



UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

RICARI CAROLINI ARAÚJO DE LIMA

**DETERMINANTES DA DINÂMICA DA INFLAÇÃO NO
BRASIL: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS ROBUSTAS A
PROBLEMAS DE IDENTIFICAÇÃO**

João Pessoa

2019

RICARI CAROLINI ARAÚJO DE LIMA

**DETERMINANTES DA DINÂMICA DA INFLAÇÃO NO
BRASIL: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS ROBUSTAS A
PROBLEMAS DE IDENTIFICAÇÃO**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao curso de graduação em Ciências Econômicas do Centro de Ciências Sociais Aplicadas (CCSA) da Universidade Federal da Paraíba (UFPB), como requisito para a obtenção do grau de Bacharel em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón

João Pessoa

2019

Catálogo na publicação
Seção de Catalogação e Classificação

L732d Lima, Ricari Carolini Araujo de.

Determinantes da dinâmica da inflação no Brasil:
evidências empíricas robustas a problemas de
identificação / Ricari Carolini Araujo de Lima. - João
Pessoa, 2019.
36 f. : il.

Orientação: Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón.
Monografia (Graduação) - UFPB/CCSA.

1. Inflação. 2. Curva de Phillips Novo-Keynesiana
(CPNK). 3. Variáveis instrumentais. 4. Brasil. I.
Aragón, Edilean Kleber da Silva Bejarano. II. Título.

UFPB/CCSA

UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

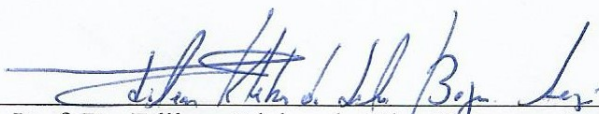
AValiação DO TRABALHO DE CONCLUSÃO DE CURSO

Comunicamos à Coordenação do Curso de Graduação em Ciências Econômicas (Bacharelado) que o trabalho de conclusão de curso (TCC) da aluna Ricari Carolini Araújo de Lima, matrícula 11507930, intitulada **“Determinantes da dinâmica da inflação no Brasil: evidências empíricas robustas a problemas de identificação”** foi submetido à apreciação da Comissão Examinadora, composta pelos professores: Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón (orientador), Prof. Dr. Magno Vamberto Batista da Silva (examinador) e o Prof. Dr. Cássio da Nobrega Besarria (examinador) no dia 24/07/2019 às 16 horas, no período letivo 2019.1.

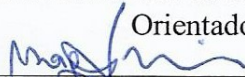
O TCC foi APROVADO pela Comissão Examinadora e obteve nota (10,0).

Reformulações sugeridas: Sim () Não (X)

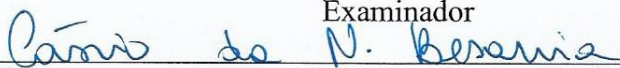
Atenciosamente,



Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón
Orientador

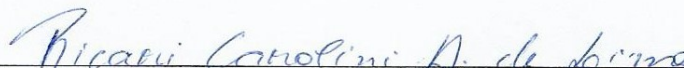


Prof. Dr. Magno Vamberto Batista da Silva
Examinador

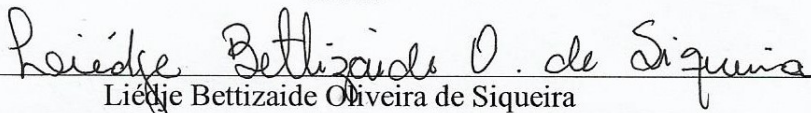


Prof. Dr. Cássio da Nobrega Besarria
Examinador

Cientes:



Ricari Carolini Araújo de Lima
Aluna



Lúcia Bettizaide Oliveira de Siqueira
Coordenadora da disciplina de Trabalho de Conclusão de Curso

*"Inflation is the one form of taxation
that can be imposed without legisla-
tion."*

Milton Friedman

Dedico aos meus pais e ao meu irmão,
que sempre apoiaram minhas escolhas
e aos quais devo as minhas conquistas.

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus, pela oportunidade de concluir este grande passo na minha vida. Aos meus pais e ao meu irmão por todo suporte de sempre, sem eles nada seria possível. Agradeço também aos queridos amigos que conquistei durante toda a graduação pois, durante todo esse tempo, compartilhamos juntos conhecimento, alegrias e tristezas, sempre apoiando uns aos outros. São amigos que, com certeza, levarei para o resto da vida. Por fim, agradeço ao meu orientador Edilean Kleber, por todos os ensinamentos, paciência e suporte. Cada um teve um papel essencial para que eu chegasse até aqui.

RESUMO

Considerado a inflação como sendo uma variável de grande influência na vida dos agentes econômicos, este trabalho buscou investigar os determinantes da inflação por meio da estimação da Curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK) de Blanchard e Galí (2007). Para tanto, foi utilizado um método robusto a problemas de identificação presentes no modelo. Dois períodos de análise foram considerados e, para cada um, duas especificações foram estimadas: uma considerando expectativas racionais para a inflação e a outra utilizando medidas diretas de inflação esperada pelo mercado. Dessa forma, foi observado que a taxa de desemprego e o choque de oferta foram relevantes para explicar a inflação apenas no primeiro período de análise. Além disso, no que se refere aos parâmetros estruturais da CPNK, foi verificado em todas as análises que uma grande proporção das firmas não ajustam seus preços em um dado mês. Já as estimativas do índice de rigidez de salário variaram nas diferentes estimações.

Palavras-chave: Inflação; Curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK); Variáveis instrumentais; Brasil.

ABSTRACT

Considering inflation as a variable of great influence in the lives of economic agents, this paper sought to investigate the determinants of inflation by estimating the New-Keynesian Phillips Curve (NKPC) by Blanchard and Galí (2007). Therefore, was used a robust method for identification problems present in the model. Two periods of analysis were considered and, for each one, two specifications were estimated: one considering rational expectations for inflation and the other using direct measures of inflation expected by the market. Thus, it was observed that the unemployment rate and the supply shock were relevant to explain inflation only in the first period of analysis. Besides that, with regard to the structural parameters of NKPC, it was verified in all the analyzes that a huge proportion of the firms don't adjust their prices in a given month. The estimates of the salary rigidity index used vary in the different estimates.

Keywords: Inflation; New Keynesian Phillips Curve (NKPC); Instrumental variables; Brazil.

LISTA DE TABELAS

1	Estimativas da CPNK de Blanchard e Galí (2007) com expectativas racionais de mar/2002 a fev/2016 para o Brasil	28
2	Estimativas da CPNK de Blanchard e Galí (2007) com inflação esperada pelo mercado de mar/2002 a fev/2016 para o Brasil	29
3	Estimativas da CPNK de Blanchard e Galí (2007) com expectativas racionais de abr/2000 a jan/2019 para o Brasil	31
4	Estimativas da CPNK de Blanchard e Galí (2007) com inflação esperada pelo mercado de abr/2000 a jan/2019 para o Brasil	33

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	11
2	REVISÃO DE LITERATURA	14
3	FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	16
3.1	A CURVA DE PHILLIPS NOVO-KEYNESIANA E A RIGIDEZ DE SALÁRIOS REAIS	16
3.1.1	Famílias e Firmas	16
3.1.2	Equilíbrio eficiente (primeiro melhor) e equilíbrio com preços flexíveis (segundo melhor)	17
3.1.3	A curva de Phillips Novo-Keynesiana (equilíbrio de preços escalonados)	18
3.1.4	Introduzindo a rigidez de salário real	19
3.1.5	Equilíbrio com preços flexíveis (segundo melhor) - rigidez salarial .	19
3.1.6	A rigidez salarial e a nova versão da CPNK	20
4	METODOLOGIA	22
4.1	ESPECIFICAÇÕES EMPÍRICAS DA CPNK	22
4.2	MÉTODO ROBUSTO AO PROBLEMA DA IDENTIFICAÇÃO	23
4.3	DADOS	25
5	RESULTADOS E DISCUSSÃO	27
5.1	RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES DA CPNK DAS ESTIMAÇÕES DA CPNK MAR/2002 A FEV/2016 PARA O BRASIL	27
5.2	RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES DA CPNK CONSIDERANDO ABR/2000 a JAN/2019 PARA O BRASIL	30
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	34
	REFERÊNCIAS	34

1 INTRODUÇÃO

A inflação é uma importante variável macroeconômica devido a sua grande influência no poder de compra dos consumidores e, conseqüentemente, nas decisões econômicas dos indivíduos. Nesse sentido, é de grande importância para os agentes econômicos e formuladores de política econômica saberem os determinantes da inflação no Brasil, para que assim possam fazer escolhas. Uma maneira de analisar os determinantes da dinâmica inflação se dá por meio da estimação da curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK), que foi primeiramente desenvolvida por Roberts (1995). De acordo com sua especificação fundamental, as expectativas (racionais) de inflação para o próximo período e uma medida de custo marginal real determinam a inflação no período corrente.

