

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

Luma de Oliveira¹
Flávio Tosi Feijó²

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 críticas 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. Este trabalho se compromete em verificar a existência da não linearidade da CPNKH, a partir de um modelo de vetores auto-regressivos 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.

Área 4 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças.

JEL: C34, E31 e E52.

¹Professora da Universidade Estadual do Paraná (Unespar/Apucarana) e doutoranda da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS).

²Professor Doutor do programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da UFRGS.

I INTRODUÇÃO

Com a implementação do Plano Real em 1994, o Brasil alcançou a tão desejada estabilidade de preços. Contudo, segundo Silva Filho (2008), essa evidenciou o baixo dinamismo da economia brasileira e 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 do nível de preços e a taxa de desemprego. As discussões sobre a existência de uma relação inversa entre essas duas variáveis e sobre a possibilidade de o governo controlá-las por meio da implementação de políticas macroeconômicas têm estado no centro do debates desde o final dos anos 1960.³

Friedman (1968) e Phelps e Taylor (1977) questionaram a existência do dilema entre inflação e desemprego argumentando que esse 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*.⁴

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).⁵

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 cada vez mais ganha 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.⁶

Mediante o exposto, este trabalho se compromete a verificar a existência da não-linearidade na Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida, por meio de um modelo de vetores auto-regressivos 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 será considerado um período substancialmente maior do que aquele utilizado em trabalhos anteriores, relativos ao período pós-Plano Real (1995 a 2014).

Para atender tal objetivo, este artigo está dividido em três seções, além das considerações finais. 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 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.

II REVISÃO DA 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

³ Galí e Gertler (1999), Galí et al (2001), Stock e Watson (1999), entre outros.

⁴ O 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.

⁵ Inúmeros foram os trabalhos que levaram essa abordagem em consideração para analisar os determinantes da inflação. Ver Tristão e Torrent (2013), Carvalho e Cunha (2010), entre outros.

⁶ Gordon (1997), Schwartzman (2006) e Tombini e Alves (2006).

que já estimaram essa formulação da curva de Phillips⁷, 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 que esta 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 tradicionais. Os principais resultados mostraram que: os custos marginais reais são, de fato, estatisticamente significantes e quantitativamente importantes determinantes da inflação; o comportamento *foward 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 (*foward 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), alcançam 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 (*foward 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, ou seja, 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 (*foward 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 países, a autora conclui que, em todos os países investigados, a NAIRU⁸ 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 tem importantes implicações na condução de política monetária desde que as metas de inflação 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.

Neste íterim, 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

⁷O quadro (1), apresentado no anexo 1 deste artigo, apresenta um resumo dos artigos utilizados nesta seção.

⁸Taxa 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*”).

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.

III ESTRATÉGIA ECONOMÉTRICA

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

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 1861-1957⁹. Desta forma, a primeira equação que expressa o *trade-off* entre a taxa de inflação e a taxa de desemprego foi igual a:

$$y + a = bx^c \quad (1)$$

$$\log(y + a) = \log b + c \log x \quad (2)$$

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 Inflação (da sigla em inglês NAIRU) que representa esta taxa natural de desemprego e, assim, é capaz de fundamentar o sistema

⁹O período de 1861-1913, 1913-1948 e 1948-1957 serão considerados separadamente.

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 *foward 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 real¹⁰ 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 *foward looking* precisa para contabilizar a persistência da inflação observada. Terceiro, identificam e estimam todos os parâmetros estruturais de um modelo usando métodos econométricos tradicionais.

¹⁰A 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).

Sob este prisma, 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,

$$\pi_t = \delta x_t + (1 - \theta)E_t\{\pi_{t+1}\} + \phi\pi_{t-1} \quad (3)$$

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 coincidência divina¹¹.

