e Mankiw (2002) estimam a NAIRU para os Estados Unidos com dados anuais de 1960 a 2000. Primeiramente fazem a análise constante da taxa com base na seguinte equação:

$$\Delta\pi = aU^* - aU + v \quad (2.3)$$

Alcançam um termo constante de 3,8 e o coeficiente de desemprego de -0,63, os quais geram uma taxa NAIRU de 6,1%. Ressaltam o fato de que o cálculo desta taxa constante é suscetível a muitas críticas, levando-os a calcular uma taxa que varia ao longo do tempo. Isto porque, na equação disposta acima o termo (v) captura as flutuações de curto prazo e os movimentos em (U^*) mudam ao longo tempo na relação inflação-desemprego. Dessa forma, manipulam a equação (2.3) da seguinte forma:

$$U^* + v/a = U + \Delta\pi/a \quad (2.4)$$

O lado direito é computado dos dados e mede as mudanças na curva de Phillips, o primeiro termo (quando não se considera a soma) representa a tendência de longo prazo e v/a é a proporção dos choques de oferta de curto prazo. Desta forma, alcançam U^* através do filtro Hodrick Prescott que minimiza a soma dos quadrados dos resíduos entre a tendência e a série atual. Concluem destacando que a NAIRU, que pode ser vista como uma aproximação da taxa natural de desemprego, muito embora seja de fácil compreensão sua estimação não segue essa direção, ou seja, ela é de difícil medida e muda ao longo do tempo, além disso, destacam que a produtividade altera a relação inflação desemprego.

Ferreira et al. (2003) estimam a taxa NAIRU para o Brasil para o período de 1982 a 2002 segundo a abordagem de Ball-Mankiw, e comparam os resultados com outros trabalhos publicados. Analisam que a NAIRU variou ao longo do tempo e que a taxa de desemprego continuou abaixo desta no período de 1985/97, resultado este considerado consistente com as altas taxas de inflação observadas durante grande parte do período.

Silva Filho (2008) estimou a NAIRU para o Brasil no período de 1996 a 2006 com dados trimestrais e alcançou que a Curva de Phillips aceleracionista tem inclinação contrária ao que se esperaria teoricamente, ou seja, aumentos na inflação provocam um deslocamento no mesmo sentido para a taxa de desemprego. Desta forma, tem-se que a taxa de desemprego só foi menor que a NAIRU máxima (8,5%) em poucos trimestres e, mesmo com o desemprego se distanciando da NAIRU em 2008 a inflação se desacelerou, quando pela teoria deveria acelerar.

Sachsida, Ribeiro e Santos (2009) analisam três curvas de Phillips com mudança de regime para a economia brasileira no período de 1995-2008 com dados trimestrais, sendo que uma se refere ao estado do Rio de Janeiro, outra ao de São Paulo e uma geral para a economia brasileira. Utilizam como medida de inflação o IPCA e, como medida do custo marginal das empresas diferentes *proxies* para analisar, a partir de um modelo com mudança de regime markoviano, a possível não linearidade entre as variáveis.

O principal resultado diz respeito ao fato de que foi comprovada a não linearidade da Curva de Phillips para a economia brasileira e as estimativas que não a consideram podem estar viesadas. Como no caso dos autores terem encontrado um papel maior para as expectativas de inflação ao invés da inflação defasada que habitualmente representa um peso maior nos modelos lineares, estes podem estar subestimando o papel das expectativas. Assim, discutidos alguns resultados alcançados pela literatura econômica, a próxima seção tratará da estimação da NAIRU.

2.3 Estimação da NAIRU

Esta seção tem o objetivo de apresentar a estimação da taxa de desemprego de equilíbrio para a economia brasileira no período de 2000 ao segundo trimestre de 2013. O período adotado consiste em uma amostra representativa e em linha com o propósito do trabalho, considerando a melhor utilização dos dados disponíveis. A primeira parte se refere à descrição dos dados e as diferentes metodologias empregadas. A segunda mostra os resultados alcançados nas estimações.

2.3.1 Dados empíricos e metodologia econométrica

A NAIRU será alcançada a partir estimação de uma Curva de Phillips, já conceituada na segunda seção. Para tanto, os dados utilizados serão a série Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do IBGE, que mede a inflação registrada em 11 capitais, e a taxa de desemprego aberta³ com período de referência de 30 dias da PED (DIEESE/Fundação SEADE-SP).⁴

Vale ressaltar que a Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED) é um levantamento domiciliar contínuo, realizado mensalmente. Iniciou-se na Região Metropolitana de São Paulo, em convênio entre o DIEESE e a Fundação Seade, e se alastrou para o Distrito Federal e as Regiões Metropolitanas de São Paulo, Porto Alegre, Belo Horizonte, Salvador, Recife e, mais recentemente, Fortaleza, constituindo o Sistema PED nos anos subsequentes (SISTEMA DE PESQUISA DE EMPREGO E DESEMPREGO, 2014).

³ A taxa de desemprego aberto se refere as pessoas que procuraram trabalho de maneira efetiva nos 30 dias anteriores ao da entrevista e não exerceram nenhum trabalho nos sete últimos dias.

⁴ Muito embora o trabalho se baseie na metodologia empregada no artigo de Portugal e Madalozzo (2000) e os autores tenham utilizado a série disponibilizada pela Pesquisa Mensal do Emprego (PME), este artigo fará uso apenas dos dados do DIEESE pelo fato do período escolhido a ser estimado. Isto porque, assim como a PME que produz indicadores mensais sobre a força de trabalho que permitem avaliar as flutuações a tendência, a PED é estruturada da mesma forma e nos permitirá fazer as análises pretendidas.

Para os dados da inflação esperada, foi empregada a metodologia de modelos de séries temporais univariados (Modelos ARMA) a fim de determinar o processo estocástico gerador. Os modelos ARMA compreendem uma classe de modelagem que combinam termos autorregressivos (AR) e/ou médias móveis (MA), sendo que MA consiste em uma combinação linear dos termos de erro ruído branco. Desta forma, atinge-se um modelo ARIMA (p, d, q), em que p é o número de termos autorregressivos, q é o número de termos de média móvel e d é a ordem de integração (BUENO, 2011).

Para o processo gerador ser estável é necessário que a série seja estacionária, pois, desta forma, é possível construir um modelo válido para estimação de valores futuros. Uma vez que a série a ser prevista, ou seja, o INPC, mostrou-se estacionária em nível, a identificação do processo gerador se dá pela análise das funções de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP).⁵

Assim, a série que representa as expectativas de inflação a ser utilizada nas estimações do objetivo deste ensaio foi alcançada a partir de um processo autorregressivo de ordem um. Além disso, já se preocupando com o processo de suavização dos dados, foram utilizados dados trimestrais⁶ para as três séries adotadas para fins da estimação da NAIRU. Neste contexto, os dados requeridos serão para o período de 2000 ao segundo trimestre de 2013.

A metodologia empregada se baseia no modelo de uma função de transferência⁷ (equação 2.2) descrito no artigo de Portugal e Madalozzo (2000). Esse procedimento parte do pressuposto de que ambas as séries são estacionárias e que a variável explicativa seja exógena. A variável endógena se dá pela diferença da taxa de inflação corrente e da expectativa de inflação, assim, mesmo que o INPC não se mostrasse estacionário em nível (o que não aconteceu), a diferença seria.

Para o tratamento da taxa de desemprego⁸, foi utilizado o procedimento verificado no artigo de Ball e Mankiw (2002), ou seja, do filtro Hodrick Prescott (HP).⁹ Esta é uma

⁵ O correlograma que dispõe as FAC e FACP é apresentado no Apêndice A deste capítulo, assim como as estimativas do processo estocástico gerador dos dados.

⁶ Uma vez que as séries disponibilizadas pelo IBGE e pelo DIEESE são mensais, foi necessária a compactação dos dados em trimestres. Para a série taxa de desemprego foi feita uma média aritmética simples (*software Gretl*) já para a taxa de inflação utilizou-se de uma média geométrica.

⁷ Para tal objetivo, também é necessária que a variável explicativa seja exógena. No Anexo 2.6.2 deste trabalho é verificado o teste de endogeneidade de Hausman, o qual com 1% de significância confirma esta hipótese.

⁸ Vale ressaltar que a série é altamente sazonal (por exemplo, é menor no último trimestre por conta dos empregos temporários). Dessa forma, antes de suavizada ela foi dessazonalizada pelo método multiplicativo X12 ARIMA.

⁹ Várias foram as metodologias utilizadas para a extração da tendência da série desemprego. Inclusive a decomposição da série em tendência, sazonalidade, ciclos e componente irregular com base no método da máxima verossimilhança através do filtro de Kalman (pacote Stamp 5.0). As estimativas, porém, mostraram-se mais significativas pelo filtro HP.

generalização de uma tendência linear temporal que permite a inclinação da tendência da mudança gradual durante o período analisado e minimiza a soma dos desvios entre a tendência e a série atual. Ou seja,

O filtro HP é a generalização de uma tendência linear do tempo que permite que a inclinação da tendência mude gradualmente ao longo do tempo. Formalmente, o filtro HP minimiza a soma dos desvios quadrados entre a tendência e a série atual, mantendo a tendência suavizada. Se não houvesse penalidades, o filtro produziria a série original, se a pena fosse muito alta, resultaria em tendência linear (BALL; MANKIW, 2002, p. 122).

Uma vez alcançadas as séries necessárias para a equação de transferência, ou seja, expectativa de inflação, a taxa de inflação (INPC) e a taxa de desemprego suavizada, no próximo subitem se verifica a estimação desta equação.

2.3.2 Resultados empíricos para a NAIRU da economia brasileira

Como ambas as séries se mostraram estacionárias¹⁰ a equação (2.2) deve apresentar a formulação da equação (2.5) nas estimações.

$$\pi_t - \pi_t^e = \alpha + A(L)[\pi_t - \pi_t^e] + C(L)U_t + B(L)\varepsilon_t \quad (2.5)$$

Mesmo se tratando de um período mais estável da economia brasileira, as séries mostraram certa variabilidade principalmente no ano de 2002¹¹ por isso, *dummies*¹² foram testadas e a *d2002*, correspondente ao ano de 2002, se mostrou significativa nas estimações. Deste modo, a equação (2.5) toma a seguinte forma

$$\pi_t - \pi_t^e = \alpha + A(L)[\pi_t - \pi_t^e] + C(L)U_t + \delta d2002 + e_t \quad (2.6)$$

Em que: *d2002* = *Dummy* correspondente ao ano de 2002;

e_t = resíduos da estimativa.

Os resíduos da equação (2.6) não são necessariamente ruídos brancos. Esse fato pode ser proveniente do modelo a ser estimado, pois, a inflação pode ser explicada por mais variáveis do que apenas a taxa de desemprego, como é no caso da curva de Phillips. Por isto, a omissão de variáveis pode gerar resíduos que não se caracterizem por ruídos bem comportados. Logo, foi necessária a determinação do grau do polinômio $B(L)$ da equação (2.5), ou seja,

¹⁰ A partir do teste de *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) para as séries da inflação e para a taxa de desemprego, como ressalva Portugal e Madalozzo (2000), por se tratar de uma série limitada, deve-se transformar a série para *logit* a fim de utilizar o teste ADF para raiz unitária. Uma vez feito isso, a série se mostrou estacionária.

¹¹ Ano que a economia brasileira esteve suscetível ao efeito Lula, a crise da Argentina e ao “apagão” energético, dentre outros.

¹² Sabendo-se que em 2008 a região metropolitana de Fortaleza foi inserida ao cálculo da taxa de desemprego aberta da PED, testou-se uma *dummy* para este ano, porém, como explicitado no texto, apenas a do ano de 2002 foi significativa e efetivamente usada nas estimações.

$$e_t = B(L)\varepsilon_t \quad (2.7)$$

O grau do polinômio é identificado pelas FAC e FACP obtido por um modelo ARMA.¹³ O modelo mais adequado ao propósito deste ensaio foi, mais uma vez, o processo autorregressivo de ordem um (AR(1)). Desta forma, este foi incorporado às estimativas alcançadas, apresentadas na equação (2.8).

A equação (2.8) foi estimada a partir do método das variáveis instrumentais (IV). Foi necessário o uso desse método pelo fato de haver correlação entre a variável endógena e o termo de erro, segundo Bueno (2011). Dos possíveis motivos que caracterizam a necessidade do uso de IV, o modelo estimado se enquadra no caso de variáveis omitidas e regressão dinâmica.

$$\begin{aligned} \pi_t - \pi_t^e &= 0,221143 + 0,37883[\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e] - 0,460844[\pi_{t-2} - \pi_{t-2}^e] \\ &\quad (0,63)^{14} \quad (2,16) \quad (-3,15) \\ &+ 0,718209U_t - 0,733385U_{t-2} + 0,381529d2002 - 0,354540\varepsilon_{t-1} \quad (2.8) \\ &\quad (1,84) \quad (-1,83) \quad (2,15) \quad (-1,77)^{15} \\ R^2 &= 0,369822 \quad DW = 2,0322229 \\ AR\ 1 &\rightarrow Prob = 0,2857 \\ ARCH\ 1 &\rightarrow Prob = 0,8426 \end{aligned}$$

A vantagem de usar IV para a estimação é a possibilidade do uso de instrumentos adicionais, isto porque, como o objetivo do ensaio é testar uma forma funcional específica (Curva de Phillips), fica-se limitado a apenas duas variáveis, ou seja, inflação e desemprego. Assim, é necessário encontrar variáveis que sejam correlacionadas com a variável exógena (taxa de desemprego) e não correlacionadas com o erro ou com a variável endógena (taxa de inflação) para serem usadas como instrumentos.¹⁶

A manipulação algébrica da equação (2.8) possibilitará a estimação da taxa NAIRU para o Brasil. Assumindo que, segundo Portugal e Madalozzo (2000), a NAIRU é o valor do desemprego quando as expectativas da inflação se igualam a inflação corrente e, isolando a taxa de desemprego, alcançamos a equação (2.9).

$$NAIRU = U_t^* = \frac{0,221143 + 0,381529d2002 - 0,354540\varepsilon_{t-1}}{0,733385 - 0,718209} \quad (2.9)$$

¹³ Da mesma forma que a série expectativa de inflação foi gerada.

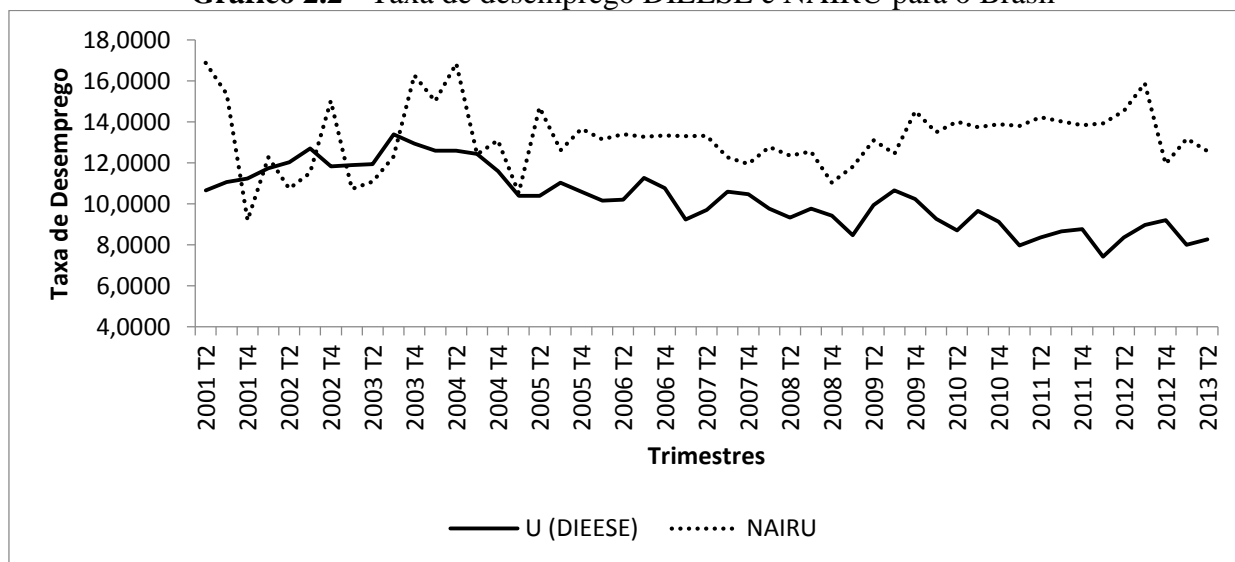
¹⁴ O coeficiente linear da curva de Phillips estimada não se mostrou significativo. Porém, uma vez que sua utilização é necessária para o cálculo da taxa NAIRU, ele foi mantido na especificação do modelo.

¹⁵ Entre parênteses a estatística t calculada.

¹⁶ Ou seja, é necessário que os instrumentos sejam não correlacionados com o termo de erro da equação (parte não explicada pela variável exógena) e correlacionados com a variável exógena (ou seja, com a variável utilizada para explicar a taxa de inflação – a taxa de desemprego). Utilizando desta noção, os instrumentos utilizados foram: Taxa de câmbio, Taxa Selic e crescimento do Produto Interno Bruto (PIB), todos disponibilizados pelo IPEA.

O Gráfico (2.2) apresenta os valores da taxa de desemprego e a NAIRU estimada para cada trimestre do período em questão, de 2001 ao segundo trimestre de 2013. A relação esperada acontece à medida que a NAIRU supera a taxa de desemprego ocasionando uma aceleração da taxa de inflação.

Gráfico 2.2 - Taxa de desemprego DIEESE e NAIRU para o Brasil



Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) elaboração própria.

Para testar esta relação foi estimada uma regressão simples relacionando as variáveis em questão - a diferença entre a taxa de desemprego e a NAIRU e a inflação corrente (INPC), representada pela equação (2.10).

$$U_t - NAIRU_t = 1,961\pi_t \quad (2.10)$$

(2,656)¹⁷

Em que: U_t = taxa de desemprego no período t ;

$NAIRU_t$ = NAIRU estimada para o período t ;

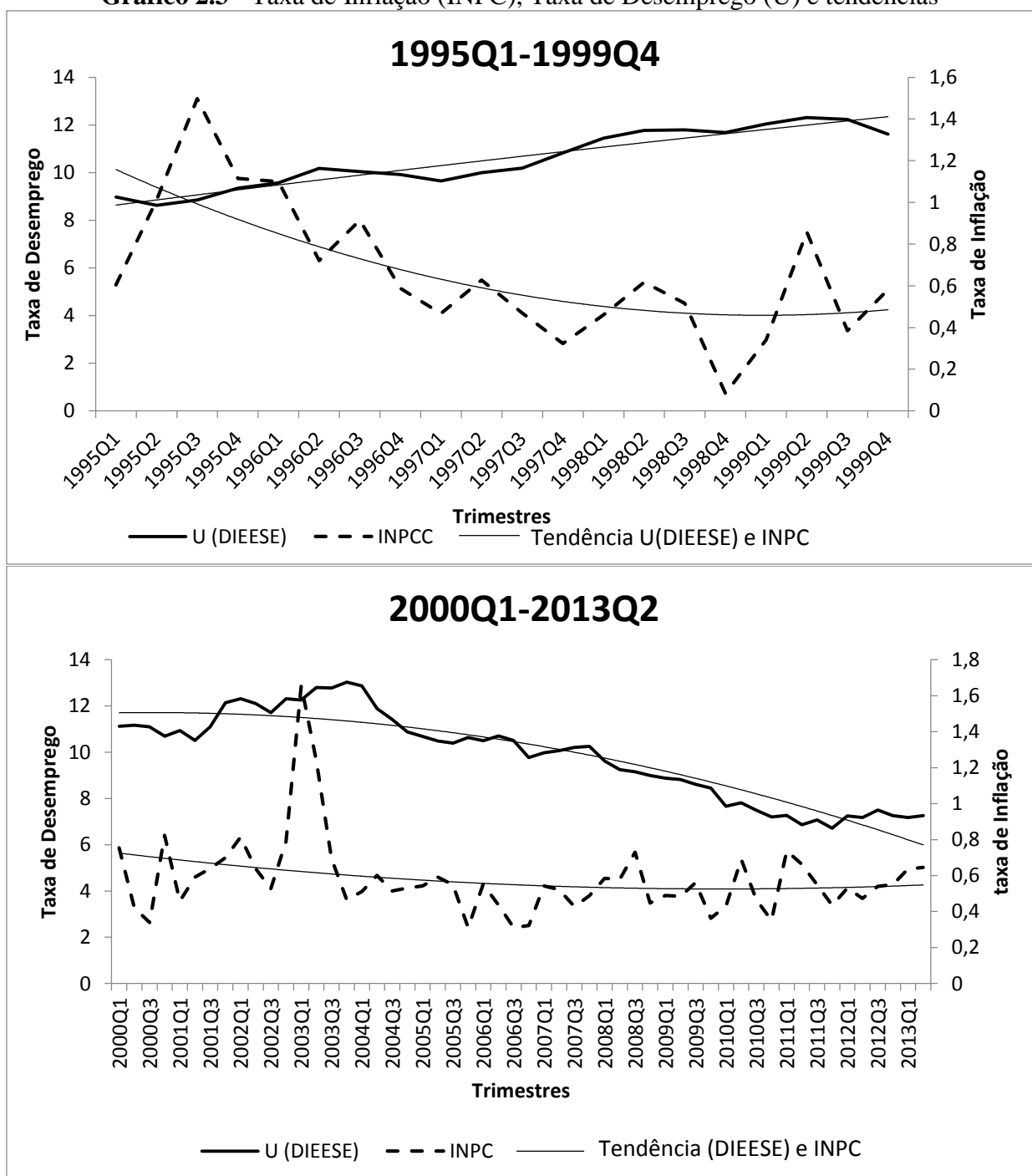
π_t = inflação para o período t .

A obtenção do coeficiente positivo poderia indicar que a taxa NAIRU alcançada não é consistente para a economia brasileira, pois, a relação esperada pela relação de Phillips seria negativa. Entretanto, quando se analisa o primeiro gráfico, que relaciona a taxa de desemprego e a taxa de inflação com as suas respectivas tendências, um indicativo da robustez da estimativa alcançada é sinalizado.

¹⁷Entre parênteses a estatística t calculada.

No Gráfico (2.3) percebe-se que, depois da estabilização da economia brasileira, existe uma reversão da relação entre as taxas que caracterizam a curva de Phillips. No primeiro gráfico, pode ser observado o período até a adoção do regime de metas de inflação e, neste período, a relação negativa entre inflação e desemprego se dá de forma clara. Contudo, após a implementação do regime de metas, a taxa de desemprego instala tendência de queda e a taxa de inflação permanece praticamente estável.

Gráfico 2.3 - Taxa de Inflação (INPC), Taxa de Desemprego (U) e tendências



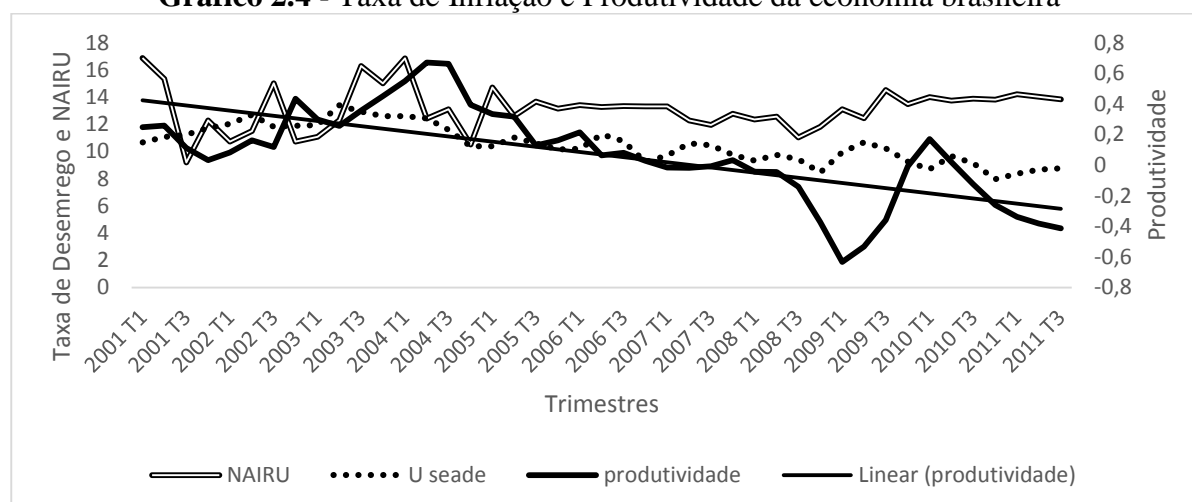
Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), elaboração própria.

Constatação de acordo com o trabalho de Silva Filho (2008), no qual o autor também encontrou relação positiva entre inflação e desemprego.

Dados brasileiros trazem a complicação adicional de que não houve nenhum trade-off entre inflação e desemprego desde a estabilização. Pelo contrário, a correlação foi positiva. Esta evidência aponta fortemente para a importância dos choques de oferta sobre a dinâmica da inflação recentes no Brasil (SILVA FILHO, 2008, p. 26, tradução nossa).

Além disso, uma possível explicação para taxa NAIRU permanecer acima da taxa de desemprego como no gráfico dois pode estar relacionado a produtividade¹⁹ da economia brasileira estar em um processo de decréscimo (Gráfico 2.4).

Gráfico 2.4 - Taxa de Inflação e Produtividade da economia brasileira



Fonte: Elaboração própria.

Ball e Mankiw (2002) apontam que variações na NAIRU parecem estar relacionadas a flutuações na produtividade. Destacam ainda que na década de 1970 nos Estados Unidos, a NAIRU aumentou quando o crescimento da produtividade estava decaindo. Por fim, outra forma de representar a Curva de Phillips é relacioná-la com a Lei de Okun²⁰, o Gráfico (2.5) mostra a relação entre o produto natural²¹ e a taxa de inflação da economia brasileira.

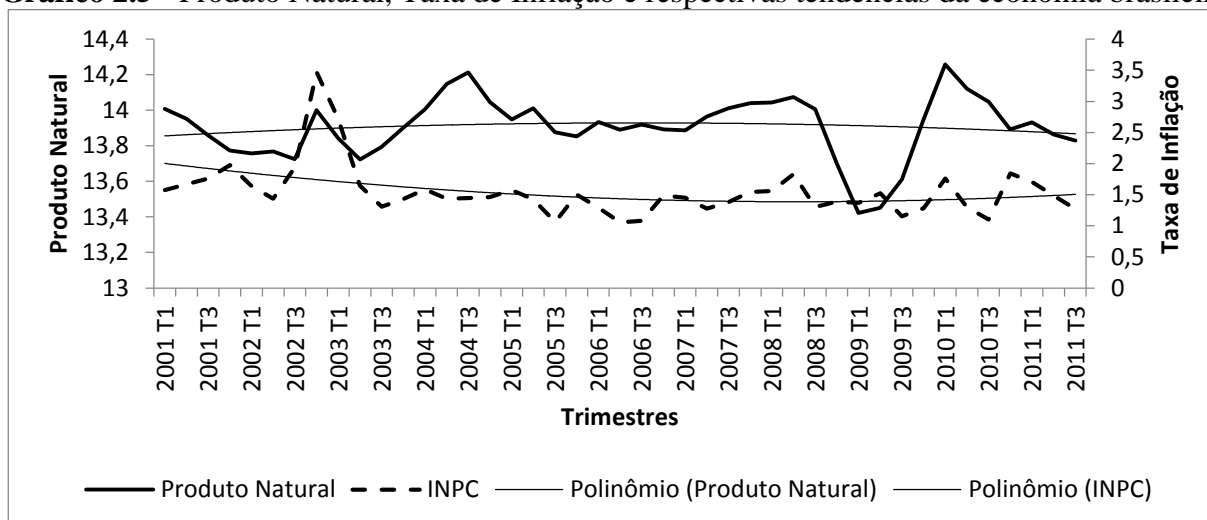
¹⁹A metodologia empregada no desenvolvimento da variável produtividade segue a usada por Souza Neto e Curado (2003) na qual se calcula a diferença entre os logaritmos da produção física da indústria (disponibilizada pela FIESP) e da série horas pagas na indústria geral. Vale ressaltar que as duas séries foram dessazonalizadas pelo método X12 ARIMA.