Contudo, em razão de algumas características da especificação da CPNK como a presença de expectativas racionais para a inflação, erros nas variáveis e possível endogeneidade dos *surveys* de expectativas de inflação e do custo marginal real, alguns estudos têm utilizado como metodologia de estimação da CPNK Variáveis Instrumentais (VI) e o Método Generalizado dos Momentos (MGM). Ainda assim, a utilização desses métodos pode ser equivocada quando os instrumentos não são válidos, isto é, na presença de instrumentos fracos ou identificação fraca no modelo. Dessa forma, torna-se relevante fazer uso de métodos que sejam capazes de solucionar esses problemas.

Na literatura, alguns autores têm feito pesquisas sobre o problema de identificação na CPNK. Ma (2002), Mavroeidis (2004), Mavroeidis (2005), Dufour, Khalaf e Kichian (2006), Dufour, Khalaf e Kichian (2010a), Dufour, Khalaf e Kichian (2010b), Nason e Smith (2008), Kleibergen e Mavroeidis (2009), Magnusson e Mavroeidis (2010), Mavroeidis, Plagborg-Møller e Stock (2014), são alguns dos autores que contribuem para esta questão.

Na literatura brasileira, alguns trabalhos têm abordado a questão dos determinantes da inflação no Brasil pela CPNK. Areosa e Medeiros (2007) estudam a dinâmica da inflação no Brasil por meio da estimação da CPNK padrão para uma economia aberta evidenciando a influência na inflação da taxa de câmbio e de suas expectativas futuras. Mazali e Divino (2010) estimam a curva de Phillips Novo-Keynesiana que Blanchard e Galí (2007) propõem, utilizando dados trimestrais da economia brasileira. Devido às expectativas racionais presentes no modelo, eles fazem a estimação utilizando o Método Generalizado dos Momentos (MGM) com erros padrão robustos, e encontram como resultado a relação negativa entre inflação e desemprego no Brasil, assim como um alto percentual de rigidez do salário real. Eles também estimam um *trade-off* entre a estabilização do hiato do produto e a estabilização da inflação.

Assim como Mazali e Divino (2010), Mendonça, Sachsida e Medrano (2012) também utilizam como arcabouço teórico a CPNK com o índice de rigidez de salários reais.

Eles também observam a relação inversa entre desemprego e inflação no período estudado, mas que no longo prazo, o efeito do desemprego sobre a inflação perde relevância. Machado e Portugal (2014) fazem o estudo da dinâmica da inflação para a economia brasileira, por meio de componentes não observáveis. Eles observam que as metas de inflação auxiliaram na diminuição da inflação.

Medeiros e Aragon (2017) estimam duas especificações da curva de Phillips Novo-Keynesiana proposta por Galí e Gertler (1999) para a economia brasileira após 2002. Para isso, eles utilizam um método que é robusto ao problema da identificação e encontram como resultado uma alta parcela das firmas que mantêm seus preços constantes no mês. Medeiros, Portugal e Aragon (2017) analisam os determinantes da inflação por meio da estimação da versão da CPNK indicada em Blanchard e Galí (2007), assim como pela versão proposta em Galí e Gertler (1999). Contudo, um método não robusto ao problema da identificação foi utilizado no estudo.

Diante do exposto, o objetivo geral deste trabalho é analisar os determinantes da inflação no Brasil por meio da estimação da curva de Phillips Novo-Keynesiana proposta por Blanchard e Galí (2007). Devido à periodicidade da *proxy* para a taxa desemprego, dois períodos de análise serão considerados: o primeiro compreende março de 2002 a fevereiro de 2016 e o segundo período de abril de 2000 a janeiro de 2019. Para isso, será utilizado um método robusto ao problema da identificação indicado por Dufour, Khalaf e Kichian (2010a, 2010b). Esse procedimento permite obter conjuntos de confiança ilimitados para os parâmetros não identificados e estimativas dos parâmetros estruturais da CPNK proposta por Blanchard e Galí (2007).

Ademais, duas especificações serão estimadas: uma baseada na suposição de expectativas racionais e a outra com medidas diretas de expectativas de inflação obtidas de pesquisas realizadas pelo Banco Central do Brasil (BCB) junto aos bancos, consultorias e empresas do setor real.

Além disso, objetiva-se especificamente:

- i) Verificar o *trade-off* entre inflação e desemprego no Brasil;
- ii) Obter estimativas robustas para a fração das empresas que não ajustam os preços em cada período, para a frequência média de ajuste dos preços e para o índice de rigidez dos salários reais.

Além desta introdução, o trabalho está estruturado da seguinte forma: a próxima seção apresenta uma revisão bibliográfica sobre a curva de Phillips desde a sua primeira formulação; na seção 3, faz-se uma exposição do modelo que fundamenta teoricamente este trabalho; na seção 4 são apresentadas as especificações empíricas da CPNK, os procedimentos econométricos utilizados e são apresentados os dados utilizados nas estimações;

na quinta seção, tem-se a discussão dos resultados obtidos; a última seção traz as considerações finais do trabalho.

2 REVISÃO DE LITERATURA

A curva de Phillips passou por várias modificações ao longo dos anos, ela teve sua primeira versão proposta por Phillips (1958) onde foi observada uma relação inversa entre a taxa de variação do salário nominal e a taxa de desemprego. Em seu artigo ele fez uma análise para o Reino Unido entre os anos de 1861 a 1957.

Phillips (1958) mostrou que um dos fatores que determinam a taxa de variação do salário nominal, que é o preço da mão de obra, é a interação entre oferta e demanda por mão de obra. Sendo assim, quando a demanda pela mão de obra aumenta, seu preço se eleva para atrair trabalhadores, e vice-versa. A taxa de variação do desemprego é outro fator que determina a taxa de variação do salário nominal, pois quando a demanda por mão de obra aumenta e o desemprego é baixo, há pressão para que o preço da mão de obra se eleve, o contrário também é válido. Um último fator é o preço de varejo que pode afetar por meio do ajuste no custo de vida do salário, ou seja, se o preço de varejo aumenta isso acaba pressionando os salários para cima porque se tem um ajuste desses salários para manter o padrão de vida. Mas isso só aconteceria quando houvesse aumento nos preços das importações. O formato de equação escolhida por Phillips foi:

$$\log(y + a) = \log b + c \log x \quad (1)$$

onde y é a taxa de variação do salário nominal, a uma constante escolhida por tentativa, b e c constantes estimadas e x a taxa de variação do desemprego.

A partir do trabalho de Phillips, Lipsey (1960) o recupera fazendo algumas críticas relacionadas à estimação. Com isso, ele propõe soluções relativas às críticas por ele feitas e desenvolve um modelo teórico para que seja possível tornar mais geral as relações entre as variáveis que foram testadas.

Samuelson e Solow (1960) fizeram o estudo da curva de Phillips para os EUA entre o período de 1935 e 1960. Eles observaram que o nível geral de preços tem relação com a taxa de variação do salário nominal de maneira positiva. Então, transformaram a relação entre taxa de variação do salário nominal e taxa de desemprego numa relação entre taxa de inflação e taxa de desemprego. O resultado obtido por eles é compatível com o de Phillips, ou seja, a relação inversa entre essas variáveis. Porém, eles informam que esse estudo é considerado para um período curto de tempo, um resultado diferente poderia ser diferente em um período de tempo mais longo.

Posteriormente, Friedman (1968) também fez sua contribuição para o estudo da curva de Phillips. Segundo ele, a curva de Phillips original foi considerada para uma economia em que as pessoas esperam que os preços nominais sejam estáveis, e que essa expectativa das pessoas permaneceria estável não importando o que acontecesse com os

preços e os salários reais. Ele exemplifica que se as pessoas antecipassem que os preços aumentassem a uma determinada taxa, então o salário deveria aumentar à mesma taxa para manter o salário real. Friedman considera uma falha de Phillips em não diferenciar salários nominais e reais, e considera também uma taxa natural de desemprego, ou seja, taxa em que a economia estaria em equilíbrio.

Phelps (1968) chega também a implicações semelhantes às de Friedman (1968), mas de um modo mais formal. Então, devido ao fato das pessoas formarem expectativas, além de ser função da taxa de desemprego, a curva de Phillips passou a ser função de uma expectativa de inflação e de uma taxa natural de desemprego. Sendo assim, a equação é descrita da seguinte forma:

$$\pi_t = \pi_t^e - \alpha(U_t - U_n) \quad (2)$$

em que π_t denota a inflação no período t , π_t^e é a expectativa de inflação no período t e U_n é a taxa natural de desemprego.