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 produto¹². 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 (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 e 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 artigo foca em um modelo de vetores auto-regressivos 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:

$$\pi_t = \alpha + \beta_1\pi_{t-1} + \beta_2E_t(\pi_{t+1}) + \beta_3y_t + \beta_4x_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

em que π_t representa a taxa de inflação, π_{t-1} a inércia inflacionária (termo *backward looking*), π_{t+1} a expectativa de inflação (termo *forward looking*), y_t a medida de custo marginal (no caso deste artigo, 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).

3.2 DESCRIÇÃO DA METODOLOGIA ECONOMETRICA

A estimação da Curva de Phillips¹³, apresentada pela equação (4), será efetuada em três etapas:

¹¹Estabilizar 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 e GALÍ, 2007).

¹²Medida de Custo marginal, podendo ser representada pela taxa de desemprego.

¹³Já se preocupando com o processo de suavização dos dados, foram utilizados dados trimestrais para as séries utilizadas.

1. 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;
2. Estimção 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;
3. Estimção 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 auto-regressivos (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 auto-regressivos, 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 em nível, a identificação do processo gerador se dá pela análise das funções de auto-correlação (FAC) e auto-correlação parcial (FACP)¹⁴.

Assim, a série que representa as expectativas de inflação, a ser utilizada nas estimções, foi alcançada a partir de um processo auto-regressivo de ordem um (AR1). Este resultado está em consonância com os resultados de outros trabalhos, como o de Portugal e Madalozzo (2000), por exemplo.

A segunda etapa de estimções compreende em alcançar a NAIRU. Desta forma, por meio da decomposição de componentes não observáveis¹⁵, 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),

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \psi_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2). \quad (5)$$

Os componentes da equação (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,

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2) \quad (6)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim NID(0, \sigma_\zeta^2) \quad (7)$$

Simultaneamente, o ciclo estocástico toma a forma de,

$$\psi_t = \sum_{j=1}^{S-1} \psi_{t,j}^*, \quad (8)$$

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} k_t \\ k_t^* \end{bmatrix}, \quad (9)$$

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 taxa 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:

$$f(Y_t, S_t, S_{t-1} | Y_{t-1}, S_{t-1}) = f(Y_t | S_t, Y_{t-1}, S_{t-1}) * f(S_t, S_{t-1} | Y_{t-1}, S_{t-1}) \quad (10)$$

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

¹⁴ O correlograma que dispõe as FAC e FACP é apresentado no anexo (1) deste artigo, assim como as estimativas do processo estocástico gerador dos dados.

¹⁵ No anexo (2) deste artigo 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.

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln \left\{ \sum_{S_t=0}^M \sum_{S_{t-1}=0}^M f(Y_t | S_t, S_{t-1}, Y_{t-1}) \Pr[S_t, S_{t-1} | Y_{t-1}, S_{t-1}] \right\} \quad (11)$$

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:

$$\Pr \left(S_t \mid \{S_{t-j}\}_{j=1}^{\infty}, \{Y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty} \right) = \Pr(S_t | S_{t-1}, \beta) \quad (12)$$

Para a estimação da probabilidade conjunta de S_t e S_{t-1} , é usado o algoritmo EM¹⁶, 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:

$$\Pr[S_t = j, S_{t-1} = i | Y_{t-1}, S_{t-1}] = \Pr[S_t = j | S_{t-1} = i] \cdot \Pr[S_{t-1} = i | Y_{t-1}, S_{t-1}] \quad (13)$$

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 (13) se mantém quando são identificados diferentes regimes ao longo da estimação da Curva de Phillips para a economia brasileira.

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 (DIEESE/ Fundação SEADE-SP)¹⁷. Sendo que estes terão periodicidade trimestral para o período que compreende o primeiro trimestre de 1995 ao terceiro trimestre de 2014.

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. Essas 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.

Tabela 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>	<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

¹⁶O 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 uma máximo local “razoável” (MENDONÇA, SANTOS E SACHSIDA, 2009).

¹⁷Devido à mudança de metodologia efetuada nos dados da PME em 2002, e também ao fato do período escolhido para a estimação, este artigo se utilizará apenas dos dados do DIEESE.

<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\$/U\$ - 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.