²⁰Segundo Souza Júnior (2005), a redução da taxa de desemprego está relacionada com o crescimento da diferença entre o produto natural e o efetivo (*gap* do produto). Relação esta que se apresenta na Lei de Okun, ou seja, podemos, ao invés de relacionar inflação e desemprego, analisar inflação e *gap* do produto e, assim, fazer inferências sobre o desemprego.

²¹O produto natural foi alcançado um filtro multivariado utilizando a mesma metodologia que Areosa (2004). Com base em uma *Cobb-Douglas*, filtram-se simultaneamente os *gaps* do desemprego, da capacidade instalada e do produto e, com uma regressão simples de mínimos quadrados, alcança-se o produto natural. Ressaltando que os dados utilizados são disponibilizados pelo IBGE.

O que se pode verificar é que, mesmo que sutil, a relação inversa no período de análise entre o produto natural e a taxa de inflação parece estar mais visível que quando esta taxa foi comparada a taxa de desemprego no Gráfico (2.3).

Gráfico 2.5 - Produto Natural, Taxa de Inflação e respectivas tendências da economia brasileira



Fonte: Elaboração própria.

Sachsida, Ribeiro e Santos (2009) consideram, ao estimar uma Curva de Phillips para a economia brasileira, o hiato do produto, a utilização da capacidade instalada da indústria brasileira e a taxa de desemprego do estado São Paulo.²² Alcançam que o hiato e a capacidade instalada não são as melhores *proxies* para representar o custo marginal e que a taxa de desemprego forneceu os melhores resultados. Ou seja, a utilização da taxa de desemprego é consistente para estimar a Curva de Phillips da economia brasileira.

2.4 Considerações finais

A essência da teoria presente na curva de Phillips, desde que as expectativas foram incorporadas, diz respeito ao fato do governo não conseguir explorar indefinidamente uma taxa de desemprego mais baixa em troca de inflação mais alta. Isto porque, a taxa de desemprego não poderia ser sustentada abaixo de um certo nível de equilíbrio que é chamado de NAIRU (taxa de desemprego não aceleradora da inflação).

Em vista de testar o *trade-off* entre inflação e desemprego, uma vez que se verificou uma reversão na tendência de queda da taxa de desemprego, este ensaio se propôs a estimar a NAIRU para a economia brasileira com dados trimestrais de 2000 ao segundo trimestre de 2013, a partir

²² Mesma taxa utilizada por este ensaio.

de uma curva de Phillips. A metodologia empregada condiz com uma equação de transferência na qual a variável endógena, no caso a diferença entre a inflação corrente e a esperada, depende dos valores correntes e passados dela própria e da taxa de desemprego (exógena).

Os principais resultados alcançados dizem respeito, primeiramente, ao fato da NAIRU ter permanecido, na maior parte do período analisado, em um patamar superior à taxa de desemprego, o que poderia ou invalidar a significância das estimativas calculadas – uma vez que isto indicaria uma aceleração da taxa de desemprego para alcançar a taxa de equilíbrio, entretanto, esta mostrou um processo de queda - ou justificar a aceleração da taxa de inflação – taxa de desemprego menor indicaria aceleração no nível de preços.

Para identificar o cenário ao qual a economia brasileira estava inserida, estimou-se uma equação entre a diferença da taxa de desemprego corrente e a taxa NAIRU em relação à taxa de inflação. O objetivo era verificar se o *trade-off* negativo entre inflação e desemprego permaneceu em um período recente dadas as estimativas alcançadas. Entretanto, o coeficiente de interesse que deveria ser negativo acabou por apontar uma relação positiva.

Assim, ao fazer-se uma análise mais minuciosa acerca dos dados e relações encontradas, verificou-se que em nível a taxa de desemprego e de inflação apresentaram tendências parecidas a partir dos anos 2000. Este fato, sinalizou que o processo inflacionário recente poderia estar relacionado a outras variáveis como o caso da produtividade, que mostra a relação negativa esperada com a inflação.

Desta forma, uma vez que o trabalho não esgota as possibilidades de estudo em relação ao tema e, considerando que a teoria em questão aponta uma relação negativa, a reversão da relação deve ser levada em consideração, no intuito de ser mais explorada ou contestada.

2.5 Referências

AREOSA, M. B. M. *Combining Hodrick-Prescott filtering with a production-function approach to estimate the output gap*. Texto apresentado no Seminário de 5 anos de Metas de Inflação, Banco Central do Brasil, 2004.

BALL, L.; MANKIW, G. N. The NAIRU in theory and practice. *Journal of Economic Perspectives*, v. 16, n. 14, p. 115-136, 2002. (supplement)

BRESSER-PEREIRA, L. C.; GOMES, C. *O regime de metas de inflação no Brasil e a armadilha da taxa de juros/taxa de câmbio*. In: OREIRO, J. L.; PAULA, L. F.; SOBREIRA, R. (Org.). *Política monetária, bancos centrais e metas de inflação: teoria e experiência brasileira*. Rio de Janeiro: FGV, 2009. p. 21-51.

BUENO, R. de L. da S.. *Econometria de Séries Temporais*. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

FERREIRA, A.; ESTEVES, P. S.; FÉLIX, R. M. *Estimates of the NAIRU for Brazil using the Ball-Mankiw approach*. Belo Horizonte, 2003. (Notas Técnicas do CIPE)

FLORI, P. M. *Desemprego de Jovens: um estudo sobre a dinâmica do mercado de trabalho juvenil brasileiro*. 2003. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2003.

FRIEDMAN, M.. The Role of Monetary Policy. *The American economic review*, v. 58, p. 1-17, 1968.

GIAMBIAGI, F.; CASTRO, L. B. de; HERMAN, J. (Org.). *Economia Brasileira Contemporânea*. 9. ed. Rio de Janeiro: Campus, 2005.

GORDON, R. J. The time-varying NAIRU and its implications for economics policy. *Journal of Economic Perspective*, v. 11, n. 1, 1997.

GREMAUD, A. P.; VASCONCELLOS, M. A. S.; TONETO JÚNIOR, R. *Economia Brasileira contemporânea*. 7. ed. São Paulo: Atlas, 2009.

LIMA E SILVA, R. C.; NEDUZIAK, L. C. R.; CURADO, M. L. *A curva de Phillips e sua aplicação na Economia Contemporânea*. 2006. Disponível em: <http://www.pet-economia.ufpr.br/banco_de_arquivos/00002_Rodrigo_cl_lima_e_silva_-_Curva_de_phillips_e_aplicacao.pdf>. Acesso em: 17 set. 2013.

MENDONÇA, H. F. Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. *Economia e Sociedade*, Campinas, v.16 p 65-81, jun. 2001.

PHELPS, E. S.; TAYLOR, J. B.. Stabilizing Powers of Monetary Policy under Rational Expectations. *Journal of Political Economy*, v.85, p. 163-190, 1977.

PICHETTI, P.; CHAHAD, J. P. A evolução da taxa de desemprego estrutural do Brasil: uma análise entre regiões e características dos trabalhadores. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA (ANPEC), 2003, Salvador. (Anais)

PORTUGAL, M. S.; MADALOZZO, R. C. Um modelo de NAIRU para o Brasil. *Revista de Economia Política*, São Paulo, n. 4, p. 26-47, 2000.

SACHSIDA, A.; RIBEIRO, M.; SANTOS, C. H. *A curva de Phillips e a experiência brasileira*. Rio de Janeiro: IPEA, 2009. (Texto para Discussão, 1.429)

SILVA FILHO, T. N. T. Searching for the NAIRU in a large relative price shock's economy Brazilian case. Cidade: Editora, 2008. (*Working Paper Series*,163).

SOUZA JÚNIOR, J. R. *Produto potencial: conceitos, métodos de estimação e aplicação à economia brasileira*. Rio de Janeiro: IPEA, 2005. (Texto para Discussão, 1.130)

SOUZA NETTO, C. R. de; CURADO, M. L. Produtividade do trabalho, salários reais e desemprego na indústria de transformação do Brasil na década de 90. In: Anais do ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA (ANPEC). Porto Seguro: ANPEC, 2003.

2.6 Apêndice A - Especificação do Modelo ARIMA para a Taxa de Inflação Esperada

Figura A.2.1: Correlograma da série taxa de inflação

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.465	0.465	12.361	0.000
		2	0.042	-0.223	12.464	0.002
		3	0.058	0.186	12.665	0.005
		4	0.190	0.114	14.855	0.005
		5	0.140	-0.019	16.065	0.007
		6	0.020	-0.016	16.089	0.013
		7	0.010	0.025	16.095	0.024
		8	0.011	-0.052	16.103	0.041
		9	0.050	0.071	16.270	0.061
		10	-0.113	-0.236	17.144	0.071
		11	-0.210	-0.051	20.250	0.042
		12	-0.052	0.103	20.447	0.059
		13	-0.089	-0.241	21.028	0.072
		14	-0.170	0.029	23.225	0.057
		15	-0.159	-0.016	25.193	0.047
		16	-0.010	0.057	25.200	0.066
		17	-0.038	-0.071	25.317	0.088
		18	-0.136	-0.056	26.875	0.081
		19	-0.073	0.085	27.339	0.097
		20	0.014	0.021	27.356	0.126
		21	0.081	0.002	27.962	0.141
		22	0.037	0.046	28.090	0.173
		23	-0.060	-0.102	28.438	0.200
		24	-0.022	0.015	28.488	0.240

Fonte: Elaboração própria com base no *software* Eviews.

Nota-se que a função de autocorrelação (FAC) decrescente com oscilação e que a função de autocorrelação parcial (FACP) apresenta o pico na defasagem um. Fatos estes que caracterizam um modelo autorregressivo de ordem um (AR(1)).

Figura A.2.2: Modelo AR(1) para a Taxa de Inflação

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.538733	0.089757	17.14334	0.0000
AR(1)	0.466372	0.123190	3.785795	0.0004
R-squared	0.219375	Mean dependent var		1.536098
Adjusted R-squared	0.204068	S.D. dependent var		0.390806
S.E. of regression	0.348657	Akaike info criterion		0.767551
Sum squared resid	6.199660	Schwarz criterion		0.841902
Log likelihood	-18.34011	Hannan-Quinn criter.		0.796143
F-statistic	14.33224	Durbin-Watson stat		1.794660
Prob(F-statistic)	0.000405			
Inverted AR Roots	.47			

Fonte: Elaboração própria com base no *software* Eviews.

O que se verifica na Figura (A.2.2) é a regressão que gerou a série prevista para a taxa de inflação esperada. Cabe destacar que o modelo se mostrou significativo e que o teste t para comprovar a significância do processo autorregressivo é altamente significativo.

2.7 Apêndice B - Teste de endogeneidade para a série Taxa de Desemprego

Teste de Hausman

Para testar se a série taxa de desemprego é exógena a variável explicada, ou seja, a diferença entre a taxa de inflação corrente e esperada, efetuou-se o teste de Hausman. Esse teste consiste na estimação do modelo por variáveis instrumentais (equação 2.8) usar os valores previstos da variável endógena em uma regressão simples de mínimos quadrados. A hipótese nula de exogeneidade é aceita quando o coeficiente dos valores previstos não é significativamente diferente de zero. Desta forma, sendo que a estatística t deste teste foi de 0,182623, comprova-se a não significância do coeficiente já a 1%.

3 ENSAIO: CURVA DE PHILLIPS COM MUDANÇA DE REGIME MARKOVIANO: UMA ANÁLISE DA ECONOMIA BRASILEIRA PARA O PERÍODO 1995-2014

Resumo: A fundamentação teórica e comprovação empírica da Curva de Phillips tem se desenvolvido desde de sua especificação inicial no intuito de alcançar uma representação mais completa do ambiente macroeconômico. Entretanto, ela ainda está sujeita a algumas críticas de teor relevante. Uma das que ganha cada vez mais destaque na literatura diz respeito a não linearidade da Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida (CPNKH). Phillips (1958) já apontava que a relação entre o desemprego e a taxa de variação de salários tenderia a ser altamente não linear. Assim, este ensaio se compromete em verificar a existência de quebras estruturais na CPNKH, a partir de um modelo de vetores autorregressivos que considera a não linearidade dos parâmetros (considerando, assim, quebras estruturais), variáveis exógenas (tentando contornar o problema de omissão de variáveis), além de utilizar um período consideravelmente maior do que os trabalhos anteriores, relativo ao período pós-Plano Real (1995 à 2014). Os principais resultados encontrados comprovam a hipótese de não-linearidade da CPNKH, a grande representatividade do componente inercial da inflação (o que explica parte da inflação que atualmente a economia brasileira está enfrentando) e o *trade-off* entre inflação e desemprego para o período sob análise.

Palavras-chave: Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida (CPNKH), Brasil, não linearidade, mudança de regime Markoviano.

Abstract: The theoretical and empirical evidence of the Phillips curve has developed since its initial specification in order to achieve a more complete representation of the macroeconomic environment. However, it is still subject to some criticism from relevant content. One criticism that has gained increasing prominence in the literature concerning the non-linearity of the Phillips Curve New Keynesian Hybrid (CPNKH). Phillips (1958) has pointed out that the relationship between unemployment and wage growth rate would tend to be highly nonlinear. This paper is committed to verify the existence of nonlinearity of CPNKH, from a vector autoregressive model considering non-linearity of the parameters (assuming thus structural breaks), exogenous variables (trying to circumvent the problem of omission variables), and use a considerably longer, after real plan period (1995 to 2014). The main results confirm the hypothesis of non-linearity of CPNKH, a great representation of the inertial component of inflation, which explains part of inflation that currently the Brazilian economy is facing and the trade-off between inflation and unemployment for the period under review .

Key-Words: Phillips Curve New Keynesian Hybrid (CPNKH), Brazil, non-linearity, Markov-Switching Model.

JEL Codes: E31; E34; C34.

3.1 Introdução

A economia brasileira vivenciou um período de hiperinflação, depois de seis planos fracassados de estabilização, implementados no Brasil entre 1986 e 1991, o Plano Real constituiu uma nova estratégia de controle de preços, fundamentada na adoção de um novo padrão monetário, que veio a ser bem sucedido. Entretanto, esta estabilidade veio acompanhada, principalmente, pelo custo social do aumento do desemprego. Tal constatação remete ao já tradicional conceito da curva de Phillips, que prevê um *trade-off* entre a variação de uma medida do nível de preços e da taxa de desemprego. As discussões sobre a existência de uma relação inversa entre essas duas variáveis e sobre a possibilidade do governo controlá-las por meio da

implementação de políticas macroeconômicas têm estado no centro dos debates desde o final dos anos 1960.¹

Friedman (1968) e Phelps e Taylor (1977) questionaram a existência do dilema entre inflação e desemprego argumentando que este somente existiria se os fixadores de salários subestimassem sistematicamente a inflação, o que seria pouco provável. Calvo (1983), por meio de microfundamentação, introduziu a Curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK), que supõe rigidez nominal na determinação dos preços e ajuste gradual, o que possibilitaria o *trade-off* de curto prazo. O termo *Forward Looking* foi adicionado à Curva, significando que as expectativas racionais deveriam ser consideradas, evitando erros sistemáticos dos *policymakers*.²

Todavia, a CPNK ainda apresentava grandes dificuldades para capturar a persistência da inflação. Por isso, Galí e Gertler (1999) estenderam a teoria-base para permitir que um conjunto de firmas definissem seus preços de acordo com uma regra *Backward Looking*. Assim, a curva de Phillips passou a comportar termos que representassem as expectativas adaptativas (*Backward Looking*) e as expectativas racionais (*Forward Looking*), dando origem à chamada Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida (CPNKH).³

Muito embora a fundamentação teórica e empírica da curva de Phillips tenha se desenvolvido, desde sua especificação inicial, com o objetivo de alcançar uma representação mais completa do ambiente econômico, ela ainda está sujeita a algumas críticas de teor relevante. Uma das críticas que ganha cada vez mais destaque diz respeito à não-linearidade da curva. Phillips (1958) já apontava que a relação entre o desemprego e a taxa de variação de salários tenderia a ser altamente não-linear. Porém, não é difícil constatar que a maior parte dos autores que se propuseram a estimá-la considera que a relação expressa entre inflação e desemprego é linear.⁴

Mediante o exposto, este ensaio se compromete a verificar a existência da não-linearidade na Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida, por meio de um modelo de vetores autorregressivos que considera a não-linearidade dos parâmetros (quebras estruturais) e variáveis exógenas de controle (para contornar o problema de omissão de variáveis). Além disso, cabe

¹Galí e Gertler (1999), Galí et al (2001), Stock e Watson (1999), entre outros.

²O primeiro autor que destacou o conceito das expectativas racionais foi Muth (1961), e autores, como Sargent e Wallace (1975), utilizaram do conceito para o desenvolvimento de modelos matemáticos mais sofisticados. O objetivo desses autores era o de mostrar que somente aqueles distúrbios monetários que criam uma discrepância entre a oferta de moeda corrente e esperada tem um efeito sobre variáveis reais como o desemprego.

³Inúmeros foram os trabalhos que levaram essa abordagem em consideração para analisar os determinantes da inflação. Ver Tristão e Torrent (2013), Carvalho (2010), entre outros.

⁴Gordon (1997), Schwartzman (2006) e Tombini e Alves (2006).

destacar que será considerado um período substancialmente maior do que aquele utilizado em trabalhos anteriores, relativos ao período pós-Plano Real (1995 a 2014).

Os principais resultados encontrados dizem respeito à comprovação da não linearidade da curva de Phillips para dados da economia brasileira. Desta forma, ao identificar dois períodos bem distintos, a análise dos gráficos de impulso resposta foi desenvolvida para verificar a relação entre inflação e desemprego descrita no *trade-off* relatado pela teoria em questão. Assim, foi possível verificar a relação negativa, comprovando que choques nominais (aumento da inflação) tem efeitos reais (diminuição do desemprego), além do fato de grande parte do processo inflacionário parecer, ainda, ser explicado pelo componente inercial (*Backward Looking*).

Neste contexto, este ensaio está dividido em mais três seções, além desta introdução, das considerações finais e apêndices. A próxima seção apresenta trabalhos recentes que desenvolveram estimativas de diferentes Curvas de Phillips Novo-Keynesianas, tanto para a economia brasileira como para outros países. Já a terceira seção expõe a fundamentação teórica da Curva e a estratégia econométrica a ser utilizada, além de apresentar os dados empregados nas estimativas. Por fim, os resultados são discutidos na quarta seção.

3.2 Revisão de Literatura

Dependendo da metodologia empregada e dos países analisados, diferentes são os resultados encontrados acerca da importância dos componentes e da própria relação explicitada pela Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida. Desta forma, nesta seção será apresentada uma revisão empírica sobre trabalhos que já estimaram essa formulação da curva de Phillips⁵, no intuito de avaliar a metodologia empregada e os principais resultados alcançados.

Neste contexto, os primeiros autores a introduzir o componente *Backward Looking* e, assim, alcançar a CPNKH foram Galí e Gertler (1999). A abordagem levada em consideração tinha três características distintas. Primeiro, nas implementações empíricas, foi utilizada uma medida de custo marginal real no lugar de um *ad hoc* hiato do produto. Isto porque, a característica desejável da medida de custo marginal é a que contabiliza diretamente o ganho de produtividade na inflação, um fator que uma simples medida de hiato do produto perderia. Segundo, estenderam a teoria base da curva de Phillips para permitir que um conjunto de firmas definam seus preços de acordo com uma regra *Backward Looking*. Terceiro, identificaram e estimaram todos os parâmetros estruturais do modelo utilizando métodos econométricos

⁵O quadro (A.3.1), apresentado no Apêndice A deste capítulo, apresenta um resumo dos artigos utilizados nesta seção.

tradicionais. Os principais resultados mostraram que: os custos marginais reais são, de fato, estatisticamente significantes e quantitativamente importantes determinantes da inflação; o comportamento *Forward Looking* é muito importante; e, o comportamento *Backward Looking* é estatisticamente significativo, embora, nas melhores especificações dos autores, tem uma importância quantitativa limitada.

Com conclusões bastantes similares, Sachsida, Ribeiro e Santos (2009), ao considerar parâmetros não lineares, relataram que os principais resultados encontrados indicaram que a expectativa de inflação (*Forward Looking*) é mais importante do que a inflação passada (*Backward Looking*), evidenciando que os modelos lineares podem estar subestimando o papel das expectativas na dinâmica inflacionária. Além disso, a estimação da curva de Phillips linear pode ser viesada e ineficiente uma vez que se comprova a não linearidade dos coeficientes.

Entretanto, Tombini e Alves (2006), mesmo buscando desagregar os principais componentes do índice utilizado como medida de inflação (IPCA desagregado em preços livres e administrados), alcançaram que as estimativas tempo-variante da curva de Phillips novo-keynesiana indicam um aumento na inércia inflacionária (*Backward Looking*), com respeito a ambos preços livres e administrados. Além disso, é verificado um aumento no coeficiente de *pass through* e uma redução no termo de expectativa futura de inflação (*Forward Looking*). Esta mudança estrutural foi acompanhada por um forte prêmio de risco soberano de quase metade da taxa de câmbio nominal dentro de um curto período de tempo - de maio a outubro de 2002.

Assim, pode-se verificar, que mesmo com períodos relativamente parecidos (Tombini e Alves (2006) – 1995-2006; Sachsida, Ribeiro e Santos (2009) – 1995-2008), os autores encontraram resultados diferentes acerca da importância dos termos que representam a expectativa racional (*Forward Looking*) e a expectativa adaptativa (*Backward Looking*), uma vez que a não-linearidade é acrescentada.

Pode-se analisar também a importância alcançada pelas medidas de custo marginal utilizada por diferentes autores. De acordo com Vogel (2008), utilizando a taxa de desemprego para quatro diferentes países⁶, a autora conclui que, em todos os países investigados, a NAIRU⁷ mudou consideravelmente com o ciclo dos negócios e choques na economia durante o período analisado. Ou seja, as flutuações da taxa de desemprego corrente ao longo de seu nível natural têm importantes implicações na condução de política monetária desde que as metas de inflação

⁶ As estimações desenvolvidas pela autora foram em relação aos seguintes países: Estados Unidos da América, Reino Unido Itália e Espanha.

⁷ Taxa natural de desemprego que mantém constante a taxa de inflação, ou seja, a taxa de desemprego não aceleradora da inflação ou NAIRU (da expressão em inglês “*Non-accelerating Inflation Rate of Unemployment*”).

e a estabilização estão mais precisas, desta forma, o melhor conhecimento da NAIRU é de extrema importância.

Todavia, Sachsida e Mendonça (2009) encontraram, como principais resultados, que a variável desemprego tem pouco poder explicativo sobre a dinâmica inflacionária brasileira. Os resultados são considerados de curto prazo, uma vez que o período de análise é curto, o que acaba por caracterizar uma curva de Phillips vertical para a economia brasileira, concluindo que não existe o *trade-off* inflação desemprego nem ao menos no curto prazo.

Além disto, a taxa de desemprego não é a única medida de custo marginal, o hiato do produto também pode ser utilizado como medida de atividade econômica. Desta forma, ao considerá-lo, Machado e Portugal (2010) concluem que a partir da análise da inclinação da curva de Phillips encontrada, a economia brasileira apresenta uma curva achatada. Observam que aconteceu uma redução no impacto dos desvios do produto no nível real da média de inflação que aumenta a atividade econômica e que, assim, não produzem tanta pressão inflacionária como anteriormente. Entretanto, os custos da desinflação, em termos de perda de produto, tenderiam a aumentar neste cenário.

No entanto, as conclusões apresentadas por Tristão e Torrent (2013) sugerem que a inflação e a atividade econômica se relacionam de forma não linear, sendo que a não linearidade se torna mais evidente para valores extremos do hiato do produto. De outra forma, foi verificado que o impacto do hiato do produto sobre a inflação depende do nível de atividade econômica e a dinâmica inflacionária brasileira é caracterizada por um processo *state-dependent*, nos quais os custos de desinflação, em termos de produto, dependem do nível de atividade econômica.

Neste contexto, pode-se verificar que trabalhos que utilizam metodologias que consideram não linearidades entre as relações expressas pela teoria da CPNKH acabam por alcançar resultados bem diferentes daqueles que não a consideram. Assim, nas próximas seções, a estratégia econométrica e os resultados encontrados por meio desta serão verificados, considerando, pois, não linearidades e a CPNKH.

3.3 Estratégia Empírica

Esta seção apresenta o modelo teórico a ser estimado empiricamente. Além disto, é explicitado a estratégia empírica que foi utilizada para calculá-lo e, ainda, a explicação dos dados utilizados.

3.3.1 Modelo Teórico

Quando a demanda por uma *commodity* ou serviço é alta relativamente à oferta, se espera que o preço aumente mais do que o aumento do excesso de demanda. Para verificar este fato, Phillips (1958) utiliza como preço um dos determinante da taxa de variação dos salários nominais, os preços dos serviços de trabalho. O autor aponta que um dos fatores que influencia a variação da taxa de salários nominais pode ser a taxa de variação da demanda por trabalho, ou seja, o desemprego. Assim, em um ano de amplo aumento da atividade econômica, quando a demanda por trabalho aumentar e a porcentagem de desemprego diminuir, empregadores ofertarão vigorosamente os postos de trabalho mais do que eles fariam em um ano durante o qual a porcentagem média de desemprego fosse a mesma, mas a demanda por trabalho não estivesse aumentando.

Analisando as relações verificadas em gráficos levando em consideração a taxa de variação de salários e a taxa de desemprego, Phillips (1958) se propôs a apurar se a evidência estatística suportaria a hipótese de que a taxa de variação dos salários monetários do Reino Unido poderia ser explicada pelo nível de desemprego e a taxa de variação do desemprego, para períodos quebrados que iriam de 1861-1957⁸. Desta forma, a primeira equação que expressa o *trade-off* entre a taxa de inflação e a taxa de desemprego foi igual a:

$$y + a = bx^c \quad (3.1)$$

$$\log(y + a) = \log b + c \log x \quad (3.2)$$

Em que y indicaria a taxa de variação de salários e x a taxa de desemprego. Uma vez que as constantes b e c seriam estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinários.

A análise de Phillips (1958) da relação entre desemprego e uma mudança nos salários é celebrada como uma importante e original contribuição. Entretanto, Friedman (1968) aponta que ela contém um defeito básico – a falha em distinguir salários nominais e reais. Em qualquer momento do tempo, existe algum nível de desemprego o qual tem propriedade consistente com o equilíbrio na estrutura de salários reais. A um certo nível de desemprego, a taxa real de salários tendem, em média, a subir em um ritmo normal, isto é, numa taxa que pode ser indefinidamente mantida enquanto a formação de capital, melhoramentos de tecnologia, etc., permanecerem nas suas tendências de longo prazo.

Desta forma, o que Friedman (1968) destaca é que existe uma taxa de desemprego que é capaz de manter o nível de preços estável, ou seja, a Taxa de Desemprego Não-Aceleradora da

⁸O período de 1861-1913, 1913-1948 e 1948-1957 são considerados separadamente.

Inflação (da sigla em inglês NAIRU) que representa esta taxa natural de desemprego e, assim, é capaz de fundamentar o sistema de equações Walrasiano de equilíbrio geral, fornecendo que existe embutida nele uma estrutura atual de características no trabalho e no mercado de commodities, incluindo imperfeições no mercado, variabilidade estocástica nas demandas e ofertas, e assim por diante.

Neste contexto, o autor aponta que existe sempre um *trade-off* temporário entre inflação e desemprego; não existe um permanente. O *trade-off* temporário não vem da inflação *per se*, mas da inflação não antecipada, que em geral significa um aumento da taxa de inflação. A confusão vem de não conseguir diferenciar o aumento da taxa e uma taxa alta de inflação.

A questão feita e respondida em partes por Friedman (1968) do porquê que a autoridade monetária não pode adotar uma meta para o emprego ou o desemprego, uma vez que o crescimento monetário é altamente verificado tendendo a estimular o emprego, também é discutida por Phelps e Taylor (1977). Os autores postulam que as firmas escolhem definir seus preços e taxas de salários com um período de antecedência do período o qual serão aplicadas, portanto, antes que o banco central decida a oferta de moeda para aquele período. Os preços e salários são, assim, fixos, no sentido de serem predeterminados de período em período em sucessivos níveis, geralmente diferentes dos quais teriam sido estabelecidos quando os preços correntes e taxas de salários foram decididos.