Roberts (1995) apresenta modelos Novo-Keynesianos cuja formulação é semelhante à curva de Phillips derivada por Friedman e Phelps. São modelos de preços rígidos que dependem do tempo, ou seja, em que as empresas estabelecem seus preços por períodos de tempo fixos. Os modelos considerados por ele são o modelo quadrático de ajuste de preços, o modelo de contratos escalonados de Calvo e o modelo de contratos escalonados de Taylor. Em ambos os modelos se chega a uma equação semelhante à curva de Phillips aumentada de expectativas. Como os preços são rígidos nesses modelos, é importante conhecer o comportamento dos preços no futuro para determinar os preços atuais. A partir disso, se chega à curva de Phillips Novo-Keynesiana dada por:

$$\Delta p_t - E_t \Delta p_{t+1} = c_0 + \gamma y_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde p_t é o nível de preços, $E_t \Delta p_{t+1}$ é a expectativa de preços futuros, c_0 e γ são constantes, y_t é o nível de produção e ε_t um termo de erro.

Por fim, Blanchard e Galí (2007) incorporam no modelo Novo-Keynesiano padrão a rigidez de salários reais, em virtude do fato desse modelo não apresentar um trade-off entre a estabilização da inflação e o hiato do produto. Além disso, Blanchard e Galí (2007) também mostram, com a inclusão do desemprego, as relações entre a inflação, desemprego e os choques de oferta. A inflação passa a ser uma função da inflação passada, inflação esperada, taxa de desemprego e choques de oferta, onde um aumento na taxa de desemprego diminui a inflação.

Esta nova versão da CPNK é justamente a referência teórica utilizada nesta pesquisa e na próxima seção este modelo é abordado de forma mais detalhada a fim de trazer um melhor entendimento para o leitor.

3 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Nesta seção, apresenta-se a estrutura do modelo Novo-Keynesiano padrão exposto em Blanchard e Galí (2007) com a introdução da rigidez de salários reais, utilizado neste trabalho como modelo teórico.

3.1 A CURVA DE PHILLIPS NOVO-KEYNESIANA E A RIGIDEZ DE SALÁRIOS REAIS

Blanchard e Galí (2007) mostram que no modelo da Curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK) padrão, a diferença entre o nível de produção eficiente e o nível de produção natural é constante, com isso, a estabilização da inflação é equivalente a estabilizar o hiato do produto. Essa implicação foi chamada de coincidência divina por eles. Contudo, o que se observa na prática pelos bancos centrais é que existe um *trade-off* nessa relação.

Segundo Blanchard e Galí (2007), a coincidência divina acontece pela não existência de imperfeições reais no modelo da CPNK padrão, mas a existência de uma imperfeição real no modelo, como a rigidez de salários reais, faz desaparecer a chamada coincidência divina, além de ser também uma explicação para uma série de fatores no mercado de trabalho. Sendo assim, esses autores incorporam no modelo da CPNK a rigidez de salários reais, dado que esse modelo não apresentava um *trade-off* entre a estabilização da inflação e o hiato do produto. Com isso, a coincidência divina desaparece e essa diferença deixa de ser constante, passando a ser afetada por choques.

A seguir verifica-se a estrutura desse modelo padrão observando suas implicações e, posteriormente, como a introdução da rigidez de salários no modelo faz desaparecer a chamada coincidência divina.

3.1.1 Famílias e Firms

Do lado da demanda (famílias), os autores supõem que elas existem em grande número e são idênticas, com preferências separáveis no tempo e a função utilidade dada por:

$$U(C, N) = \ln(C) - \exp\{\xi\} \frac{N^{1+\psi}}{1+\psi} \quad (4)$$

onde C é o consumo composto onde a elasticidade de substituição entre os bens dada por ϵ , N é a oferta de trabalho, ξ é um parâmetro de preferência e ψ é o inverso da elasticidade da oferta de trabalho de Frisch.

A taxa marginal de substituição implícita (em logaritmo) é dada por:

$$tms = c + \psi n + \xi \quad (5)$$

onde c e n representam os logaritmos de C e N , respectivamente.

Do lado da oferta (firmas), os autores supõem que existe um contínuo de empresas monopolisticamente competitivas, onde cada uma produz um bem distinto e se encontra com uma curva de demanda isoelástica. A função de produção para cada empresa é dada por:

$$Y = M^\zeta N^{1-\zeta} \quad (6)$$

onde Y é o nível de produção, M e N são as quantidades dos dois insumos contratados pela empresa e $\zeta \in (0, 1)$ é a participação do insumo M na produção. O custo marginal real (cmg) é dado por:

$$\begin{aligned} cmg &= w - mpn \\ cmg &= w - (y - n) - \ln(1 - \zeta) \end{aligned} \quad (7)$$

em que mpn denota o produto marginal do trabalho e w é o salário real (em logaritmo).

3.1.2 Equilíbrio eficiente (primeiro melhor) e equilíbrio com preços flexíveis (segundo melhor)

A partir da suposição de concorrência perfeita ($w = mpn$ e $w = tms$) no mercado de trabalho e mercado de bens, de (5) e (7), chega-se ao nível eficiente de emprego (n_1) dado por:

$$n_1 = \frac{\ln(1 - \zeta) - \xi}{1 + \psi} \quad (8)$$

Uma vez que se tem o nível eficiente de emprego, o primeiro melhor ou nível eficiente de produto (y_1) é dado pela seguinte expressão:

$$y_1 = \zeta m + (1 - \zeta)n_1 \quad (9)$$

em que m representa o logaritmo de M .

Para ser determinado o segundo melhor nível de produto, é levando em consideração o poder de monopólio das empresas no mercado de bens. Devido a isso, as empresas possuem um *mark-up* $\mu^p \equiv \ln(\epsilon/(\epsilon - 1))$ sobre o custo marginal. Então, de (7), tem-se do lado da oferta que:

$$w = y - n + \ln(1 - \zeta) + \mu^p \quad (10)$$

Logo, de (5) e (10) o segundo melhor emprego (n_2) é determinado por:

$$n_2 = \frac{\ln(1 - \zeta) - \mu^p - \xi}{1 + \psi} \quad (11)$$

Consequentemente, o segundo melhor produto (y_2) também é determinado, dado por:

$$y_2 = \zeta m + (1 - \zeta)n_2 \quad (12)$$

É importante observar que a diferença entre o nível eficiente de produto (primeiro melhor) e nível de produto considerando preços flexíveis (segundo melhor) é constante (δ), conforme mostra a equação a seguir:

$$y_1 - y_2 = \frac{\mu^p(1 - \zeta)}{1 + \psi} \equiv \delta \quad (13)$$

3.1.3 A curva de Phillips Novo-Keynesiana (equilíbrio de preços escalonados)

Considerando então que as mudanças de preços são escalonadas conforme Calvo (1983), a inflação se comporta da seguinte maneira:

$$\pi_t = \beta E\pi_{t+1} + \lambda(cm g + \mu^p) \quad (14)$$

sendo

$$cm g + \mu^p = \left(\frac{1 + \psi}{1 - \zeta} \right) (y - y_2)$$

onde $\beta \in (0, 1)$ é o fator de desconto, $\lambda \equiv \theta^{-1}(1 - \theta)(1 - \theta\beta)$ e $\theta \in (0, 1)$ é a fração de empresas que não ajustam seus preços em determinado período.

Dessa forma, chega-se a curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK), onde a inflação é função da inflação esperada e do hiato do produto

$$\pi_t = \beta E\pi_{t+1} + \kappa(y - y_2) \quad (15)$$

em que $\kappa \equiv \lambda(1 + \psi)/(1 - \zeta)$.

A Eq. (15) mostra que estabilizar a inflação corresponde a estabilizar o hiato do produto. Isso ocorre porque os choques têm efeito sobre o segundo melhor nível de produção (y_2) então, consequentemente, afetam também o hiato do produto ($y - y_2$). No entanto, como $(y_1 - y_2)$ é constante, estabilizar o hiato do produto ($y - y_2$) é equivalente a estabilizar a distância entre a produção e seu primeiro melhor nível, ($y - y_1$). Isso é o que Blanchard e Galí (2007) denominam de coincidência divina, devido à falta de imperfeições

reais no modelo.

A fim de fornecer um *trade-off* entre estabilizar a inflação e o hiato do produto, Blanchard e Galí (2007) introduzem no modelo padrão uma imperfeição real: a rigidez dos salários reais. Ao fazer isso, a coincidência divida desaparece.

3.1.4 Introduzindo a rigidez de salário real

Blanchard e Galí (2007) então assumem que os salários respondem fracamente às condições no mercado de trabalho, ou seja, se ajustam lentamente em consequência de alguma imperfeição nesse mercado. Sendo assim, o modelo de ajuste parcial se comporta da seguinte maneira:

$$w_t = \gamma w_{t-1} + (1 - \gamma) tms \quad (16)$$

onde $\gamma \in (0, 1)$ é um índice de rigidez do salário real. Devido à introdução da rigidez dos salários reais a diferença entre o nível de produção eficiente e o nível de produção natural deixa de ser constante, isso acontece porque a medida de rigidez salarial interfere no segundo melhor nível de produto, mas não tem influência sobre o primeiro melhor nível.