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 não se conhece o resultado destes testes, as propriedades permanecem robustas se as defasagens adicionais forem acrescentadas ao número ótimo do modelo¹⁸.

IV RESULTADOS E DISCUSSÕES

As estimações as quais este artigo se baseia foram realizadas levando em consideração a presença de não linearidade dos parâmetros, ou seja, a equação (4) foi estimada a partir do modelo auto-regressivo com mudanças markovianas (MS-VAR). Assim, ao analisar as séries ao longo do período, considerando a existência de dois regimes (MS(2))¹⁹, diversas são as especificações possíveis de um modelo MS-VAR, isto porque, a não linearidade pode advir de mudanças na média²⁰, variância, componentes auto-regressivos, 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 (2).

Conforme o verificado, o modelo MSIH(2)VAR(1) foi o selecionado a ser estimado para representar a equação (4). Este foi o escolhido pelo fato de apresentar a menor estatística do 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 artigo 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.

¹⁸Para mais informações ver Toda e Yamamoto (1995).

¹⁹ 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, ao se analisar as séries utilizadas, optou-se por utilizar dois regimes. 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.

²⁰Em uma equação econométrica, media 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.

Tabela 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.

Segundo os trabalhos apresentados na seção dois deste artigo, 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. Desta forma, estes resultados serão verificados nesta seção, começando pela análise da Tabela (3).

Tabela 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 artigo. 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.

Tabela 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

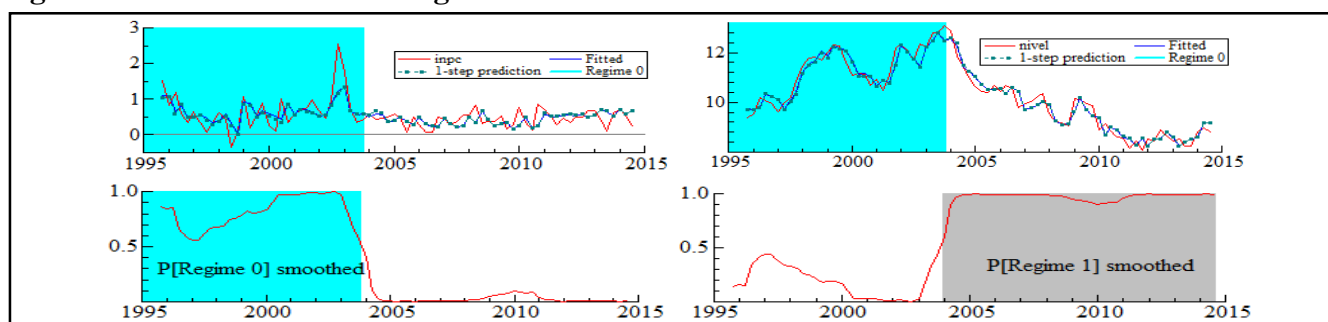
Fonte: Elaboração própria.

As probabilidades de transição são especificadas na Tabela (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%.

Deste modo, a Figura (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 (5)), o destaque surge no fato de que a estimação do modelo acabou por resultar em dois períodos bem marcantes e distintos.

Figura 1: Probabilidades dos regimes



Fonte: Elaboração própria.

Esta separação em dois períodos distintos é melhor verificada a partir da Tabela (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).