A contribuição de Phelps e Taylor (1977) vem do fato da introdução das expectativas racionais no sentido de que a política monetária seria capaz de atingir produto e emprego quando criassem uma discrepância entre a oferta de moeda corrente e esperada. Os Keynesianos já tinham mostrado que a política monetária importa quando os preços e salários são fixos, mas somente a partir de leis postuladas de ajuste de expectativas a estados correntes e eventos que são invariantes a força da política monetária. Pela adoção da estrutura de expectativas racionais na formulação da curva de Phillips, se espera captar o *trade-off* de curto prazo entre inflação e desemprego.

Até este momento da teoria econômica, na curva de Phillips havia sido incorporado a taxa natural de desemprego (na maior parte das vezes sendo introduzida no hiato da taxa de desemprego, ou seja, ao invés de se utilizar as variações da taxa de desemprego corrente, se utilizaria a variação da taxa em relação ao seu nível natural) e as expectativas racionais de inflação (no intuito de contornar a inexistência do *trade-off* permanente entre inflação e desemprego e da neutralidade da política monetária sobre variáveis reais como produto e emprego). Porém, ainda faltava uma fundamentação matemática destes postulados.

Calvo (1983) contribui no sentido de microfundamentar a curva de Phillips impondo uma rigidez nominal na determinação dos preços. Assim, foi possível desenvolver um modelo estrutural com expectativas racionais e que possibilita o *trade-off* de curto prazo devido a rigidez a qual está submetida o processo de determinação dos preços. As firmas possuem a possibilidade de reajustar preços, em um determinado período, de acordo com o processo de Poisson.

Sendo assim, nem todas são capazes de reajustar seus preços a cada período e isso leva a um ajustamento gradual do nível de preços que, por sua vez, possibilita um *trade-off* de curto prazo, entre inflação e desemprego, dentro de um ambiente de agentes que se comportam racionalmente. Assim, a curva derivada pelo autor ficou conhecida como Curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK).

Calvo (1983), Phelps e Taylor (1977) entre outros, enfatizam o escalonamento dos salários nominais e a definição de preços pelo *Forward Looking* (expectativas racionais) de firmas e indivíduos. Estes modelos parecem ter dificuldade para capturar a persistência inflacionária sem apelar para alguma forma de rigidez na inflação, que é difícil para motivar implícita ou explicitamente as expectativas adaptativas.

Galí e Gertler (1999) fazem uma extensão pela seleção de decisões de definição de preços com um problema de otimização individual explícito. A abordagem tem três características distintas. Primeiro, nas implementações empíricas, uma medida de custo marginal real⁹ é usada no lugar de um *ad hoc* hiato do produto, o qual a teoria sugere. Depois, os autores estendem a teoria base da curva de Phillips para permitir que um conjunto de firmas definam seus preços de acordo com a regra *Backward Looking* (expectativas adaptativas). Fazendo isso, também permitem estimar o grau de partida de que um puro modelo *Forward Looking* precisa para contabilizar a persistência da inflação observada. Terceiro, identificam e estimam todos os parâmetros estruturais de um modelo usando métodos econométricos tradicionais.

Além disto, Blanchard e Galí (2007) afirmam que um modelo Novo Keynesiano (NK) padrão tem emergido. No lado da oferta, se consiste nos preços e salários determinados no modelo do Calvo (1983). O lado da demanda, é composto pela equação de Euler e uma regra de Taylor. Com mais fundamentos microeconômicos explícitos do que os antecessores Keynesianos, e mais relevante que o modelo do ciclo real dos negócios, tem se tornado o *work horse* nas discussões de flutuações, políticas e bem estar social. Ou seja,

$$\pi_t = \delta x_t + (1 - \theta)E_t\{\pi_{t+1}\} + \phi\pi_{t-1} \quad (3.3)$$

⁹A característica desejável da medida de custo marginal é que contabiliza diretamente pelo ganho de produtividade na inflação, um fator que uma simples medida de hiato do produto perderia (GALÍ e GERTLER, 1999).

A ideia é levar a inflação a depender de uma combinação convexa da inflação esperada futura e da inflação defasada. A adição do termo defasado é designado a capturar a persistência da inflação que não é explicada no modelo base. Outra implicação do termo defasado é que uma desinflação agora envolve custos de redução de produto.

Vale ressaltar que novas críticas vem tomando forma em relação a esta última formulação da curva de Phillips, a Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida (CPNKH), em que a inflação corrente depende das expectativas de inflação, inflação passada, da medida de custo marginal e das variações deste. Blanchard e Galí (2007) introduzem uma imperfeição real, chamada de rigidez de salário real, no sentido de contornar a chamada “coincidência divina”¹⁰.

Com a introdução da imperfeição real, a estabilização da inflação não é mais equivalente à estabilização do produto e, por isso, a política monetária se depara com um *trade-off* entre estabilizar a inflação e o hiato do produto¹¹. A razão é que o hiato entre o produto eficiente e natural não é mais constante, e é agora afetado por choques. Em face a um choque de oferta adverso, em particular, a autoridade monetária deve decidir se se acomoda a um nível mais alto de inflação ou, ao invés disso, mantém a inflação constante mas permite um grande declínio no hiato do produto relevante ao bem estar.

Neste contexto, trabalhos que recentemente estimaram a curva de Phillips para a economia brasileira encontraram a inexistência do *trade-off* permanente inflação e desemprego, alcançando não apenas a pouca significância do parâmetro que indica o custo marginal das empresas, mas também, o sinal contrário ao esperado pela teoria econômica como em Silva Filho (2008). Algumas conclusões mais fortes, como a inexistência do *trade-off* inclusive no curto prazo, já foram apontadas mesmo quando se consideram diferentes *proxies* e metodologias para a estimação econométrica (SACHSIDA; MENDONÇA, 2009).

Assim, no intuito de confirmar ou refutar os resultados negativos em relação às estimativas recentes da curva de Phillips para a economia brasileira, este ensaio foca em um modelo de vetores autorregressivos que considera estimativas não-lineares com mudança de regime. Além de fazer uso de variáveis exógenas, utilizadas no sentido de instrumentalizar a relação expressa na curva Phillips, para tentar contornar o problema de omissão de variáveis. Deste modo, o modelo a ser estimado toma a seguinte forma:

$$\pi_t = \alpha + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 E_t(\pi_{t+1}) + \beta_3 y_t + \beta_4 x_t + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

¹⁰Estabilizar a inflação também estabiliza o produto. Assim, por exemplo, em resposta a um aumento do preço do petróleo, a melhor política é manter a inflação constante; fazendo isto também implica que o produto permanece igual ao seu nível natural (BLANCHARD; GALÍ, 2007).

¹¹Medida de Custo marginal, podendo ser representada pela taxa de desemprego.

Em que π_t representa a taxa de inflação, π_{t-1} a persistência inflacionária (termo *Backward Looking*), π_{t+1} a expectativa de inflação (termo *Forward Looking*), y_t a medida de custo marginal (no caso deste ensaio, sendo representada pela Taxa de Desemprego Não-Aceleradora da Inflação – NAIRU) e x_t indica o vetor de variáveis exógenas utilizadas. Desta forma, espera-se encontrar qual dos termos que representam as expectativas apresentam maior representatividade para os dados da economia brasileira (a partir da análise dos coeficientes β_1 e β_2), além da relação negativa entre inflação e desemprego (verificada pelo sinal encontrado para o parâmetro β_3).

3.3.2 Descrição da Metodologia Econométrica

A estimação da Curva de Phillips¹², apresentada pela equação (3.4), será efetuada em três etapas:

- a) formulação de um modelo ARIMA para encontrar o processo gerador dos dados da série taxa de inflação e, assim, por meio da previsão dentro da amostra, alcançar a série expectativa da inflação;
- b) estimação da taxa NAIRU a partir da decomposição do modelo dos componentes não observáveis para, então, encontrar a série que representará o custo marginal das empresas;
- c) estimação de um modelo VAR não linear com mudança de regime Markoviano com variáveis exógenas.

Os modelos ARMA compreendem uma classe de modelagem que combinam termos autorregressivos (AR) e/ou médias móveis (MA) sendo que, este último, consiste em uma combinação linear dos termos de erro ruído branco. Deste modo, atinge-se um modelo ARIMA (p, d, q), em que p é o número de termos autorregressivos, q é o número de termos de média móvel e d representa a ordem de integração (BUENO, 2011).

Para o processo gerador ser estável é necessário que a série seja estacionária, pois, desta forma, é possível construir um modelo válido para estimação de valores futuros. Uma vez que a série a ser prevista, ou seja, o Índice de Preços ao Consumidor (INPC), se mostrou estacionário

¹²Já se preocupando com o processo de suavização dos dados, foram utilizados dados trimestrais para as séries utilizadas.

em nível, a identificação do processo gerador se dá pela análise das funções de auto-correlação (FAC) e auto-correlação parcial (FACP)¹³.

Assim, a série que representa as expectativas de inflação, a ser utilizada nas estimações, foi alcançada a partir de um processo autorregressivo de ordem um (AR(1)). Este resultado está em consonância com os resultados de outros trabalhos, como o de Portugal e Madalozzo (2000), por exemplo.

A segunda etapa de estimações compreende em alcançar a NAIRU. Desta forma, por meio da decomposição de componentes não observáveis¹⁴, a taxa de desemprego é apresentada por meio da tendência (μ_t), do componente sazonal (γ_t), do ciclo estocástico (ψ_t) e do componente irregular (ε_t), como em Commandeur e Koopman (2007),

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \psi_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (3.5)$$

Os componentes da equação (3.5) são indexados ao tempo, o que permite que eles sejam observados em todo o período amostral. É possível modelar cada um dos componentes estabelecendo um comportamento estocástico e analisando a evolução ao longo do tempo. Ou seja, a tendência da série pode ser representada por,

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_t + \eta_t, \quad \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2) \quad (3.6)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim NID(0, \sigma_\zeta^2) \quad (3.7)$$

Simultaneamente, o ciclo estocástico toma a forma de,

$$\psi_t = \sum_{j=1}^{S-1} \psi_{t,j}^*, \quad (3.8)$$

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} k_t \\ k_t^* \end{bmatrix}, \quad (3.9)$$

em que, ψ_t é o componente cíclico, λ_c é a frequência do ciclo ($0 \leq \lambda_c \leq \pi$), e ψ_t^* aparece por construção. k_t e k_t^* são distúrbios mutuamente não correlacionados com média zero e variâncias iguais ($\sigma_k^2 = \sigma_{k^*}^2$). Assim, a NAIRU será representada pela tendência (μ_t), ou seja, pela taxa de desemprego (*nível*) suavizada.

Por fim, foi utilizado o Vetor Auto-Regressivo com mudança de regime. Desta forma, a estimação do MS-VAR inclui uma cadeia de Markov discreta e regimes (M) não observáveis. Considerando a densidade conjuntas e condicionais das séries Y_t, S_t e S_{t-1} do processo, tem-se:

$$f(Y_t, S_t, S_{t-1} | Y_{t-1}, S_{t-1}) = f(Y_t | S_t, Y_{t-1}, S_{t-1}) * f(S_t, S_{t-1} | Y_{t-1}, S_{t-1}) \quad (3.10)$$

¹³ O correlograma que dispõe as FAC e FACP é apresentado no Apêndice B deste capítulo, assim como as estimativas do processo estocástico gerador dos dados.

¹⁴ No Apêndice C deste capítulo são apresentados os testes e cálculos da estimação da taxa NAIRU a partir do modelo de decomposição dos componentes não-observáveis da taxa de desemprego.

Integrando a função densidade para todos os possíveis regimes passados e correntes, a função de verossimilhança assume o seguinte formato para este exemplo:

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln \left\{ \sum_{S_t=0}^M \sum_{S_{t-1}=0}^M f(Y_t | S_t, S_{t-1}, Y_{t-1}) \Pr[S_t, S_{t-1} | Y_{t-1}, S_{t-1}] \right\} \quad (3.11)$$

De acordo com Kim e Nelson (2000), a função é a média das densidades condicionais, com as probabilidades de transição como peso. Para um processo AR(p), a probabilidade de transição do regime é definido como condicional à informação definida no regime do período anterior. Distinguindo o MS-VAR dos outros modelos em que o limiar que determina se o processo que está em certo regime é constante na amostra, no modelo de MS-VAR, mudanças como informação são definidas como aumentando. Portanto:

$$\Pr \left(S_t \left| \{S_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}, \{Y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty} \right. \right) = \Pr(S_t | S_{t-1}, \beta) \quad (3.12)$$

Para a estimação da probabilidade conjunta de S_t e S_{t-1} , é usado o algoritmo EM¹⁵, apresentado em Hamilton (1990) para componentes não-observáveis, que é similar ao filtro de Kalman e consiste em dois passos. Na previsão, o algoritmo deriva as probabilidades de transição dada pelas informações definidas no passado:

$$\Pr[S_t = j, S_{t-1} = i | Y_{t-1}, S_{t-1}] = \Pr[S_t = j | S_{t-1} = i] \cdot \Pr[S_{t-1} = i | Y_{t-1}, S_{t-1}] \quad (3.13)$$

O primeiro termo do lado direito é a probabilidade de transição, enquanto o segundo é a probabilidade de transição no período anterior. No processo de atualização, a probabilidade do erro de previsão é incorporada aos passos futuros. Então, o filtro obtém dois tipos de probabilidade: um suavizado, contendo toda a informação da amostra, e um filtrado, usando a informação disponível no tempo da estimação.

Desta forma, será possível verificar se o parâmetro β da equação (3.12) se mantém quando são identificados diferentes regimes ao longo da estimação da Curva de Phillips para a economia brasileira.

3.3.3 Descrição dos Dados

Os dados utilizados na estimação da equação da Curva de Phillips foram a série Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do IBGE, que mede a inflação registrada em 11 capitais brasileiras, e a taxa de desemprego aberta com período de referência de 30 dias da PED

¹⁵O algoritmo EM é uma técnica de estimação que leva em consideração modelos com variáveis omitidas e/ou não observados. O Método de estimação consiste na maximização de uma função de verossimilhança, porém, em modelo com mudança de regime não é possível alcançar um máximo global. A partir do algoritmo, o valor da função de máxima verossimilhança aumenta a cada iteração do processo na vizinhança relevante o que leva, frequentemente, à obtenção de um máximo local “razoável” (MENDONÇA, SANTOS E SACHSIDA, 2009).

(DIEESE/ Fundação SEADE-SP)¹⁶. Sendo que estes terão periodicidade trimestral para o período que compreende o primeiro trimestre de 1995 ao terceiro trimestre de 2014 (Tabela 3.1).

Tabela 3.1 – Séries de dados utilizados na estimação

<i>Variável</i>	<i>Nomenclatura</i>	<i>Descrição da proxy utilizada</i>	<i>Fonte</i>
Variáveis endógenas			
<i>Inflação</i>	<i>Inpc</i>	Inflação medida pelo INPC	IBGE
<i>Expectativa de inflação</i>	<i>Inpce</i>	Série alcançada a partir da estimação de um modelo ARIMA	Elaboração própria
<i>Taxa de desemprego</i>	<i>Useade</i>	Taxa de desemprego aberto para a região metropolitana de São Paulo dos últimos 30 dias	Seade/Dieese
<i>NAIRU</i>	<i>Nível</i>	Taxa de desemprego não aceleradora da inflação alcançada a partir da estimação do modelo de componentes não observáveis	Elaboração própria
<i>Variável</i>	<i>Nomenclatura</i>	<i>Descrição da proxy utilizada</i>	<i>Fonte</i>
Variáveis Exógenas			
<i>Taxa de câmbio</i>	<i>Lcambio</i>	Taxa de câmbio real efetiva - R\$/US\$ - em logaritmos naturais	BCB Boletim/BP
<i>Taxa Selic</i>	<i>Lselic</i>	Taxa Selic <i>overnight</i> - é a média dos juros que o Governo paga aos bancos que lhe emprestaram dinheiro - em logaritmos naturais	BCB Boletim/M. Finan.
<i>Taxa de crescimento do PIB</i>	<i>Pib</i>	Produto interno bruto (PIB) - indústria da construção civil: índice encadeado dessazonalizado - em taxa de crescimento	IBGE/SCN 2000 Trim.

Fonte: Elaboração própria.

Além disso, algumas variáveis exógenas foram utilizadas, sendo elas: a taxa de câmbio, representando o mercado externo; a taxa de juros Selic, representando o mercado financeiro doméstico; e a taxa de crescimento do PIB, representando o nível de atividade econômica. Estas variáveis foram inseridas no modelo na tentativa de contornar alguns problemas de especificação, como a omissão de variáveis, para, assim, alcançar uma melhor adequação do modelo aos dados da economia brasileira.

Uma preocupação que poderia surgir diz respeito a estacionariedade das séries, pois, se elas apresentarem raiz unitária, testes de cointegração e a possibilidade de estimação de um modelo de correção de erros (VEC) deveriam ser consideradas. Entretanto, com relação às variáveis endógenas, este trabalho está em consonância com Sachsida, Ribeiro e Santos (2009), que concluíram que, após ampla análise da literatura específica, as séries desemprego e inflação são consideradas estacionárias na economia brasileira.

Além disso, Tomazzia e Meurer (2010) assinalam que optaram por não testar a ordem de integração das variáveis e, desta forma, a cointegração, pois, dentre outros argumentos, quando

¹⁶Devido à mudança de metodologia efetuada nos dados da PME em 2002, e também ao fato do período escolhido para a estimação, este capítulo se utilizará apenas dos dados do DIEESE.

não se conhece o resultado destes testes, as propriedades permanecem robustas se as defasagens adicionais forem acrescentadas ao número ótimo do modelo¹⁷.

3.4 Discussão dos Resultados

As estimações as quais este ensaio se baseia foram realizadas levando em consideração a presença de não linearidade dos parâmetros, ou seja, a equação (3.4) foi estimada a partir do modelo autorregressivos com mudanças markovianas (MS-VAR). Assim, ao analisar as séries ao longo do período, considerando a existência de dois regimes (MS(2))¹⁸, diversas são as especificações possíveis de um modelo MS-VAR, isto porque, a não linearidade pode advir de mudanças na média¹⁹, variância, componentes autorregressivos, assim como das combinações destes.

Neste sentido, utilizou-se do critério de seleção de AKAIKE (AIC) para a escolha da ordem de defasagem, como também da presença de não linearidade, sendo que os resultados são apresentados na Tabela (3.2).

Tabela 3.2 - Critérios de informação para possíveis modelos MS-VAR

<i>Critérios</i>	<i>Número de defasagens</i>	<i>Akaike (AIC)</i>
<i>MSM (média)</i>	VAR(0)	3.2596
<i>MSMH (média e variância)</i>		2.7437
<i>MSI (intercepto)</i>	VAR(1)	-17.4207
<i>MSIH (intercepto e variância)</i>		-17.4446
<i>MSIAH (intercepto, variância e auto-regressivo)</i>		-17.2925
<i>MSIH (intercepto e variância)</i>	VAR(2)	-17.4367
<i>MSIAH (intercepto, variância e auto-regressivo)</i>		-17.1418

Fonte: Elaboração própria.

Conforme o verificado, o modelo MSIH(2)VAR(1) foi o selecionado a ser estimado para representar a equação (3.4). Este foi o escolhido pelo fato de apresentar a menor estatística do

¹⁷Para mais informações ver Toda e Yamamoto (1995).

¹⁸ Existe uma dificuldade adicional na determinação do número de regimes a serem trabalhados. Assim, segundo Correa e Hillbrecht (2004), tem se adotado a estratégia de definir o número de regimes com base na teoria econômica e fatos estilizados sobre o processo de desenvolvimento do país. Desta forma, como no primeiro ensaio verificou-se uma mudança da relação entre inflação e desemprego uma vez que o objetivo era o de atualizar o trabalho de Portugal e Madalozzo (2000), dois regimes pareceu representar de maneira fidedigna os dados da economia brasileira. Outro fato que se soma a esta justificativa é o caso da parcimônia do modelo estimado. Isto porque, quanto maior o número de regimes, maior o número de parâmetros a serem estimados e, como dois regimes gerou bons resultados e um número relativamente pequeno de parâmetros (47), optou-se por trabalhar com esta quantidade de regimes.

¹⁹Em uma equação econométrica, média e intercepto são ambos representados pela constante. A diferença na especificação de um modelo MS-VAR, segundo Krolzig (1998), é o fato de que a constante é tratada como média quando não se consideram defasagens nas variáveis (VAR(0)) e, partir da adição de defasagens, esta passa ser representada pelo intercepto.

critério AIC comparativamente as outras estimativas de diferentes especificações do modelo. Assim, a não linearidade, ou seja, a mudança de regime, foi considerada no intercepto e na variância condicionadas a uma defasagem.

A não linearidade presente nos dados utilizados por este ensaio é alcançada a partir do teste de razão de verossimilhança (teste LR). Por meio da rejeição da hipótese nula de linearidade já a 1% de significância, o teste apontou que considerar a mudança de regime é mais adequada para a especificação do modelo. Justificando, assim, a utilização do modelo MS-VAR.

Segundo os trabalhos apresentados na seção dois deste ensaio, a presença da não linearidade corrobora com a medida de custo marginal influenciando a pressão inflacionária e, além disso, que o termo que representa as expectativas de inflação (termo *Forward Looking*) tem um impacto mais importante na determinação desta do que o componente inercial (Tabela 3.3).

Tabela 3.3 - Equação para o INPC, CPNKH

	<i>Coefficiente</i>
<i>INPC(-1)</i>	0.4732***
<i>INPC(+1)</i>	-0.2060***
<i>Nível</i>	-0.0598***
<i>Constante (R0)</i>	-1.3665***
<i>Constante (R1)</i>	-1.4908***
<i>Cambio</i>	1.5300***
<i>Cambio(-1)</i>	-1.0107***
<i>Selic</i>	0.0625***
<i>Selic(-1)</i>	0.1985***
<i>PIB</i>	3.1284***
<i>PIB (-1)</i>	-0.1041***

Fonte: Elaboração própria. ***Estatisticamente significativa a 1%.

Como pode-se verificar, o termo *Backward Looking*, *INPC(-1)* tem maior peso na equação estimada para representar a CPNKH para a economia brasileira. Ou seja, o termo inercial parece estar influenciando de maneira mais forte a determinação da taxa de inflação do que as expectativas futuras sobre a taxa, *INPC(+1)*, para o período da amostra considerado neste capítulo. Indo, então, no caminho contrário ao relatado por Galí e Gertler (1999).

Além disso, o desemprego, *nível*, aparece com sinal negativo e, assim, corrobora com o *trade-off* expresso na curva de Phillips. Porém, sua influência na inflação tem peso reduzido (coeficiente pequeno). Entretanto, isso corrobora a hipótese de baixa transmissão da política monetária para afetar a inflação no Brasil, como destacado por Minella (2003). Neste contexto, vale uma investigação maior da sua importância por meio da análise de cada regime encontrado, assim como, do período inteiro. Investigação esta que será apresentada na próxima subseção.

As probabilidades de transição são especificadas na Tabela (3.4) e uma característica marcante que diz respeito ao fato da persistência dos regimes, ou seja, estando em um regime específico, a probabilidade de migrar para o outro é consideravelmente menor do que a probabilidade de permanência neste. Um exemplo é fato de que a probabilidade de permanecer no regime um é de 97.59%, enquanto que a probabilidade de, estando no regime um, mudar para o regime zero, é de apenas 6.14%.

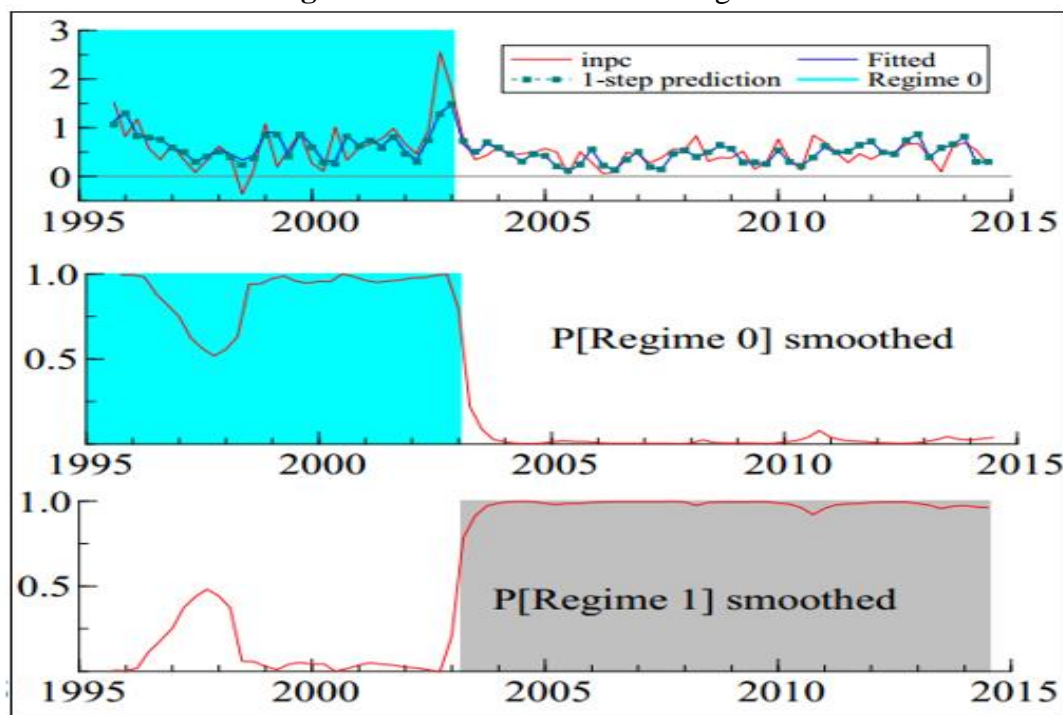
Tabela 3.4 - Probabilidade de transição

	<i>Regime 0, t</i>	<i>Regime 1, t</i>
<i>Regime 0, t+1</i>	0.9385	0.024
<i>Regime 1, t+1</i>	0.0614	0.9759

Fonte: Elaboração própria.

Deste modo, a Figura (3.1) apresenta os gráficos das probabilidades dos regimes. Pode-se verificar que, a partir do fato de que os dois gráficos superiores identificam os regimes para a taxa de inflação (primeiro) e para o desemprego (segundo) e os gráficos inferiores demonstram a probabilidade dos regimes (demonstradas na Tabela (3.5)), o destaque surge no fato de que a estimação do modelo acabou por resultar em dois períodos bem marcantes e distintos.

Figura 3.1 - Probabilidades dos regimes



Fonte: Elaboração própria.

Esta separação em dois períodos distintos é melhor verificada a partir da Tabela (3.5). Assim, pode-se observar a periodicidade dos períodos sendo que, o regime zero é representado como indo do quarto trimestre de 1995 até o quarto trimestre de 2003, enquanto que o regime 1 se configura do primeiro trimestre de 2004 até o fim da amostra (terceiro trimestre de 2014).

