

# INSTABILIDADES NA CURVA DE PHILLIPS NOVO-KEYNESIANA: UM ESTUDO EMPÍRICO PARA O BRASIL<sup>1</sup>

Gabriela Bezerra de Medeiros<sup>2</sup>

Marcelo Savino Portugal<sup>3</sup>

Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón<sup>4</sup>

Este trabalho analisa os determinantes da inflação no Brasil por meio da estimação da Curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK) proposta por Blanchard e Galí (2007) e da versão híbrida apresentada em Galí e Gertler (1999). Nós realizamos testes para quebras estruturais nos coeficientes da CPNK para avaliar possíveis mudanças na dinâmica da inflação durante o período de 2002 a 2015. Os resultados mostram que: *i*) os testes de quebra estrutural indicam uma mudança nos coeficientes da CPNK; *ii*) o componente *forward-looking* da inflação é dominante, embora sua relevância tenha sido reduzida após 2004; *iii*) a taxa de desemprego tem afetado negativamente a inflação, embora seja observada uma redução desse impacto nos últimos anos; *iv*) os efeitos inflacionários dos choques de oferta diminuíram após a data estimada para a quebra; e *v*) a influência do hiato do produto sobre a inflação corrente tem declinado nos anos recentes.

**Palavras-chave:** Curva de Phillips Novo-Keynesiana; quebras estruturais; endogeneidade; Brasil.

## INSTABILITIES IN THE NEW KEYNESIAN PHILLIPS CURVE: AN EMPIRICAL STUDY FOR BRAZIL

This paper analyzes the determinants of inflation in Brazil through the estimation of the New-Keynesian Phillips curve (NKPC) proposed by Blanchard and Galí (2007) and the hybrid version presented in Galí and Gertler (1999). We perform structural break tests in the NKPC coefficients to assess possible changes in the inflation dynamics between 2002 and 2015. The results show that: *i*) the structural break tests indicate a change in the coefficients of the NKPC; *ii*) the forward-looking component of inflation is dominant, though its importance has been reduced after 2004; *iii*) the unemployment rate has negatively affected inflation, although a reduction of this impact has been observed in recent years; *iv*) the inflationary effects of supply shocks decreased after the estimated structural break; *v*) the influence of output gap on current inflation has declined in recent years.

**Keywords:** New Keynesian Phillips Curve; structural breaks; endogeneity; Brazil.

JEL: E31; E24; C50.

---

1. Os autores gostariam de agradecer ao editor e aos pareceristas anônimos pelos valiosos comentários e sugestões. Os autores agradecem o suporte financeiro dado pelo Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) para o desenvolvimento deste trabalho.

2. Professora do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB). *E-mail*: <gabriela.bm@hotmail.com>.

3. Professor do programa de pós-graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE/UFRGS) e pesquisador CNPq. *E-mail*: <mosp@ufrgs.com>.

4. Professor do Departamento de Economia e do programa de pós-graduação em economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE/UFPB). *E-mail*: <edilean@hotmail.com>.

## 1 INTRODUÇÃO

O modelo Novo-Keynesiano tem surgido como um novo arcabouço teórico para a análise da dinâmica de variáveis macroeconômicas, bem como para o estudo dos efeitos de políticas econômicas. Essa abordagem teórica tem combinado algumas suposições da Teoria dos Ciclos Reais de Negócios (por exemplo, a otimização dinâmica e o equilíbrio geral) com outras suposições Keynesianas, tais como a concorrência monopolística e a rigidez nominal (Galí, 2011). Nesse contexto, surge a curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK), que relaciona a inflação no período  $t$  com a inflação esperada para o período  $t + 1$  e uma medida de custo marginal real das firmas, tais como o custo unitário do trabalho e hiato do produto.<sup>5,6</sup>

Nos últimos anos, vários trabalhos têm apresentado importantes contribuições à CPNK. Galí e Gertler (1999) e Christiano, Eichebaum e Evans (2005) propõem um modelo híbrido em que a CPNK tem um componente *backward-looking*, isto é, a inflação corrente depende da inflação passada. Mankiw e Reis (2002) introduzem o conceito de rigidez de informação e mostram que isso gera inércia inflacionária. Woodford (2003) deriva a CPNK híbrida a partir da suposição de que firmas não otimizadoras indexam parcialmente seus preços à inflação passada. Cogley e Sbordone (2006) apresentam um modelo em que as firmas não otimizadoras indexam seus preços, e a taxa de inflação apresenta uma tendência que pode variar no tempo. Eles verificam que a inflação corrente depende da inflação passada, da tendência da inflação, da inflação esperada para vários períodos no futuro e de termos envolvendo o fator de desconto e a taxa de crescimento do produto real.

Diferente dos trabalhos citados acima, Blanchard e Galí (2007) contribuem à literatura sobre a CPNK ao introduzir rigidez de salário real no modelo Novo-Keynesiano. Com isso, esses autores apresentam uma nova versão da CPNK em que a inflação corrente depende das expectativas de inflação, da inflação passada, do hiato do produto e de variações no hiato do produto. Uma importante característica da nova versão da CPNK é que ela torna possível analisar o *tradeoff* entre inflação e desemprego. Em específico, a CPNK proposta por Blanchard e Galí (2007) permite expressar a inflação em função da taxa de desemprego e dos choques de oferta.

---

5. A curva de Phillips tornou-se conhecida a partir do trabalho do economista A. W. Phillips que, em 1958, constatou uma relação inversa entre inflação de salários e taxa de desemprego no Reino Unido no período de 1861 a 1957. Lipsey (1960) estendeu o trabalho de Phillips (1958) e deu uma interpretação teórica para a relação entre inflação de salários e taxa de desemprego. Samuelson e Solow (1960) investigaram a curva de Phillips para os Estados Unidos. Além disso, eles propuseram a curva de Phillips modificada para descrever a relação inversa entre a mudança no nível geral de preços (taxa de inflação) e taxa de desemprego. Friedman (1968) e Phelps (1968) estenderam a versão original da curva de Phillips ao considerar a importância das expectativas de inflação para a dinâmica da inflação. Eles destacaram também a ausência de um *trade-off* permanente entre inflação e desemprego.

6. A curva de Phillips Novo-Keynesiana foi inicialmente derivada por Roberts (1995).

Embora exista uma grande quantidade de estudos sobre a curva de Phillips para o Brasil,<sup>7</sup> pouca atenção tem sido devotada à análise empírica da CPNK. Por exemplo, Alves e Areosa (2005) e Areosa e Medeiros (2007) estimam a CPNK padrão para uma economia aberta e destacam a importância da taxa de câmbio para a dinâmica da inflação. Carvalho (2010) estima uma CPNK não linear e observa que os impactos das *expectativas de inflação, da inflação passada e do hiato do produto sobre a inflação* corrente dependem do hiato da inflação esperada. Baseado na estimação da CPNK com componentes não observáveis, Machado e Portugal (2014) verificam que o regime de metas de inflação reduziu o nível e a sazonalidade da inflação, bem como o efeito do produto sobre a inflação. Mazali e Divino (2010) estimam a nova versão da CPNK proposta por Blanchard e Galí (2007) e observam que um aumento da taxa de desemprego diminui a inflação corrente. Por sua vez, Mendonça *et al.* (2012) encontram que a nova versão da CPNK tem dificuldades em representar a dinâmica inflacionária brasileira.

Uma importante suposição em comum entre grande parte dos trabalhos para o Brasil é que eles assumem que os parâmetros da CPNK permaneceram constantes ao longo dos períodos analisados. Em contraposição, a economia brasileira tem sido atingida por vários choques (crise energética de 2001, crise cambial de 2002, recessão de 2003, crise econômica mundial de 2008 etc.) e a condução da política monetária brasileira parece ter apresentado mudanças importantes (Aragón e Portugal, 2010; Moreira, Souza e Junior [2013]; Aragón e Medeiros, 2013, 2015). É possível que esses fatores tenham alterado a forma como as empresas ajustam seus preços, e os agentes econômicos formam suas expectativas, induzindo assim a mudanças estruturais nos coeficientes da CPNK.