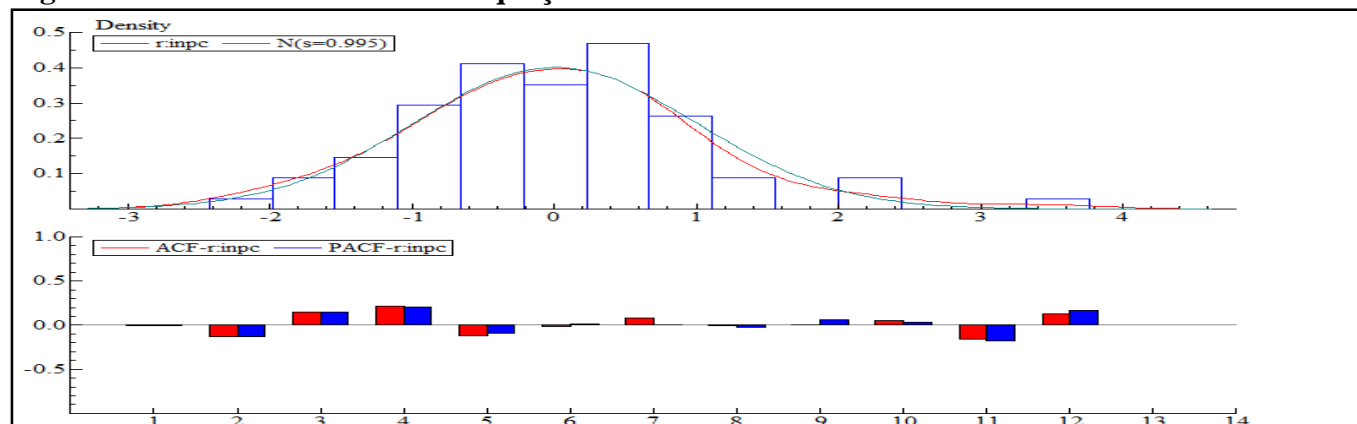
Tabela 5: Classificação dos regimes

	<i>Periodicidade</i>	<i>Duração Média</i>	<i>Frequência</i>
<i>Regime 0</i>	1995(4) - 2003(4)	33	43.42%
<i>Regime 1</i>	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 (2) apresenta a análise dos resíduos da equação estimada para verificar a especificação do modelo.

Figura 2: Análise dos resíduos da equação



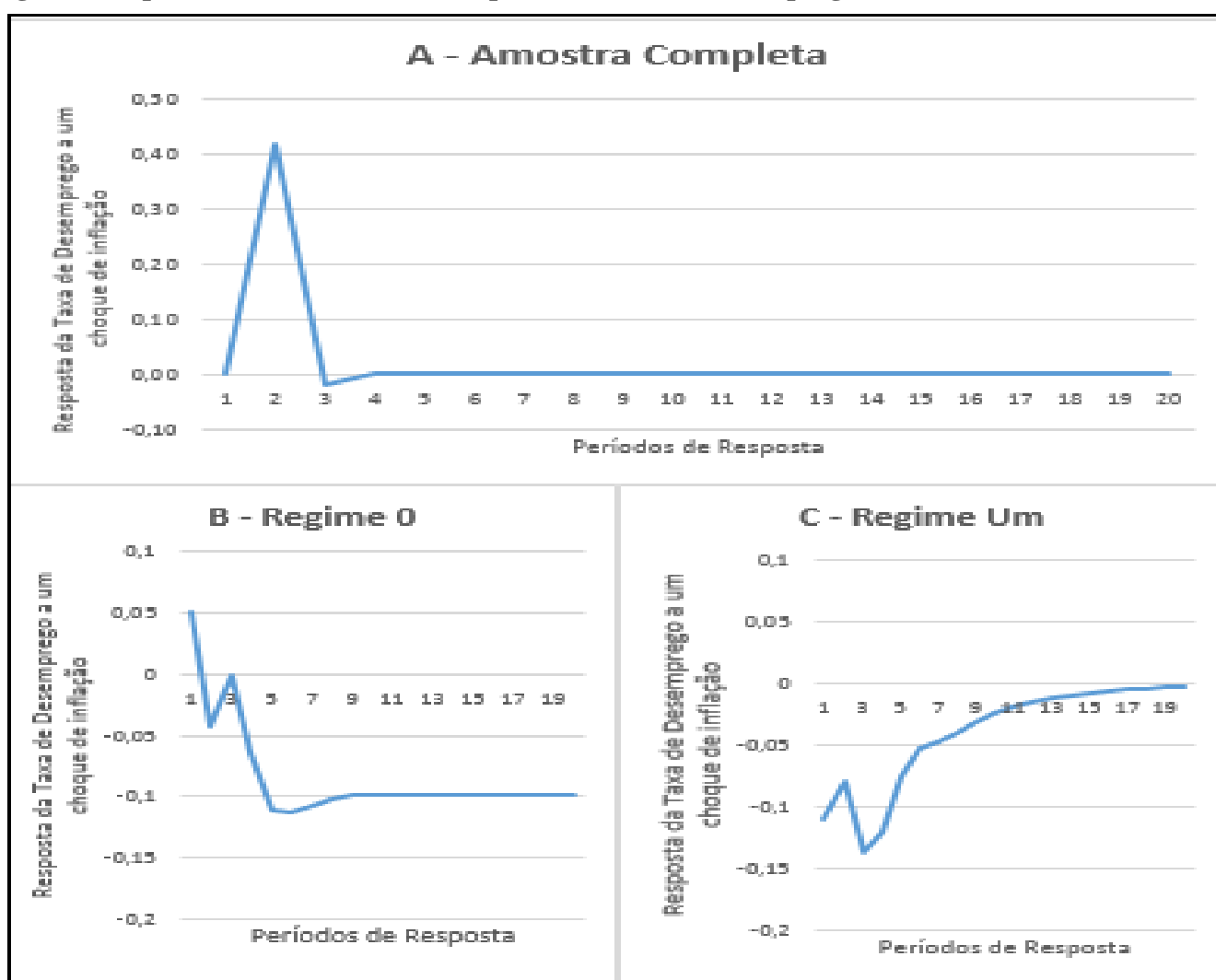
Fonte: Elaboração própria.