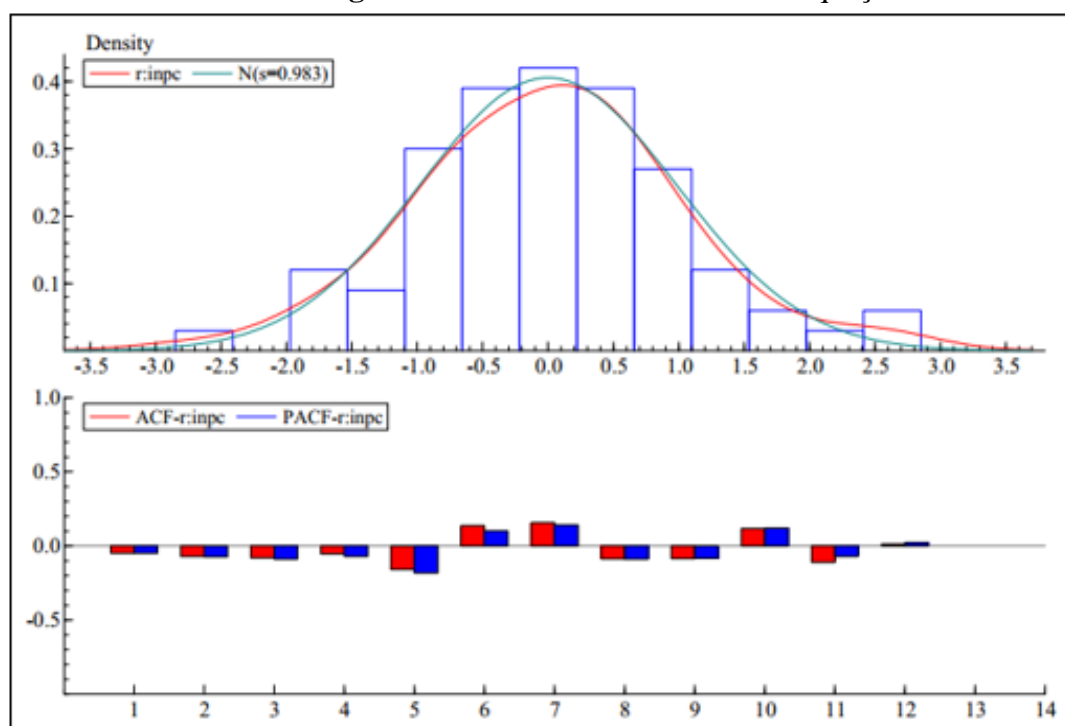
Tabela 3.5 - Classificação dos regimes

	<i>Periodicidade</i>	<i>Duração Média</i>	<i>Frequência</i>
Regime 0	1995(4) - 2003(4)	33	43.42%
Regime 1	2004(1) - 2014(3)	43	56.58%

Fonte: Elaboração própria.

Antes de desenvolver melhor as análises sobre o período inteiro, assim como, para cada regime individualmente, a Figura (3.2) apresenta a análise dos resíduos da equação estimada para verificar a especificação do modelo.

Figura 3.2 - Análise dos resíduos da equação



Fonte: Elaboração própria.

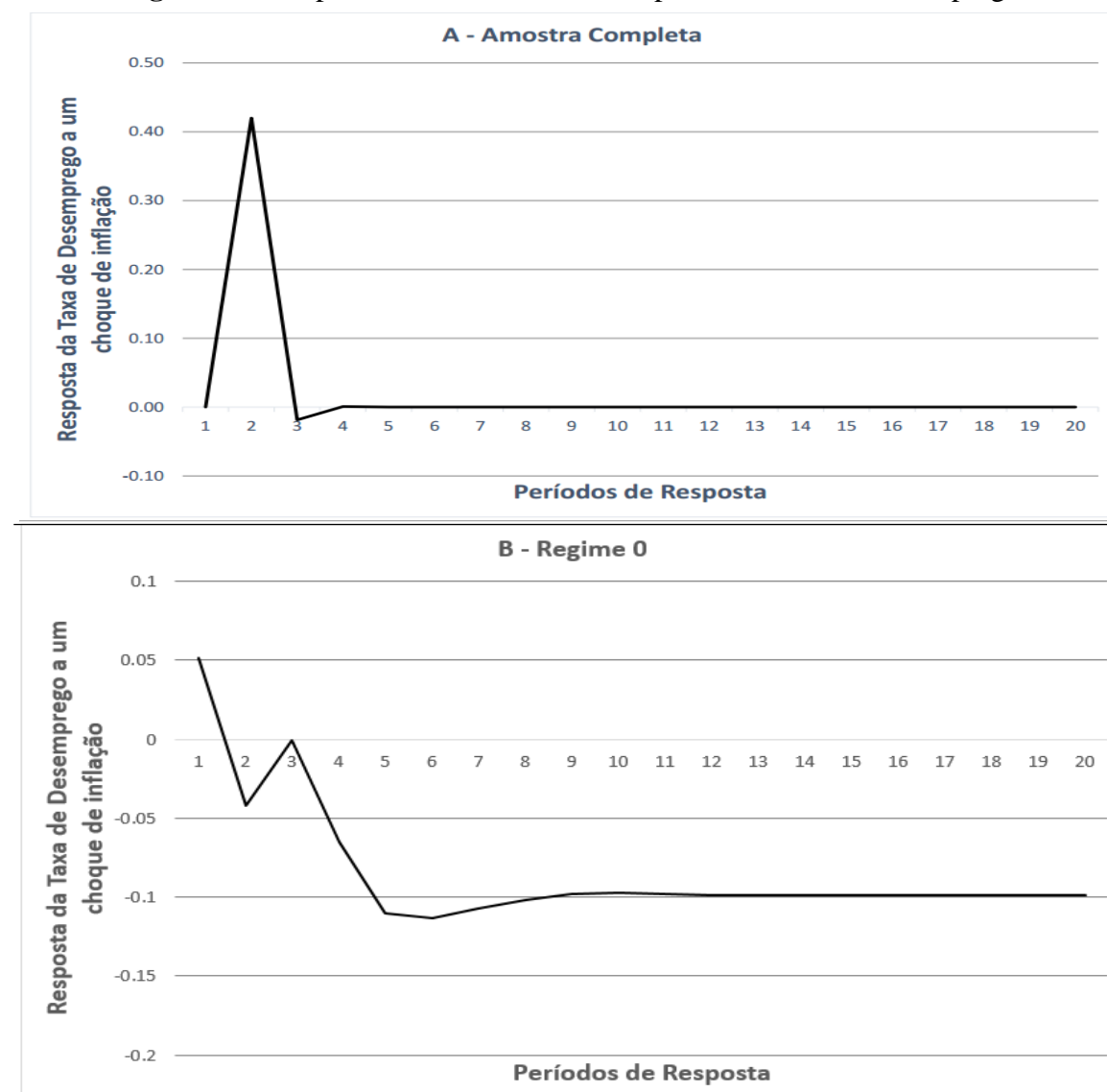
Pode-se verificar que os resíduos da equação se mostraram bem comportados e não auto-correlacionados. Esta conclusão é alcançada a partir da análise do histograma, que busca representar a normalidade dos resíduos da equação, e das funções de auto-correlação e auto-correlação parcial, que verificam se há presença de correlação serial. Assim, o próximo passo

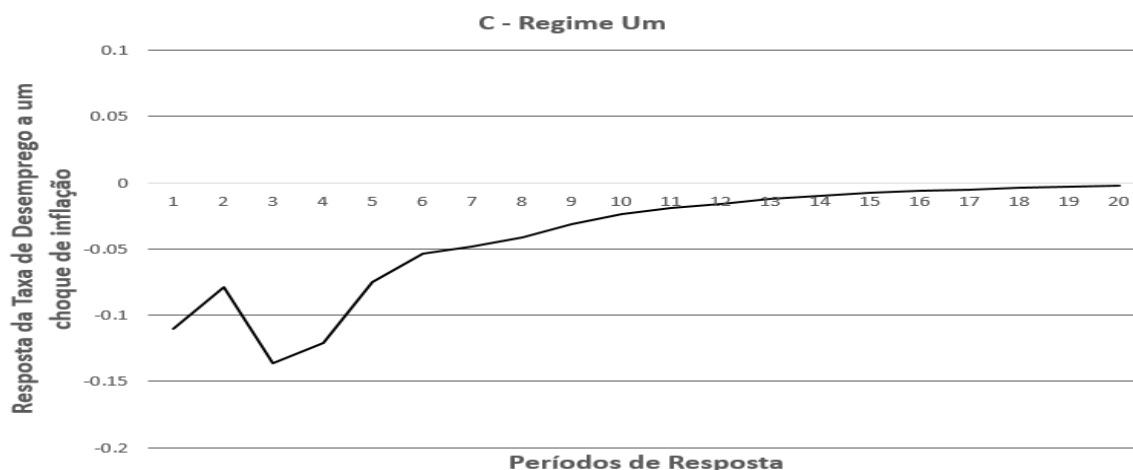
nas análises desenvolvidas neste trabalho, será o de analisar o período inteiro, assim como, os regimes separadamente na próxima subseção.

3.4.1 Análise dos Períodos

Esta subseção terá o objetivo de analisar os regimes encontrados, assim como, a relação entre inflação e desemprego para a amostra inteira. A maneira por meio da qual serão conduzidas estas análises dizem respeito aos gráficos de impulso-resposta. Desta forma, na Figura (3.3) verifica-se os gráficos referentes ao período amostral completo (A), ao regime zero (B) e ao regime um (C) a partir da resposta da variável desemprego a um impulso na variável inflação correspondente ao período amostral completo.

Figura 3.3 - Impulso na variável INPC, resposta no nível do desemprego





Fonte: Elaboração própria.

A teoria por trás da Curva de Phillips indica um *trade-off* entre inflação e desemprego, ou seja, espera-se que um impulso na taxa de inflação gere uma resposta negativa na taxa de desemprego. Porém, o que verifica-se no gráfico (A) é uma primeira resposta positiva que depois de quatro trimestres fica estável.

Esta primeira resposta positiva da série que representa o desemprego poderia ser a responsável por conclusões de não verificação da curva de Phillips que trabalhos recentes apresentaram. Por exemplo, no artigo de Santos (2013), o autor conclui que a taxa de desemprego é pouco representativa na curva de Phillips e, no trabalho de Sachsida e Mendonça (2009) a conclusão indica a não existência do *trade-off* entre inflação e desemprego, nem ao menos no curto prazo.

Neste sentido, este ensaio buscou fazer uma análise mais minuciosa do período em questão, primeiro porque a amostra contempla um período consideravelmente maior do que os dos outros autores discutidos ao longo do texto. Além disso, os resultados da estimação do modelo não linear apontaram dois regimes bem distintos na amostra. Assim, calculou-se o impulso-resposta para cada período separadamente²⁰.

Desta forma, o gráfico (B) apresenta a resposta da variável desemprego a um choque na inflação para o regime zero que exprime o período que vai do quarto trimestre de 1995 ao quarto trimestre de 2003. Este período é marcado por algumas instabilidades econômicas, isto porque, mesmo com a instalação do Plano Real (1994) e do regime de metas de inflação (1999) as consequências da estabilização de preços que, segundo Flori (2003), se deram principalmente pelo custo social do aumento do desemprego e pelo baixo dinamismo da economia brasileira,

²⁰ Os impulso-resposta em questão foram alcançados a partir da estimação de modelos VAR lineares para cada período apresentado pela Tabela (3.5), sendo que os testes de especificação são apresentados no anexo A.3.4 deste capítulo.

pois as melhorias do quadro econômico não foram capazes de ampliar as oportunidades ocupacionais como o esperado.

Neste contexto, vê-se a resposta negativa esperada da taxa de desemprego a um choque positivo na taxa de inflação. Ou seja, no período em questão a teoria que explica os fundamentos da Curva de Phillips se comprova para dados da economia brasileira.

Entretanto, segundo Mendonça (2001), com a mudança da âncora cambial para a nominal (taxa de inflação) com a adoção do regime de metas de inflação, esta conseguiu de manter relativamente estável. Assim, a taxa de desemprego que vinha em uma trajetória de crescimento desde a implementação do plano real, reverte essa tendência e passa a alcançar patamares menores aos de antes do plano. Então, uma vez que a taxa de desemprego instala tendência de queda, aí poderia estar a causa do processo inflacionário que a economia brasileira passou a enfrentar em anos recentes.

Na tentativa de averiguar esta indagação e analisar o período especificado pelo regime um, o gráfico (C) apresenta o impulso-resposta da relação inflação-desemprego para o período que vai do primeiro trimestre de 2004 ao terceiro de 2014.

Por meio deste do gráfico (C) é possível verificar que os dados da economia brasileira estão de acordo com a teoria relatada pela curva de Phillips. Isto porque, um choque na inflação (aumento nominal) afeta a taxa de desemprego (queda real) apenas temporariamente, voltando a estabilidade depois de alguns trimestres. Ou seja, é possível concluir que, a partir da utilização de um modelo não linear, que a comprovação do *trade-off* inflação-desemprego para dados da economia brasileira.

3.5 Considerações Finais

A literatura desenvolvida para explicar o *trade-off* entre inflação e desemprego vive em constante aperfeiçoamento no sentido de conseguir retratar de maneira mais eficiente e real esta relação. Entretanto, mesmo levando em consideração a sua formulação mais recente, ou seja, a Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida (CPNKH) em que se considera ambos os componentes que representam os termos *Forward* e *Backward Looking*, uma crítica vem tomando força ao longo dos últimos anos. Alguns autores vêm destacando que a relação tende a ser altamente não-linear, fato este que já havia sido mencionado no artigo seminal de Phillips (1958).

Neste sentido, este ensaio se desenvolve a partir da verificação da existência de não linearidade e da utilização de um período consideravelmente maior em relação ao utilizado por

outros autores (primeiro trimestre de 1995 ao terceiro trimestre de 2014). Além disso, visando instrumentalizar a curva, faz-se uso de variáveis exógenas para tentar contornar o problema de omissão de variáveis, uma vez que a taxa de inflação é influenciada por inúmeras outras variáveis além do desemprego.

O modelo estimado foi caracterizado por um MSIH(2)VAR(1), ou seja, foram considerados dois regimes nos quais o intercepto e a variância foram tomados como variáveis não linearidades condicionadas ao componente autorregressivo de ordem um. Assim, foi possível confirmar a não linearidade a partir do teste da razão de verossimilhança, além da identificação de dois períodos bem distintos ao longo da amostra.

Para a equação estimada, foi verificada uma representatividade maior para o termo inercial (*Backward Looking*), indicando que as expectativas de inflação contribuem menos para a explicação do processo inflacionário recente na economia brasileira. Uma explicação razoável para esse resultado pode ser devido ao fato que o passado inflacionário do Brasil deixou uma herança indesejável para os *policymakers* que pode estar dificultando a tarefa de ancorar as expectativas dos agentes econômicos.

A inércia inflacionária, que anteriormente ao Plano Real era alimentada pelo próprio governo através da indexação de preços e salários, hoje ainda pode se fazer presente devido à memória inflacionária. Essa herança pode estar refletida na formação das expectativas dos agentes e se realiza através de um componente inercial na inflação observada. Além disso, o peso da variável escolhida para representar o custo marginal (a taxa de desemprego suavizada) é estatisticamente significativa e com o sinal esperado pela teoria, porém em um patamar pequeno (valor do coeficiente). Neste ínterim, uma análise mais minuciosa do período analisado foi desenvolvida no sentido de encontrar a real relação para os dados da economia brasileira.

Assim, a partir da análise dos gráficos de impulso-resposta entre inflação e desemprego foi possível verificar que, considerando o período amostral completo, a primeira resposta da taxa de desemprego a um impulso na taxa de inflação é positiva. Esta constatação poderia ser a responsável por confirmar os recentes resultados negativos encontrados acerca da comprovação empírica da teoria. No entanto, ao analisar os dois períodos encontrados separadamente, a relação negativa, vai em consonância ao esperado pela teoria econômica relatada na Curva de Phillips. Ou seja, impulsos na taxa de inflação (choque nominal) acarretam um aumento do desemprego.

Desta forma, é possível concluir que, considerando a não linearidade, a estimativa mais recente da curva de Phillips para a economia brasileira está de acordo com o esperado pela teoria econômica e que a taxa de desemprego menor parece estar colaborando com o atual processo inflacionário da economia brasileira.

Vale ressaltar que, muito embora este trabalho tenha encontrado resultados favoráveis a teoria explicitada, esta não deve ser considerada a única explicação para a alta generalizada dos preços. Uma vez que a taxa de desemprego parece estar começando a instaurar um processo de crescimento, este trabalho não sana as possíveis explicações acerca do tema, cabendo mais investigações empíricas e teóricas em futuros trabalhos.

3.6 Referências

BUENO, R. de L. da S.. *Econometria de Séries Temporais*. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

COMMANDEUR, J.J.F.; KOOPMAN, S. J.. *An Introduction to State Space Time Series*. Oxford: Oxford University Press, 2007.

BLANCHARD, O.; GALÍ, J.. Real Wage Rigidities and The New Keynesian Model. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 39, p. 35-66, 2007. (supplement)

CALVO, G. A.. Staggered prices in a Utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, v. 12, p. 383-398, 1983. (supplement)

CARVALHO, P. V. C de. A curva de Phillips Novo-Keynesiana é não-linear? *Evidências de países com metas de inflação*. 2010. Dissertação (Mestrado em Economia) – Pontifícia Universidade Católica Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2010.

CORREA, A. da S.; HILLBRECHT, R. O.. *Ciclos Internacionais de Negócios: uma Análise de Mudança de Regime Markoviano para Brasil, Argentina e Estados Unidos*. Cidade: BACEN, 2004. (Working Paper Series, 88)

FASOLO, A. M.; PORTUGAL, M. S.. Imperfect rationality and inflationary inertia: A new estimation of the Phillips curve for Brazil. *Estatística Econômica*, São Paulo, v. 34, n. 4, p. 725-776, 2004.

FLORI, P. M. *Desemprego de Jovens: um estudo sobre a dinâmica do mercado de trabalho juvenil brasileiro*. 2003. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2003.

FRIEDMAN, M.. The Role of Monetary Policy. *The American economic review*, v. 58, p. 1-17, 1968. (supplement)

GALÍ, J.; GERTLER, M.. Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of monetary Economics*, v. 44, p. 195-222, 1999. (supplement)

GALI, J.; GERTLER, M.; LOPEZ-SALIDO, J. D. *European inflation dynamics*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2001, (NBER Working Paper, 8218).

GORDON, R. J. The time-varying NAIRU and its implications for economics policy. *Journal of Economic Perspective*, v.11, p. 11-32, 1997. (supplement)

- HAMILTON, J. D.. Analysis of time series subject to changes in regime. *Journal of Econometrics*, v. 45, p. 39-70, 1990. (supplement)
- HARVEY, A.. Modeling the Phillips curve with unobserved components. *Applied Financial Economics*, v. 21, p. 7-17, 2011. (supplement)
- KIM, C. J; NELSON, C. R.. *State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*. Cambridge: The MIT Press, 2000.
- KROLZIG, H. M.. *Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregression Using MSVAR for Ox*. Oxford: University of Oxford, 1998. (Discussion Paper)
- MACHADO, V. da G.; PORTUGAL, M. S.. *Phillips curve in Brazil: an unobserved components approach*. In: JORNADAS ANUALES DE ECONOMIA, 25., 2010, Montevideo. *Trabajos presentados...* Montevideo: Central Bank of Uruguay, 2010.
- MENDONÇA, H. F. Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. *Economia e Sociedade*, v. 16, p. 65-81, 2001. (supplement)
- MENDONÇA, M. J. C.; SANTOS, C. H. M.; SACHSIDA, A.. Revisitando a função de reação fiscal no Brasil pós-Real: *uma abordagem de mudanças de regime*. *Estudos Econômicos*, v. 39, p. 873-894, 2009. (supplement)
- MINELLA, A. et al. Inflation Targeting in Brazil: Constructing credibility under Exchange rate volatility. *Journal of International Money and Finance*, v. 22, n 7, p. 1015:1040, Dec, 2002. (supplement)
- MINELLA, A., Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a var estimation. *Revista Brasileira de Economia*, v. 57, p. 605–635, 2003. (supplement)
- MINELLA, A. et al. *Inflation Targeting in Brazil: Lessons and challenges*. Brasilia: BACEN, 2003. (Working Paper n. 53)
- MUTH, J. F.. Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica*, v. 29, p. 315-335, 1961. (supplement)
- ORPHANIDES, A.; WILLIAMS, J. C. Inflation Targeting under Imperfect Knowledge. *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Sao Francisco, p. 77-123, 2007. (supplement)
- ORPHANIDES, A. Taylor Rules. *Finance and Discussion Series, Federal Reserve Board*, p. 77-123, 2007. (supplement)
- PHELPS, E. S.; TAYLOR, J. B.. Stabilizing Powers of Monetary Policy under Rational Expectations. *Journal of Political Economy*, v.85, p. 163-190, 1977.

- PHILLIPS, A. W.. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, v. 25, n. 100, p. 283-299, 1958. (supplement)
- PORTUGAL, M. S.; MADALOZZO, R. C. Um modelo de NAIRU para o Brasil. *Revista de Economia Política*, vol. 20, n.4, p.26-47, 2000. (supplement)
- SACHSIDA, A.; MENDONÇA, M. J. Reexaminando a Curva de Phillips brasileira com dados de seis regiões metropolitanas. Brasília: IPEA, 2009. (Texto para Discussão 1430)
- SACHSIDA, A.; RIBEIRO, M.; SANTOS, C. H.. *A curva de Phillips e a experiência brasileira*. Brasília: IPEA, 2009. (Texto para Discussão 1429)
- SANTOS, F. S.. *Ascensão e Queda do Desemprego no Brasil: 1998 - 2012*. In: 41 Encontro Nacional de Economia, Foz do Iguaçu, Trabalhos Apresentados, Foz do Iguaçu: Anpec, 2013.
- SARGENT, T. J.; WALLACE, N.. Rational expectations, the optimal monetary instruments, and the optimal money supply rule. *Journal of Political Economic*, v. 83, n. 2, p. 241-254, 1975. (supplement)
- SILVA FILHO, J. R.. *Searching for the NAIRU in a large relative prices shock's economy brazilian case*. Brasília: BACEN, 2008. (Working Paper Series 163)
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. *Forecasting Inflation*. Cambridge: Massachusetts: National Bureau of Economic Research, 1999. (NBER Working Paper n° 7023)
- TODA, H. Y.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics* v.66, p. 225–250, 1995. (supplement)
- TOMAZZIA, E. C.; MEURER, R.. “*Transmissão da política monetária: análise de quebras estruturais na economia brasileira recente por modelos VAR, SVAR e MS-VAR*”. In Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 2010, Salvador. Trabalhos Apresentados. Salvador: ANPEC, 2010.
- TOMBINI, A. A.; ALVES, S. A. L.. *The recent Brazilian disinflation process and costs*. Brasília: BACEN, 2006 (Working Paper Series, 109).
- TRISTÃO, T. S.; TORRENT, H. S.. *Relações não lineares na curva de Phillips: Uma abordagem semi-paramétrica*. In: XLI Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 2013, Foz do Iguaçu. Trabalhos Apresentados... Foz do Iguaçu: ANPEC, 2013.
- VOGEL, L.. *The Relationship between the Hybrid New Keynesian Phillips Curve and the NAIRU over Time*. Hambrug: Departament Economics and Politics, 2008. (Discussion Papers Macroeconomics and Finance Series)

3.7 Apêndice A - Quadro de Resumo dos Artigos

Quadro A.3.1 - Resumo dos artigos utilizados

Autores	Artigo/ Ano	Metodologia	Periodicidade/ Período	Principais Resultados
Galí, J.; Gertler, M.	“ <i>Inflation dynamics: A structural econometric analysis</i> ” (1999)	Método dos Momentos Generalizados (GMM)	Dados trimestrais 1960:Q1 – 1997:Q4	- Custo marginal real é um importante determinante da inflação; - <i>Forward Looking</i> é muito importante; - <i>Backward Looking</i> é significativa mas de importância reduzida.
Fasolo, A. M.; Portugal, M. S.	“ <i>Imperfect rationality and inflationary inertia: A new estimation of the Phillips curve for Brazil</i> ” (2004)	Markov Switching e Filtro de Kalman	Dados Mensais Janeiro/1990 – Agosto/2002	- O comportamento <i>Backward Looking</i> é importante no sentido de que por volta de 27% da nova inflação é baseada no comportamento adaptativo; - Grande relevância na transparência das ações dos <i>policymakers</i> .
Tombini, A. A.; Alves, S. A. L.	“ <i>The recent Brazilian disinflation process and costs</i> ” (2006)	Filtro de Kalman	Dados Mensais Março/1995 – Março/2006	- Aumento da inércia inflacionária (<i>Backward Looking</i>); - Redução no termo expectativa futura da inflação (<i>Forward Looking</i>); - Dificuldade em deflacionar tendo que encarar uma Curva de Phillips achata.
Vogel, L.	“ <i>The relationship between the Hybrid New Keynesian Phillips Curve and the NAIRU over Time</i> ” (2008)	Modelo de Estado-Espaço	Dados Trimestrais US: 1961/Q1 – 2007/Q3 UK e Itália: 1985/Q1 – 2007/Q3 Espanha: 1986/Q3 – 2007/Q3	- A NAIRU mudou consideravelmente com o ciclo dos negócios, ou seja, as flutuações da taxa de desemprego ao redor do seu nível natural tem importantes implicações na condução de Política Monetária.
Sachsida, A.; Ribeiro, M.; Santos, C. H.	“A curva de Phillips e a experiência brasileira” (2009)	MarkovSwitching	Dados Trimestrais 1995Q1 – 2008 Q4	- Ao se considerar a não linearidade a expectativa de inflação (<i>Foward Looking</i>) se torna mais importante que a inflação passada (<i>Backward Looking</i>).
Sachsida, A.; Mendonça, M. J.	“Reexaminando a Curva de Phillips brasileira com dados de seis regiões metropolitanas” (2009)	Dados em Painel	Dados Mensais Março/2002 – Fevereiro/2009	- Variável desemprego tem pouco poder explicativo sobre a dinâmica inflacionária brasileira; - A verticalidade da Curva de Phillips encontrada para o Brasil faz os autores chegarem a conclusão de que nem mesmo no Curto Prazo existe o <i>trade-off</i> entre inflação e desemprego.
Machado, V. da G.; Portugal, M. S.	“ <i>Phillips curve in Brazil: an unobserved components approach</i> ” (2010)	Decomposição de componentes não-observados	Dados Mensais Abril/2000 – Maio/2011	- A Curva de Phillips brasileira é achatada; - Desvios do produto em relação ao seu nível natural não produz tanta pressão inflacionária como relatado anteriormente;

Autores	Artigo/ Ano	Metodologia	Periodicidade/ Período	Principais Resultados
				- Os custos de desinflação tendem a aumentar no cenário em que a economia brasileira está inserida.
Tristão, T. S.; Torrent, H. S.	“Relações não lineares na curva de Phillips: Uma abordagem semi-paramétrica” (2013)	Estimação semi-paramétrica	Dados Mensais Abril/2002 – Setembro/2012	- A inflação e a atividade econômica se relacionam de forma não linear; - O impacto do hiato do produto sobre a inflação depende do nível de atividade econômica.

Fonte: Elaboração própria.

3.8 Apêndice B - Estimação do modelo ARIMA para a expectativa de inflação

O primeiro passo é verificar se a série é estacionária pela Figura (B.3.1). Uma vez que rejeitou-se a hipótese nula de presença de raiz unitária, ou seja a série é estacionária, verifica-se as funções de auto-correlação e auto-correlação parcial para a identificação do processo gerador dos dados, representadas na figura (B.3.2). Encontra-se, então, que o processo gerador dos dados é um autorregressivo de ordem 1 (AR(1)), na Figura (B.3.3). Assim, estima-se o modelo, verifica-se os resíduos encontrados são ruído branco e faz-se a previsão da variável que será considerada como a expectativa de inflação.

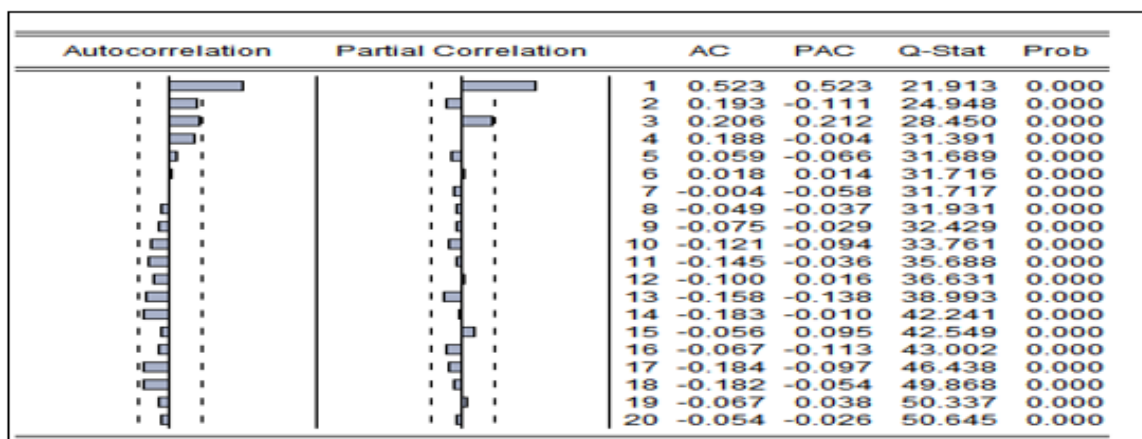
Figura B.3.1 - Teste Dickey-Fuller de estacionariedade

Null Hypothesis: INPC has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.932840	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.519050	
5% level	-2.900137	
10% level	-2.587409	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Fonte: Elaboração própria.