Posto isso, este trabalho procura analisar os determinantes da inflação no Brasil por meio da realização de testes de quebras estruturais nos parâmetros da CPNK proposta por Blanchard e Galí (2007), bem como nos parâmetros da CPNK híbrida apresentada por Galí e Gertler (1999). Devido à endogeneidade dos regressores, a metodologia utilizada para testar quebras estruturais será aquela desenvolvida por Perron e Yamamoto (2015). O procedimento baseia-se na estimação do modelo por mínimos quadrados ordinários (MQO) e por variáveis instrumentais (VI) e possibilita estimar as datas das quebras estruturais e realizar os testes para verificar se essas quebras são estatisticamente significativas.

Na literatura, os trabalhos voltados para testar a estabilidade dos parâmetros da CPNK tem analisado a dinâmica da inflação nos Estados Unidos. Zhang, Osborn e Kim (2008) procuram caracterizar a natureza de possíveis mudanças na CPNK

---

7. Ver, por exemplo, Portugal, Madalozzo e Hillbrecht (1999); Minella *et al.* (2003); Lima (2003); Muinhos (2004); Fasolo e Portugal (2004); Tombini e Alves (2006), Schwartzman (2006), Correa e Minella (2010), Areosa, Mcaller e Medeiros (2011); Arruda, Ferreira e Castelar (2011) e Tristão e Torrent (2015).

durante o período de 1968 a 2005. Os autores encontram que o comportamento *forward-looking* da inflação desempenha um papel menor no regime de inflação alta e volátil. Boldea, Hall e Han (2012) encontram instabilidades nos parâmetros da CPNK estimada para o período de 1969 a 2005. Em específico, os resultados desses autores mostram que o coeficiente do hiato do produto é insignificante e o componente *forward-looking* da inflação tem se tornado mais importante em anos recentes. Perron e Yamamoto (2015) analisam a estabilidade da CPNK entre 1960 e 1997. Eles encontram que a CPNK perdeu o poder de explicar a dinâmica inflacionária norte-americana após 1991.

No presente trabalho, os resultados obtidos apontam para a existência de uma mudança estrutural nos coeficientes da CPNK ocorrendo entre os meses de março e setembro de 2004. Nós observamos que o componente *forward-looking* da inflação é dominante na explicação da dinâmica inflacionária brasileira, embora sua relevância tenha sido reduzida após a data da quebra. De forma análoga, nós verificamos que a taxa de desemprego tem afetado negativamente a inflação, embora seja observada uma redução desse impacto. Em relação ao hiato do produto, nós constatamos que o efeito dessa variável sobre a inflação é significativo no primeiro subperíodo, mas insignificante depois de 2004. Além disso, os efeitos inflacionários dos choques de oferta diminuem após a data da quebra. Por fim, os resultados rejeitam a hipótese de verticalidade da curva de Phillips no longo prazo em todos os subperíodos analisados.

Além desta introdução, este trabalho está organizado em cinco seções. Na seção 2, *Os modelos teóricos*, nós fazemos uma breve apresentação dos modelos que fundamentam teoricamente este trabalho. Na seção 3, *Estratégia empírica*, nós descrevemos a metodologia empírica usada para estimar a forma reduzida da CPNK e testar a presença de quebras estruturais nos coeficientes dessa equação. Na seção 4, *Resultados*, apresentamos os dados utilizados nas estimações e descrevemos os resultados obtidos. A última seção é reservada às conclusões da pesquisa.

## 2 OS MODELOS TEÓRICOS

Recentemente, a literatura tem sugerido que a incorporação de rigidez dos salários reais é uma forma de construir persistência intrínseca no modelo Novo-Keynesiano.<sup>8</sup> No presente trabalho, nós consideramos o modelo de Blanchard e Galí (2007), que incorpora rigidez dos salários reais e que permite obter uma versão da CPNK, a qual torna possível analisar o *tradeoff* entre inflação e desemprego. Adicionalmente, nós analisamos a CPNK híbrida, proposta por Galí e Gertler (1999). Ao considerar

---

8. Nesse contexto, vários trabalhos têm procurado incorporar diferentes aspectos do processo de *search e matching* no mercado de trabalho na análise da dinâmica da inflação (ver, por exemplo, Christoffel e Linzert, 2006; Gertler, Sala e Trigari, 2008; e Krause, Lopez-Salido, Lubik, 2008).

essas duas especificações da CPNK, nós podemos avaliar os efeitos de diferentes *proxies* do custo marginal real sobre a inflação brasileira. A seguir há uma breve descrição desses modelos.

### 2.1 A nova versão da CPNK de Blanchard e Galí (2007)

Blanchard e Galí (2007) assumem que há um grande número de famílias idênticas com preferências separáveis e uma função de utilidade instantânea dada por:

$$U(C, N) = \log(C) - \exp\left\{\frac{\xi}{\xi}\right\} \frac{N^{1+\phi}}{1+\phi} \quad (1)$$

em que  $C$  é o consumo composto com elasticidade de substituição entre os bens dada por  $\varepsilon$ ,  $N$  é a oferta de trabalho,  $\xi$  é um parâmetro de preferência (possivelmente variante no tempo) e  $\phi$  é a inclinação da curva de oferta de trabalho.

Do lado da oferta, supõe-se que existe um contínuo de firmas agindo em competição monopolística e cada uma produzindo um bem diferenciado. Cada firma depara-se com uma curva de demanda isoelástica e produz, de acordo com a função de produção Cobb-Douglas  $Y = M^\alpha N^{1-\alpha}$ ,  $\alpha \in (0,1)$ , em que  $Y$  é o produto e  $M$  é o insumo não produzido sujeito a choques de oferta.<sup>9</sup>

Seguindo Calvo (1983), Blanchard e Galí (2007) supõem um ajustamento de preços sobrepostos no qual, em qualquer período de tempo, cada firma tem a probabilidade  $1 - \theta$  de reajustar o preço de seu produto. Isso implica que uma fração  $\theta$  das firmas não ajusta os preços em cada período. Outra importante suposição do modelo é que o salário real deixa de ser igual à taxa marginal de substituição ( $tms$ ) e passa a responder lentamente às condições do mercado de trabalho como um resultado de alguma imperfeição ou atrito nesse mercado. O salário real ( $w$ ) é ajustado parcialmente, de acordo com a regra:

$$w = \gamma w_{t-1} + (1 - \gamma)tms, \quad (2)$$

em que  $\gamma \in (0,1)$  é uma medida de rigidez do salário real.

Posto isso, Blanchard e Galí (2007) mostram que é possível expressar uma nova versão da CPNK em termos da taxa de desemprego e de mudanças nos preços do insumo não produzido  $M$  ( $\Delta v$ ) da seguinte forma:

9. Para manter a notação mais simples, nós retiramos o subscrito tempo que indica a variável em tempo corrente.

$$\pi_t = \frac{1}{1+\beta} \pi_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta} E_t \pi_{t+1} - \frac{\lambda(1-\alpha)(1-\gamma)\phi}{\gamma(1+\beta)} u_t + \frac{\alpha\lambda}{1+\beta} \Delta v_t, \quad (3)$$

em que  $u_t$  é a taxa de desemprego,  $\Delta v_t$  é a mudança no preço real do insumo não produzido considerada como uma medida de choque de oferta,  $\beta \in (0,1)$  é o fator de desconto e  $\lambda \equiv \theta^{-1} (1 - \theta) (1 - \beta\theta)$ . De acordo com (3), um aumento na taxa de desemprego reduz a inflação. Além disso, a inflação é afetada positivamente pela expectativa de inflação para o próximo período pela inflação passada e por choques de oferta.