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.

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) verifica-se os gráficos referentes ao período amostral completo (A), ao regime zero (B) e ao regime um (C) a partir de da resposta da variável desemprego a um impulso na variável inflação correspondente ao período amostral completo.

Figura3: 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) é conclusão indica a não existência do *trade-off* entre inflação e desemprego, nem ao menos no curto prazo.

Neste sentido, este trabalho 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 separadamente²¹.

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, 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 nas 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 as conclusões em relação a não comprovação do *trade-off* inflação-desemprego que trabalhos recentes mencionaram, na verdade, não está em consonância com a realidade dos dados da economia brasileira.

V 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 vem 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 trabalho 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

²¹ Os impulso-resposta em questão foram alcançados a partir da estimação de modelos VAR lineares para cada período apresentado pela Tabela (5), sendo que os testes de especificação são apresentados no anexo (3) deste artigo.

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 auto-regressivo de ordem um. Sob este prisma, foi possível confirmar a não linearidade 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 *policy makers* 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.

REFERÊNCIAS

- BUENO, R. de L. da S.. "*Econometria de Séries Temporais*". 2ª Ed. Cengage Learning, 2011.
- COMMANDEUR, J.J.F. and KOOPMAN, S.J.. "*An Introduction to State Space Time Series*", Oxford University Press, Oxford, 2007.
- BLANCHARD, O. & GALÍ, J.. "*Real Wage Rigidities and The New Keynesian Model*". Journal of Money, Credit, and Banking, supplement to v. 39, p. 35-66, 2007.
- CALVO, G. A.. "*Staggered prices in a Utility-maximizing framework*". Journal of Monetary Economics, v. 12, p. 383-398, 1983.
- CORREA, A. da S. e HILLBRECHT, R. O.. "*Ciclos Internacionais de Negócios: uma Análise de Mudança de Regime Markoviano para Brasil, Argentina e Estados Unidos*". BACEN, Working Paper Series 88, 2004
- FASOLO, A. M. e 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*. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP, São Paulo, 2003.
- FRIEDMAN, M.. “*The Role of Monetary Policy*”. *The American economic review*, v. 58, p. 1-17, 1968.
- GALÍ, J. e GERTLER, M.. “*Inflation dynamics: A structural econometric analysis*”. *Journal of monetary Economics*, v. 44, p. 195-222, 1999.
- GALI, Jordi., GERTLER, Mark, e LOPEZ-SALIDO, J. D. European inflation dynamics. *National Bureau of Economic Research*, Cambridge: Massachusetts, April. 40 p. 2001, (NBER Working Paper n° 8218).
- GORDON, R. J. *The time-varying NAIRU and its implications for economics policy*. *Journal of Economic Perspectives*, v.11, n.1, 1997.
- HAMILTON, J. D.. “*Analysis of time series subject to changes in regime*”. *Journal of Econometrics*, v. 45, p. 39-70, 1990.