Figura B.3.2: Correlograma da série INPC



Fonte: Elaboração própria.

Figura B.3.3 - Estimação do modelo ARIMA

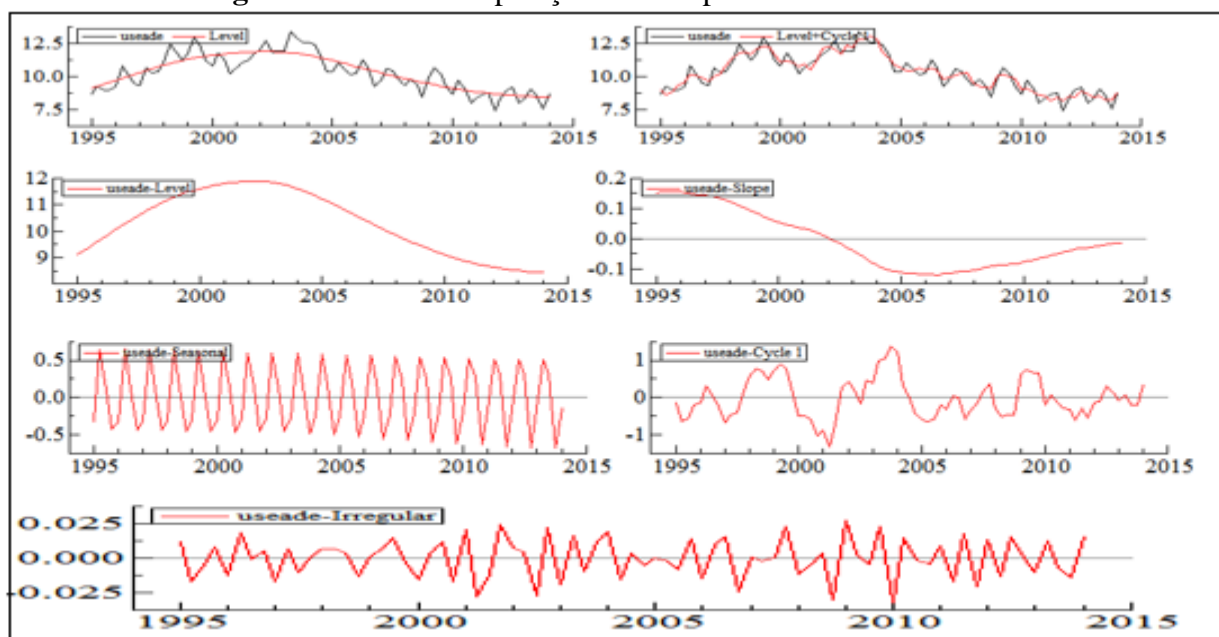
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.571554	0.094238	6.064996	0.0000
AR(1)	0.523537	0.096590	5.420210	0.0000
R-squared	0.284185	Mean dependent var		0.581096
Adjusted R-squared	0.274512	S.D. dependent var		0.459212
S.E. of regression	0.391137	Akaike info criterion		0.986443
Sum squared resid	11.32110	Schwarz criterion		1.047778
Log likelihood	-35.48484	Hannan-Quinn criter.		1.010956
F-statistic	29.37868	Durbin-Watson stat		1.908046
Prob(F-statistic)	0.000001			
Inverted AR Roots	.52			

Fonte: Elaboração própria.

3.9 Apêndice C - Decomposição da Taxa de Desemprego em Componentes não observáveis

Analisa-se a série e verifica-se que ela apresenta os componentes explicitados na seção 3. Desta forma, estima-se um modelo que gere resíduos ruído brancos (Figura (C.3.1)).

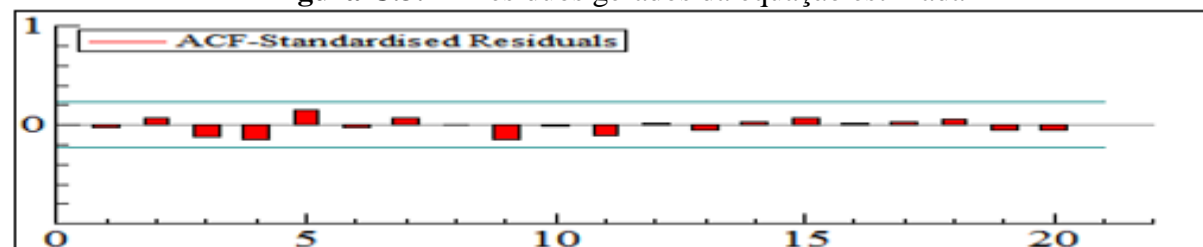
Figura C.3.1 - Decomposição em componentes não observáveis



Fonte: Elaboração própria.

Esta estimação que gerou resíduos ruído branco, verificados na Figura (C.3.2) a partir da análise da função de auto-correlação.

Figura C.3.2 - Resíduos gerados da equação estimada



Fonte: Elaboração Própria.

3.10 Apêndice D - Testes de estabilidade dos modelos VAR para cada regime

Regime zero – 1995(4) até 2003(4):

Estimou-se um modelo linear VAR(1) utilizando a mesma especificação da equação (3.4). Sendo que, a partir da Figura (D.3.1) e da Tabela (D.3.1) é possível notar que os resíduos são normais e não auto correlacionados.

Figura D.3.1 - Teste de seleção do número de defasagens

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-50.19164	NA	0.009826	3.886978	4.436629	4.069172
1	298.5857	544.9646*	5.99e-12*	-17.34911*	-16.38722*	-17.03027*
2	307.0670	11.66173	6.46e-12	-17.31668	-15.94256	-16.86120
3	314.8412	9.231897	7.59e-12	-17.24007	-15.45371	-16.64794

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela D.3.1 - Teste de auto-correlação residual

	<i>Estatística LM</i>	<i>Probabilidade</i>
Resíduos	6.5371	0.6852

Fonte: Elaboração Própria.

Regime um – 2004(1) até 2014(3)

Estimou-se um modelo linear VAR(1) utilizando a mesma especificação da equação (14). Sendo que, a partir das Tabelas (D.3.2) e (D.3.2) é possível notar que os resíduos são normais e não auto correlacionados.

Figura D.3.2 - Teste de seleção do número de defasagens

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-0.734495	NA	0.000364	0.592302	1.083800	0.773551
1	427.2538	716.6316*	1.26e-12*	-18.89553*	-18.03540*	-18.57834*
2	432.0267	7.325775	1.56e-12	-18.69891	-17.47017	-18.24579
3	437.7208	7.945257	1.88e-12	-18.54515	-16.94778	-17.95609

Fonte: Elaboração Própria.

Tabela D.3.2 - Teste de auto-correlação residual

	<i>Estatística LM</i>	<i>Probabilidade</i>
Resíduos	3.5711	0.9373

Fonte: Elaboração Própria.

4 ENSAIO: INFLAÇÃO INERCIAL OU EXPECTATIVAS? UMA ANÁLISE DO PROCESSO INFLACIONÁRIO BRASILEIRO RECENTE A PARTIR DA REGRESSÃO QUANTÍLICA INVERSA

Resumo: A literatura econômica tem considerado a possibilidade de comportamentos assimétricos das dinâmicas inflacionárias e isto não se mostra diferente para dados da economia brasileira. Desde que o componente inercial foi inserido nas especificações da curva de Phillips, diferentes estimações têm sido empregadas para fins da sua verificação empírica, uma vez que os componentes *Backward* e *Forward Looking* apresentam diferentes pesos e patamares. Assim, com a habilidade de caracterizar os impactos heterogêneos das variáveis em diferentes pontos de uma distribuição condicional, este ensaio utiliza da regressão quantílica inversa (IVQR) para dados mensais de maio de 2001 a agosto de 2016, para averiguar estas assimetrias na determinação do processo inflacionário brasileiro. Neste contexto, os principais resultados dizem respeito ao fato de que o Regime de Metas de Inflação (RMI) conseguiu, depois de mais de quinze anos de sua implementação, a ancoragem da taxa de inflação pelas expectativas futuras e, para um período mais recente, assegurar a importância e significância dos termos expectationais no processo de formação de preços da economia brasileira.

Palavras-Chave: Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida, economia brasileira, regressão quantílica inversa, processo inflacionário.

Abstract: The economic literature has considered the possibility of asymmetric behavior of the inflationary dynamics and this is not different for the data of the Brazilian economy. Since the inertial component has been inserted into the specifications of the Phillips Curve, different estimations have been employed for the purpose of its empirical verification, since the Backward and Forward Looking components exhibit different weights and levels. Thus, with the ability to characterize the heterogeneous impacts of variables at different points in a conditional distribution, this chapter uses the inverse quantum regression (IVQR) for monthly data from May 2001 to August 2016 to ascertain these asymmetries in the determination of the inflationary process. In this context, the main results relate to the fact that the Inflation Targeting Regime (IMR) has succeeded, after more than fifteen years of its implementation, in anchoring the inflation rate for future expectations and, for a more recent period, to assure the importance and significance of the expectations terms in the process of price formation of the Brazilian economy.

Key-Words: Phillips Curve New Keynesian Hybrid, Brazilian economy, Inverse Quantile Regression, inflationary process.

JEL Codes: E31; E52; C32.

4.1 Introdução

A curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida (CPNKH) vem sendo amplamente utilizada no estudo do comportamento da inflação e tem servido como um instrumento para a aplicação da política monetária em várias economias ao redor do mundo. Isto porque, ela leva em consideração a expectativa inflacionária futura (termo *Forward Looking*), alguma medida de custo marginal, além de um componente inercial que é capaz de retratar a dinâmica passada de determinação dos preços (termo *Backward Looking*) no presente.

A primeira especificação da curva foi desenvolvida por Phillips (1958) e mostrava a relação negativa entre a taxa de variação dos salários nominais e a taxa de desemprego. Ao longo dos anos, inúmeras foram as formulações desenvolvidas para que esta relação demonstrasse de maneira mais crível os dados reais das economias mundiais. Como a introdução das expectativas racionais (conceito desenvolvido Muth (1961) e introduzido na curva por Friedman (1968) e Phelps e Taylor (1977)) alcançou-se que a intenção de retratar que *trade-off* de curto prazo era possível de ser alcançada.

Entretanto, na Curva de Phillips Aumentada pelas Expectativas (CPAE), não existia um componente capaz de captar o efeito da inércia inflacionária. Neste sentido, Galí e Gertler (1999) introduziram à curva a taxa de inflação defasada para que, assim, um conjunto de firmas conseguissem definir seus preços de acordo com uma regra *Backward Looking*. Mesmo nesta especificação mais recente, as estimações da CPNKH têm apresentado diferentes importâncias para os termos expectacionais (passados e futuros)¹. Além disso, quando se alcança a significância destes componentes, esta é fixa ao longo de toda distribuição condicional da variável utilizada como dependente - a taxa de inflação.

Para dados da economia brasileira, Mazali e Divino (2010) fizeram estimações da CPNKH, para dados trimestrais de 1995 a 2008 a partir do método dos mínimos quadrados em dois estágios (TSLs), e alcançaram que o termo inercial tem importância superior ao expectacional. Utilizando de três métodos diferentes (OLS, TSLs e STR), ainda assim Carvalho (2010), para dados mensais de 2000 a 2008, verificou o componente *Backward Looking* superior ao *Forward Looking*. Apenas Tristão e Torrent (2013), com estimativas do método dos momentos generalizados (GMM) paramétrico e não paramétrico para dados de abril de 2002 a setembro de 2009, apresentaram resultados que favorecem o termo expectacional futuro. Ou seja, nas estimativas encontradas e analisadas para o Brasil têm se observado a dominância do termo *Backward Looking* sobre o termo *Forward Looking*.

Assim, o objetivo geral deste ensaio é estimar a CPNKH para a economia brasileira, com dados mensais, para o período de maio de 2001 até agosto de 2016². A novidade deste estudo,

¹ Por exemplo, Galí e Gertler (1999) alcançaram, a partir da estimação da CPNKH pelo método GMM, que o termo *Forward Looking* é extremamente importante e o *Backward Looking* é significativo, mas de importância reduzida. Nas estimações por IVQR, Lee e Yoon (2012) mostraram que quando a inflação é baixa, o termo *Backward Looking* é significativo, entretanto, quando ela é alta, o *Forward Looking* tem significância e patamar superior ao *Backward Looking*. Para dados da economia brasileira, Mendonça, Sachsida e Medrano (2012), a partir do modelo GMM-HAC, encontraram o termo inercial como sendo maior que o que representa a expectativa futura. Entretanto, Tristão e Torrent (2013), a partir do modelo GMM com estimações paramétricas e semi-paramétricas, encontraram o termo futuro maior e mais significativo que o inercial.

² Este período foi selecionado a partir da disponibilidade de dados (a série que representa as expectativas do mercado – FOCUS – começa a ser apresentada a partir de 2001) e no intuito de retratar o processo inflacionário brasileiro recente depois da instalação do regime monetário de Metas de Inflação. Além disso, também será estimada a

em relação aos demais trabalhos que estimaram esta relação para o Brasil, consiste em utilizar uma metodologia ainda não testada para a Curva de Phillips, a regressão quantílica, ou mais especificamente, o método descrito por Chernozhukov e Hansen (2005), ou seja, o método da regressão quantílica inversa que utiliza os blocos em movimento *bootstrap* de Fitzenberger (1997).

Este método, inicialmente desenvolvido por Koenker e Basset (1978), possui a vantagem de que, ao invés de confiar exclusivamente em uma única medida de tendência central, torna possível analisar os quantis condicionais, permitindo, assim, a análise de toda a distribuição condicional da variável resposta. Esta abordagem se justifica pois, como Maia e Cribari-Neto (2006) destacam, a literatura internacional tem considerado a possibilidade de comportamentos assimétricos das dinâmicas inflacionárias. Além disso, a fim de dar maior robustez aos resultados em termos de comparação, serão feitas estimações pelas médias condicionais utilizando os métodos TSLS e GMM.

Neste contexto, o objetivo específico será o de analisar a magnitude e a significância estatística dos termos expectacionais (*Forward e Backward Looking*) ao longo de toda a distribuição condicional da taxa de inflação. Esta abordagem possibilitará uma investigação pormenorizada da dinâmica da inflação brasileira e, portanto, apontar qual deles tem maior representatividade na determinação do processo de formação de preços recente.

Os principais resultados alcançados dizem respeito a importância adquirida pelas expectativas futuras ao longo dos períodos analisados. Quando se faz estimações considerando somente a média condicional, o termo inercial é maior e significativo, utilizando, entretanto, o modelo da regressão quantílica inversa é possível verificar o termo *Forward Looking* ganhando força e dominando o *Backward Looking* nos três períodos analisados, em diferentes níveis da inflação. Além disso, uma vez alcançada a estabilidade preços, ou, de outra forma, uma vez amadurecido o objetivo do RMI, os componentes foram capazes de manter sua importância e significância em todo o processo de determinação de preços.

Desta forma, este ensaio está dividido em mais três seções além desta introdução, considerações finais, referências e apêndices. A próxima seção mostrará uma revisão empírica de alguns artigos que já fizeram o uso da metodologia da regressão quantílica e os diferentes resultados alcançados por estes autores. A terceira seção discutirá a metodologia a ser empregada

CPNKH para períodos menores (janeiro de 2003 a dezembro de 2010 e janeiro de 2011 a agosto de 2016) buscando analisar as principais diferenças entre os governos dos dois últimos presidentes da economia brasileira, no intuito de obter mais robustez e significância ao trabalho.

e os dados utilizados nas estimações. Por fim, a análise dos resultados encontrados será reportada na quarta seção.

4.2 Revisão Empírica Para Diferentes Países

Nesta seção serão discutidos os principais trabalhos que já aplicaram o método da regressão quantílica e, assim, mostraram suas principais vantagens e desvantagens para os diferentes países em questão.

4.2.1 Revisão empírica

Desde que Galí e Gertler (1999) consideraram que conjunto de firmas tendem a reajustar seus preços com uma regra *Backward Looking*, introduzindo na curva de Phillips o termo capaz de captar a inércia inflacionária e formulando, assim, a Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida (CPNKH), diferentes metodologias vêm sendo empregadas para fins de sua verificação empírica.

Na literatura econômica, o Método dos Momentos Generalizados (da sigla em inglês GMM) tem sido extensivamente utilizado para este propósito em ordem a evitar o viés de endogeneidade causado pela inflação esperada. Neste contexto, os autores supracitados, utilizando do GMM para os dados trimestrais da economia americana de 1960 a 1997, encontraram a significância estatística de ambos os componentes (tanto o *Foward Looking* quanto o *Backward Looking*). Entretanto, a importância do termo que representa a expectativa de inflação é bem superior ao da inflação defasada.

Levando em consideração que este foi o modelo canônico que estimou a CPNKH, este ensaio faz o uso da metodologia referente ao método da regressão quantílica inversa para analisar a significância dos componentes presentes nesta curva. Deste modo, esta seção foca em analisar trabalhos empíricos³ que já utilizaram metodologias semelhantes para este fim.

Diferentemente da maioria dos modelos autorregressivos de coeficientes aleatórios, em que os parâmetros são assumidos estocasticamente independentes uns dos outros, o modelo autorregressivos quantílico ($QAR(p)$) possui coeficientes que são funcionalmente dependentes. Este fato deve-se à exigência de monotocidade das funções quantis, que impõe alguma disciplina nas formas assumidas pelas funções α . Esta disciplina requer essencialmente que o vetor $\alpha(\tau)$,

³ O Quadro (A.4.1) de resumo dos principais trabalhos analisados nesta seção encontra-se no Apêndice A.

ou alguma transformação sua, seja monótono em cada coordenada. Muitos pesquisadores utilizam do modelo $QAR(p)$ para verificar o comportamento de raiz unitária em séries temporais econômicas.

Utilizando desta metodologia, os principais resultados alcançados por Maia e Cribari-Neto (2006) indicam que o comportamento dinâmico do processo inflacionário brasileiro não é constante ao longo de toda a distribuição condicional da taxa de inflação. A dinâmica inflacionária brasileira comporta-se exatamente como a ilustração fornecida por Koenker e Xiao (2004a) de um processo que apresenta assimetrias ao longo da distribuição condicional: estacionariedade global, mas não-estacionariedade na cauda superior da distribuição condicional.

Em particular, choques ocorridos quando o processo se encontra na cauda superior de tal distribuição, ou seja, em períodos de inflação elevada, possuem tempo de dissipação superior àqueles choques que ocorrem quando o processo está em outras regiões da distribuição condicional. Dado o caráter globalmente estacionário da série, todas as inovações possuem efeitos apenas de curto prazo, mas o tempo de dissipação de movimentos inesperados parece depender do comportamento local da dinâmica inflacionária. Essa dinâmica assimétrica não havia sido revelada por trabalhos anteriores.

Para dados do primeiro trimestre de 1970 ao quarto de 2007 da Zona do Euro, Chortareas e Pngiotidis (2010) estimam uma regressão quantílica em dois estágios, enfatizando que esta abordagem leva em conta a endogeneidade da CPNKH. Assim, demonstram que as estimativas apontam que o coeficiente da inflação esperada tem inclinação ascendente, é positivo e estatisticamente significativo ao longo da distribuição condicional da inflação. Além disso, o coeficiente da inflação defasada é insignificante na cauda direita da distribuição da variável dependente, um achado consistente com a CPNKH pura. Somado a isto, encontraram que o coeficiente do custo marginal tem inclinação ascendente ao longo da distribuição da inflação começando com sinal insignificante e negativo e terminando positivo e estatisticamente significativo.

A partir de dados trimestrais do primeiro trimestre de 1969 até o segundo de 2008, Lee e Yoon (2012) estimam empiricamente a Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida dos Estados Unidos focando nas regras dos componentes *Forward Looking* e *Backward Looking*, na qual a medida de custo marginal é dada pelo hiato do produto, e estudando, assim, a implicação da política monetária.

Os autores afirmam que estes fatores podem influenciar não apenas a média condicional, mas também muitas outras características da distribuição condicional, como a expansão da sua dispersão e o alongamento da cauda da distribuição. Assim, é possível que as regras dos

componentes *Forward Looking* e *Backward Looking* na CPNKH variem ao longo dos quantis, sendo que, confiar apenas na média pode não ser suficiente para capturar estas relações. Além disso, com o modelo de múltiplos quantis é possível fazer inferências úteis sobre a assimetria da política monetária

A estimação dos resultados relata que, em quantis mais altos, a estimativa dos coeficientes estão perto daqueles da CPNKH canônica na qual o coeficiente da inflação esperada é mais alto e o da inflação defasada é insignificante. Além disso, a estimação suporta a versão híbrida nos níveis de quantis médios e mais baixos, nos quais o coeficiente da inflação defasada é significativo. Assim, a inflação se torna maior quando a expectativa de inflação aumenta, enquanto que as expectativas de inflação decrescente a torna menor. Este resultado indica que a política de desinflação seria mais eficiente em termos de riscos menores.

Tilmann e Wolters (2012) adicionam a literatura da persistência da inflação dois pontos. Primeiro, os autores usam uma abordagem de regressão quantílica que permite examinar o grau da persistência do processo inflacionário em quantis condicionais diferentes da inflação. Isto porque, a literatura foca na avaliação da persistência da média condicional negligenciando o fato de que a inflação segue choques desenhados na cauda da distribuição exibindo um diferente padrão da inércia do que a inflação fechar na média. Depois, desenham técnicas para estimar mudanças estruturais nas regressões quantílica. Isto permite examinar se as mudanças na persistência são sincronizadas ao longo do quantil da inflação e se mudanças na persistência da taxa média de inflação são informativas sobre a distribuição inteira dos resultados inflacionários.

Os autores supracitados encontraram forte e robusta evidência para uma redução na persistência em todos os quantis de inflação condicional com persistência cada vez mais homogênea entre eles. Encontraram também que, quando existe mudança na política monetária, não apenas a persistência na média condicional muda, mas o inteiro processo inflacionário reflete mudanças na política monetária. Por fim, constataram que a redução na persistência é consistente com o sucesso da política monetária em estabilizar a inflação ao redor da sua média.

A CPNKH é estimada por Boz (2013), para dados trimestrais da Turquia, empregando o método das regressões quantílicas (RQ). O autor destaca que a economia turca tem experimentado períodos de alta inflação, especialmente antes da adoção de Regime de Metas de Inflação (RMI) em 2002 e, então, a inflação decresceu gradualmente. Uma vez que a amplitude da taxa de inflação de 2002 a 2012 vai de 29,7% a 6,2%, respectivamente, esta tendência o fez pensar que os efeitos marginais das variáveis explanatórias da taxa de inflação ao longo da distribuição poderia ser diferente.

Neste contexto, os resultados encontrados estão de acordo com o esperado *a priori*. Isto porque, quando a taxa de inflação é baixa, o termo *Backward Looking* é significativo, enquanto o *Forward Looking* não. Mas quando a taxa de inflação é alta, a significância do termo *Forward Looking* domina o termo *Backward Looking*. Ou seja, Boz (2013) encontrou resultados diferentes aos de Lee e Yoon (2012) para baixos quantis e consonância com a estimação canônica em quantis mais altos.

Muito embora Buseti, Caivano e Rodano (2015), estimem a curva de Phillips aumentada pelas expectativas e não a versão híbrida como os outros autores expostos nesta seção, os resultados alcançados por estes autores em relação ao termo *Backward Looking*⁴ são bastantes similares. Assim, os quantis da inflação dependem da inflação passada e do hiato do produto, bem como dos preços do petróleo e da taxa de câmbio.

Os principais resultados dizem respeito ao fato de que a persistência parece ser mais alta em partes mais baixas da distribuição comparada a quantis mais altos. Além disso, a resposta do hiato do produto é mais forte no lado direito da distribuição, indicando que o termo *Backward Looking* é mais significativo em quantis mais baixos. Deste modo, foi verificado que a dinâmica inflacionária parece ser mais persistente em quantis mais baixos da distribuição. Isto pode resultar, entretanto, em dificuldades para a política monetária contornar choques negativos que empurram a inflação para baixo da sua média condicional, do que no caso de choques positivos.

Neste engodo, apresentados os principais resultados alcançados pela literatura econômica recente acerca da metodologia a ser utilizada neste trabalho, a próxima seção expõe a descrição de tal procedimento econométrico.

4.3 Metodologia Econométrica

O objetivo desta seção é apresentar a estratégia econométrica utilizada nas estimações deste estudo. Desta forma, primeiramente será demonstrado as limitações da regressão quantílica pura para, então, expor o método da regressão quantílica inversa e, por fim, apresentar os dados empregados nas estimações deste capítulo.

⁴ Os autores fazem uso da expectativa adaptativa para retratar a curva de Phillips. Ou seja, o objetivo é estimar a curva a partir da Regressão Quantílica dinâmica.

4.3.1 Regressão Quantílica

Como foi verificado na seção anterior, segundo Maia e Cribari-Neto (2006), várias especificações de modelos de coeficientes aleatórios vêm sendo utilizadas em modelos de séries temporais, isto porque, conduzem uma análise estatística mais completa da relação estocástica entre variáveis aleatórias.

Desta forma, como o modelo de regressão linear clássico, baseado na minimização da soma dos quadrados dos resíduos, é capaz de estimar modelos para as funções de média condicional, as regressões quantílicas, baseadas em minimizar resíduos absolutos ponderados assimetricamente, oferecem um mecanismo para estimação de modelos para funções da mediana condicional e um arranjo completo de outras funções quantílicas tradicionais (KOENKER e XIAO, 2002).

Os modelos de regressão quantílica, primeiramente exposto por Koenker e Bassett (1978), tem a habilidade de caracterizar os impactos heterogêneos das variáveis em diferentes pontos da distribuição de probabilidade da variável dependente. Esta abordagem possui propriedades bastante atrativas, como: pode ser usada para investigar as respostas da variável dependente às explicativas em diferentes pontos da distribuição da variável dependente; os estimadores de regressão quantílica são mais eficientes do que os estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) quando o termo de erro é correlacionado a variável dependente; e, os estimadores da regressão quantílica são menos sensíveis à presença de *outliers* da variável dependente.

Este método tem uma função de perda assimétrica baseada em minimizar resíduos absolutos ponderados assimetricamente, ou seja,

$$\min_{\beta} V_t(\beta) = \sum_t \tau |\varepsilon_t^+| + (1 - \tau) |\varepsilon_t^-| \quad (4.1)$$

Em que ε_t é o termo de erro para $|\pi_t - X_t'\beta|$ reflete $\varepsilon_t^+ = \pi_t \geq X_t'\beta$ e $\varepsilon_t^- = \pi_t < X_t'\beta$. Sendo π_t a taxa de inflação, X_t é a matriz de todas as variáveis explanatórias e β é o vetor coeficiente.

Como é ressaltado por Boz (2013), em regressões quantílicas, os resultados são em função de τ . Então, se esse valor está abaixo de 0.50 implica que será dado mais peso para os resíduos negativos, no outro extremo, se o valor está acima de 0.50 implica em mais peso nos resíduos positivos.

O coeficiente da regressão quantílica (digamos y_f) nos diz que para cada uma unidade de mudança na inflação esperada, mudará a taxa de inflação como o valor do coeficiente em um específico quantil (τ^*), quando a equação objetivo é minimizada com respeito a β . A função

quantílica condicional de π_t em um quantil específico de τ^* dada a matriz X_t pode ser definido como:

$$q_{(\tau^*)}(\pi_t|X_t) = X_t'\beta + F^{-1}(\tau^*) \quad (4.2)$$

A qual pode ser escrita como:

$$q_{(\tau^*)}(\pi_t|E_t\pi_{t+1}, \pi_{t-1}, y_t^d) = \lambda_f E_t\pi_{t+1} + \lambda_b \pi_{t-1} + F^{-1}(\tau^*) \quad (4.3)$$

Esta metodologia já foi utilizada por diferentes autores no âmbito da análise da dinâmica inflacionária⁵ como na teoria presente na Curva de Phillips⁶. Neste contexto, o seguinte modelo predito dos quantis condicionais será estimado neste trabalho,

$$q_{\tau}(\pi_t|E_t\pi_{t+1}, \pi_{t-1}, y_t^d) = \lambda_a + \lambda_f E_t\pi_{t+1} + \lambda_b \pi_{t-1} + \lambda_c y_t + \lambda_d ex_t \quad (4.4)$$

Ou, posto de outra forma,

$$\pi_t = \beta_1 + \beta_f E_t\pi_{t+1} + \beta_b \pi_{t-1} + \beta_2 y_t + \beta_3 ex_t \quad (4.5)$$

Em que, π_{t-1} é a variável inflação defasada (que representa o termo *Backward Looking* da Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida a ser estimada), $E_t\pi_{t+1}$ é a expectativa de inflação (que representa o componente *Foward-Looking*), y_t é a medida de custo marginal (que será representada pelo *gap* da taxa de desemprego) e, ex_t é a taxa de câmbio real efetiva (que indica a pressão dos preços externos).