## 2.2 A CPNK híbrida de Galí e Gertler (1999)

Diferente de Blanchard e Galí (2007), Galí e Gertler (1999) não supõe a existência de rigidez dos salários reais. Além disso, esses autores desviam-se do modelo de Calvo (1983) e assumem que firmas *forward-looking* e *backward-looking* coexistem em proporções  $(1 - \omega)$  e  $\omega$ , respectivamente. O nível de preços agregado é dado por:

$$p_t = \theta p_{t-1} + (1 - \theta) p_t^*, \quad (4)$$

em que  $p_t^*$  é o índice para os preços recém-estabelecidos no período  $t$ . Deixando  $p_t^f$  denotar o conjunto de preços das firmas *forward-looking* e  $p_t^b$  o conjunto de preços das firmas *backward-looking*, pode-se expressar  $p_t^*$  como:

$$p_t^* = (1 - \omega) p_t^f + \omega p_t^b. \quad (5)$$

As firmas *forward-looking* comportam-se como no modelo de Calvo (1983) e ajustam seus preços de acordo com a seguinte equação:

$$p_t^f = (1 - \theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t \{ mc_{t-k}^n \} \quad (6)$$

em que  $mc_t^n$  é desvio percentual (em relação ao valor do estado estacionário) do custo marginal nominal da firma no período  $t$ .

Por sua vez, as firmas *backward-looking* ajustam seus preços da seguinte forma:

$$p_t^b = p_{t-1}^* + \pi_{t-1}. \quad (7)$$

Isso mostra que uma firma *backward-looking* ajusta o preço do seu produto no período  $t$  igual ao preço médio ajustado no período mais recente,  $p_{t-1}^*$ , com uma correção para a inflação no período  $t - 1$ .

Combinando as Eqs. (4)-(7), Galí e Gertler (1999) expressam a CPNK híbrida por meio da seguinte expressão:

$$\pi_t = \gamma_f E_t \pi_{t+1} + \gamma_b \pi_{t-1} + \lambda_1 mc_t \quad (8)$$

em que  $mc_t$  é o custo marginal real e os parâmetros da equação são dados por:

$$\gamma_f \equiv \theta \beta \phi_1^{-1};$$

$$\gamma_b \equiv \omega \phi_1^{-1};$$

$$\lambda_1 \equiv (1 - \omega) (1 - \theta) (1 - \beta \phi) \phi_1^{-1};$$

$$\phi_1 \equiv \theta + \omega [1 - \theta (1 - \beta)].$$

### 3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Nesta seção, nós apresentamos as formas reduzidas das duas versões da CPNK que serão estimadas, bem como os testes para quebras estruturais utilizados para verificar a estabilidade dos coeficientes dessas equações.

#### 3.1 Modelos empíricos

Inicialmente, será estimada a forma reduzida da nova versão da CPNK expressa da seguinte maneira:

$$\pi_t = d_1 \pi_{t-1} + d_2 E_t \pi_{t+1} - d_3 u_t + d_4 \Delta v_t + \zeta_t, \quad (9)$$

em que  $d_1 = (1 + \beta)^{-1}$ ,  $d_2 = \beta(1 + \beta)^{-1}$ ,  $d_3 = \lambda(1 - \alpha) (1 - \gamma) \phi [\gamma(1 + \beta)]^{-1}$ ,  $d_4 = \alpha \lambda (1 + \beta)^{-1}$  e  $\zeta_t$  é o termo de erro.<sup>10</sup>

Da equação (9), vê-se que a inflação corrente é uma função da inflação passada, da inflação esperada para o próximo período, da taxa de desemprego e das mudanças no preço do insumo não produzido ( $M$ ). Como  $\beta \in (0,1)$ , podemos observar que a forma estrutural atribui as seguintes restrições sobre os parâmetros  $d_1$  e  $d_2$ :<sup>11</sup>

$$d_1, d_2 \in (0,1) \text{ e } d_1 + d_2 = 1. \quad (10)$$

A intuição da restrição  $d_1 + d_2 = 1$  é que não é possível manter a taxa de desemprego permanentemente abaixo do seu nível de estado estacionário sem indefinidamente aumentar a taxa de inflação (Mazali e Divino, 2010).

10. É comum a exclusão da constante na estimação da CPNK (ver, por exemplo, Blanchard e Galí, 2007; Mendonça *et al.*, 2012; Alves e Correa, 2013).

11. O fator de desconto  $\beta$  é sobreidentificado no modelo, uma vez que  $d_1$  e  $d_2$  são funções únicas de  $\beta$ .

Além da especificação (9), nós seguimos Galí e Gertler (1999) e estimamos a forma reduzida da CPNK híbrida:

$$\pi_t = \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f E_t \pi_{t+1} + \lambda_1 mc_t + \zeta_t. \quad (11)$$

Para o custo marginal real ( $mc_t$ ), duas *proxies* serão utilizadas, a saber: *i*) a participação da massa salarial no produto interno bruto (PIB) nominal (ou custo real unitário do trabalho);<sup>12</sup> e *ii*) o hiato do produto.

### 3.2 Testes para quebras estruturais

É vasta a literatura sobre testes para quebras estruturais nos parâmetros de uma regressão.<sup>13</sup> Novos trabalhos têm surgido e considerado o problema de realizar testes para quebras estruturais em equações com regressores endógenos. Hall, Han e Boldea (2012) mostram que a minimização de um critério de Mínimos Quadrados em Dois Estágios produz estimadores consistentes para as frações das quebras. Perron e Yamamoto (2014) apresentam uma prova dos resultados de Hall, Han e Boldea (2012). Adicionalmente, eles mostram que todas as suposições feitas por Bai e Perron (1998, 2003a), obtidas com regressores originais não correlacionados contemporaneamente com os erros, são satisfeitas. Destarte, os resultados de Bai e Perron (1998, 2003a) permanecem válidos para o caso em que as equações possuem regressores endógenos.

Como a taxa de desemprego, a inflação esperada, o choque de oferta, o custo real unitário do trabalho e o hiato do produto são regressores endógenos no modelo Novo-Keynesiano, nós seguimos Perron e Yamamoto (2015) e usamos um procedimento alternativo para testar quebras estruturais em modelos lineares com regressores endógenos. O procedimento a ser seguido consiste em ignorar a endogeneidade dos regressores e realizar os testes de quebras baseados na estimação da equação estrutural por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). As justificativas para o uso dessa metodologia são: *i*) mudanças nos verdadeiros parâmetros do modelo implicam mudanças nas probabilidades limites do estimador MQO; *ii*) o modelo pode ser reformulado de forma que os regressores e erros não sejam correlacionados, permitindo assim que o procedimento empírico e as distribuições limites dos testes apresentados por Bai e Perron (1998, 2003a) possam ser utilizados; *iii*) como os regressores gerados pelo procedimento de variáveis instrumentais (VI) têm menos variação quadrática do que os regressores originais, uma alteração nos verdadeiros parâmetros leva a uma maior mudança na média condicional da

12. Isso é correto sobre a hipótese de uma função de produção Cobb-Douglas (Galí e Gertler, 1999).

13. São inúmeros os trabalhos estatísticos e econométricos sobre testes para quebras estruturais. Para uma revisão sobre este tema, ver Perron (2006).

variável dependente em uma estrutura de MQO do que em uma estrutura de VI; *iv*) usar a abordagem MQO leva a estimativas consistentes das frações das quebras, e aperfeiçoa a eficiência das estimativas e o poder dos testes em várias situações.

Como ilustração do procedimento de estimação das quebras estruturais, deixe um modelo de regressão linear múltipla com  $b$  quebras que ocorrem em  $\{T_1, \dots, T_b\}$  ser expresso por:

$$\pi = \bar{X}d + \zeta, \quad (12)$$

em que  $\pi = (\pi_1, \dots, \pi_T)'$  a variável dependente e  $\bar{X} = \text{diag}(X_1, \dots, X_{b+1})$  é uma matriz  $T \times (b+1)p$  com  $X_i = (x_{T_{i-1}+1}, \dots, x_{T_i})'$  para  $i = 1, \dots, b+1$ ,  $T_0 = 1$  e  $T_{b+1} = T$ . Note que cada matriz  $X_i$  é o subconjunto da matriz de regressores correspondente ao regime  $i$ . A matriz  $\bar{X}$  é uma partição diagonal da matriz  $T \times p$  de regressores,  $X$ , com a partição sendo tomada com relação ao conjunto  $\{T_1, \dots, T_b\}$ . O modelo permite que alguns ou todos regressores em  $X$  possam ser correlacionados com os erros. O vetor  $d = (d_1, \dots, d_{b+1})$  é um vetor  $(b+1)p$  de coeficientes e  $\zeta = (\zeta_1, \dots, \zeta_T)'$  é o vetor de distúrbios.