3.1.5 Equilíbrio com preços flexíveis (segundo melhor) - rigidez salarial

Blanchard e Galí (2007) consideram preços e salários flexíveis e, com a introdução do índice de rigidez salarial, o salário passa a se comportar conforme a seguinte expressão:

$$w_t = \gamma w_{t-1} + (1 - \gamma)[\zeta(m - n) + (1 + \psi)n + \xi] \quad (17)$$

Organizando essa Eq. (17) juntamente com as condições de oferta, os autores obtêm o segundo melhor nível de produto, dado por:

$$[y_2 - y_1 + \delta] = \Theta[y_{2t-1} - y_{1t-1} + \delta] + \Theta(1 - \zeta)[\Delta m + (1 + \psi)^{-1}\Delta\xi] \quad (18)$$

onde $\Theta \equiv \gamma\zeta/(\gamma\zeta + (1 - \gamma)(1 + \psi)) \in [0, 1]$.

Com a introdução da rigidez dos salários reais a diferença entre o primeiro e o segundo melhor nível de produção passa a variar em resposta aos choques de preferência e de oferta. Também é possível observar que, conforme o aumento do grau de rigidez, o tamanho e a persistência dos desvios da diferença entre o segundo e o primeiro melhor resultado também aumentam.

3.1.6 A rigidez salarial e a nova versão da CPNK

Na nova versão da curva de Phillips Novo-Keynesiana, estabelecida sob a perspectiva de ajustamento de preços sobrepostos onde, em qualquer período de tempo, cada firma tem a probabilidade $(1 - \theta)$ de reajustar o preço de seu produto, a inflação tem a seguinte relação implícita com o hiato do produto:

$$\pi_t = \beta E\pi_{t+1} + \frac{\lambda}{1 - \gamma L} x_2 \quad (19)$$

onde $x_2 \equiv (1 - \zeta)^{-1}[(1 - \gamma)(1 + \psi)(y - y_2) + \gamma\zeta(\Delta y - \Delta y_2)]$.

Estabilizar totalmente a inflação ainda equivale à estabilização completa da distância do produto do seu segundo melhor nível, ou seja, o hiato do produto. Porém, a coincidência divina não se sustenta mais, pois o que é relevante para o bem estar consiste na distância da produção do seu primeiro melhor nível $(y - y_1)$, e não o hiato do produto. Logo, a distância entre o primeiro e o segundo melhor nível de produção deixa de ser constante, passando a ser afetada pelos choques de preferência e de oferta.

Utilizando (18) e (19) chega-se a relação entre inflação e o hiato do produto eficiente expressa pela seguinte equação:

$$\pi_t = \beta E\pi_{t+1} + \frac{\lambda}{1 - \gamma L} x_1 - \frac{\lambda\gamma\zeta}{1 - \gamma L} [\Delta m + (1 + \psi)^{-1} \Delta \xi] \quad (20)$$

onde $x_1 \equiv (1 - \zeta)^{-1}[(1 - \gamma)(1 + \psi)(y - y_1 + \delta) + \gamma\zeta(\Delta y - \Delta y_1)]$.

A Eq. (20) demonstra que a inflação no período corrente depende da expectativa de inflação para o próximo período, da defasagem distribuída da distância do produto do seu primeiro melhor nível, e da defasagem distribuída dos choques de preferência e de oferta. Sendo assim, a política monetária se depara com um *trade-off* e para entendê-lo, observa-se os preços dos fatores da economia. Assim, seja p_t^M o preço do insumo não produzido no país M , tem-se que:

$$cmg = (1 - \zeta)w + \zeta p_t^M + const. \quad (21)$$

O efeito de um choque que eleve o preço real do insumo não produzido ocasiona uma diminuição nos salários reais ou um aumento no custo marginal real. Dependendo da política monetária, o resultado será refletido na produção ou na inflação. Isso pode ser melhor observado quando a inflação é expressa em termos do insumo não produzido M .

Nesse contexto, Blanchard e Galí (2007) chegam à seguinte especificação da Curva de Phillips Novo-Keynesiana expressa em termos do insumo não produzido e do desem-

prego:

$$\pi_t = \frac{\beta}{1+\beta} E_t \pi_{t+1} + \frac{1}{1+\beta} \pi_{t-1} - \frac{\lambda(1-\zeta)(1+\gamma)\psi}{\gamma(1+\beta)} U_t + \frac{\zeta\lambda}{1+\beta} \Delta p_t^M \quad (22)$$

onde π_t é a inflação, $E_t \pi_{t+1}$ são as expectativas racionais para a inflação, π_{t-1} denota a inflação passada, U_t a taxa de desemprego, Δp_t^M é a mudança no preço do insumo não produzido pelo país.

4 METODOLOGIA

Nesta seção, são apresentadas as especificações da CPNK de Blanchard e Galí (2007) que serão estimadas nesse trabalho, bem como o funcionamento do método robusto à identificação no modelo.

4.1 ESPECIFICAÇÕES EMPÍRICAS DA CPNK

A Eq. (22) pode ser reescrita substituindo os parâmetros estruturais da CPNK da seguinte forma:

$$\pi_t = c_1 E_t(\pi_{t+1}) + c_2 \pi_{t-1} - c_3 U_t + c_4 \Delta p_t^M \quad (23)$$

onde $c_1 = \beta/1 + \beta$, $c_2 = 1/1 + \beta$, $c_3 = \lambda(1 - \zeta)(1 + \gamma)\psi/\gamma(1 + \beta)$ e $c_4 = \zeta\lambda/1 + \beta$.

Com o acréscimo de um termo de erro (ε_t) na Eq. (23), tem-se o modelo empírico a ser estimado neste trabalho, dado por:

$$\pi_t = c_1 E_t(\pi_{t+1}) + c_2 \pi_{t-1} - c_3 U_t + c_4 \Delta p_t^M + \varepsilon_t \quad (24)$$

No entanto, não é possível estimar exatamente a Eq. (24), pois o modelo supõe expectativas racionais, logo, não se sabe exatamente quais são as expectativas racionais dos agentes acerca da inflação. Segundo essa hipótese, se a inflação em $t + 1$, π_{t+1} , for diferente da expectativa formada por um indivíduo, é por que algo imprevisível aconteceu entre o momento em que foi feita a previsão e o período que ocorreu de fato. Isso tem a seguinte implicação:

$$E_t(\pi_{t+1}) = \pi_{t+1} + \eta_{t+1} \quad (25)$$

em que η_{t+1} é o termo de erro de previsão.

Desta forma, como $E_t(\pi_{t+1})$ é uma variável que não pode ser diretamente observável, a Eq. (25) é substituída na Eq. (24). Logo, tem-se que:

$$\pi_t = c_1 \pi_{t+1} + c_2 \pi_{t-1} - c_3 U_t + c_4 \Delta p_t^M + e_t \quad (26)$$

onde $e_t = c_1 \eta_{t+1} + \varepsilon_t$.

Além da equação descrita acima, outra especificação da CPNK será estimada, onde a variável $E_t(\pi_{t+1})$ é substituída por uma medida direta de expectativa de inflação para o próximo período, $S_t(\pi_{t+1})$, oriunda da pesquisa de expectativas realizada pelo Banco Central do Brasil (BCB). Logo, tem-se que:

$$\pi_t = c_1 S_t(\pi_{t+1}) + c_2 \pi_{t-1} - c_3 U_t + c_4 \Delta p_t^M + e_t \quad (27)$$

As equações (26) e (27) podem ser estimadas pelo Método Generalizado dos Momentos (MGM) e também por Variáveis Instrumentais (VI). Contudo, o uso desses métodos pode levar a resultados duvidosos na presença de fraca identificação no modelo. Intervalos de confiança deixam de ser confiáveis, se perde precisão. A fim de solucionar esse problema, utiliza-se neste trabalho um método robusto ao problema da identificação conforme Dufour, Khalaf e Kichian (2006, 2010a, 2010b).

Como um dos objetivos é estimar a parcela de empresas que mantém os preços constantes (θ) em um dado período e o índice de rigidez dos salários reais (γ), assim como Dufour, Khalaf e Kichian (2010a), a partir desse método será possível construir conjuntos de confiança e estimativas pontuais para esses parâmetros. Os demais parâmetros β , ψ e ζ serão calibrados.

Sabe-se que os parâmetros θ e γ estão no intervalo de 0 a 1, logo, pode-se construir inúmeras séries para diferentes valores desses parâmetros. Ou seja, o que vai ser feito é a construção de inúmeras séries das observações da inflação para valores de θ e γ variando de 0 a 1, com incrementos de 0,01. Quando for assumido um θ igual a 0,03 e um γ igual a 0,03, por exemplo, vai se testar a hipótese nula de que esses valores que foram assumidos são iguais aos verdadeiros valores de θ e γ .

Sendo assim, esse método permite construir um conjunto de valores de θ e γ em que não se consegue rejeitar a hipótese nula a um determinado nível de significância α . Logo, as estimativas pontuais para θ e γ serão obtidas por meio dos coeficientes que apresentarem o maior p -valor dentro deste intervalo. A seguir, apresenta-se algebricamente como o método funciona.