4.3.2 Regressão Quantílica Inversa

Na presença de regressores endógenos - π_t -, a estimação da equação (4.5) pelo método da regressão quantílica proposto por Koenker e Bassett (1978) produz estimativas viesadas. Isto porque, quando existem variáveis endógenas, o estimador do parâmetro de interesse é geralmente inconsistente. Uma solução conhecida é o método de estimação dos mínimos quadrados em dois estágios (TSLS) no qual se substitui as variáveis explanatórias endógenas por suas previsões de uma equação auxiliar baseada em variáveis exógenas. Kim e Muller (2004) estendem modelos que levam em consideração este método⁷ para regressões quantílicas com variáveis exógenas aleatórias.

⁵ Como em Maia e Cribari-Neto (2006), que utilizou do método para analisar a dinâmica inflacionária brasileira a partir de processo auto-regressivo e Medeiros (2014), que utilizou de uma função de perda do banco central para este fim.

⁶ Como em Buseti, Caivano e Rodano (2015), que utilizaram da regressão quantílica para estimar uma curva de Phillips para a zona do Euro; Boz (2013) que estimou esta curva para dados pós-implementação do Regime de Metas de Inflação para a Turquia; e, Tillmann e Wolters (2012) que estimaram uma curva de Phillips para dados da economia americana.

⁷ Para mais informações ver Amemiya (1982) e Powell (1983).

Entretanto, Chernozhukov e Hansen (2005) mostraram que estas estimativas não somente são viesadas se as mudanças na variável endógena não afetar a escala ou formato da distribuição da variável dependente, como estas mudanças são somente na localização. Desta forma, estes autores desenvolveram a regressão quantílica inversa (IVQR) que gera estimativas consistentes sem suposições restritivas.

Segundo Wolters (2012), os autores supracitados derivam a seguinte condição de momento como a principal restrição de identificação da regressão quantílica inversa:

$$P(Y \leq q_\tau(D, X)|X, Z) = \tau \quad (4.6)$$

Em que $P(\cdot|\cdot)$ denota a probabilidade condicional, Y denota a variável dependente, D um vetor de variáveis endógenas, X é o vetor das variáveis exógenas incluindo a constante e Z é a vetor de variáveis instrumentais. Esta equação é similar a definição dos quantis condicionais exceto pela condição adicional de variáveis instrumentais. A principal suposição para esta condição de momento é preenchida se o posto da invariância é satisfeito: isto requer que o posto esperado das observações da variável dependente não pode mudar com as variações nas covariadas.

O método IVQR transforma a equação (4.5) em um exemplo análogo. A condição do momento é equivalente ao estado zero no τ^{th} quantil da variável aleatória $Y - q_\tau(D, X)$ condicionado a (X, Z) . Entretanto, é preciso encontrar parâmetros da função $q_\tau(D, X)$ a qual zero é a solução para o problema da regressão quantílica, em que regride o termo de erro $Y - q_\tau(D, X)$ em qualquer função de (X, Z) . Fazendo $\lambda_D = [\alpha_\pi \quad \alpha_y]'$ denotar os parâmetros das variáveis endógenas e $\lambda_X = [\alpha_0 \quad \alpha_i]'$ denotar o vetor de parâmetros das variáveis exógenas e Λ sendo definido como um conjunto de possíveis valores de λ_D , pode-se escrever o quantil condicional como uma função linear:

$$q_\tau(Y|D, X) = D'\lambda_D(\tau) + X'\lambda_X(\tau) \quad (4.7)$$

O seguinte algoritmo é implementado na IVQR:

- a) O primeiro estágio da regressão: regredir as variáveis endógenas em relação as exógenas e instrumentos adicionais usando Mínimos Quadrados Ordinários (OLS). Isto rende os valores ajustados \widehat{D} .
- b) O segundo estágio da regressão: Estimar para todo $\lambda_D \in \Lambda$:

$$[\tilde{\lambda}_X(\lambda_D) \quad \tilde{\lambda}_Z(\lambda_D)]' = \arg \min_{\{\lambda_X, \lambda_Z\}} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varphi_\tau(Y_t - D'\lambda_D - X'\lambda_X - \widehat{D}'\lambda_Z) \quad (4.8)$$

Em que $\varphi_\tau(u) = \tau - 1$ com $u < 0$, sendo u a função perda dos desvios mínimos assimétricos absolutos da regressão quantílica padrão (veja Koenker e Basset, 1978) e λ_Z os parâmetros adicionais de \widehat{D} .

c) Passo inverso: encontrar $\tilde{\lambda}_D$ pela minimização de um norma Euclidiana de $\tilde{\lambda}_Z(\lambda_D)$ em relação a $\lambda_D \in \Lambda$:

$$a. \tilde{\lambda}_D = \arg \min_{\{\lambda_D \in \Lambda\}} \sqrt{\tilde{\lambda}_Z(\lambda_D)' \tilde{\lambda}_Z(\lambda_D)} \quad (4.9)$$

Esta minimização assegura que $Y - q_\tau(D, X)$ não depende mais de \hat{D} o qual foi mencionado acima como *função* de (X, Z) .

Chernozhukov e Hansen (2005) chamam este procedimento de regressão quantílica inversa pois o método é inverso à regressão quantílica convencional: primeiro, estima $\tilde{\lambda}_Z(\lambda_D)$ e $\tilde{\lambda}_X(\lambda_D)$ pela regressão quantílica para todo $\lambda_D \in \Lambda$. O passo inverso (4.9) rende as estimativas finais $\tilde{\lambda}_D$, $\tilde{\lambda}_Z(\tilde{\lambda}_D)$ e $\tilde{\lambda}_X(\tilde{\lambda}_D)$.

O procedimento é feito operacionalmente através do método de minimização numérica combinado com estimativas de regressão quantílicas padrão. Através do incremento τ de 0.01 a 0.99 é traçado os efeitos parciais ao longo da distribuição inteira da variável dependente condicionada as endógenas, exógenas e instrumentos⁸.

Neste contexto, neste ensaio será estimada a equação (4.5) utilizando a versão de Chernozhukov e Hansen (2005) do método da regressão quantílica inversa fazendo o uso de blocos em movimento *bootstrap* de Fitzenberger (1997)⁹ para alcançar erros padrão robustos em relação a heterocedasticidade e autocorrelação (HAC).

4.3.3 Descrição dos Dados

Os dados utilizados nas estimações deste capítulo foram a série Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Neste contexto, para alcançar as séries que representam os componentes *Backward Looking* e *Forward Looking* foram utilizadas as seguintes séries: para retratar a inércia, utilizou-se a variável IPCA defasada; para retratar a expectativa foi utilizada a série apresentada pelo Banco Central no relatório de mercado FOCUS.

A taxa de desemprego será retratada pela taxa de desemprego aberta com período de referência de 30 dias da PED (DIEESE/ Fundação SEADE-SP)¹⁰. Por fim, a taxa de câmbio será dada pela taxa de câmbio real efetiva em índice do boletim do Banco Central do Brasil (BCB).

⁸ Esta metodologia assume estacionariedade para todas as variáveis utilizadas na regressão.

⁹ Fitzenberger (1997) apresentou os blocos em movimento *bootstrap* (MBB) como um estimador para erros padrões em regressões quantílicas que são robustas com Heterocedasticidade e autocorrelação de formas desconhecidas, para cada bloco de *bootstrap* das variáveis são desenhados aleatoriamente uma amostra inteira, isto inclui variáveis dependentes, variáveis endógenas, variáveis exógenas e instrumentos. Finalmente, erros padrões dos coeficientes são computados como o desvio padrão de 1000 estimativas.

¹⁰ Devido à mudança de metodologia efetuada nos dados da PME em 2002, e também ao fato do período escolhido para a estimação, este capítulo se utilizará apenas dos dados do DIEESE.

Sendo que estes, expostos na Tabela (4.1), terão periodicidade mensal para o período que compreende maio de 2001 a agosto de 2016. Vale ressaltar que, como variáveis instrumentais, foram utilizadas duas defasagens de todas estas variáveis endógenas e a variável exógena considerada foi dada pela constante.

Tabela 4.1 – Séries de dados utilizados na estimação

<i>Variável</i>	<i>Nomenclatura</i>	<i>Descrição da proxy utilizada</i>	<i>Fonte</i>
<i>Variáveis endógenas</i>			
<i>Inflação</i>	π_t	Inflação medida pelo IPCA	IBGE
<i>Expectativa de inflação</i>	$E_t\pi_{t+1}$	Relatório de Mercado FOCUS	BCB
<i>Inércia inflacionária</i>	π_{t-1}	IPCA defasado	IBGE
<i>Gap do desemprego</i>	y_t	Taxa de desemprego aberto para a região metropolitana de São Paulo dos últimos 30 dias – foi aplicado método dos componentes não observáveis para filtrar a série. Para calcular o <i>gap</i> foi subtraída da série em nível a série filtrada.	Seade/Dieese
<i>Taxa de câmbio</i>	ex_t	Taxa de câmbio real efetiva - R\$/US - em índice	BCB Boletim/BP

Fonte: Elaboração própria.

Desta forma, uma vez exposta que as variáveis devem ser estacionárias¹¹, foram aplicados dois testes para verificar a presença ou não de raiz unitária (Phillips-Perron e Teste Dickey-Fuller com quebra estrutural). Estes são expostos na Tabela (4.2) a seguir. Como se pode verificar, com exceção da série que representa a taxa de câmbio, todas as outras variáveis são estacionárias¹² mesmo quando se considera uma possível quebra estrutural¹³.

Tabela 4.2 - Teste de raiz unitária com e sem quebra estrutural modelo completo

	<i>Phillips-Perron</i>	<i>ADF com quebra</i>		<i>Estacionário</i>
		<i>Probabilidade</i>	<i>Quebra</i>	
$E_t\pi_{t+1}$	0.000*	<0.01*	2002M11	SIM
y_t	0.003*	0.0684***	2010M06	SIM
π_t	0.000*	<0.01*	2002M11	SIM
ex_t	0.4483	0.8536	2014M08	NÃO

Fonte: Elaboração própria com base no *software* Eviews 9.

Obs: Os asteriscos destacados indicam a probabilidade de não rejeição da hipótese nula, ou seja, a presença de raiz unitária de acordo com sua significância. Ou seja, * indica 1%, ** 5% e ***10%.

¹¹ Como apontado por Chernozhukov e Hansen (2005) e Wolters (2012).

¹² Uma vez que, além do modelo completo, este trabalho faz estimações para períodos menores, os testes apresentados também foram aplicados para estes. Sem grandes mudanças na significância, optou-se por apresentar os resultados do período maior.

¹³ Embora este estudo assume estacionariedade para todas as variáveis utilizadas na regressão, Wolters (2012) destaca que, a partir dos resultados do teste padrão de Dickey-Fuller, Clarida, Galí e Gertler (1998) encontraram que a taxa de fundos federais e inflação estão na fronteira entre $I(0)$ e $I(1)$. Eles procedem por estimar com uma suposição $I(0)$ sobre a suposição de que o teste Dickey-Fuller tem baixo poder sobre amostras pequenas. Neste sentido, se deu continuidade as estimações, mesmo com a não estacionariedade da série que representa o câmbio.

Além disso, para alcançar o *gap* da taxa de desemprego utilizado nas estimações foi utilizado o filtro de Kalman¹⁶. Ou seja, a taxa de desemprego é apresentada por meio da tendência (μ_t), do componente sazonal (γ_t), do ciclo estocástico (ψ_t) e do componente irregular (ε_t). Como os componentes são indexados ao tempo, é permitido que eles sejam observados em todo o período amostral.

Assim, por meio do método dos momentos não observáveis, a série filtrada da taxa de desemprego foi representada pela tendência (μ_t), e o *gap* alcançado pela subtração desta tendência da série em nível. Discutidas a metodologia empregada no trabalho e os dados utilizados para tal fim, a próxima seção apresentará a análise dos resultados alcançados nas estimações.

4.4 Análise Dos Resultados

Nesta seção serão discutidos os principais resultados alcançados por meio das estimações. Uma vez que alguns deles estarão nos apêndices deste ensaio, aqui poderá se verificar os gráficos dos parâmetros dos três períodos por meio da RQIV e o método GMM.

Como se pode analisar nas seções anteriores, o Método dos Momentos Generalizados (da sigla em inglês GMM) e o Método dos Mínimos Quadrados em Dois Estágios (da sigla em inglês TSLS) têm sido extensivamente utilizados para evitar o viés de endogeneidade causado pela correlação entre a variável dependente e o termo de erro. Neste contexto, além da metodologia apresentada na seção anterior, este trabalho calculou as estimativas para a equação (4.5) a partir destes dois métodos¹⁷.

Entretanto, para a análise dos resultados, focada nos componentes *Forward Looking* e *Backward Looking*, serão apresentados gráficos com as estimativas destes parâmetros a partir dos métodos da regressão quantílica inversa (com respectivo intervalo de confiança) e o GMM. Vale ressaltar que pesquisadores da economia brasileira têm indicado que, muito embora desde 2003 se tem uma ‘continuidade’ de governos, as políticas econômicas adotadas pelos dois últimos presidentes eleitos se diferem ao longo de sua aplicação.

Desta forma, além de apresentar as estimativas para o período completo pretendido por este trabalho (maio de 2001 a agosto de 2016), serão expostos os resultados de estimações por

¹⁶ No Apêndice B deste trabalho é apresentado as estimações e testes de estabilidade deste método.

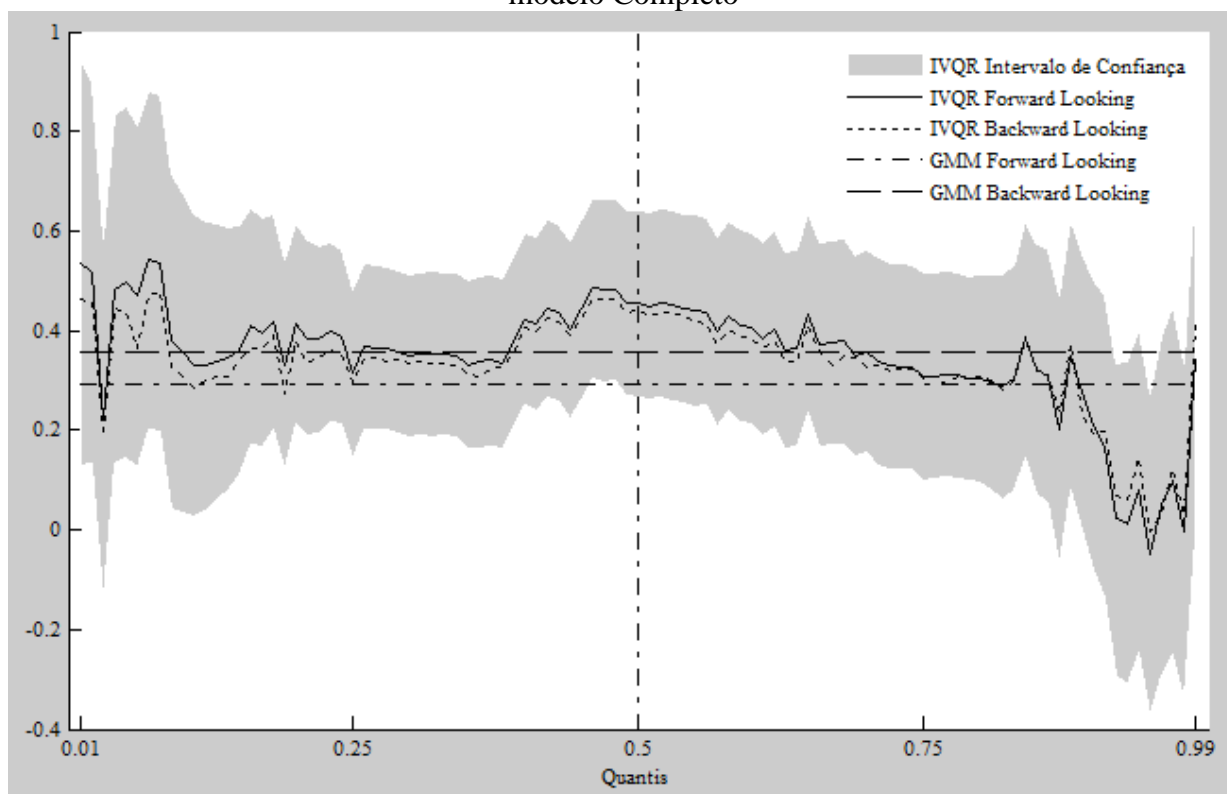
¹⁷ No Apêndice C deste capítulo é apresentada a Tabela (C.4.1) com as estimativas encontradas, suas significâncias e os correlogramas dos resíduos estimados destas duas especificações.

janelas representando esses governos, ou seja, o período dos dois mandatos do presidente Luiz Inácio Lula da Silva (janeiro de 2003 a dezembro de 2010) e Dilma Rousseff (janeiro de 2011 a agosto de 2016). Assim, o Gráfico (4.1) apresenta as estimativas pelos métodos IVQR e GMM para o “modelo” completo.

Pode-se verificar que as expectativas (adaptativas e racionais) parecem guiar parcela importante da formação de preços na economia brasileira. Ao utilizar o método GMM obteve-se a constatação de que a expectativa futura, apesar de bastante representativa, não é dominante, uma vez que o termo que a representa apresentou um coeficiente menor do que o parâmetro da inércia inflacionária. Contudo, utilizando o método IVQR as estimativas para dados da economia brasileira se assemelham a especificação canônica¹⁹.

No relatório de inflação do Banco Central (BC) de 2002, mostrava-se um aumento da inflação via inércia e uma deterioração das expectativas. Verificava-se um comportamento assimétrico da inflação com uma maior variabilidade para seus níveis mais baixos. Além disso, esperava-se que o governo Lula usasse da política monetária para ancorar as expectativas e diminuir a taxa de inflação.

Gráfico 4.1 - Parâmetros *Forward* e *Backward Looking* dos métodos GMM e IVQR para o modelo Completo



¹⁹ A especificação canônica da CPNKH apresentada por Galí e Gertler (1999) mostrou o termo *Forward Looking* muito importante e o *Backward Looking* significativo, mas com importância reduzida.

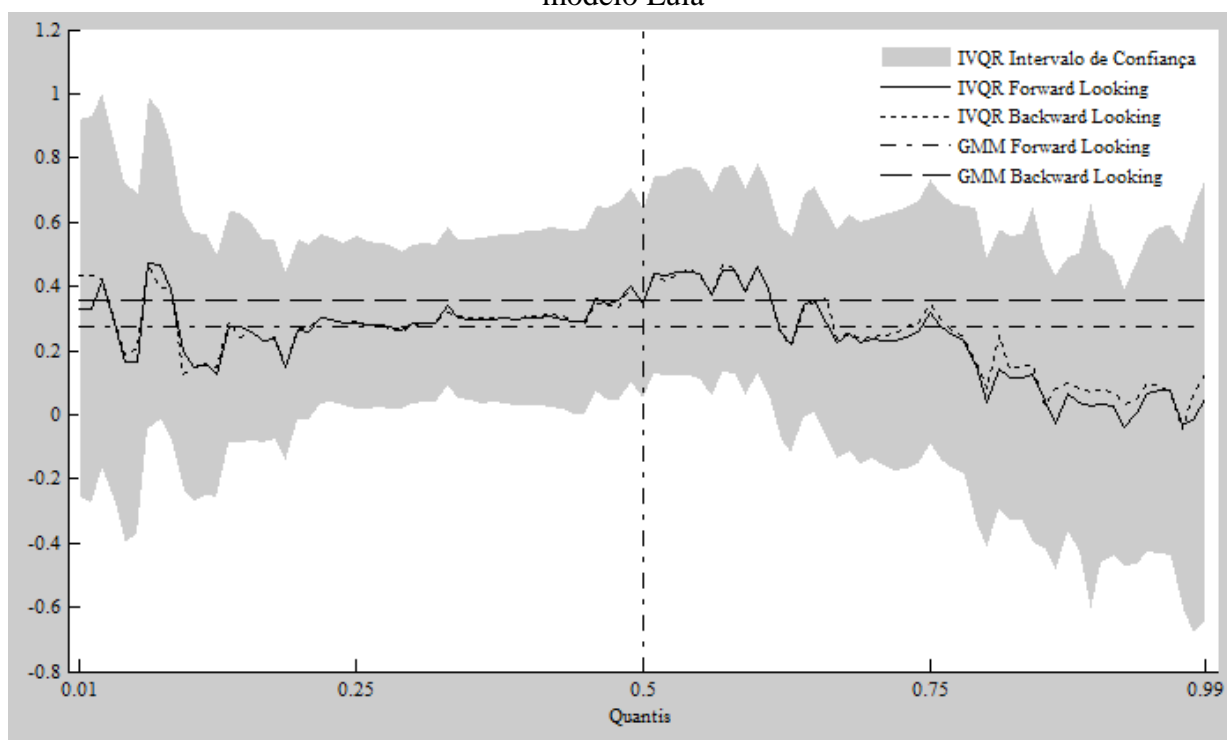
Fonte: Elaboração própria com base no *software* Matlab.

Quando o modelo é estimado pelo método IVQR, percebe-se que quando a inflação se encontra em seus níveis mais altos, a inércia até alcança maior representatividade, mas a expectativa futura (termo *Forward Looking*) ainda domina o processo inflacionário e a assimetria maior vem para esses valores altos da inflação. Ou seja, quanto menor a inflação maior a representatividade destes parâmetros, principalmente para o termo *Forward Looking*, por outro lado, quanto maior a inflação, estes componentes perdem importância e o termo *Backward* ultrapassa o *Forward Looking* na explicação do processo inflacionário. Fato este que contraria os principais resultados alcançados pelos trabalhos apresentados na revisão empírica deste estudo²⁰.

Nas estimativas que consideram os dois mandatos do presidente Lula, apresentadas pelo Gráfico (4.2), pode-se verificar que a inércia ganha mais representatividade, chegando a ser maior que o parâmetro *Forward Looking* na maior parte dos quantis após a mediana (quantil 0.5). O comportamento neste período é similar ao modelo completo, a principal diferença se dá ao fato dos termos *Forward* e *Backward Looking* estarem ainda mais alinhados para os quantis da inflação em nível intermediário e mais próximos ao patamar dos parâmetros estimados pelo método GMM. Mas, estes componentes perdem importância quando a inflação atinge patamares maiores.

²⁰ Chortareas e Pnagotedis(2010), Boz (2013) e Busetti, Caivano e Rodano (2015) encontraram que o termo inercial é maior para uma taxa de inflação menor e não para a taxa maior, como no caso dessa estimação mostrada no Gráfico (D.4.2).

Gráfico 4.2 - Parâmetros *Forward* e *Backward Looking* dos métodos GMM e IVQR para o modelo Lula



Fonte: Elaboração própria com base no *software* Matlab.

Desta forma, as principais constatações para esta especificação mostram que, em quantis mais baixos as estimativas corroboram com a versão canônica (expectativa futura maior que a inércia). Em quantis maiores, tem-se a maior representatividade da inércia com maiores parâmetros e com significância estatística, como pode ser observado na Tabela (D.4.2), no Apêndice D.

A partir do relatório de inflação do Banco Central de 2003, verifica-se que a flexibilização²¹ da política monetária foi dominante em todo o período Lula e que as expectativas foram ganhando corpo ao longo dos dois mandatos. Em 2006, após o IPCA recuar pelo quarto ano consecutivo, consolida-se o cenário ‘benigno’ para a inflação da economia brasileira. Ou seja, segundo o relatório de 2006, o processo de desinflação coloca o Regime de Metas de Inflação em uma nova etapa, a de consolidação da estabilidade de preços.

Porém, em 2007 inicia-se um novo processo inflacionário que continua em 2008. A maior inflação veio, dentre outros motivos, da depreciação cambial. Nas estimativas do modelo completo pode-se analisar que a significância e o maior patamar do parâmetro da taxa de câmbio²² se dá para inflação maior (altos quantis – cauda direita).

²¹ Por flexibilização entende-se que, uma vez que a taxa de inflação começava dar sinais de desaquecimento, a política monetária passou a instalar uma trajetória de queda da taxa de juros.

²² Ver Apêndice D.

Sendo o objetivo do RMI ancorar as expectativas futuras dos agentes econômicos para que elas não fiquem à mercê de choques inflacionários temporários, ao longo dos períodos estimados, pode-se analisar o aumento do componente *Forward Looking*. Porém, a inércia ainda é forte, pois, como apresentado no modelo completo e no período Lula, ao invés da expectativa futura ser maior quando a taxa de inflação é maior, o termo *Backward Looking* é que apresenta os maiores valores.

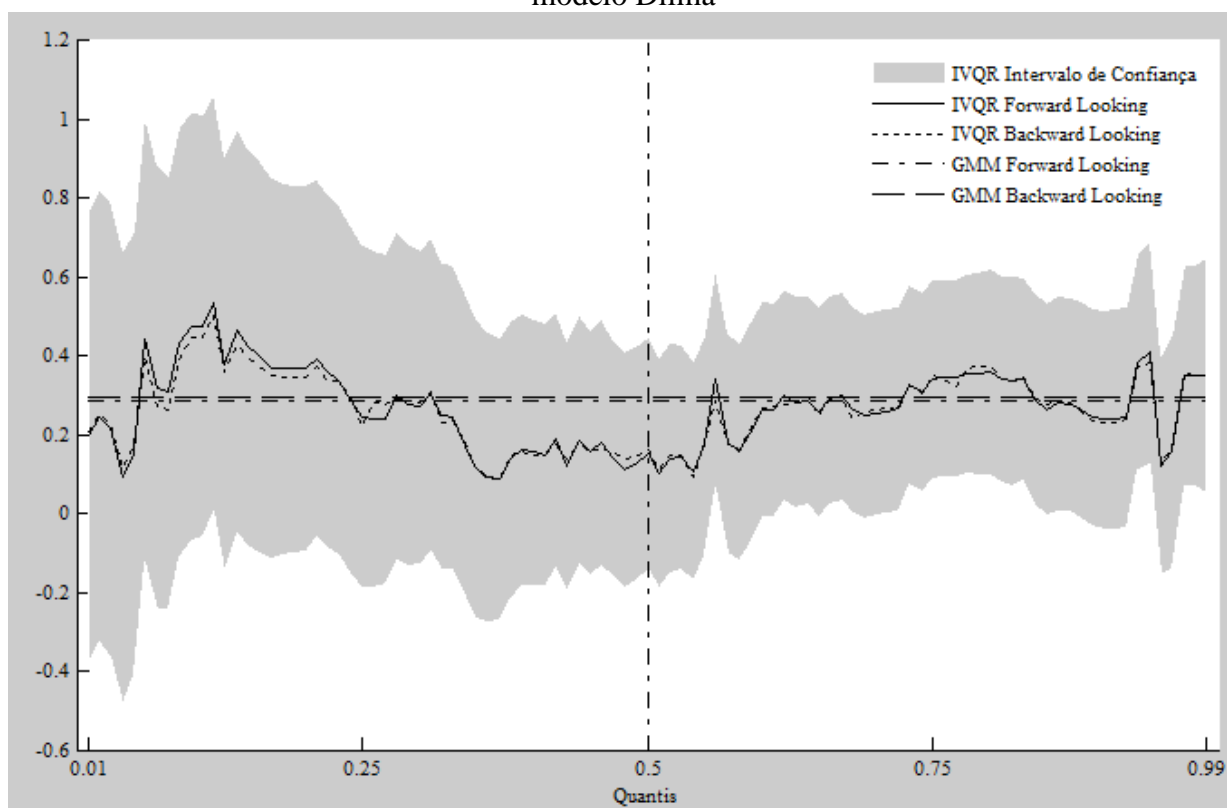
Resumidamente, no período Lula que vai de janeiro de 2003 a dezembro de 2010, verifica-se uma flexibilização da política monetária e a ancoragem das expectativas futuras pelo RMI. Entretanto, dado as inseguranças do início do mandato, o componente inercial ainda se mostrou extremamente significativo, sendo maior que o expectacional quando a inflação volta a acelerar.