Utilizamos o sobrescrito 0 para denotar as verdadeiras datas das quebras, isto é,  $\{T_1^0, \dots, T_b^0\}$ , em que  $\bar{X}_0$  será uma partição diagonal de  $X$  de acordo com  $\{T_1^0, \dots, T_b^0\}$  e  $d^0$  será o vetor dos verdadeiros valores dos parâmetros. Além disso, as verdadeiras frações das quebras são denotadas por  $(\lambda_1^0, \dots, \lambda_b^0) = (T_1^0/T, \dots, T_b^0/T)$ . Posto isso, o Processo Gerador dos Dados (DGP) para (12) pode ser representado da seguinte maneira:

$$\pi = \bar{X}_0 d^0 + P_{\bar{X}_0} \zeta + (I - P_{\bar{X}_0}) \zeta = \bar{X}_0 [d^0 + (\bar{X}_0' \bar{X}_0)^{-1} \bar{X}_0' \zeta] + (I - P_{\bar{X}_0}) \zeta = \bar{X}_0 d_T^* + \zeta^* \quad (13)$$

em que  $\zeta^* = (I - P_{\bar{X}_0}) \zeta$  e  $d_T^* = (\bar{X}_0' \bar{X}_0)^{-1} \bar{X}_0' \zeta$ . Assim, temos que:  $d_T^* \rightarrow_p d^0$  e  $\bar{X}_0$  é não correlacionado com  $\zeta^*$ . Assim, o estimador MQO,  $d$  será consistente para  $d^0$ . Dado isso, as datas das quebras podem ser estimadas por meio da minimização da soma dos quadrados dos resíduos da regressão:

$$\pi = \bar{X}d^* + \zeta^*. \quad (14)$$

As estimativas das datas das quebras são representadas por:

$$(\hat{T}_1^*, \dots, \hat{T}_b^*) = \arg \min_{T_1, \dots, T_b} SSR_T^*(T_1, \dots, T_b), \quad (15)$$

em que  $SSR_T^*(T_1, \dots, T_b) = (\pi - \bar{X}d')' (\pi - \bar{X}d')$  é a soma dos quadrados dos resíduos para a partição  $(T_1, \dots, T_b)$ , tal que  $T_i - T_{i-1} \geq q$ , em que  $q \geq 0$  é a quantidade mínima de observações para cada regime  $i$ . Perron e Yamamoto (2015) revelam que as estimativas das frações das quebras  $(\lambda_1^*, \dots, \lambda_b^*) = (T_1^*/T, \dots, T_b^*/T)$  são consistentes e têm a mesma taxa de convergência que aquelas obtidas pela abordagem MQO usual com regressores não correlacionados com os erros.

Nós seguimos Bai e Perron (2003a) para verificar a existência de quebras estruturais nos parâmetros da curva de Phillips e, para isso, utilizamos dois testes. O primeiro é o teste  $\sup F_T$ , em que a hipótese nula de ausência de quebra estrutural é testada contra a hipótese alternativa de  $b = k$  quebras. Para a apresentação da estatística de teste, denote  $(T_1, \dots, T_k)$  como a partição tal que  $T = [T\lambda_i]$ ,  $(i = 1, \dots, k)$  e  $R$  como uma matriz tal que  $(Rd^*)' = (d_1^{*'} - d_2^{*'}, \dots, d_k^{*'} - d_{k+1}^{*'})$ . Seja

$$F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; p) = \frac{1}{T} \left( \frac{T - (k + 1)}{kp} \right) \hat{d}^{*'} R' (R\hat{V}(\hat{d}^*)R')^{-1} R\hat{d}^* \quad (16)$$

em que  $\hat{V}(\hat{d}^*)$  é uma estimativa da matriz de covariância  $(\hat{d}^*)$ . A estatística  $\sup F_T$  é dada por:

$$\sup F_T(k; p) = F_T(\hat{\lambda}_1^*, \dots, \hat{\lambda}_k^*; p), \quad (17)$$

em que  $(\hat{\lambda}_1^*, \dots, \hat{\lambda}_k^*)$  minimiza a soma global dos quadrados dos resíduos. A distribuição assintótica da estatística  $\sup F_T$  dependerá de um parâmetro de fracionamento (*trimming*), em que,  $\varepsilon = q/T$ .

O segundo teste, denominado de  $F_T(l + 1|l)$ , tem o objetivo de testar a hipótese nula de  $l$  quebras contra a hipótese alternativa de  $l + 1$  quebras. As estimativas das datas das quebras para um modelo com  $l$  quebras são obtidas por meio da minimização da soma global dos quadrados dos resíduos (Bai e Perron, 2003a). O procedimento apresentado por Bai e Perron (1998, 2003a) implica testar a existência de uma quebra estrutural adicional em cada um dos  $l + 1$  segmentos. O teste ocorre em cada segmento que contém as observações  $\hat{T}_{i-1}$  até  $\hat{T}_i$  ( $i = 1, \dots, l + 1$ ). A hipótese nula de  $l$  quebras será rejeitada se um modelo com  $l + 1$  quebras tiver o mínimo global da soma dos quadrados dos resíduos suficientemente menor que a soma dos quadrados dos resíduos do modelo com  $l$  quebras.

Bai e Perron (2003b) apresentam os valores críticos dos testes  $\sup F_T$  e  $F_T(l + 1|l)$ . No entanto, quando a correlação entre os regressores e os erros muda entre os segmentos, ou a distribuição marginal dos regressores exibem alterações (devido a uma mudança na média e/ou variância dos regressores), as distribuições limite

daquelas estatísticas diferem das apresentadas por Bai e Perron (2003b).<sup>14</sup> Nesse caso, Perron e Yamamoto (2015) apontam que os testes  $\sup F_t$  e  $F_t(l+1|l)$  podem apresentar pequenas distorções de tamanho. Assim, uma sugestão desses autores é considerar os valores críticos obtidos utilizando o método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000).

Mesmo que o método baseado em MQO seja adequado em várias situações, nós também estimamos as datas das quebras e realizamos os testes para quebras estruturais baseados no procedimento de VI. Para isso, assuma a existência de um conjunto de  $q_z$  variáveis  $z_t$  que podem servir como instrumentos. Deixe  $Z = (z_1, \dots, z_T)'$  denotar uma matriz  $T \times q_z$ . Considere ainda que a forma reduzida ligando  $Z$  a  $X$  apresente  $m$  quebras estruturais e possa ser expressa por:

$$X = \bar{Z}^0 \theta^0 + v, \quad (18)$$

em que  $\bar{Z}^0 = \text{diag}(\bar{Z}_1^0, \dots, \bar{Z}_{m+1}^0)$  é a partição diagonal de  $Z$  nas datas das quebras  $(T_1^{z_0}, \dots, T_m^{z_0})$  e  $\theta^0 = (\theta_1^0, \dots, \theta_m^0)$  é o vetor de parâmetros. Dadas as estimativas das datas das quebras  $(\hat{T}_1^z, \dots, \hat{T}_m^z)$ , é possível construir a partição diagonal  $\hat{Z} = \text{diag}(\hat{Z}_1, \dots, \hat{Z}_m)$  com  $\hat{Z}_l = (z_{\hat{T}_{l-1}^z+1}, \dots, z_{\hat{T}_l^z})'$  para  $l = 1, \dots, m$ . Sendo  $\hat{\theta}$  a estimativa de MQO da regressão de  $X$  sobre  $\bar{Z}$ , pode-se obter  $\hat{X} = \hat{Z} \hat{\theta} = \text{diag}(\hat{X}_1, \dots, \hat{X}_{m+1})$ , em que  $\hat{X}_l = \hat{Z}_l (\hat{Z}_l' \hat{Z}_l)^{-1} \hat{Z}_l' \hat{X}_l$  e  $\hat{X}_l = (x_{\hat{T}_{l-1}^z+1}, \dots, x_{\hat{T}_l^z})'$ . Posto isso, a regressão de VI da equação estrutural é expressa da seguinte forma:

$$\pi = \bar{X}^* d + \zeta, \quad (19)$$

em que  $\bar{X}^* = \text{diag}(\hat{X}_1, \dots, \hat{X}_{b+1})$  e  $\hat{X}_i = (x_{\hat{T}_{i-1}+1}, \dots, x_{\hat{T}_i})'$  para  $i = 1, \dots, b+1$ . O termo de erro é  $\zeta = (\zeta_1, \dots, \zeta_T)'$  com  $\zeta_t = \zeta_t + \eta_t$ ,  $\eta_t = (x_t' - \hat{x}_t') \delta_j$  para  $\hat{T}_{i-1} + 1 \leq t \leq \hat{T}_i$ . As estimativas das datas das quebras são dadas por:

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_b) = \arg \min_{T_1, \dots, T_b} SSR_T(T_1, \dots, T_b), \quad (20)$$

em que  $SSR_T$  é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão (19) estimada por MQO e avaliada na  $(T_1, \dots, T_b)$ .