- HARVEY, A.. “*Modeling the Phillips curve with unobserved components*”. *Applied Financial Economics*, v. 21, n. 1-2, p. 7-17, 2011.
- KIM, C. J e 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*”. Discussion Paper, Department of Economics, University of Oxford, 1998.
- MACHADO, V. da G. e PORTUGAL, M. S.. “*Phillips curve in Brazil: an unobserved components approach*”. XXV Jornadas Anuales de Economia, 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*, n. 16. Unicamp, jun. 2001.
- MENDONÇA, M. J. C., SANTOS, C. H. M e SACHSIDA, A.. “*Revisitando a função de reação fiscal no Brasil pós-Real: uma abordagem de mudanças de regime*”. *Estud. Econ.*, vol. 39, n. 4, São Paulo, 2009.
- MINELLA, André; FREITAS, Paulo S.; GOLDFAJN, Ilan, MUIINHOS, Marcelo K. 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.
- Minella, A. (2003), ‘Monetary policy and inflation in brazil (1975-2000): a var estimation.’, *Revista Brasileira de Economia* 57, 605–635.
- MINELLA, André; FREITAS, Paulo Springer de; GOLDFAJN, Ilan; MUIINHOS, Marcelo K. Inflation Targeting in Brazil: Lessons and challenges, *Banco Central do Brasil*, Brasilia. 35 p. 2003.(Working Paper n. 53)
- MUTH, J. F.. “*Rational expectations and the theory of price movements*”. *Econometrica*, v. 29, p. 315-335, 1961.
- ORPHANIDES, Athanasios e WILLIAMS, John C. Inflation Targeting under Imperfect Knowledge. *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Sao Francisco, v., n. p. 2007.
- ORPHANIDES, Athanasios. Taylor Rules. Finance and Discussion Series, *Federal Reserve Board*, Washington D.C, 2007.34 p.
- 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.
- PORTUGAL, M. S. e MADALOZZO, R. C. “*Um modelo de NAIRU para o Brasil*”. *Revista de Economia Política*, vol. 20, n.4, p.26-47, 2000.
- SACHSIDA, A.; MENDONÇA. M. J. “*Reexaminando a Curva de Phillips brasileira com dados de seis regiões metropolitanas*”. Ipea, Texto para Discussão, 2009.

- SACHSIDA, A.; RIBEIRO, M.; SANTOS, C. H.. *“A curva de Phillips e a experiência brasileira”*. IPEA, Texto para Discussão 1429, 2009.
- SANTOS, F. S.. *“Ascensão e Queda do Desemprego no Brasil: 1998 - 2012”*. In: 41 Encontro Nacional de Economia, Anpec, Foz do Iguaçu, 2013.
- SARGENT, T. J. e 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.
- SILVA FILHO, J. R.. *“Searching for the NAIRU in a large relative prices shock's economy brasilian case”*. BACEN, Working Paper Series 163, 2008.
- STOCK, J. H. e WATSON, M. W. Forecasting Inflation. Cambridge: Massachusetts, *National Bureau of Economic Research*, March. 31 p. (NBER Working Paper n° 7023), 1999.
- TODA, H. Y. e YAMAMOTO, T. *“Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes”*. Journal of Econometrics **66**, 225–250, 1995.
- 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, v. 38, p. 1-20, 2010.
- TOMBINI, A. A. e ALVES, S. A. L.. *“The recent Brazilian disinflation process and costs”*. Central Bank of Brazil, 2006 (Working Paper Series, 109).
- TRISTÃO, T. S. e TORRENT, H. S.. *“Relações não lineares na curva de Phillips: Uma abordagem semi-paramétrica”*. Anais. XLI Encontro Nacional de Economia, Foz do Iguaçu, 2013.
- VOGEL, L.. *“The Relationship between the Hybrid New Keynesian Phillips Curve and the NAIRU over Time”*. DEP. Discussion Papers Macroeconomics and Finance Series, Hambrug, 2008.