4.2 MÉTODO ROBUSTO AO PROBLEMA DA IDENTIFICAÇÃO

Tomando como exemplo a especificação da CPNK apresentada na Eq. (26), esta pode ser representada da seguinte forma:

$$y^*(\vartheta|\Omega) = e \quad (28)$$

onde $y^*(\vartheta|\Omega) = y - Y\Gamma(\vartheta|\Omega)$, y é um vetor $T \times 1$ das observações da inflação (π_t) é uma matriz $T \times 4$ das observações sobre π_{t+1} , π_{t-1} , U_t e Δp_t^M , e é um vetor $T \times 1$ do termo de erro (e_t), $\vartheta = (\theta, \gamma)'$, $\Omega = (\beta, \psi, \zeta)'$ e

$$\Gamma(\vartheta, \Omega) = \begin{bmatrix} \beta/(1 + \beta) \\ 1/(1 + \beta) \\ -\lambda(1 - \zeta)(1 - \gamma)\psi/(\gamma(1 + \beta)) \\ \zeta\lambda/(1 + \beta) \end{bmatrix}$$

Toma-se a seguinte hipótese nula $H_0 : \vartheta = \vartheta_0$. Com isso, valores serão assumidos para ϑ_0 e vai se testar a hipótese de que os valores assumidos são os verdadeiros valores. A partir desse método, constrói-se um intervalo de valores de $\vartheta = (\theta, \gamma)$ e, como o objetivo é obter valores em que não se consegue rejeitar a hipótese nula a um nível de significância α , os p -valores obtidos têm de ser maiores do que α . Quando se tem todos os valores em que a hipótese nula não foi rejeitada, encontra-se o intervalo de confiança. Esse intervalo de confiança será construído a partir do maior e o menor valor dos parâmetros. As estimativas pontuais serão os dois valores dos coeficientes que produzirem o maior p -valor, ou seja, que é mais difícil de rejeitar a hipótese nula.

Se a hipótese nula $H_0 : \vartheta = \vartheta_0$ é de fato verdadeira, significa então que $y^*(\vartheta|\Omega) = e$. Assim, se numa regressão em função dos instrumentos, dada como:

$$y^*(\vartheta_0|\Omega) = X\varpi + u \quad (29)$$

em que X é a matriz de instrumentos e ϖ denota seus coeficientes, a hipótese nula (H_0) pode ser testada se, ao fazer a regressão da Eq. (29), os coeficientes ϖ forem iguais à zero. Ou seja, $H_0 : \vartheta = \vartheta_0$ pode ser testada por meio da hipótese $H'_0 : \varpi = 0$. Assim, mesmo existindo problema de endogeneidade, se H_0 for verdadeira então é porque $e = X\varpi + u$, logo, se os coeficientes de ϖ na regressão auxiliar forem estatisticamente iguais a zero, significa que o conjunto de instrumentos (X) não terá capacidade para explicar o termo de erro (e), ou seja, não há correlação entre essas variáveis e o termo de erro (e). Nesse caso, os valores que foram assumidos para θ e γ serão os verdadeiros valores. Então, o que esse método propõe é fazer um teste F para testar os coeficientes dos instrumentos. A estatística F é justamente a estatística de Anderson Rubin dada por:

$$AR(\vartheta_0|\Omega) = \frac{y^*(\vartheta_0|\Omega)'(I - M)y^*(\vartheta_0|\Omega)/(k + 1)}{y^*(\vartheta_0|\Omega)'My^*(\vartheta_0|\Omega)/(T - k - 1)} \quad (30)$$

onde $M = I - X(X'X)^{-1}X'$.

Pode-se então observar que esse procedimento é robusto a identificação, pois todo o problema é convertido em uma estrutura de regressão linear clássica onde não exige a restrição de identificação¹. Além disso, é utilizado um teste fundamentado na estatística tipo-Wald com a matriz de covariância robusta ao problema de heterocedasticidade e autocorrelação (Newey e West, 1987), expressa da seguinte forma:

$$AR_{HAC}(\vartheta_0|\Omega) = y^*(\vartheta_0|\Omega)'X(X'X)^{-1}\hat{Q}(\vartheta_0|\Omega)^{-1}X'y^*(\vartheta_0|\Omega) \quad (31)$$

¹Em Dufour (2003) é evidenciado ainda a robustez do teste AR quando se trata de instrumentos excluídos, assim como a qualidade dos instrumentos em amostras finitas.

$$\hat{Q}(\vartheta_0|\Omega) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2(\vartheta_0|\Omega) X_t X_t' + \frac{1}{T} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T w_l \hat{u}_t(\vartheta_0|\Omega) \hat{u}_{t-l}(\vartheta_0|\Omega) (X_t X_{t-l}' + X_{t-l} X_t')$$

onde $w_l = 1 - (l/(L+1))$, $\hat{u}_t(\vartheta_0|\Omega)$ é o resíduo de mínimos quadrados ordinários (MQO) e L é o número de defasagens.

Para cada combinação dos parâmetros θ e γ , a Eq. (29) será estimada por mínimos quadrados ordinários (MQO) e a estatística $AR_{HAC}(\vartheta_0|\Omega)$ será calculada. As estimativas pontuais serão os dois valores desses coeficientes que produzir o maior p -valor dado por $p_{HAC}(\vartheta_0|\Omega)$.

Finalmente, uma possibilidade é que em toda combinação de θ e γ serem encontrados p -valores menores do que α . Se isso ocorrer, significa que não se conseguiu formar um conjunto de confiança, isso significa que provavelmente o modelo está mal especificado, e possivelmente a inflação não é determinada pela Eq. (26) ou pela Eq. (27). Ou ainda, que não se encontra nesse intervalo de confiança.

Por outro lado, se para todos os valores assumidos a hipótese nula (H_0) não foi rejeitada, ou seja, se todos os valores assumidos para θ e γ são valores possíveis no conjunto de confiança, então é por que não se consegue identificar exatamente as estimativas para eles, pois tudo é possível.

4.3 DADOS

Os dados utilizados neste estudo foram obtidos por meio do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Banco Central do Brasil (BCB) e do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV/IBRE). Trata-se de dados mensais para o período de março de 2002 a fevereiro de 2016. Fevereiro de 2016 foi considerado o último período de análise devido à mudança no cálculo da taxa de desemprego pelo IBGE, impossibilitando assim, a utilização de mais observações.

A fim de utilizar nesse estudo uma periodicidade mais recente, um segundo período de análise foi considerado, sendo este de dados mensais de abril de 2000 a janeiro de 2019, mas utilizando outra proxy para a taxa de desemprego, que foi a taxa de desemprego aberto na Região Metropolitana de São Paulo (RMSP).²

A taxa de inflação (π_t) é dada pela inflação mensal medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). A medida direta de expectativa de inflação, $S_t(\pi_{t+1})$, corresponde à média mensal das expectativas diárias para a inflação do próximo mês que são coletadas pelo BCB. Para a taxa de desemprego (U_t), utilizam-se duas *proxies*.

²A série tem início em abril de 2000, pois foi só a partir desse período que as projeções de expectativas foram feitas, e tem término em janeiro de 2019 por causa da série de desemprego, que só está disponível até esse período.

A primeira é a taxa de desemprego aberto na RMSP, denotada por U_{RMSP} . A segunda, denotada por U_{RM_s} , é a taxa de desemprego aberto de 30 dias nas Regiões Metropolitanas (RMs) calculado pelo IBGE.³

Já o choque de oferta, (Δp_t^M) , é medido pela mudança percentual na taxa de câmbio nominal ($R\$/US\%$) entre os períodos t e $t - 3$, assim como em Mazali e Divino (2010), Mendonça, Sachsida e Medrano (2012) e Medeiros, Portugal e Aragon (2017). A ideia é que uma desvalorização cambial afeta positivamente os preços dos insumos não produzidos (M).

Os instrumentos utilizados correspondem às defasagens das variáveis descritas acima, assim como defasagens: do hiato do produto (h), obtido a partir da estimação de um modelo de tendência linear para o log do índice de PIB mensal ajustado sazonalmente fornecido pelo Monitor do PIB-FGV; da variação percentual do Índice de Commodities Brasil – ICB (deflacionado pelo IPCA) entre t e $t - 1$ ($pcom$); e da inflação de salários (wi), dada pela variação percentual do rendimento nominal do trabalho habitualmente recebido.

É importante ressaltar que foram encontradas evidências de sazonalidade nas seguintes variáveis: a taxa de inflação, a medida direta de inflação esperada, as duas *proxies* para a taxa de desemprego e a taxa de câmbio representando o choque de oferta. As mesmas foram ajustadas sazonalmente por meio do método X12-ARIMA. Adicionalmente, todas as variáveis foram expressas como desvios em relação à média antes das estimações.

³RMs se referem a Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção, são apresentados os resultados das estimações das duas especificações da CPNK, primeiro utilizando a taxa de desemprego aberto de 30 dias (U_{RM_s}) e depois utilizando a taxa de desemprego aberto na RMSP (U_{RMSP}) como *proxies* para a taxa de desemprego.