Didaticamente, nós implementamos o procedimento de VI por meio dos seguintes passos, conforme listados a seguir.

14. Para melhor conhecimento sobre testes de quebra estrutural considerando mudanças na distribuição marginal dos regressores, ver Hansen (2000).

- 1) Estimamos as formas reduzidas das variáveis endógenas por MQO, encontramos as datas das quebras sequencialmente e utilizamos os testes  $\sup F_T$  e  $F_T(l+1|l)$  para testar a significância estatística dessas mudanças.
- 2) Se as formas reduzidas não forem estáveis, nós obtemos os valores preditos dos regressores endógenos em cada subamostra delimitada pelas datas das quebras estimadas no passo 1. Caso contrário, os regressores gerados são obtidos considerando a amostra completa.
- 3) Nós estimamos as equações (9) e (11) com os regressores endógenos substituídos pelo regressores gerados no passo 2 e usamos a estatística  $\sup F_T$  e  $F_T(l+1|l)$  para testar a existência de quebras estruturais nessas equações.

Se uma dada forma reduzida é instável, a mudança na distribuição marginal dos regressores na equação estrutural impede a utilização dos valores críticos apresentados em Bai e Perron (2003b) para os testes  $\sup F_T$  e  $F_T(l+1|l)$ . Nesse caso, nós seguimos Perron e Yamamoto (2015) e utilizamos o método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000). Vale ressaltar ainda que o procedimento de VI descrito anteriormente é eficiente quando comparado ao de Hall, Han e Boldea (2012), porque utiliza toda informação da amostra, conforme destacam Perron e Yamamoto (2014, 2015).<sup>15</sup>

## 4 RESULTADOS

### 4.1 Descrição dos dados

As especificações (9) e (11) da CPNK são estimadas utilizando dados mensais para o período de março de 2002 a junho de 2015.<sup>16</sup> Embora dados trimestrais sejam comumente utilizados na literatura, nós optamos pela frequência mensal por três motivos.<sup>17</sup> Primeiro, os dados mensais parecem capturar mais adequadamente o conjunto de informações disponíveis às empresas, consumidores e *policymakers*.<sup>18</sup> Como destacado por Christiano e Eichenbaum (1987), as diferenças entre o verdadeiro intervalo de decisão dos agentes e a frequência dos dados podem gerar importantes erros de especificação. Nesse caso, o uso de dados mensais pode minorar

15. O procedimento de Hall, Han e Boldea (2012) consiste em aplicar testes para mudanças nos parâmetros da forma estrutural para todas as subamostras definidas pelas estimativas das datas das quebras nas formas reduzidas.

16. Todas as séries foram obtidas dos *sites* do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) e do Banco Central do Brasil (BCB).

17. Outros trabalhos têm estimado a curva de Phillips para o Brasil com dados mensais, a saber: Minella *et al* (2003), Areosa e Medeiros (2007), Areosa, MCaleer e Medeiros (2011), Mendonça, Sachsida e Medrano (2012) e Machado e Portugal (2014).

18. Por exemplo, Bils e Klenow (2004), Nakamura e Steinsson (2008) e Kehoe e Midrigan (2015) usam dados mensais para analisar a frequência de ajuste de preços de várias categorias de bens transacionados nos Estados Unidos. No Brasil, Barros e Matos (2009) usam dados mensais e observam que metade das firmas modifica seus preços em 54,8% dos meses, implicando uma duração mediana de 1,3 meses.

esses potenciais erros de especificação. A segunda razão é que a estimação com dados mensais pode reduzir o viés de agregação temporal do parâmetro de Calvo e, conseqüentemente, da inclinação da CPNK decorrente da estimação do modelo Novo-Keynesiano com frequência trimestral (Kim, 2010). Terceiro, a utilização de dados mensais permite investigar a presença de múltiplas quebras estruturais nas formas reduzidas e na CPNK. Por fim, é importante ressaltar que a análise se inicia em 2002 devido às mudanças metodológicas implantadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) no cálculo da taxa de desemprego.

A taxa de inflação ( $\pi_t$ ) é a inflação mensal medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).<sup>19</sup> Para a inflação esperada ( $E_t\pi_{t+1}$ ), nós tomamos duas medidas de previsão de inflação presentes no relatório Focus do Banco Central do Brasil (BCB). A primeira medida, denotada por *INFESPMD*, corresponde à média tomada para todos os dias do mês da expectativa da inflação para o mês seguinte. A segunda medida, denotada por *INFESP30*, é a expectativa de inflação no último dia do mês para a inflação do próximo mês. Em ambos os casos, nós utilizamos a mediana das previsões diárias obtidas das instituições financeiras que estão incluídas na pesquisa Focus.

Para a taxa de desemprego ( $v_t$ ), nós usamos a taxa de desemprego aberto de 30 dias calculado pelo IBGE para as regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre. Essa variável, denotada por *DES* e considerada como uma *proxy* da taxa de desemprego no Brasil, foi sazonalmente ajustada por meio do método X12-Arima.

Seguindo Mazali e Divino (2010) e Mendonça *et al.* (2012), o choque de oferta ( $\Delta v_t$ ) é medido pela mudança percentual na taxa de câmbio nominal R\$/US\$ entre os períodos  $t$  e  $t-3$ . A ideia é que uma desvalorização cambial afeta positivamente os preços dos insumos não produzidos ( $M$ ) e, conseqüentemente, os demais preços da economia. A especificação formal do choque de oferta é dada por:

$$\Delta v_t = 100 \times \ln \left( \frac{(R\$/US\$)_t}{(R\$/US\$)_{t-3}} \right). \quad (21)$$

Com relação à variável custo marginal real ( $mc_t$ ), duas *proxies* são empregadas. Primeiro, nós consideramos a participação da massa salarial no PIB nominal ( $CM_t$ ), que corresponde ao total de pessoas ocupadas (e que receberam remuneração) multiplicado pelo rendimento nominal médio do trabalho principal efetivamente

19. O IPCA é calculado pelo IBGE e é o índice de preços utilizado pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) como referência para o regime de metas de inflação.

recebido e dividido pela estimativa do PIB nominal mensal feita pelo BCB.<sup>20</sup> Essa variável foi sazonalmente ajustada por meio do método X12-Arima. A segunda *proxy* para o custo marginal real é o hiato do produto ( $HIATOPROD_t$ ), mensurado pela diferença percentual entre o índice de produção industrial ajustado sazonalmente e o produto potencial. O produto potencial é uma variável não observável e, por esse motivo, deve ser estimada. Nós obtemos a variável *proxy* para o produto potencial usando o filtro Hodrick-Prescott.<sup>21</sup>

#### 4.2 A CPNK com parâmetros constantes

Inicialmente, nós procuramos analisar a CPNK levando em consideração que os parâmetros dessa equação são constantes. Nós usamos dois procedimentos para estimar as equações: o método de variáveis instrumentais (VI) e o método generalizado dos momentos (MGM). A justificativa para empregarmos esses métodos decorre do problema de endogeneidade, ao qual estamos sujeitos, e dos erros de mensuração decorrentes do uso de *proxies* para as expectativas de inflação e para o custo marginal real. Além disso, as especificações são estimadas com a matriz de covariância robusta à heterocedasticidade e à autocorrelação serial nos resíduos. O conjunto dos instrumentos usados na estimação da equação (9) compreende as defasagens até a segunda ordem da inflação, da taxa de desemprego e da variação cambial e uma defasagem da inflação esperada. Já para a equação (11) utilizamos as defasagens até a segunda ordem da inflação e do custo marginal real e uma defasagem da inflação esperada. Esses instrumentos implicam três e duas restrições de sobreidentificação nos casos das equações (9) e (11), respectivamente. A validade dessas restrições é testada por meio do teste *J* de Hansen (1982). Uma preocupação comum que surge quando utilizamos variáveis instrumentais é verificar se os instrumentos são fracos.<sup>22</sup> Para testar a hipótese nula de que os instrumentos são fracos, dois testes são usados: o teste de Cragg-Donald e o de Kleibergen-Paap.<sup>23, 24</sup>

A tabela 1 apresenta os resultados das estimativas da nova versão da CPNK considerando diferentes *proxies* para a inflação esperada ( $INFESPMD$  e  $INFESP30$ ).