No relatório de 2009 comenta-se sobre as medidas macroprudenciais adotadas pelo governo na tentativa de amenizar os efeitos da crise financeira internacional. Somado a estas medidas, a política monetária permaneceu-se acomodatória, ou de outra forma, permaneceu mais branda sem grandes aumentos da taxa de juros. Entretanto, no relatório de 2010 foi apontado que estes dois instrumentos não podem ser vistos como substitutos perfeitos. Ou seja, o Comitê de Política Monetária (COPOM), que decide a condução de política monetária com o único objetivo de controle de preços, apontou que as ações macroprudenciais deveriam preceder ações convencionais de política monetária.

Desta forma, percebe-se, no fim do período Lula, o início do questionamento sobre a política monetária flexibilizada e é neste cenário que se inicia o período Dilma, apresentado pelo Gráfico (4.3). Neste contexto, no relatório de 2011, começa-se a dar importância às defasagens que a política monetária possui para atingir o nível de preços incentivando, assim, um comportamento mais ativo da autoridade monetária.

Neste sentido, uma vez que se consolidou a estabilidade de preços no governo anterior, percebe-se que as expectativas futuras aqui tomam frente na determinação do processo inflacionário. Este fato também é relatado por Tilman e Wolters (2012), isto porque, os autores concluem que a redução do componente inercial é resultante do sucesso alcançado pela política monetária na estabilização dos preços.

Gráfico 4.3 - Parâmetros *Forward* e *Backward Looking* dos métodos GMM e IVQR para o modelo Dilma



Fonte: Elaboração própria com base no *software* Matlab.

Das estimações analisadas para os três períodos, o período Dilma é o único que, mesmo com altas taxas de inflação, o termo *Forward Looking* permaneceu superior ao componente inercial em praticamente toda a distribuição da taxa de inflação. Os termos expectationais mantêm seus poderes explicativos para a inflação inclusive em quantis mais altos, fato este que não foi encontrado nos outros dois modelos (períodos) analisados.

Um das principais constatações deste trabalho diz respeito a importância adquirida pelas expectativas futuras ao longo dos períodos analisados. Quando se faz estimações considerando somente a média condicional, o termo inercial é maior e significativo para praticamente todas as especificações e modelos apresentados. Utilizando do modelo da regressão quantílica inversa, por outro lado, é possível verificar o componente *Forward Looking* ganhando força e dominando o *Backward Looking* nos três períodos analisados, em diferentes níveis de inflação. Este resultado, portanto, indica que estes dois termos são instáveis para diferentes níveis de inflação.

Além disso, percebe-se nos gráficos apresentados nesta seção que, a distância entre o termo inercial e o expectacional futuro vai diminuindo quando se passa do modelo completo, para o período Lula até ficar praticamente pareado no modelo Dilma. Ou seja, mesmo nas

estimativas do modelo GMM, ao fazer a estimação por janelas (considerando períodos menores, além do completo) é possível verificar o componente *Forward Looking* ganhando corpo. Entretanto, apenas nas estimações quantílicas, é possível mostrar evidências que o RMI alcançou um dos seus principais objetivos, o de ancorar a formação de preços da economia brasileira a partir das expectativas dos agentes econômicos.

Ainda sobre as principais contribuições, o modelo IVQR mostrou o comportamento bastante assimétrico da formação de preços no Brasil. Ou seja, as diferentes significâncias e patamares dos parâmetros ao longo de toda a distribuição da variável dependente. Neste sentido, a estimação por janelas demonstrou que, uma vez alcançada a estabilidade preços, ou, de outra forma, uma vez amadurecido o objetivo do RMI, os componentes foram capazes de manter sua importância e significância em todo o processo de determinação de preços.

A diminuição de importância dos dois componentes expectationais para níveis mais altos de inflação verificada nos modelos completo e Lula, não permaneceu no período mais recente. Foi possível alcançar, mesmo que o comportamento continue assimétrico, uma maior uniformidade destes componentes no modelo Dilma. Quando a inflação está alta (cauda direita da distribuição) a inércia e a expectativa futura ainda são capazes de explicar parte da formação de preços.

Em relação ao parâmetro da taxa de câmbio, vale algumas condições. Nas tabelas que apresentam as estimativas deste coeficiente²³, verifica-se que no modelo Lula não se observa significância estatística, no modelo completo a significância vem para quantis mais altos e, no modelo Dilma, já se verifica significância desde quantis intermediários.

A partir da análise da variação percentual da taxa de câmbio real efetiva (real-dólar), do início e do fim de cada período, pode-se ter uma ideia do porquê destas importâncias distintas. O período completo apresentou uma depreciação na casa de mais de 36%, enquanto no período Lula verifica-se uma apreciação de mais 52%, seguida de uma depreciação de mais de 90% no mandato de Dilma.

Ou seja, uma vez que quando se considera a taxa de câmbio nas estimativas da curva de Phillips o seu coeficiente é uma *proxy* para o *pass trough* (coeficiente de transmissão da depreciação cambial para a taxa de inflação), no período Lula analisa-se uma apreciação, ao contrário da grande depreciação do período Dilma. Fato este que corrobora com as distintas significâncias analisadas nos diferentes períodos estimados.

²³ Ver Apêndice D.

Neste contexto, vale ainda ressaltar a insignificância estatística do coeficiente que indica o *trade-off* entre inflação e desemprego presente na curva de Phillips. Nos modelos que utilizam a média condicional pode-se verificar o sinal indicando esta troca compensatória, entretanto, nos diferentes quantis a relação com a taxa de inflação além de insignificante é positiva. Uma das medidas que autores que estimam especificações desta teoria passaram a utilizar recentemente, ao invés do *gap* da taxa de desemprego, é o custo unitário do trabalho (CUT) e, por meio desta medida, pode-se alcançar uma explicação para estimativas com tão baixo poder explicativo.

No relatório do Banco Central encontra-se que, desde 2008 o CUT começou a subir a tal ponto que poderia ser indicado como um dos responsáveis pelo processo inflacionário que se instalava. Neste período, entretanto, a taxa de desemprego consolidava uma trajetória descendente, indo ao encontro com a ideia do *trade-off*. Porém, a partir de 2015 a taxa de desemprego começa a aumentar e, contrariando ao esperado, os salários também. Ou seja, a persistência da inflação pode vir da possibilidade das negociações salariais atribuírem peso excessivo à inflação passada originando inflação de custos. Resumidamente, o que se verifica é um custo unitário do trabalho maior, produtividade menor, desemprego maior e inflação acelerada, corroborando com os resultados alcançados nas estimativas de relação positiva entre inflação e desemprego.

Discutidos os principais resultados encontrados pelas estimações deste trabalho, vale comparar estes com os alguns parâmetros já apresentados por outros autores para dados da economia brasileira. Neste sentido, no Quadro (4.1) se verifica exemplos de outras estimações no intuito de confrontá-los com os encontrados nesta seção.

Quadro 4.1 – Alguns resultados sobre a CPNKH para a economia brasileira

Autores/ Ano	Curva Estimada/ Metodologia/ Período	Variáveis Utilizadas	Patamar dos componentes Backward e Forward Looking
TOMBINI & ALVES (2006)	CPNKH/ Filtro de Kalman – Modelo Tempo-Variante/ março de 1995 a março de 2006	Inflação – IPCA; Expectativa – construída pelos autores; Custo Marginal - hiato do produto; Outras variáveis – inflação estrangeira e taxa nominal de câmbio.	O comportamento do componente inercial é espelhado ao da expectativa futura. <i>Backward Looking</i> – começa por volta de 0.7 e termina a amostra por volta de 0.3; <i>Forward Looking</i> - começa negativa e termina a amostra por volta de 0.7;
MAZALI & DIVINO (2010)	CPNKH/ GMM/ primeiro trimestre de 1995 ao quarto trimestre de 2008	Inflação – IPCA; Expectativa – série construída pelos autores; Custo Marginal - <i>gap</i> do desemprego; Outras variáveis – Taxa de câmbio.	<i>Backward Looking</i> – 0.5999; <i>Forward Looking</i> – 0.4415.
CARVALHO (2010)	CPNKH/ OLS – TSLS - Modelo de Transição Suave (STR)/ janeiro	Inflação – IPCA; Expectativa – Série do <i>Consensus Economic Forecast</i> ;	OLS <i>Backward Looking</i> – 0.7788; <i>Forward Looking</i> – 0.4369.

Autores/ Ano	Curva Estimada/ Metodologia/ Período	Variáveis Utilizadas	Patamar dos componentes Backward e Forward Looking
	de 2000 a dezembro de 2008	Custo Marginal – hiato do produto; Outras variáveis – Obs: A expectativa foi dada pela série menos a meta de inflação.	TSLs <i>Backward Looking</i> – 0.7541; <i>Forward Looking</i> – 0.4871. STR – 1º Regime <i>Backward Looking</i> – 0.699; <i>Forward Looking</i> – 0.2876. STR – 2º Regime <i>Backward Looking</i> – 0.0502; <i>Forward Looking</i> – 0.1537.
MENDONÇA, SACHSIDA & MEDRANO (2012)	CPNKH/ GMM-HAC/ janeiro de 2001 a dezembro de 2002 – janeiro de 2004 a dezembro de 2012	Inflação – IPCA; Expectativa – Focus; Custo Marginal – <i>gap</i> desemprego; Outras variáveis – taxa de câmbio.	1ª Especificação <i>Backward Looking</i> – 0.651; <i>Forward Looking</i> – 0.394. 2ª Especificação <i>Backward Looking</i> – 0.733; <i>Forward Looking</i> – 0.341.
TRISTÃO & TORRENT (2013)	CPNKH/ GMM paramétrico e semi-paramétrico/ abril de 2002 a setembro de 2009	Inflação – IPCA; Expectativa – Focus; Custo Marginal- hiato do produto; Outras variáveis -	Paramétrico <i>Backward Looking</i> – 0.4168; <i>Forward Looking</i> – 0.5229. Semi-Paramétrico <i>Backward Looking</i> – 0.3556; <i>Forward Looking</i> – 0.4487.

Fonte: Elaboração Própria.

Dos resultados apresentados, o destaque vai para a diferença de significância dos termos expectacionais encontrados pelos autores relatados. Independente da metodologia utilizada, a importância para o termo inercial é bem maior que para o termo da expectativa futura. Com exceção de uma das quatro especificações apresentadas por Carvalho (2010) e das duas de Tristão e Torrent (2013), todos os outros resultados apontam um parâmetro maior para o componente *Backward Looking*.

De outra forma, pode-se apontar que, se neste trabalho as estimações fossem efetuadas a partir, apenas, de modelos que consideram a média condicional (GMM e TSLs), os resultados seriam semelhantes aos relatados no Quadro (4.1). Mesmo que no período Dilma os componentes expectacionais (adaptativos e racionais) estão mais pareados, a inércia inflacionária ainda domina a determinação do processo inflacionário para a economia brasileira. Entretanto, quando se analisa os resultados a partir da IVQR é possível identificar o processo de ancoragem das expectativas que se consolidou no período mais recente.

4.5 Considerações Finais

Desde que Galí e Gertler (1999) consideraram que conjunto de firmas tendem a reajustar seus preços com uma regra *Backward Looking*, introduzindo na curva de Phillips o termo capaz de captar a inércia inflacionária e formulando, assim, a Curva de Phillips Novo-Keynesiana

Híbrida (CPNKH), diferentes metodologias vêm sendo empregadas para fins de sua verificação empírica.

Levando em consideração que este foi o modelo canônico que estimou a CPNKH, este ensaio fez o uso da metodologia referente ao método da regressão quantílica inversa para analisar a significância dos componentes presentes nesta curva. Pois, como Maia e Cribari-Neto (2006) destacam, a literatura internacional tem considerado a possibilidade de comportamentos assimétricos das dinâmicas inflacionárias.

Os modelos de regressão quantílica, primeiramente exposto por Koenker e Bassett (1978), tem a habilidade de caracterizar os impactos heterogêneos das variáveis em diferentes pontos de uma distribuição. Entretanto, Chernozhukov e Hansen (2005) mostraram que estas estimativas não somente são viesadas se as mudanças na variável endógena não afetar a escala ou formato da distribuição da variável dependente, como estas mudanças são somente na localização. Desta forma, estes autores desenvolveram a regressão quantílica inversa (IVQR) que gera estimativas consistentes sem suposições restritivas.

Neste contexto, as estimativas deste ensaio, que compreendem dados mensais de maio de 2001 a agosto de 2016, partem dos modelos que utilizam da média condicional da variável dependente – Método dos momentos Generalizados (GMM) e Método dos Mínimos Quadrados em Dois Estágios (TSLS) - para atingir a regressão quantílica com erros padrão robustos HAC para três diferentes períodos (período completo, o que compreende os dois mandatos do presidente Lula e os mandatos da presidente Dilma).

As principais contribuições deste trabalho dizem respeito a importância adquirida pelas expectativas futuras ao longo dos períodos analisados. Quando se faz estimações considerando somente a média condicional, o termo inercial é maior e significativo para praticamente todas as especificações e modelos apresentados. Utilizando do modelo da regressão quantílica inversa, por outro lado, é possível verificar o termo *Forward Looking* ganhando força e dominando o *Backward Looking* nos três períodos analisados, em diferentes níveis de inflação. Esse resultado, portanto, indica que esses dois termos são instáveis para diferentes níveis de inflação.

Apenas nas estimações quantílicas, é possível mostrar evidências que o RMI alcançou um dos seus principais objetivos, o de ancorar a formação de preços da economia brasileira a partir das expectativas dos agentes econômicos. Além disso, o modelo IVQR mostrou o comportamento bastante assimétrico da formação de preços no Brasil, ou seja, as diferentes significâncias e patamares dos parâmetros ao longo de toda a distribuição da variável dependente. Neste sentido, a estimação por janelas demonstrou que, uma vez amadurecido o objetivo do RMI,

os componentes foram capazes de manter sua importância e significância em todo o processo de determinação de preços.

Neste contexto, mesmo que o trabalho tenha alcançado o proposto objetivo e apresentado resultados interessantes respaldos em uma metodologia relativamente nova a estimações da curva de Phillips para a economia brasileira, aqui não se esgotam as possibilidades de aplicações de melhores especificações empíricas e teóricas acerca do tema em futuros trabalhos.

4.6 Referências

AMEMIYA, T.. Two stage least absolute deviations estimators. *Econometrica*, v. 50, p. 689-711, 1982. (supplement)

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Relatório de Inflação*. Diversos números.

BOZ, C.. Estimating the New Keynesian Phillips Curve by Quantile Regression Method for Turkey. *Modern Economy*, v.4, p. 627-632, 2013. (supplement)

BUSETTI, F.; CAIVANO, M. RODANO, L.. *On the conditional distribution of euro area inflation forecast*. Itália: Banca d'Italia, p. 5-35, 2015. (Working Papers n. 1027)

CARVALHO, P. V. C de. A curva de Phillips Novo-Keynesiana é não-linear? *Evidências de países com metas de inflação*. 2010. Dissertação (Mestrado em Economia) – Pontifícia Universidade Católica Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2010.

CHERNOZHUKOV, V. H.; HANSEN, C.. An IV Model of Quantile Treatment Effects. *Econometrica*, v. 73, 2005. (supplement)

CHORTAREAS, G.;MAGONIS, G; PNAGIOTIDIS, T.. Testing the Asymmetry of the New Keynesian Phillips Curve: *Evidence from the Euro-area*. *Economics Letters*, v. 114, p. 161-163, 2010. (supplement)

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M.. Monetary policy rules in practice: *some international evidence*. *European Economic Review*, v. 42, p. 1003-1067, 1998. (supplement)

FITZENBERGER, B. The moving blocks bootstrap and robust inference for linear least squares and quantile regressions. *Journal of Econometrics*, v. 82, p. 235-287, 1997. (supplement)

FRIEDMAN, M.. The Role of Monetary Policy. *The American economic review*, v. 58, p. 1-17, 1968. (supplement)

GALI, J.; GERTLER, M.. Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. *Journal of Monetary Economics*, v. 44, p. 127-159, 1999. (supplement)

- HANSEN, L. P.. *Large sample properties of generalized method of moments estimators. Econometrica*, v. 50, n. 4, p. 1029-1054, 1982. (supplement)
- KIM, T. H.; MULLER, C.. Two-stage quantile regression when the first stage is based on quantile regression. *A discusión*, 2004. (WP-AD)
- KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression Quantile. *Econometrica*, v. 46, n. 1, p. 33-50, 1978. (supplement)
- KOENKER, R.; XIAO, Z.. Inference on the Quantile Regression Process. *Econometrica*, v.70, n. 4, p. 1583-1612, 2002. (supplement)
- KOENKER, R.; XIAO, Z. Unit Root Quantile Autorregression Inference. *Journal of the American Statistical Association*, v. 99, p. 775-789, 2004a. (supplement)
- LEE, D. J.; YOON, J. H.. *The New Keynesian Phillips Curve in Multiple Quantile and the Asymmetry of Monetary Policy*. Connecticut: University of Connecticut, 2012. (Working Paper 03)
- MAIA, A. L. S.; CRIBARI-NETO, F.. Dinâmica inflacionária brasileira: *resultados de auto-regressão quantílica*. *Revista Brasileira Econômica*, v. 60, n 2, p. 153-165, 2006. (supplement)
- MAZALI, A. A.; DIVINO, J. A. Real Wage Rigidity and the New Phillips Curve: *The Brazilian Case*. *Revista Brasileira de Economia*, v. 64 n. 3, p. 291–306, 2010. (supplement)
- MEDEIROS, G. B.. *Ensaio sobre Política Monetária e Curva de Phillips no Brasil*. 2014. Tese (doutorado em Economia), Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS – Porto Alegre, 2014.
- MENDONÇA, M. J. C. de; SACHSIDA, A.; MEDRANO, L. A. T.. Inflação versus desemprego: *novas evidências para o Brasil*. *Economia Aplicada*, v. 16, n. 3, p. 475-500, 2012. (supplement)
- MUTH, J. F.. Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica*, v. 29, p. 315-335, 1961. (supplement)
- OLIVEIRA, L.; PORTUGAL, M. S.; ABRITA, M. B.. Taxa de desemprego não aceleradora da inflação: *uma estimação da NAIRU para a economia brasileira no período de 2000 até 2013*. *Nova Economia*, v. 26, n. 2, p. 491-513, 2016. (supplement)
- PHELPS, E. S.; TAYLOR, J. B.. Stabilizing Powers of Monetary Policy under Rational Expectations. *Journal of Political Economy*, v.85, p. 163-190, 1977. (supplement)
- PHILLIPS, A. W.. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, v. 25, n. 100, p. 283-299, 1958. (supplement)
- POWELL, J.. The asymptotic normality of two-stage least absolute deviations estimators. *Econometrica* v. 51, n. 5, p. 1569-1575, 1983. (supplement)

SILVA FILHO, T. N. T.. *Searching for the NAIRU in a large relative price shock's economy brazilian case*. Brasília: BACEN, 2008. (Working Paper Series, 163)

STOCK, J. H.; YOGO, M.. Testing for weak instruments in linear IV regression. In: ANDREWS, D.W.; STOCK, J. H. (Ed.). *Identification and inference for econometrics models: Essays in honor of Thomas Rothenberg*. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

TILMANN, P.; WOLTERS, M. H.. *The changing dynamics of US inflation persistence: a quantile regression approach*. Marburg: Institute for Monetary and Financial Stability, 2012. (Working paper Series, 60)

TOMBINI, A. A.; ALVES, S. A. L. *The recent Brazilian disinflation process and costs*. Brasília: BACEN, 2006 (Working Paper Series, n. 109)

TRISTÃO, T. S.; TORRENT, H. S.. Relações não lineares na curva de Phillips: Uma abordagem semi-paramétrica. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 61., 2013, Foz do Iguaçu. *Trabalhos Apresentados...* Foz do Iguaçu: ANPEC, 2013.

WOLTERS, M. H.. Estimating Monetary Policy Reaction Functions Using Quantile Regressions. *Journal of Macroeconomics*, v. 34, p. 342-361, 2012. (supplement)

4.7 Apêndice A - Quadro de resumo dos artigos utilizados na análise empírica

Quadro A.4.1: Resumo dos artigos utilizados

Autores	Artigo/ Ano	Metodologia/ País	Variáveis Utilizadas	Periodicidade / Período	Principais Resultados
Galí, J. & Gertler, M.	" <i>Inflation dynamics: A structural econometric analysis</i> " (1999)	Método dos Momentos Generalizados (GMM) para dados dos Estados Unidos da América	-Labor income share in the non-farm bussiness sector - GDP deflator	Dados trimestrais do primeiro trimestre de 1960 ao quarto trimestre de 1997	- Custo marginal real é um importante determinante da inflação; - <i>Foward Looking</i> é muito importante; - <i>Backward Looking</i> é significativa mas de importância reduzida.

Autores	Artigo/ Ano	Metodologia/ País	Variáveis Utilizadas	Periodicidade / Período	Principais Resultados
MAIA, A. L. S. e CRIBARI-NETO, F..	“ <i>Dinâmica inflacionária brasileira: resultados de auto-regressão quantílica</i> ”, (2006).	Auto-regressão Quantílica	-Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) -Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)	Dados mensais de agosto de 1994 à abril de 2004 para dados da economia brasileira	Os resultados indicam que o comportamento dinâmico do processo inflacionário brasileiro não é constante ao longo da distribuição condicional da taxa de inflação. Em particular, choques ocorridos quando a inflação é maior, possuem tempo de dissipação superior àqueles choques que ocorrem quando o processo está em outras regiões da distribuição condicional. Dado o caráter globalmente estacionário da série, o tempo de dissipação dos choques parece depender do comportamento local da dinâmica inflacionária. Essa dinâmica assimétrica não havia sido revelada por trabalhos anteriores.
CHORTA REAS, G., MAGONI S, G & PNAGIOT IDIS, T..	“ <i>Testing the Asymmetry of the New Keynesian Phillips Curve: Evidence from the Euro-area</i> ” (2012)	Regressão Quantílica em dois estágios para a zona do Euro	-GDP deflator -Unit Labor Cost Instrumentos – quatro lags da inflação, do custo marginal, do gap do produto, inflação baseada no CPI, inflação salarial e spread de curto prazo da taxa de juros.	Primeiro trimestre de 1970 ao quarto trimestre de 2007	O componente <i>Forward Looking</i> é quantitativamente mais alto do que o <i>Backward Looking</i> . Quando a inflação aumenta, o componente <i>Forward Looking</i> aumenta e permanece estatisticamente significativo, ficando próximo a um em quantis mais altos. Para o componente <i>Backward Looking</i> , enquanto para baixos quantis o coeficiente fica abaixo de 0.5 mas estatisticamente significativo, ele se torna insignificante em quantis mais altos.

Autores	Artigo/ Ano	Metodologia/ País	Variáveis Utilizadas	Periodicidade / Período	Principais Resultados
LEE, D. J. e YOON, J. H..	“ <i>The New Keynesian Phillips Curve in Multiple Quantile and the Asymmetry of Monetary Policy</i> ” (2012)	Regressão quantílica de variável instrumental para dados dos Estados Unidos da América	-GDP deflator -US Survey of Professional Forecast (SPF) -GDP pelo filtro HP -Non Farm unit labor cost	Dados trimestrais do primeiro trimestre de 1969 ao segundo trimestre de 2008	Quando a inflação está alta, a estimativa dos coeficientes estão perto daqueles da CPNKH canônica (<i>Forward Looking</i> é maior que o <i>Backward Looking</i>). Entretanto, a estimação suporta a versão híbrida nos níveis de quantis médios e mais baixos, nos quais o coeficiente da inflação defasada é significativo. Entretanto, a inflação se torna maior quando a expectativa de inflação aumenta enquanto decrescente expectativa de inflação a torna menor. Este resultado indica que a política de desinflação seria mais eficiente em termos de riscos menores.
TILMAN N, P. e WOLTER S, M. H..	“ <i>The changing dynamics of US inflation persistence: a quantile regression approach</i> ” (2012).	Regressão Quantílica para dados dos Estados Unidos da América	-Consumer Price Index (CPI) -Personal Consumption Expenditure (PCE) -GDP deflator	Dados mensais e trimestrais de 1960 à 2010	Os autores encontraram forte e robusta evidência para uma redução na persistência em todos os quantis de inflação condicional com persistência cada vez mais homogênea entre quantis. Por fim, constataram que a redução na persistência é consistente com o sucesso da política monetária em estabilizar a inflação ao redor da sua média.
BOZ, C..	“ <i>Estimating the New Keynesian Phillips Curve by Quantile Regression Method for Turkey</i> ” (2013)	Regressão Quantílica para a Turquia	- Consumer Expectation Price Index -Gap do produto - Taxa de câmbio nominal	Dados trimestrais do primeiro trimestre de 2002 ao terceiro trimestre de 2012	Quando a taxa de inflação é baixa, o termo <i>Backward Looking</i> é significativo e o <i>Forward Looking</i> não. Mas quando a taxa de inflação é alta, a significância do termo <i>Forward Looking</i> domina o termo <i>Backward Looking</i> . Em adicional, a significância da taxa de câmbio aumenta para alta inflação. Isto reflete que a taxa de inflação é relativamente mais dirigida pela inércia quando a inflação é baixa, mas é guiada pelas expectativas dos agentes quando a taxa de inflação é alta.

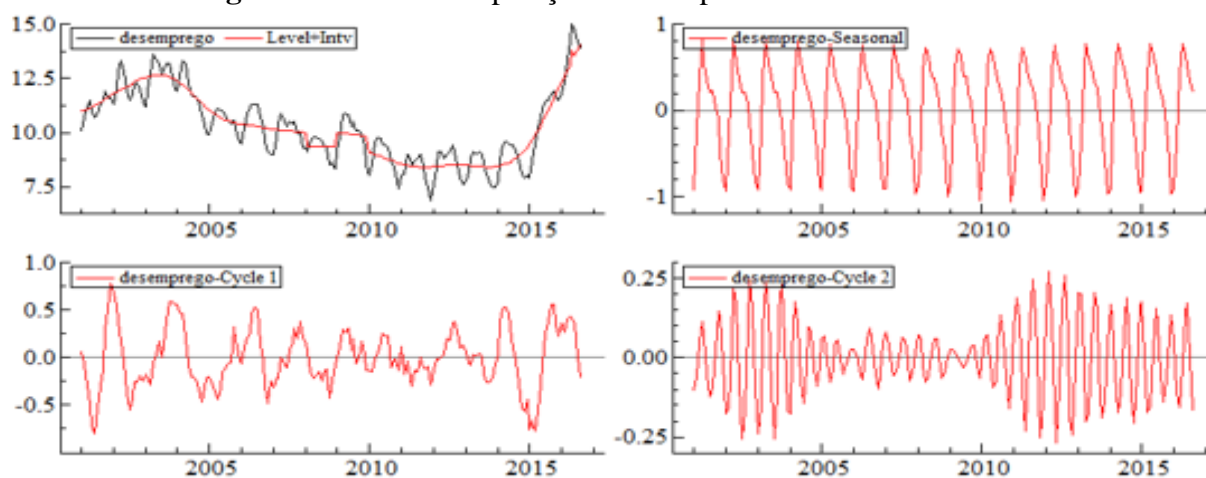
Autores	Artigo/ Ano	Metodologia/ País	Variáveis Utilizadas	Periodicidade / Período	Principais Resultados
BUSETTI, F., CAIVAN O, M. e RODANO, L..	“On the conditional distribution of euro area inflation forecast” (2015)	Regressão Quantílica dinâmica para a zona do euro	- Mudança ano-por-ano do logaritmo do índice harmonizado dos preços ao consumidor -Gap do produto -Mudanças nos preços do petróleo da zona do euro -taxa de câmbio efetiva nominal da zona do euro	Dados trimestrais de 1990 à 2014	Os autores encontraram que a dinâmica inflacionária parece ser mais persistente em quantis mais baixos da distribuição; isto pode, entretanto, ser mais difícil para a política monetária contornar choques negativos que empurram a inflação para baixo da sua média condicional, do que no caso de choques positivos. O processo inflacionário parece ser mais reativo a condições cíclicas na extremidade direita da distribuição; a resposta da taxa de câmbio é mais forte quando a inflação está nas extremidades.