5.1 RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES DA CPNK DAS ESTIMAÇÕES DA CPNK MAR/2002 A FEV/2016 PARA O BRASIL

Para esse primeiro período analisado na estimação das duas especificações da CPNK de Blanchard e Galí (2007) considerando a taxa de desemprego aberto de 30 dias nas RMs calculado pelo IBGE (U_{RM_s}), foram considerados os seguintes conjuntos de instrumentos:

$$X^1 - \pi_{t-2}, \pi_{t-3}, U_{RM_{st-2}}, U_{RM_{st-3}}, \Delta p_{t-1}^M, \Delta p_{t-2}^M, \Delta p_{t-3}^M$$

$$X^2 - \pi_{t-2}, \pi_{t-3}, U_{RM_{st-2}}, U_{RM_{st-3}}, \Delta p_{t-1}^M, \Delta p_{t-2}^M, \Delta p_{t-3}^M, h_{t-1}, h_{t-2}$$

$$X^3 - \pi_{t-2}, \pi_{t-3}, U_{RM_{st-2}}, U_{RM_{st-3}}, \Delta p_{t-1}^M, \Delta p_{t-2}^M, \Delta p_{t-3}^M, h_{t-1}, h_{t-2}, pcom_{t-1}, pcom_{t-2}$$

$$X^4 - \pi_{t-2}, \pi_{t-3}, U_{RM_{st-2}}, U_{RM_{st-3}}, \Delta p_{t-1}^M, \Delta p_{t-2}^M, \Delta p_{t-3}^M, h_{t-1}, h_{t-2}, pcom_{t-1}, pcom_{t-2}, \\ wi_{t-1}, wi_{t-2}$$

O primeiro conjunto de instrumentos (X^1) é composto pela segunda e terceira defasagens da taxa de inflação e até a terceira defasagem da taxa de desemprego aberto de 30 dias e do choque de oferta. O segundo conjunto de instrumentos (X^2) contém os mesmos instrumentos contidos em (X^1) mais duas defasagens do hiato do produto. Seguindo essa mesma ideia, no terceiro conjunto (X^3), além dos instrumentos já contidos no segundo conjunto, foram adicionamos também duas defasagens da inflação de commodities. Por fim, o quarto conjunto (X^4) compreende os instrumentos do terceiro conjunto mais duas defasagens da inflação de salários.

Antes das estimações, o fator de desconto subjetivo (β) foi ajustado em 0,996 e a elasticidade da oferta de trabalho (ψ^{-1}) foi ajustada em 1, assim como em Castro et al. (2015) e Carvalho e Vilela (2015). Por fim, para a participação do insumo não produzido na renda (ζ) foi utilizado 0,33 assim como o valor calibrado por Dufour, Khalaf e Kichian (2010a). Além disso, para o índice de rigidez salarial (γ) e a fração de firmas que não ajustam os preços (θ), foi considerado um intervalo de pesquisa de (0,01; 0,99) com incrementos de 0,01.

Nas Tabelas 1 e 2 a seguir estão as estimativas dos parâmetros estruturais da CPNK, γ e θ , e dos parâmetros c_3 e c_4 com seus respectivos intervalos de confiança entre parênteses. Além disso, tem-se Freq. representando a frequência média do ajustamento de preços em meses dada por $1/(1 - \theta)$ e o maior p -valor obtido para cada estimação.

Especificamente na Tabela 1, estão os resultados das estimativas da especificação referente à Eq. (26) da CPNK de Blanchard e Galí (2007), utilizando expectativas racionais para os quatros conjuntos de instrumentos descritos anteriormente.

Tabela 1: Estimativas da CPNK de Blanchard e Galí (2007) com expectativas racionais de mar/2002 a fev/2016 para o Brasil

Inst.	Estimativas		Estimativas implícitas			AR-HAC:
	γ	θ	$c_3 \times 100$	$c_4 \times 100$	Freq.	Max p -valor
X^1	0,05 (0,02;0,11)	0,98 (0,97;0,99)	-0,31 (-0,39;-0,23)	0,01 (0,00;0,02)	50 (3,33;100)	0,0522
X^2	0,05 (0,01;0,99)	0,98 (0,91;0,99)	-0,31 (-0,55;0,00)	0,01 (0,00;0,15)	50 (11,1;100)	0,0846
X^3	-	-	-	-	-	0,0031
X^4	-	-	-	-	-	0,0019

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Max p -valor se refere ao maior p -valor encontrado para a estatística $AR_{HAC}(\vartheta_0|\Omega)$ para as estimativas obtidas na tabela. Todos os testes $AR_{HAC}(\vartheta_0|\Omega)$ foram realizados para um nível de significância de 5%. Quatro defasagens foram usadas na matriz de covariância robusta a autocorrelação e heterocedasticidade de Newey-West.

Na estimação da CPNK, apenas quando os dois primeiros conjuntos de instrumentos X^1 e X^2 foram utilizados, os maiores p -valores encontrados para a estatística $AR_{HAC}(\vartheta_0|\Omega)$ superaram o nível de significância de 5%. Mas quando foram adicionadas defasagens da inflação de *commodities* no conjunto de instrumentos e defasagens da inflação de salários, os resultados obtidos das estimativas não foram significativos.

Em linhas gerais, os resultados na Tabela 1 indicam que uma grande parcela das firmas não ajustam seus preços num dado mês e tem-se também um baixo índice de rigidez salarial, revelando que os salários de hoje estão fracamente associados aos salários passados.

O parâmetro γ mostra que cerca 5% do salário atual é explicado pelo salário anterior, esse valor foi observado quando os conjuntos X^1 e X^2 foram utilizados. No entanto, há certa imprecisão na estimação do índice de rigidez salarial (γ), mais especificamente quando o conjunto de instrumentos X^2 é utilizado. Essa incerteza ocorre porque o conjunto de confiança parte do limite inferior 0,01 e chega a atingir o maior valor permitido do intervalo que é 0,99.

Em relação ao parâmetro θ , uma proporção de 98% das firmas mantém seus preços constantes mensalmente. Esse valor foi obtido nas estimações com os conjuntos X^1 e X^2 de instrumentos. Consequentemente, a frequência média de ajuste de preços (*Freq.*) estimada foi de 50 meses.

É possível ainda observar o *trade-off* entre inflação e desemprego, dado que o sinal obtido está de acordo com o esperado. Contudo, quando o conjunto de instrumentos X^2 foi considerado, o limite superior do intervalo de confiança do coeficiente do desemprego (c_3) foi 0,00 impossibilitando afirmar que esse coeficiente é diferente de zero. Em relação ao coeficiente do choque de oferta (c_4), também não foi possível garantir que ele é diferente de zero, indicando que essa variável não é significativa para determinar a inflação.

A Tabela 2 a seguir informa os resultados das estimativas da especificação referente à Eq. (27) da CPNK de Blanchard e Galí (2007), utilizando a *proxy* de inflação esperada pelo mercado para os quatros diferentes conjuntos de instrumentos.

Tabela 2: Estimativas da CPNK de Blanchard e Galí (2007) com inflação esperada pelo mercado de mar/2002 a fev/2016 para o Brasil

Inst.	Estimativas		Estimativas implícitas			AR-HAC:
	γ	θ	$c_3 \times 100$	$c_4 \times 100$	Freq.	Max p -valor
X^1	0,81 (0,01;0,99)	0,88 (0,79;0,99)	-0,13 (-1,51;0,00)	0,28 (0,00;0,94)	8,33 (4,76;100)	0,2206
X^2	0,99 (0,13;0,99)	0,84 (0,79;0,95)	-0,01 (-1,19;0,00)	0,51 (0,05;0,94)	6,25 (4,76;20)	0,1779
X^3	-	-	-	-	-	0,0001
X^4	-	-	-	-	-	0,0000

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Max p -valor se refere ao maior p -valor encontrado para a estatística $AR_{HAC}(\vartheta_0|\Omega)$ para as estimativas obtidas na tabela. Todos os testes $AR_{HAC}(\vartheta_0|\Omega)$ foram realizados para um nível de significância de 5%. Quatro defasagens foram usadas na matriz de covariância robusta a autocorrelação e heterocedasticidade de Newey-West.

Assim como nos resultados da estimação na Tabela 1, apenas quando os conjuntos de instrumentos X^1 e X^2 foram utilizados nas estimações, foram encontrados os máximos p -valores para as estimativas maiores do que o nível de significância de 5%. Quando a inflação de *commodities* e a inflação de salários foram incluídas como instrumentos, as estimativas foram estatisticamente não significantes. Uma possível razão para isso ter acontecido se deve a maior quantidade de instrumentos utilizados na estimação.

Os resultados da especificação da CPNK com a inflação esperada pelo mercado mostram algumas diferenças do modelo que supõe expectativas racionais. A principal é que se pode observar uma grande fração do salário atual associado ao salário passado. As

estimativas obtidas para o parâmetro γ mostram que em torno de 81% do salário atual é explicado pelo salário anterior quando o conjunto de instrumentos X^1 foi considerado, e de 99% quando X^2 foi utilizado como conjunto de instrumentos. Um alto percentual de rigidez dos salários também foi encontrado por Mazali e Divino (2010).