20. Os dados sobre pessoal ocupado e rendimento nominal médio são obtidos da Pesquisa Mensal do Emprego (PME,) realizada pelo IBGE, considerando as regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre.

21. Os testes de raiz unitária ADF, Phillips-Perron e KPSS foram realizados para todas as variáveis e podem ser disponibilizados pelos autores. Os resultados mostraram, em geral, que as séries são estacionárias. Entretanto, como destacado por Hsiao (1997a; 1997b), a inferência com estimadores de variáveis instrumentais permanece válida mesmo na presença de variáveis não estacionárias e não cointegradas.

22. Na presença de instrumentos fracos haveria uma fraca correlação entre os instrumentos e as variáveis endógenas, o que resultaria em estimadores de variáveis instrumentais viesados.

23. Seguindo Stock e Yogo (2005), os instrumentos serão considerados fracos quando o viés do estimador de variáveis instrumentais em relação ao viés do estimador de mínimos quadrados ordinários for maior do que algum valor  $v$  (por exemplo,  $v = 5\%$ ).

24. O teste de Kleibergen e Paap (2006) surge como uma alternativa ao teste de Cragg-Donald porque, na presença de heterocedasticidade e autocorrelação nos resíduos, a estatística de Cragg e Donald (1993) não é mais válida.

De início, nós observamos que não é possível rejeitar a hipótese nula de que as restrições de sobreidentificação são satisfeitas. Quanto aos testes de Cragg-Donald e Kleibergen-Paap, os resultados indicam a rejeição da hipótese nula de que os instrumentos são fracos.

TABELA 1  
Estimativas da nova versão da CPNK

Variáveis	VI	MGM	VI	MGM
INF <sub>-1</sub>	0,535*** (0,072)	0,512*** (0,058)	0,414*** (0,056)	0,405*** (0,049)
INFESPMD	0,709*** (0,173)	0,769*** (0,146)	-	-
INFESP30	-	-	0,948*** (0,155)	0,973*** (0,145)
DES	-0,008 (0,007)	-0,011* (0,006)	-0,015** (0,006)	-0,016** (0,006)
Choque	0,008 (0,007)	0,008 (0,006)	0,005 (0,006)	0,005 (0,005)
$d_1 + d_2 = 1$ (p-valor)	4,30 (0,040)	6,95 (0,009)	9,28 (0,003)	10,9 (0,001)
J-statistic - p-valor	0,544	0,544	0,863	0,863
Cragg-Donald F-stat	22,46 <sup>†</sup>	22,46 <sup>†</sup>	18,79 <sup>†</sup>	18,79 <sup>†</sup>
Kleibergen-Paap F-stat	10,34 <sup>††</sup>	10,34 <sup>††</sup>	10,96 <sup>††</sup>	10,96 <sup>††</sup>

Elaboração própria dos autores.

Notas: \*\*\* Denota significância a 1%, \*\* a 5%, \* a 10%. Os erros-padrão estão entre os parênteses. <sup>†</sup> Indica que o viés relativo do estimador de VI em relação ao estimador MQO é no máximo 5%. <sup>††</sup> Indica que o viés relativo do estimador de VI em relação ao estimador MQO é no máximo 10%.

Com relação aos coeficientes estimados, nós observamos que os efeitos da inflação passada e inflação esperada são estatisticamente significantes e apresentam os sinais esperados. Em adição, o componente *forward-looking* possui uma influência maior do que a inflação passada. Esse resultado está em linha com os trabalhos de Areosa, Mcleer e Medeiros (2011), Mendonça, Sachsida e Medrano (2012) e Tristão e Torrent (2015) para o Brasil, e de Galí e Gertler (1999) e Perron e Yamamoto (2015) para a economia americana. No que se refere aos coeficientes estimados para a taxa de desemprego, notamos que o impacto dessa variável é mais relevante quando consideramos as especificações que incluem a expectativa de inflação observada no último dia do mês (*INFESP30*). Nesses casos, conforme ressaltado por Mazali e Divino (2010) e Alves e Correa (2013), a dinâmica do mercado de trabalho tem impacto sobre a inflação na economia brasileira. Quanto ao coeficiente medindo o efeito do choque de oferta sobre a inflação, nós observamos que ele foi positivo, mas estatisticamente insignificante. Por último, pode-se verificar que a hipótese nula de que a soma dos componentes *backward-looking* ( $d_1$ ) e *forward-looking* ( $d_2$ ) da inflação é igual a 1 é rejeitada a um nível de significância de 5%. Evidências

desfavoráveis à verticalidade da curva de Phillips também são encontradas em Areosa, MCaleer e Medeiros (2011) e Mendonça, Sachsidá e Medrano (2012).

A tabela 2 apresenta as estimativas para a CPNK híbrida expressa pela equação (11). Nós obtivemos os coeficientes para as especificações, considerando as variáveis *CM* e o *HIATOPROD* como *proxies* para o custo marginal real, e as variáveis *INFESPMD* e a *INFESP30* como *proxies* da inflação esperada. Os resultados dos testes indicam que podemos rejeitar a hipótese nula de que os instrumentos são fracos. Com relação ao teste de sobreidentificação, não podemos rejeitar a hipótese de que as restrições são satisfeitas.

TABELA 2  
Estimativas da CPNK híbrida

Variáveis	VI	MGM	VI	MGM	VI	MGM	VI	MGM
INF-1	0,511*** (0,062)	0,500*** (0,059)	0,373*** (0,067)	0,372*** (0,061)	0,545*** (0,076)	0,548*** (0,073)	0,431*** (0,057)	0,441*** (0,055)
INFESPMD	0,980*** (0,236)	1,035*** (0,210)	-	-	0,570*** (0,078)	0,574*** (0,077)	-	-
INFESP30	-	-	1,203*** (0,242)	1,205*** (0,214)	-	-	0,705*** (0,076)	0,705*** (0,076)
CM	0,082 <sup>*</sup> (0,044)	0,088 <sup>**</sup> (0,033)	0,102*** (0,033)	0,101*** (0,030)	-	-	-	-
HIATOPROD	-	-	-	-	0,001 (0,005)	-0,001 (0,005)	0,001 (0,005)	-0,001 (0,005)
d <sub>1</sub> +d <sub>2</sub> =1 (p-valor)	5,82 (0,017)	8,70 (0,004)	9,65 (0,002)	12,2 (0,001)	5,29 (0,023)	6,19 (0,014)	5,56 (0,020)	6,69 (0,011)
J-statistic - p-valor	0,651	0,247	0,989	0,989	0,482	0,482	0,651	0,651
Cragg-Donald F-stat	22,89 <sup>†</sup>	22,89 <sup>†</sup>	22,18 <sup>†</sup>	22,18 <sup>†</sup>	96,17 <sup>†</sup>	96,17 <sup>†</sup>	77,62 <sup>†</sup>	77,62 <sup>†</sup>
Kleibergen-Paap F-stat	14,09 <sup>†</sup>	14,09 <sup>†</sup>	16,60 <sup>†</sup>	16,60 <sup>†</sup>	93,04 <sup>†</sup>	93,04 <sup>†</sup>	54,77 <sup>†</sup>	54,77 <sup>†</sup>

Elaboração própria dos autores.