Anexo 1 – Quadro de Resumo dos artigos

Quadro 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>Foward 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>Foward 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)	Markov Switching	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 Pannel	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 fz 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; - 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.

Anexo 2: Estimação do modelo ARIMA para a expectativa de inflação

O primeiro passo é verificar se a série é estacionária pela Figura (5). Uma vez que rejeitou-se a hipótese nula de presença de raiz unitária, ou seja a série é estacionária, verifica-se as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial para a identificação do processo gerador dos dados, representadas na figura (6). Encontra-se, então, que o processo gerador dos dados é um autoregressivo de ordem 1 (AR(1)), na Figura (7). Assim, estimamos o modelo

Figura 5: 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 6: Correlograma da série INPC

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.523	0.523	21.913	0.000
		2	0.193	-0.111	24.948	0.000
		3	0.206	0.212	28.450	0.000
		4	0.188	-0.004	31.391	0.000
		5	0.059	-0.066	31.689	0.000
		6	0.018	0.014	31.716	0.000
		7	-0.004	-0.058	31.717	0.000
		8	-0.049	-0.037	31.931	0.000
		9	-0.075	-0.029	32.429	0.000
		10	-0.121	-0.094	33.761	0.000
		11	-0.145	-0.036	35.688	0.000
		12	-0.100	0.016	36.631	0.000
		13	-0.158	-0.138	38.993	0.000
		14	-0.183	-0.010	42.241	0.000
		15	-0.056	0.095	42.549	0.000
		16	-0.067	-0.113	43.002	0.000
		17	-0.184	-0.097	46.438	0.000
		18	-0.182	-0.054	49.868	0.000
		19	-0.067	0.038	50.337	0.000
		20	-0.054	-0.026	50.645	0.000

Fonte: Elaboração própria.

Figura 7: 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			

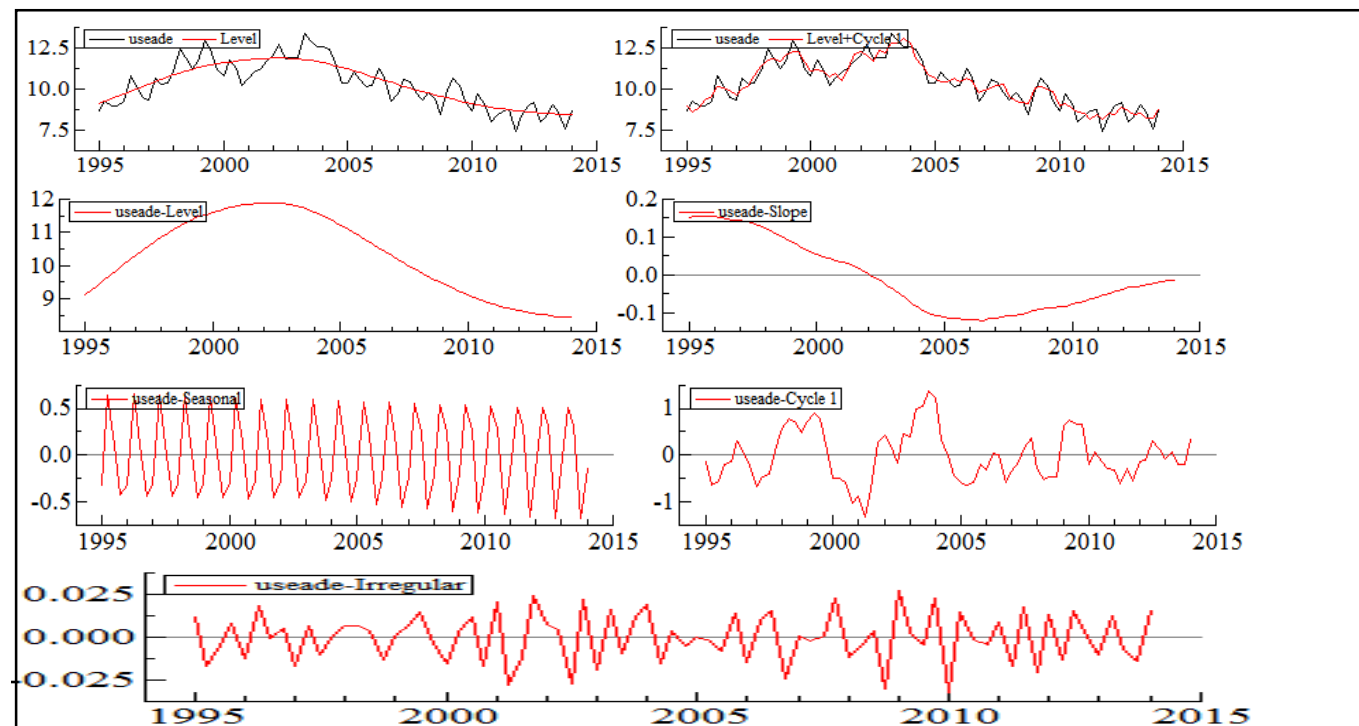
Fonte: Elaboração própria.