Os valores obtidos para o parâmetro θ informam que a parcela de firmas que mantêm seus preços constantes em um dado mês é de 88%, quando o conjunto de instrumentos X^1 é considerado. Com isso, a frequência média de ajustamento dos preços é de 8 meses. Já quando o conjunto X^2 , que inclui o hiato do produto, foi utilizado, observou-se que 84% das firmas não ajustam seus preços em um dado mês. Esse valor foi obtido num intervalo de confiança em que o menor valor foi de 0,79 e o maior de 0,95. Consequentemente, a frequência média de ajustamento dos preços foi de 6 meses.

No tocante aos coeficientes estimados para o desemprego, os resultados foram de estimativas não significativas, indicando que o desemprego não é uma variável determinante da inflação. Medeiros, Portugal e Aragon (2017) também encontraram uma taxa de desemprego não significativa na estimação da nova versão da CPNK pelo método de variáveis instrumentais.⁴ Este resultado indica que a autoridade monetária não enfrentaria um *trade-off* de política entre inflação e desemprego. O coeficiente do choque de oferta só foi estatisticamente significativo quando foi utilizado o conjunto de instrumentos X^2 , mostrando que um choque positivo pressiona a inflação.

5.2 RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES DA CPNK CONSIDERANDO ABR/2000 a JAN/2019 PARA O BRASIL

Para a estimação das duas especificações da CPNK de Blanchard e Galí (2007) nesse segundo período de análise e utilizando como proxy para a taxa de desemprego (U_t) a taxa de desemprego aberto na RMSP (U_{RMSP}), foram apenas considerados três conjuntos de instrumentos a seguir:

$$X^1 - \pi_{t-2}, \pi_{t-3}, U_{RMSP_{t-1}}, U_{RMSP_{t-2}}, U_{RMSP_{t-3}}, \Delta p_{t-1}^M, \Delta p_{t-2}^M, \Delta p_{t-3}^M$$

$$X^2 - \pi_{t-2}, \pi_{t-3}, U_{RMSP_{t-1}}, U_{RMSP_{t-2}}, U_{RMSP_{t-3}}, \Delta p_{t-1}^M, \Delta p_{t-2}^M, \Delta p_{t-3}^M, h_{t-1}, h_{t-2}$$

$$X^3 - \pi_{t-2}, \pi_{t-3}, U_{RMSP_{t-1}}, U_{RMSP_{t-2}}, U_{RMSP_{t-3}}, \Delta p_{t-1}^M, \Delta p_{t-2}^M, \Delta p_{t-3}^M, h_{t-1}, h_{t-2}, pcom_{t-1}, pcom_{t-2}$$

Os três conjuntos de instrumentos listados acima são os mesmos utilizados na estimação das duas especificações da CPNK quando foi considerada a taxa de desemprego

⁴Medeiros, Portugal e Aragon (2017) também utilizaram como *proxy* para a expectativa de inflação, a medida direta de expectativa de inflação relativa à média mensal das expectativas diárias para a inflação do próximo mês.

aberto de 30 dias (U_{RM_s}) como proxy para U_t . A única diferença nesses conjuntos de instrumentos agora considerados, é que as defasagens da taxa de desemprego se referem as defasagens da taxa de desemprego aberto na RMSP (U_{RMSP}). No mais, o conjunto de instrumentos X^4 não foi considerado por causa da periodicidade da variável correspondente a inflação de salários.⁵

Os mesmos procedimentos realizados anteriormente também foram feitos antes das estimações utilizando o novo período de análise considerado, como o ajuste dos seguintes parâmetros: o fator de desconto subjetivo (β), a elasticidade da oferta de trabalho (ψ^{-1}) e a participação do insumo não produzido na renda (ζ). Ademais, para os parâmetros γ e θ , também foi considerado um intervalo de pesquisa de (0,01; 0,99) com incrementos de 0,01.

Na Tabela 3 a seguir está o resultado das estimativas da CPNK de Blanchard e Galí (2007) com expectativas racionais e taxa de desemprego aberto na RMSP (U_{RMSP}), para o período de abril de 2000 a janeiro de 2019.

Tabela 3: Estimativas da CPNK de Blanchard e Galí (2007) com expectativas racionais de abr/2000 a jan/2019 para o Brasil

Inst.	Estimativas		Estimativas implícitas			AR-HAC:
	γ	θ	$c_3 \times 100$	$c_4 \times 100$	Freq.	Max p -valor
X^1	0,98	0,90	-0,01	0,19	10	0,8663
	(0,01;0,99)	(0,82;0,99)	(-0,012;0,000)	(0,000;0,007)	(5,56;100)	
X^2	0,03	0,99	-0,15	0	100	0,7962
	(0,01;0,99)	(0,84;0,99)	(-0,013;0,000)	(0,000;0,005)	(6,25;100)	
X^3	0,48	0,93	-0,2	0,04	14,3	0,1985
	(0,01;0,99)	(0,86;0,99)	(-0,009;0,000)	(0,000;0,004)	(7,14;100)	

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Max p -valor se refere ao maior p -valor encontrado para a estatística $AR_{HAC}(\vartheta_0|\Omega)$ para as estimativas obtidas na tabela. Todos os testes $AR_{HAC}(\vartheta_0|\Omega)$ foram realizados para um nível de significância de 5%. Quatro defasagens foram usadas na matriz de covariância robusta a autocorrelação e heterocedasticidade de Newey-West.

Para todos os conjuntos de instrumentos utilizados na estimação da Eq. (26), os máximos p -valores encontrados foram maiores do que o nível de significância de 5%. Os resultados apontam que, no geral, uma proporção alta das firmas não ajustam seus preços em certo mês, mas que a porcentagem do salário atual associado ao salário anterior varia dependendo do conjunto de instrumentos utilizado na estimação. Pode-se ainda ver que tanto a taxa de desemprego quanto o choque de oferta não são considerados como determinantes da inflação nesse modelo.

⁵A inflação de salários é dada pelo rendimento nominal do trabalho habitualmente recebido, porém, esses dados só foram disponibilizados pelo IBGE até fevereiro de 2016.

A utilização da taxa de desemprego aberta na RMSP (U_{RMSP}) como *proxy* para a taxa de desemprego sempre resulta em estimativas não significativas para os coeficientes c_3 e c_4 . Esse resultado diverge do resultado obtido por Mazali e Divino (2010).⁶ Esses autores encontraram coeficientes estatisticamente significativos para a taxa de desemprego e para o choque de oferta.

Quando os três conjuntos de instrumentos foram considerados, os limites superiores do intervalo de confiança do parâmetro c_3 foram iguais a zero. Da mesma forma, para os três conjuntos de instrumentos utilizados, os limites inferiores do intervalo de confiança do parâmetro c_4 foram iguais a zero. Assim, não se pode confirmar que esses parâmetros são diferentes de zero.

No que diz respeito aos valores obtidos para o parâmetro γ , estes divergiram muito para cada conjunto de instrumento empregado na estimação. Uma fração de 98% dos salários atuais é explicada pelos salários passados, quando X^1 foi utilizado. Mazali e Divino (2010) encontraram um índice de rigidez salarial de 92% na estimação da CPNK de Blanchard e Galí (2007) pelo método generalizado dos momentos.

Porém, o valor de γ caiu para 3% e 48% quando X^2 e X^3 foram considerados, respectivamente. No entanto, o intervalo de confiança obtido para os diferentes conjuntos de instrumentos considerados atingiu o valor mínimo e o máximo permitido no espaço de pesquisa, revelando que essas estimativas obtidas para o índice de rigidez salarial são imprecisas.

Um coeficiente de 0,90 foi obtido para θ quando X^1 foi considerado na estimação. Quando o hiato do produto foi adicionado no conjunto de instrumentos, teve-se que 99% das firmas mantêm seus preços constantes em um dado mês, com uma frequência média de ajustamento de preços de 100 meses. Já quando foi levada em consideração a inflação de commodities no conjunto de instrumentos, o resultado foi que 93% das firmas não ajustam seus preços em certo mês, conseqüentemente, a frequência média de ajuste dos preços foi de 14 meses.

Por fim, a Tabela 4 informa as estimativas da CPNK de Blanchard e Galí (2007) com inflação esperada pelo mercado e taxa de desemprego aberto na RMSP (U_{RMSP}), para o período de abril de 2000 a janeiro de 2019.

Segundo a Tabela 4 indica, apenas foi possível ter estimativas significativas quando os conjuntos de instrumentos X^1 e X^2 foram empregados na estimação da CPNK. Quando a inflação de *commodities* foi adicionada no conjunto de instrumentos, o maior p -valor obtido foi de 0,0360. Nesse caso, o modelo foi rejeitado.