Notas: \*\*\* Denota significância a 1%, \*\* a 5%, \* a 10%. Os erros-padrão estão entre os parênteses. <sup>†</sup> Indica que o viés relativo do estimador de VI em relação ao estimador MQO é no máximo 5%. <sup>††</sup> Indica que o viés relativo do estimador de VI em relação ao estimador MQO é no máximo 10%.

Posto isto, os resultados da tabela 2 mostram que os coeficientes estimados são, em geral, consistentes com a teoria. Para as diferentes especificações, os componentes *backward-looking* e *forward-looking* apresentam-se estatisticamente significantes e em magnitudes mais próximas quando utilizamos a variável hiato do produto. Apesar disso, o efeito da inflação esperada permanece superior ao da inflação passada. As estimativas do coeficiente do custo real unitário do trabalho são positivas e significantes. Por outro lado, as estimativas dos efeitos do hiato do produto não são estatisticamente diferentes de zero. Alguns autores verificam que o hiato do produto não tem sido uma medida significativa na dinâmica inflacionária brasileira, sendo eles: Machado e Portugal (2014), Arruda, Ferreira e Castelar

(2011), Areosa e Medeiros (2007), Schwartzman (2006), Alves e Areosa (2005). Quanto à verticalidade da CPNK, nós rejeitamos a hipótese  $H_0 : d_1 + d_2 = 1$  a 5%.

### 4.3 A CPNK com quebra estrutural

Na subseção anterior, nós analisamos os determinantes da inflação supondo que os coeficientes da CPNK são estáveis ao longo do período em análise. Agora, nós investigamos a presença de quebras estruturais nos parâmetros das equações (9) e (11), considerando as diferentes especificações utilizadas na estimação com parâmetros constantes. Os procedimentos empregados são baseados nos métodos de MQO e VI, proposto por Perron e Yamamoto (2015). Inicialmente, verificamos a estabilidade dos parâmetros nas formas reduzidas como procedimento para a utilização dos testes para quebras estruturais baseados no método de VI.

Na tabela 3 apresentamos os resultados dos testes de quebra estrutural e as estimativas das datas das quebras para a forma reduzida de cada variável endógena das duas especificações da equação (9) – a primeira com *INFESPMD* e a segunda com *INFESP30*. Para todos os testes, nós fixamos o número máximo de quebras em três e usamos um corte de 15% dos dados. Além disso, seguimos Perron e Yamamoto (2015) e utilizamos o método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000). Os resultados dos testes indicam a existência de uma quebra estrutural apenas na forma reduzida do choque de oferta (taxa de câmbio).

TABELA 3  
Testes de quebra estrutural para as formas reduzidas da nova versão da CPNK

Especificações	Variável dependente	Sup $F_r(1)$	$F_r(2 1)$	$F_r(3 2)$	Datas das quebras
(I)	INFESPMD	40,59			-
	Choque	30,63**	18,00	-	Mar./2004
	DES	14,32	-	-	-
(II)	INFESP30	35,33	-	-	-
	Choque	31,95**	17,33	-	Abr./2004
	DES	15,25	-	-	-

Elaboração própria dos autores.

Nota:\*\* Denota significância a 5%. O teste foi realizado pelo método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000). O número de replicações *bootstrap* foi igual a 1000.

O passo seguinte é verificar a estabilidade dos parâmetros da nova versão da CPNK. A tabela 4 traz os resultados dos testes de quebra estrutural para os métodos baseados em MQO e VI. O método baseado em MQO não permite rejeitar a hipótese nula de estabilidade dos parâmetros das diferentes especificações da CPNK. Em contraposição, o método baseado em VI aponta a existência de uma quebra estrutural em todas as especificações a um nível de significância de 1%. Por sua vez, não existe nenhuma evidência para a presença de uma segunda

quebra. As estimativas das datas das quebras obtidas pela minimização da soma dos quadrados dos resíduos indicam que os coeficientes da especificação (I) mudaram em setembro de 2004, enquanto que os coeficientes da especificação (II) apresentaram uma alteração em março de 2004.

TABELA 4  
Testes para quebra estrutural da nova versão da CPNK

Especificações	$SupF_T(1)$	$F_T(2 1)$	$F_T(3 2)$	Data da quebra
Método baseado em MQO				
(I)	27,31	-	-	-
(II)	25,56	-	-	-
Método baseado em VI				
(I)	59,13***	6,176	-	Set./2004
(II)	58,36***	11,44	-	Mar./2004

Elaboração própria dos autores.

Nota: \*\*\* Denota significância a 1%. O teste foi realizado pelo método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000). O número de replicações *bootstrap* foi igual a 1000.

TABELA 5  
Estimativas da nova versão da CPNK com quebras estruturais

Variáveis	(I)		(II)	
	Maior/2002-Abr./2009	Out./2004-Jun./2015	Maior/2002-Abr./2004	Abr./2004-Jun./2015
INF <sub>-1</sub>	0,501*** (0,097)	0,329*** (0,062)	0,282 (0,175)	0,252*** (0,058)
INFESPMD	1,384*** (0,467)	1,158*** (0,150)	-	-
INFESP30	-	-	1,932*** (0,554)	1,168*** (0,117)
DES	-0,044** (0,019)	-0,021*** (0,006)	-0,061*** (0,020)	-0,019*** (0,005)
Choque	0,031*** (0,008)	-0,005** (0,002)	0,026*** (0,009)	-0,005** (0,002)
$d_1 + d_2 = 1$ (p-valor)	5,225 (0,024)	15,37 (0,000)	9,299 (0,002)	20,34 (0,000)

Elaboração própria dos autores.

Nota: \*\*\* Denota significância a 1%, \*\* a 5%. Os erros-padrão estão entre os parênteses.

Após testar a estabilidade dos parâmetros e estimar as datas das quebras, nós estimamos a curva de Phillips para os subperíodos determinados pela data da quebra. Os resultados das estimativas de VI são mostrados na tabela 5. De início, pode-se observar que o efeito da taxa de desemprego sobre a inflação corrente diminuiu após 2004. Em relação ao choque cambial, as estimativas do coeficiente dessa variável são positivas e significativas no primeiro subperíodo. Entretanto, após a data da quebra estrutural, o efeito do choque cambial sobre a inflação

torna-se negativo, indicando que uma desvalorização cambial contribui para reduzir a inflação. Embora contra intuitivo, esse resultado também é verificado por Mendonça, Sachsida e Medrano (2012).

O conjunto dos resultados revela ainda que, após 2004, os efeitos da inflação esperada sobre a inflação corrente têm diminuído. Entretanto, o componente *forward-looking* da inflação é mais importante do que o componente *backward-looking* em ambos os subperíodos. Novamente, não podemos rejeitar a hipótese de que a soma dos coeficientes  $d_1$  e  $d_2$  é igual a 1 a um nível de significância de 5%.

A tabela 6 apresenta os testes de quebra estrutural para as formas reduzidas da CPNK híbrida. Os resultados indicam a presença de duas quebras nos parâmetros das formas reduzidas de *INFESPMD* e *INFESP30* nas especificações (III) e (IV). Posto isso, o passo seguinte é analisar a estabilidade dos parâmetros da CPNK padrão por meio dos métodos baseados em MQO e VI. Conforme mostra a tabela 7, o teste  $\text{sup}F_T(1)$  permite rejeitar a hipótese nula de ausência de quebra estrutural apenas nos parâmetros das especificações (V) e (VI) da CPNK estimadas por VI. As datas estimadas para a quebra estrutural indicam uma mudança na dinâmica inflacionária no primeiro semestre de 2004.

TABELA 6  
Testes de quebra estrutural para as formas reduzidas da CPNK híbrida

Especificação	Variável dependente	$\text{Sup}F_T(1)$	$F_T(2 1)$	$F_T(3 2)$	Datas das quebras
(III)	INFESPMD	36,00***	16,66*	7,154	Jan./2005; Jul./2013
	CM	3,767	-	-	-
(IV)	INFESP30	27,52**	21,53**	7,429	Abr./2005; Jul./2013
	CM	3,704	-	-	-
(V)	INFESPMD	17,01	-	-	-
	HIATOPROD	9,086	-	-	-
(VI)	INFESP30	16,38	-	-	-
	HIATOPROD	9,325	-	-	-

Elaboração própria dos autores.