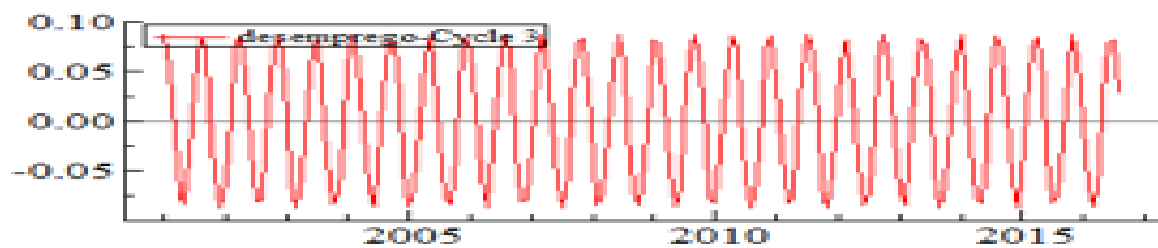
Fonte: Elaboração própria.

4.8 Apêndice B - Decomposição da taxa de Desemprego em componentes não observáveis

A Figura (B.4.1) apresenta a decomposição da taxa de desemprego em nível em componentes não observáveis a partir do Filtro de Kalman.

Figura B.4.1 – Decomposição em componentes não observáveis

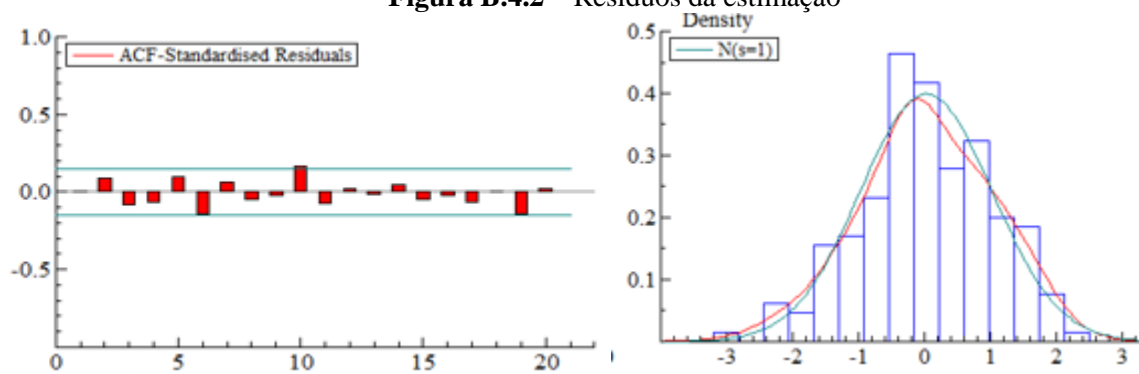




Fonte: Elaboração própria com base no *software OxMetrics*.

Assim, a estimação gera os seguintes resíduos apresentados pela Figura (B.4.2).

Figura B.4.2 – Resíduos da estimação



Fonte: Elaboração própria com base no *software Ox Metrics*.

4.9 Apêndice C - Estimativas para equação (4.5) pelos métodos TSLS e GMM

A Tabela (C.4.1) apresenta as estimativas da equação (4.5) a partir dos métodos dos Mínimos Quadrados em Dois Estágios (TSLS) e do Método dos Momentos Generalizados (GMM).

Tabela C.4.1 - Estimativas da equação (4.5) a partir dos métodos TSLS e GMM

PARÂMETROS	COMPLETO		LULA		DILMA	
	TSLS	GMM	TSLS	GMM	TSLS	GMM
β_1	0.0224 (0.0351)	0.0288 (0.0352)	0.0104 (0.0552)	0.0322 (0.0446)	0.1316 (0.0475)*	0.1161 (0.0380)*
β_f	0.3112 (0.0822)*	0.2928 (0.0618)*	0.3055 (0.1648)***	0.2766 (0.1548)**	0.2930 (0.0966)*	0.2874 (0.0763)*
β_b	0.3533 (0.0807)*	0.3588 (0.0802)*	0.3561 (0.1147)*	0.3579 (0.1344)*	0.2729 (0.1148)**	0.2938 (0.1046)*
β_4	-0.0178 (0.0150)**	-0.0186 (0.0139)	-0.0108 (0.0250)	-0.0171 (0.0260)	-0.0157 (0.0202)	-0.0105 (0.0157)
β_5	0.0008 (0.0003)	0.0007 (0.0012)	0.0008 (0.0552)	0.0007 (0.0004)	0.0004 (0.0003)	0.0004 (0.0384)
J-STATISTIC(P-VALOR)	0.0773 ²	0.2051 ³	0.3579 ⁴	0.4483 ⁴	0.723 ⁴	0.6577 ⁴
CRAGG-DONALD(F-STAT)	5.2253 ²	5.2253 ²	2.8418	2.8418	4.832 ²	4.8320 ²
R AJUSTADO	0.7909	0.7851	0.5312	0.6226	0.6677	0.6653

Fonte: Elaboração própria com base no *software* Eviews.

OBS: * Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, *** Significativo a 10%.

Parênteses indicam o desvio-padrão *Newst*.

Validade dos instrumentos: ¹ Significativo a 5%, ² 10%, ³ 20%, ⁴ mais de 30%.

Instrumentos fracos: ¹ Significativo a 5%, ² 10%, ³ 20%, ⁴ mais de 30%.

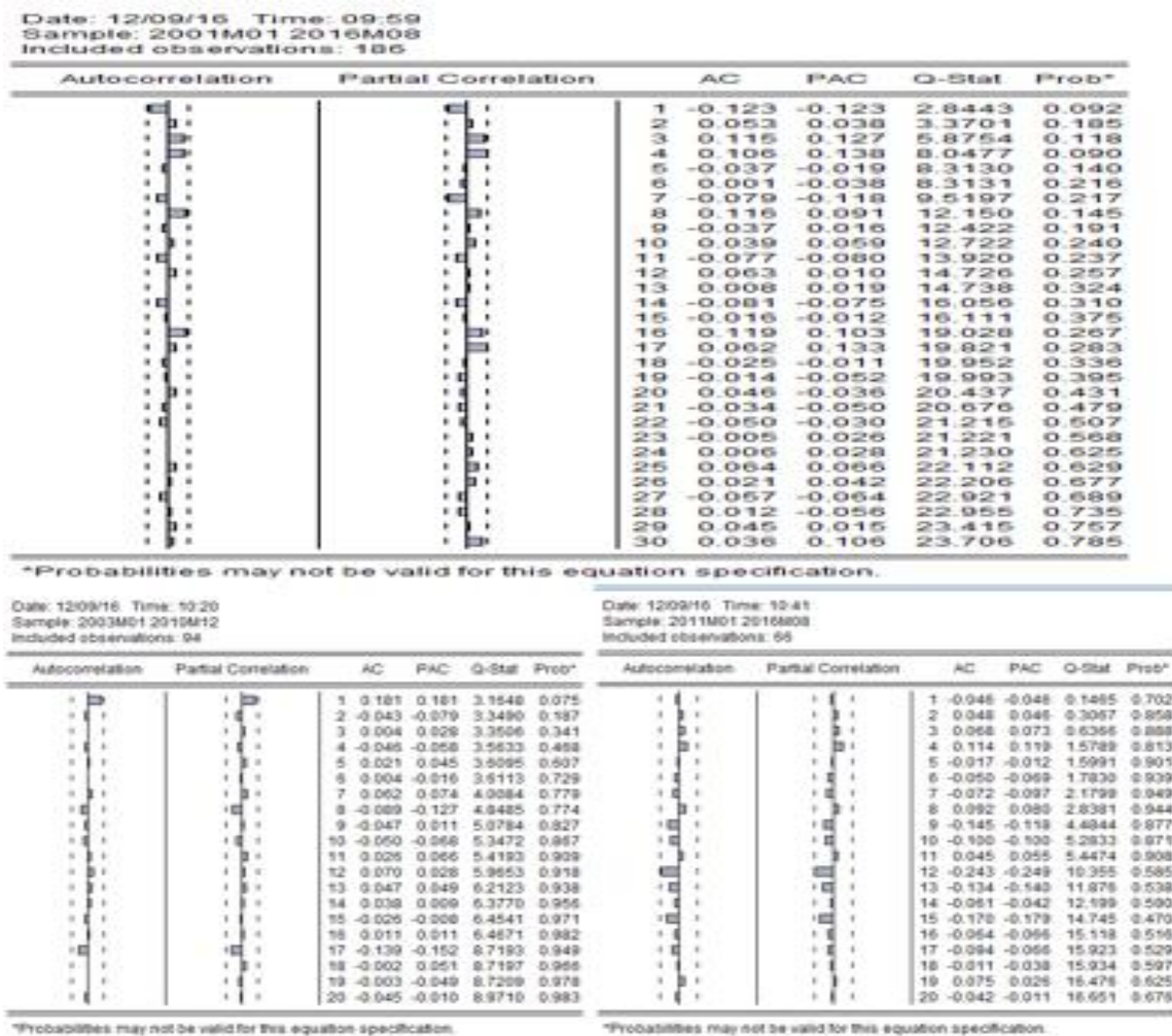
Como já retratado, foram utilizadas para as estimações duas defasagens de cada regressor endógeno como variáveis instrumentais. Para testar este conjunto de instrumentos, se analisou dois testes: o teste *J* de Hansen (1982) – validade das restrições; e, o teste *f* de Cragg-Donald, proposto por Stock e Yogo (2005) – com hipótese nula a rejeitar de que os instrumentos são fracos. A partir das estimações, pode-se constatar a validade dos instrumentos utilizados.

As estimativas apresentadas apontam que, no modelo completo, a inércia tem mais força na determinação da inflação e no modelo Lula, a inércia tem parâmetro (pouco) maior que no período completo. Entretanto, os resultados para o período referente ao período Dilma, a expectativa ganha força e, nas estimativas do método dois estágios, chega a ser maior que o parâmetro que indica a inércia.

Ou seja, a estimativa encontrada até aqui para dados da economia brasileira vai contra o retratado pela CPNKH canônica. Segundo Galí e Gertler (1999), o termo *Foward Looking* é muito significativo e a inércia é significativa, mas de patamar pequeno. Aqui foi encontrado que o parâmetro que representa o termo *Backward Looking* é mais significativo e maior.

A Figura (C.4.1) apresenta os resíduos previstos das estimações, para os três períodos, dos modelos que consideram a média condicional. O objetivo aqui é verificar que os modelos alcançados estão bem especificados.

Figura C.4.1 – Correlograma dos resíduos estimados a partir dos modelos GMM e TSLS



Fonte: Elaboração própria com base no *software* Eviews.

OBS: o primeiro correlograma diz respeito ao modelo completo, embaixo do lado direito o modelo Lula e do lado esquerdo o modelo Dilma.

Pode-se analisar que os modelos estimados apresentaram resíduos bem-comportados e não auto-correlacionados.

4.10 Apêndice D - Estimativas para equação (4.8) pelo método IVQR

Neste anexo são apresentadas as estimativas para as três especificações propostas a partir do modelo de regressão quantílica inversa. Assim, a Tabela (D.4.1) apresenta os parâmetros estimados ao longo de toda a distribuição condicional da variável dependente (inflação), dando destaque as quantis que vão de 0.15 a 0.85.

Tabela D.4.1 - Estimativa do modelo completo estimado pelo método da regressão quantílica inversa

	β_1	β_f		β_b	β_2	β_3
0.15	0.0671	0.3612**	>	0.3426**	0.0019	-0.0099
0.2	0.085	0.4132*	>	0.3803*	-0.0002	-0.009
0.25	0.2764**	0.3145*	>	0.2967*	0.001	-0.0393
0.3	0.2696**	0.3495*	>	0.3334*	0.0008	-0.0245
0.35	0.2741**	0.3322*	>	0.3129*	0.0011	-0.0088
0.4	0.1349	0.4232*	>	0.4066*	0.001	0.003
0.45	0.1825***	0.4431*	>	0.4247*	0.0004	0.0092
0.5	0.1803	0.4540*	>	0.4403*	0.0003	0.0127
0.55	0.1426	0.4396*	>	0.4183*	0.0002	0.0462
0.6	0.2439***	0.4044*	>	0.3823*	0.0005	0.0618
0.65	0.2519***	0.4334*	>	0.4111*	0.0019**	0.0810***
0.7	0.3585*	0.3582*	>	0.3267*	0.0004	0.0706
0.75	0.4555*	0.3089**	>	0.3036**	0.0006	0.1286*
0.8	0.4883*	0.3021**	<	0.3090**	0.0001	0.1175**
0.85	0.5863*	0.3235**	>	0.3176**	0.0003	0.1091***

Fonte: Elaboração própria com base no *software* Matlab.

OBS: Parâmetros em negrito são significativos - * Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, *** Significativo a 10%.

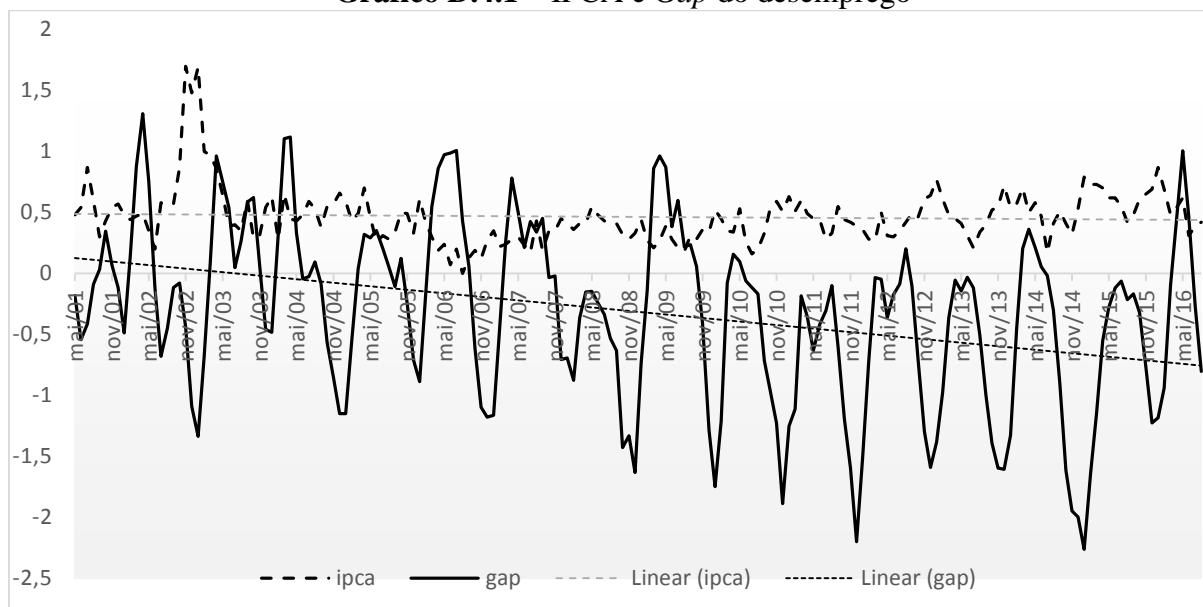
. O parâmetro que representa o câmbio (*pass-through*) é pequeno, chegando a ser negativo em baixos quantis, sendo estatisticamente insignificante até o quantil 0.6, entretanto, ganha ‘corpo’ à medida que alcançamos quantis mais altos. Quando este é significativo, para taxas de inflação mais elevada, o patamar do seu parâmetro estimado é relevante estatisticamente. Esta constatação está de acordo com os resultados apresentados por Bussetti, Caivano e Rodano (2015) que, para dados da zona do euro, mostraram que a resposta da taxa de câmbio é mais forte nas extremidades da distribuição condicional da variável dependente.

O parâmetro do *gap* do desemprego se mostra pouco representativo, positivamente relacionado com a inflação e estatisticamente insignificante²⁴. Ainda com o sinal contrário a

²⁴ Vale ressaltar que diferentes especificações (6 diferentes) foram testadas no intuito de melhor as estimativas e significâncias estatísticas. Por exemplo, para medida de custo marginal, testou-se a NAIRU (taxa de desemprego suavizada pelo filtro de Kalman e pelo Filtro Hodrick-Prescott). Entretanto, os resultados apresentados mostraram serem os melhores testados.

teoria econômica, apenas se torna significativo (quantil 0.65). Uma explicação para este fato pode ser analisada a partir do Gráfico (D.4.1).

Gráfico D.4.1 – IPCA e *Gap* do desemprego



Fonte: Elaboração própria.

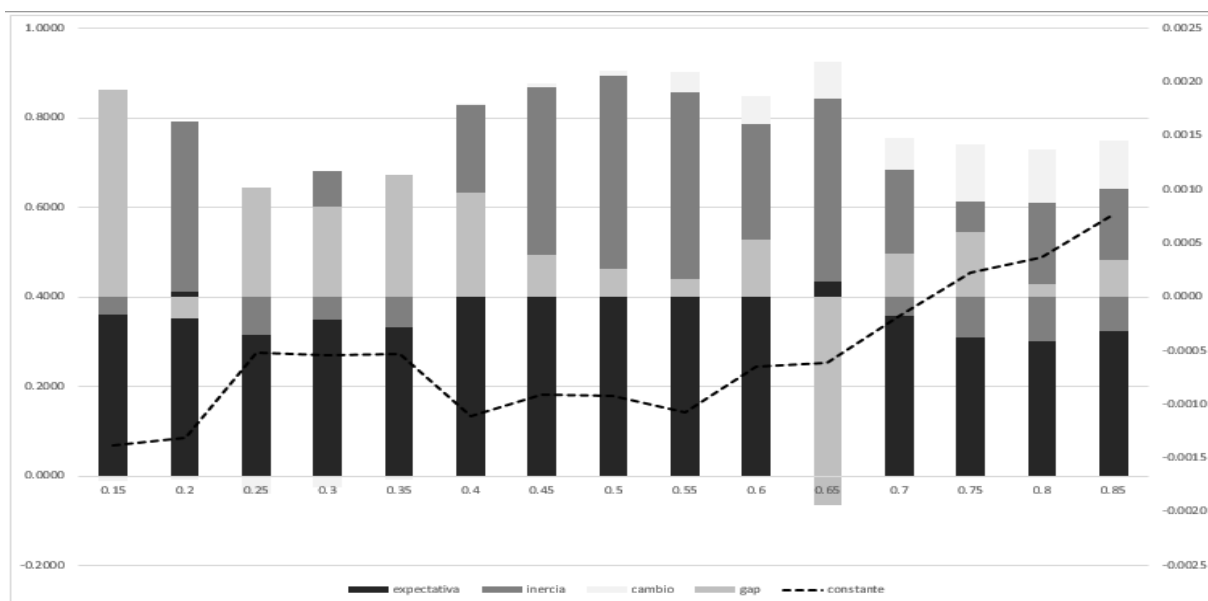
No gráfico percebe-se que muito embora a tendência para a variável que representa o custo marginal na especificação escolhida para retratar a NKPCH neste trabalho – *gap* da taxa de desemprego – seja decrescente, a inflação, na média, não demonstra grandes mudanças. Outros autores²⁵ já encontraram e analisaram este fato para dados da economia brasileira principalmente após a estabilização de preços alcançada pelo Regime de Metas de Inflação.

A média da inflação (constante) a cada quantil parece ter comportamento contrário ao componente expectacional. Quando a expectativa aumenta a inflação média se torna menor, se a expectativa é decrescente a inflação está crescendo este fato pode ser melhor analisado no Gráfico (D.4.2). Segundo Lee e Yoon (2012), este resultado indica que a política de desinflação seria mais eficiente em termos de riscos menores.

Em quantis mais altos tanto o *Foward Looking* quanto o *Backward Looking* estão reduzindo o patamar dos parâmetros, porém a inflação está aumentando. O que se pode analisar é que o parâmetro do câmbio passa a ter significância estatística, ou seja, quando a inflação é mais alta um dos componentes responsáveis por isso é a taxa de câmbio.

²⁵ Oliveira, Portugal e Abrita (2016) e Silva Filho (2008).

Gráfico D.4.2 – Parâmetros estimados segundo os quantis da distribuição condicional



Fonte: Elaboração própria.

A Tabela (D.4.2) apresenta os parâmetros e suas significâncias estatísticas para o modelo Lula.

Tabela D.4.2 - Estimativa do modelo Lula estimado pelo método da regressão quantílica inversa

	CONSTANTE	EXPECTATIVA		INERCIA	GAP	CAMBIO
0.15	0.3543	0.2717	>	0.2426	0.0003	0.1412
0.20	0.3458	0.2646	<	0.2700***	0.0002	0.0843
0.25	0.3331	0.28624***	<	0.2910***	0.0013	0.0332
0.30	0.3738	0.2830***	>	0.2822**	0.0008	-0.0104
0.35	0.3637	0.2967***	<	0.3023**	0.0001	-0.0105
0.40	0.3744	0.3015***	<	0.3067**	-0.0003	-0.0023
0.45	0.4262***	0.2888	>	0.2869***	-0.0004	-0.0372
0.50	0.3568	0.3477***	>	0.3433**	-0.0005	0.0000
0.55	0.2719	0.4379**	>	0.4343**	0.0012	0.0316
0.60	0.2882	0.4597**	>	0.4594**	0.0018	0.0355
0.65	0.3920	0.3591***	>	0.3521***	0.0056*	-0.0068
0.70	0.6709**	0.2363	<	0.2437	0.0017	0.0466
0.75	0.6342***	0.3202	<	0.3442	-0.0010	0.0564
0.80	0.7150***	0.0378	<	0.0842	0.0004	-0.0051
0.85	0.7664**	0.0433	>	0.0278	-0.0021	0.0464

Fonte: Elaboração própria com base no *software* Matlab.

OBS: Parâmetros em negrito são significativos - * Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, *** Significativo a 10%.

A Tabela (D.4.3) apresenta os parâmetros e suas significâncias estatísticas para o período Dilma.

Tabela D.4.3: Estimativa do modelo Dilma estimado pelo método da regressão quantílica inversa

	CONSTANTE	EXPECTATIVA		INERCIA	GAP	CAMBIO
0.15	0.1834	0.4220	>	0.3970	-0.0002	-0.0026
0.20	0.2121	0.3674	>	0.3479	0.0002	0.0159
0.25	0.2180	0.2466	>	0.2224	0.0004	0.0695
0.30	0.2127	0.2707	<	0.2825	0.0005	0.0971
0.35	0.33445***	0.1153	>	0.1109	0.0001	0.1294
0.40	0.2451	0.1556	>	0.1494	0.0001	0.1270
0.45	0.3504***	0.1566	<	0.1591	0.0014	0.1796**
0.50	0.3667**	0.1530	<	0.1622	0.0007	0.1762**
0.55	0.3823**	0.1750	<	0.1791	0.0000	0.1904*
0.60	0.3389**	0.2649	<	0.2698***	-0.0003	0.1768**
0.65	0.3517**	0.2598	>	0.2496	-0.0021	0.1416***
0.70	0.4355*	0.2559	<	0.2619***	0.0009	0.2176**
0.75	0.3880**	0.3408**	<	0.3525**	0.0001	0.2238**
0.80	0.3852**	0.3594**	<	0.3731**	0.0000	0.2304**
0.85	0.5008*	0.2639	<	0.2768***	0.0002	0.2791*

Fonte: Elaboração própria com base no *software* Matlab.

OBS: Parâmetros em negrito são significativos - * Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, *** Significativo a 10%.

A média da inflação é maior do que nos outros modelos estimados. Muito embora a expectativa seja maior na maioria dos quantis analisados, o parâmetro da inércia é mais significativo e maior do que o da expectativa em quantis mais altos – diferentes de todos os modelos aqui analisados e os discutidos na revisão empírica. O destaque aqui vai para o parâmetro da taxa de câmbio em que o patamar é maior inclusive do que os dos componentes inerciais e expectacionais.

5 CONCLUSÃO

Esta tese se propôs a estimar diferentes especificações da Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida, com diferentes objetivos, para fins de alcançar uma instrumentalização mais crível para os formuladores de política econômica brasileira, principalmente em relação a dois componentes fundamentais da macroeconomia – inflação e desemprego.

Assim, uma vez que o objetivo central do primeiro ensaio era o de estimar a taxa de desemprego não aceleradora da inflação (NAIRU), a partir de uma equação de transferência embasada na fundamentação teórica da curva de Phillips, pode-se listar os principais resultados. Ou seja, foi alcançada uma mudança no coeficiente de correlação entre a taxa de desemprego e a taxa de inflação, que passou de negativo para positivo, além da permanência da NAIRU acima da taxa de desemprego no período em questão. Entretanto, ao se fazer uma análise mais minuciosa desta relação, verifica-se que nos dados em nível a taxa de desemprego e de inflação apresentaram tendências parecidas a partir dos anos 2000, levando a acreditar que a esta relação deveria ser incluída outras variáveis como a produtividade, que mostra a relação negativa esperada.

Neste sentido, o principal objetivo do segundo ensaio foi o de identificar uma possível quebra estrutural na retração da curva de Phillips da economia brasileira para confirmar se sua não linearidade é a justificativa de alguns dos resultados negativos que modelos lineares apresentaram acerca do tema. Assim, foi possível confirmar uma quebra estrutural a partir do teste da razão de verossimilhança e foram encontrados dois períodos bem distintos ao longo da amostra.

Para a equação estimada, foi verificada uma representatividade maior para o termo inercial (*Backward Looking*), indicando que as expectativas de inflação contribuem menos para a explicação do processo inflacionário recente na economia brasileira. Uma explicação razoável para esse resultado pode ser devido ao fato que o passado inflacionário do Brasil deixou uma herança indesejável para os *policymakers* que pode estar dificultando a tarefa de ancorar as expectativas dos agentes econômicos.

Neste engodo, uma vez que a literatura econômica tem considerado a possibilidade de comportamentos assimétricos das dinâmicas inflacionárias, sendo que os componentes *Backward* e *Forward Looking* apresentam diferentes pesos e patamares, o objetivo do terceiro ensaio foi o de verificar estes comportamentos heterogêneos da formação de preços da economia brasileira a partir da Regressão Quantílica Inversa. As principais contribuições deste ensaio dizem respeito a importância adquirida pelas expectativas futuras ao longo dos períodos analisados. Quando se

faz estimações considerando somente a média condicional, o termo inercial é maior e significativo para praticamente todas as especificações e modelos apresentados. Utilizando do modelo da regressão quantílica inversa, por outro lado, é possível verificar o termo *Forward Looking* ganhando força e dominando o *Backward Looking* nos três períodos analisados, em diferentes níveis de inflação.

Apenas nas estimações quantílicas, é possível mostrar evidências que o RMI alcançou um dos seus principais objetivos, o de ancorar a formação de preços da economia brasileira a partir das expectativas dos agentes econômicos. Além disso, o modelo IVQR mostrou o comportamento bastante assimétrico da formação de preços no Brasil, ou seja, as diferentes significâncias e patamares dos parâmetros ao longo de toda a distribuição da variável dependente. Neste sentido, a estimação por janelas demonstrou que, uma vez amadurecido o objetivo do RMI, os componentes foram capazes de manter sua importância e significância em todo o processo de determinação de preços.

REFERÊNCIAS

CHERNOZHUKOV, V. H.; HANSEN, C.. An IV Model of Quantile Treatment Effects. *Econometrica*, v. 73, 2005. (supplement)

FITZENBERGER, B. The moving blocks bootstrap and robust inference for linear least squares and quantile regressions. *Journal of Econometrics*, v. 82, p. 235-287, 1997. (supplement)

KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression Quantile. *Econometrica*, v. 46, n. 1, p. 33-50, 1978. (supplement)

PHILLIPS, A. W.. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, v. 25, n. 100, p. 283-299, 1958. (supplement)

PORTUGAL, M. S.; MADALOZZO, R. C. Um modelo de NAIRU para o Brasil. *Revista de Economia Política*, São Paulo, n. 4, p. 26-47, 2000.