Os resultados considerando a *proxy* de inflação esperada pelo mercado não foram

⁶Mazali e Divino (2010) também utilizaram a taxa de desemprego na RMSP como *proxy* para U_t na estimação da nova versão da CPNK para o Brasil com dados trimestrais.

Tabela 4: Estimativas da CPNK de Blanchard e Galí (2007) com inflação esperada pelo mercado de abr/2000 a jan/2019 para o Brasil

Inst.	Estimativas		Estimativas implícitas			AR-HAC:
	γ	θ	$c_3 \times 100$	$c_4 \times 100$	Freq.	Max p -valor
X^1	0,82 (0,01;0,99)	0,82 (0,72;0,99)	-0,3 (-0,02;0,00)	0,67 (0,00;0,18)	5,56 (3,57;100)	0,6793
X^2	0,47 (0,01;0,99)	0,90 (0,77;0,99)	-0,44 (-0,02;0,00)	0,19 (0,00;0,011)	10 (4,35;100)	0,5298
X^3	-	-	-	-	-	0,0360

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Max p -valor se refere ao maior p -valor encontrado para a estatística $AR_{HAC}(\vartheta_0|\Omega)$ para as estimativas obtidas na tabela. Todos os testes $AR_{HAC}(\vartheta_0|\Omega)$ foram realizados para um nível de significância de 5%. Quatro defasagens foram usadas na matriz de covariância robusta a autocorrelação e heterocedasticidade de Newey-West.

tão diferentes dos resultados obtidos na Tabela 3. A imprecisão dos valores obtidos para o parâmetro γ e as variáveis de taxa de desemprego e choque de oferta como não determinantes da inflação nesse modelo foram alguns dos resultados semelhantes aos da tabela anterior.

No que tange a fração de empresas que mantêm seus preços constantes em um dado período, quando X^1 foi empregado na estimação, o valor obtido do coeficiente foi de 0,82 para um intervalo de confiança de 0,72 a 0,99. Sendo assim, a frequência média de ajustamento de preços foi de 5,33 meses. Já quando X^2 foi considerado, teve-se que 90% das firmas não ajustam seus preços em um dado mês, indicando uma frequência média de ajuste de preços de 10 meses.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho procurou analisar os determinantes da inflação por meio da estimação da nova versão da CPNK proposta por Blanchard e Galí (2007) uma vez que os resultados obtidos dessa análise são importantes para a tomada de decisões dos agentes econômicos e também para a formulação de políticas econômicas. A estratégia empírica adotada foi baseada em um procedimento robusto a problemas de identificação presentes no modelo. Dois períodos de análises foram considerados na estimação da CPNK, em razão de problemas relacionados à periodicidade da *proxy* para a taxa de desemprego: primeiro a análise foi feita para o período de março de 2002 a fevereiro de 2016, já o segundo período considerado foi de abril de 2000 a janeiro de 2019. Além disso, duas especificações da CPNK foram estimadas para cada período de análise considerado: a primeira teve como base a suposição de expectativas racionais e a outra com medidas diretas de expectativas de inflação obtidas de pesquisas realizadas pelo BCB junto ao mercado.

No geral, observou-se que a taxa de desemprego e o choque de oferta foram relevantes para explicar a inflação apenas no primeiro período de análise, quando a taxa de desemprego aberto de 30 dias nas RMs foi considerada. No segundo período de análise essas variáveis não foram estatisticamente significantes para determinar a inflação, revelando que, nesse caso a autoridade monetária não enfrenta um *trade-off* de política entre inflação e desemprego. Em relação aos parâmetros estruturais da CPNK, diferenças importantes foram observadas.

Para o primeiro período de análise, com expectativas racionais, os dados revelaram que os salários de hoje estão fracamente associados aos salários passados. Em contraste a isso, com a inflação esperada pelo mercado, foi observado um alto índice de rigidez salarial. Nos resultados para o segundo período de análise, a porcentagem do salário atual associado ao salário anterior variou dependendo do conjunto de instrumentos utilizado na estimação.

Finalmente, em ambos os períodos de análise para diferentes *proxies* de inflação esperada, foi verificado que uma grande parcela das firmas mantém seus preços constantes em um dado mês. No entanto, a frequência média de ajuste dos preços divergiu para as diferentes estimações.

Uma sugestão para próximas pesquisas a partir deste trabalho seria a utilização de diferentes *proxies* e também alterações nos conjuntos de instrumentos utilizados nas estimações, a fim de analisar a robustez dos resultados deste modelo.

REFERÊNCIAS

- AREOSA, W. D.; MEDEIROS, M. Inflation dynamics in brazil: the case of a small open economy. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 27, n. 1, p. 131–166, 2007.
- BLANCHARD, O.; GALÍ, J. Real wage rigidities and the new keynesian model. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 39, n. 1, p. 35–66, 2007.
- CALVO, G. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, v. 12, n. 3, p. 383–398, 1983.
- CARVALHO, C. V.; VILELA, A. D. What if brazil hadn't floated the real in 1999? *Brazilian Review of Econometrics*, n. 1, p. 265–308, 2015.
- CASTRO, M. R. et al. Stochastic analytical model with a bayesian approach. *Brazilian Review of Econometrics*, n. 1, p. 103–170, 2015.
- DUFOUR, J.-M.; KHALAF, L.; KICHIAN, M. Inflation dynamics and the new keynesian phillips curve: An identification robust econometric analysis. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 30, n. 9–10, p. 1707–1728, 2006.
- DUFOUR, J.-M.; KHALAF, L.; KICHIAN, M. On the precision of calvo parameter estimates in structural nkpc model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 34, n. 9, p. 1582—1595, 2010a.
- DUFOUR, J.-M.; KHALAF, L.; KICHIAN, M. Estimation uncertainty in structural inflation models with real wages rigidities. *Computational Statistics and Data Analysis*, v. 54, n. 11, p. 2554–2561, 2010b.
- FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. *American Economic Review*, v. 58, n. 1, p. 1–17, 1968.
- GALÍ, J.; GERTLER, M. Inflation dynamics: a structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, v. 44, n. 2, p. 195–222, 1999.
- KLEIBERGEN, F.; MAVROEIDIS, S. Weak instrument robust tests in gmm and the new keynesian phillips curve. *Journal of Business Economic Statistics*. *American Statistical Association*, v. 27, n. 3, p. 293–311, 2009.
- LIPSEY, R. G. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the united kingdom, 1862-1957: a further analysis. *Economica*, v. 27, p. 1–31, 1960.
- MA, A. Gmm estimation of the new phillips curve. *Economics Letters*, v. 76, n. 3, p. 411—417, 2002.
- MACHADO, V. G.; PORTUGAL, M. S. Phillips curve in brazil: an unobserved components approach. *Estudos Econômicos*, v. 44, n. 4, p. 787–814, 2014.
- MAGNUSSON, L. M.; MAVROEIDIS, S. Identification-robust minimum distance estimation of the new keynesian phillips curve. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 42, n. 2–3, p. 465–481, 2010.

- MAVROEIDIS, S. Weak identification of forward-looking models in monetary economics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 66, n. S1, p. 609–635, 2004.
- MAVROEIDIS, S. Identification issues in forward-looking models estimated by gmm with an application to the phillips curve. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 37, n. 3, p. 421–449, 2005.
- MAVROEIDIS, S.; PLAGBORG-MØLLER, M.; STOCK, J. H. Empirical evidence on inflation expectations in the new keynesian phillips curve. *Journal of Economic Literature*, v. 52, n. 1, p. 124–188, 2014.
- 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.
- MEDEIROS, G. B.; ARAGON, E. K. S. B. Estimação da curva de phillips novo-keynesiana para o brasil: uma análise econométrica robusta a problemas de identificação. In: *45^o Encontro Nacional de Economia (ANPEC)*. [S.l.: s.n.], 2017.
- MEDEIROS, G. B.; PORTUGAL, M. S.; ARAGON, E. K. S. B. Instabilidades na curva de phillips novo-keynesiana: um estudo empírico para o brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 47, p. 45–76, 2017.
- MENDONÇA, M. J. C.; SACHSIDA, A.; MEDRANO, L. Inflação versus desemprego: novas evidências para o brasil. *Economia Aplicada*, v. 16, n. 3, p. 475–500, 2012.
- NASON, J.; SMITH, G. Identifying the new keynesian phillips curve. *Journal of Applied Econometrics*, v. 23, n. 5, p. 525–551, 2008.
- PHELPS, E. S. Money-wage dynamics and labor market equilibrium. *Journal of Political Economy*, v. 76, p. 678–711, 1968.
- PHILLIPS, A. W. The relationship between unemployment and the rate of changes of money wage rates in the united kingdom 1861-1957. *Economica*, v. 25, n. 100, p. 283–299, 1958.
- ROBERTS, J. M. New keynesian economics and the phillips curve. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 23, n. 4, p. 975–984, 1995.
- SAMUELSON, P.; SOLOW, R. M. Analytical aspects of anti-inflation policy. *American Economic Review*, v. 50, n. 2, p. 177–199, 1960.