Por fim, verificamos se os resíduos encontrados são ruído branco e fazemos a previsão da variável que será considerada como a expectativa de inflação.

Anexo 3: 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 (8)).

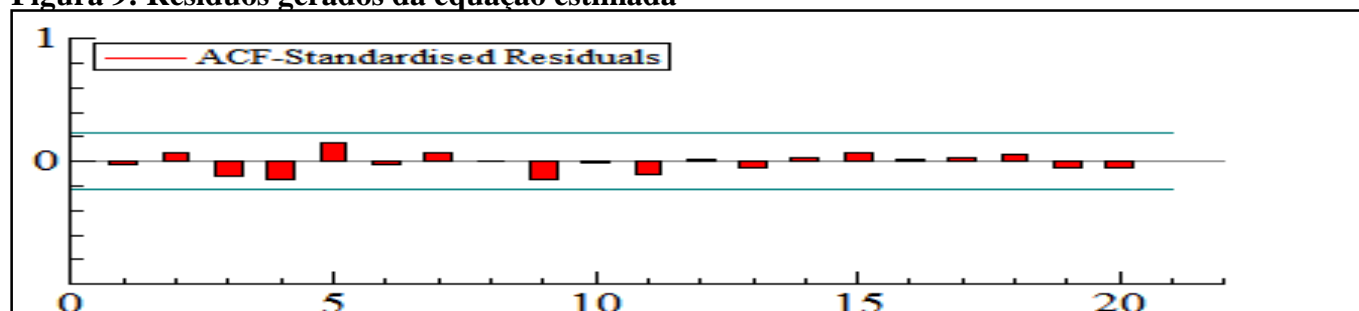
Figura 8: Decomposição em componentes não observáveis



Fonte: Elaboração própria.

Esta estimação que gerou resíduos ruído brancos, verificados na Figura (9) a partir da análise da função de autocorrelação.

Figura 9: Resíduos gerados da equação estimada



Fonte: Elaboração Própria.

Anexo 4: 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 (4). Sendo que, a partir das Tabelas (6) e (7) é possível notar que os resíduos são normais e não auto correlacionados.

Figura 10: 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.

Tabela6: Teste de auto-correlação residual

	<i>Estatística LM</i>	<i>Probabilidade</i>
<i>Resíduos</i>	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 (4). Sendo que, a partir das Tabelas (8) e (9) é possível notar que os resíduos são normais e não auto correlacionados.

Figura 10: 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 7: Teste de auto-correlação residual

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

Fonte: Elaboração Própria.