Nota: \*\*\* Denota significância a 1%, \*\* a 5%, \* a 10%. O teste foi realizado pelo método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000). O número de replicações *bootstrap* foi igual a 1000.

Dados os resultados dos testes de quebra estrutural, nós estimamos as especificações (V) e (VI) considerando uma mudança nos parâmetros a partir das datas estimadas para a quebra. Os parâmetros da CPNK estimados por VI são apresentados na tabela 8. Pode-se observar que as estimativas do coeficiente para o hiato do produto são positivas até o primeiro semestre de 2004, mas não são estatisticamente diferentes de zero no subperíodo mais recente. Em adição, observamos importantes alterações nos componentes *forward-looking* e *backward-looking* da taxa de inflação. Nas duas especificações, nota-se uma importante redução dos

efeitos da inflação esperada sobre a inflação corrente. A magnitude do coeficiente que mensura o impacto da inflação em  $t - 1$  é maior no primeiro subperíodo, mas a estimativa é estatisticamente significativa apenas para a especificação (V).

TABELA 7  
Testes para quebra estrutural na CPNK padrão

Especificações	Sup $F_T(1)$	$F_T(2 1)$	$F_T(3 2)$	Data da quebra
Método baseado em MQO				
(III)	2,295	-	-	-
(IV)	1,258	-	-	-
(V)	28,58	-	-	-
(VI)	31,43	-	-	-
Método baseado em VI				
(III)	1,417	-	-	-
(IV)	8,916	-	-	-
(V)	17,24*	8,635	-	Jun./2004
(VI)	23,74**	7,755	-	Mar./2004

Elaboração própria dos autores.

Nota: \*\* Denota significância a 5%, \* a 10%. O teste foi realizado pelo método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000). O número de replicações *bootstrap* foi igual a 1000.

TABELA 8  
Estimativas da CPNK padrão com quebras estruturais

Variáveis	(V)		(VI)	
	Maior/2002-Jun./2004	Jul./2004-Jun./2015	Maior/2002-Mar./2004	Abr./2004-Jun./2015
INF <sub>-1</sub>	0,426*** (0,100)	0,343*** (0,064)	0,211 (0,168)	0,258*** (0,063)
INFESPMD	1,037*** (0,317)	0,771*** (0,083)	-	-
INFESP30	-	-	1,356*** (0,462)	0,857*** (0,080)
HIATOPROD	0,114* (0,066)	-0,003 (0,004)	0,132* (0,072)	-0,003 (0,004)
$d_1 + d_2 = 1$ (p-valor)	3,483 (0,062)	8,935 (0,003)	3,452 (0,063)	11,85 (0,001)

Elaboração própria dos autores.

Nota: \*\*\* Denota significância a 1%, \*\* a 5%, \* a 10%. Os erros-padrão estão entre os parênteses.

#### 4.4 Verificando a robustez dos resultados

Nas estimações da nova versão da CPNK, nós consideramos a variação da taxa de câmbio nominal como *proxy* do choque de oferta. A ideia é que uma depreciação cambial eleva o preço do insumo não produzido ( $M$ ), afetando positivamente os custos de produção das empresas e, consequentemente, a taxa de inflação. Entretanto, a utilização da taxa

de câmbio para captar os choques de oferta pode não ser adequada em razão dos efeitos diretos dessa variável sobre os preços dos bens importados incluídos no cálculo do IPCA. Diante disso, verificou-se a robustez dos resultados com relação a três *proxies* do choque de oferta, a saber: *i*) a variação logarítmica do Índice de *Commodities* Brasil (deflacionado pelo IPCA) entre  $t$  e  $t - 3$ , denotada por *CHOQUE1*;<sup>25</sup> *ii*) a variação logarítmica do índice de preços das *commodities* medido pelo *Commodity Research Bureau* (em reais e deflacionado pelo IPCA) entre  $t$  e  $t - 3$ , denotada por *CHOQUE2*; e *iii*) a variação logarítmica do índice do preço internacional do Petróleo (em reais e deflacionado pelo IPCA) entre  $t$  e  $t - 3$ , denotada por *CHOQUE3*.<sup>26</sup> Essas variáveis também são usadas por Alves e Correa (2013) e pelo BCB (ver Relatórios de Inflação de junho de 2011 e junho de 2015) como *proxies* dos choques de oferta.

TABELA 9  
Testes de quebra estrutural para as formas reduzidas da nova versão da CPNK

Especificações	Variável dependente	SupF(1)	F <sub>T</sub> (2 1)	F <sub>T</sub> (3 2)	Datas das quebras
(VII)	INFESPMD	40,35	-	-	-
	CHOQUE1	26,00**	17,40	-	Maio/2004
	DES	14,68	-	-	-
(VIII)	INFESP30	35,90	-	-	-
	CHOQUE1	25,07'	16,08	-	Maio/2004
	DES	15,83	-	-	-
(IX)	INFESPMD	41,37'	29,71***	31,25***	Mar./2004; Mar./2006; Ago./2010
	CHOQUE2	23,29'	17,18	-	2004; 2005
	DES	13,79	-	-	-
(X)	INFESP30	34,66'	12,68	-	Nov./2009
	CHOQUE2	22,32'	16,10	-	Maio/2004
	DES	14,30	-	-	-
(XI)	INFESPMD	42,42'	24,10**	35,53***	Mar./2004; Mar./2006; Nov./2009
	CHOQUE3	16,82	-	-	-
	DES	20,90	-	-	-
(XII)	INFESP30	36,03'	17,15	-	Nov./2011
	CHOQUE3	15,64	-	-	-
	DES	20,35	-	-	-

Elaboração própria dos autores.

Nota: \*\*\*) Denota significância a 1%, \*\*) a 5%, \*) a 10%. O teste foi realizado pelo método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000). O número de replicações *bootstrap* foi igual a 1000.

25. Como destacado no Relatório de Inflação do BCB de dezembro de 2011, o Índice de *Commodities* Brasil (IC-Br) procura captar a parcela das variações nos preços internacionais das *commodities*, que é relevante para explicar a inflação brasileira (BCB, 2011).

26. A utilização de variações nos preços das *commodities* para identificar choques de oferta também é passível de críticas porque essas mudanças podem conter elementos que afetam tanto a oferta como a demanda agregada da economia.

A tabela 9 apresenta os testes de quebra estrutural para as formas reduzidas da nova versão da CPNK, considerando as diferentes medidas do choque de oferta. Nós constatamos a presença de uma quebra estrutural nas formas reduzidas para os preços das *commodities* (*CHOQUE1* e *CHOQUE2*), mas não encontramos quebra estrutural na forma reduzida do choque de oferta medido pela variação do preço do petróleo (*CHOQUE3*). Em geral, os resultados também apontam para a instabilidade da forma reduzida da inflação esperada.

Os testes para quebras estruturais nos parâmetros da CPNK são apresentados na tabela 10. Mais uma vez, apenas os resultados obtidos pelo método baseado em VI indicam a presença de uma quebra estrutural ocorrendo entre os meses de março e setembro de 2004. Para a especificação (XI), que considera a inflação esperada *INFESPMP* e o choque de oferta medido pela variação do preço petróleo, as evidências apontam para a estabilidade dos parâmetros ao longo do período analisado.

TABELA 10  
Testes para quebra estrutural da nova versão da CPNK

Especificações	Sup $F_T(1)$	$F_T(2 1)$	$F_T(3 2)$	Datas das quebras
Método baseado em MQO				
(VII)	10,94	-	-	-
(VIII)	10,92	-	-	-
(IX)	12,67	-	-	-
(X)	12,84	-	-	-
(XI)	7,574	-	-	-
(XII)	6,634	-	-	-
Método baseado em VI				
(VII)	24,32**	7,310	-	Set./2004
(VIII)	25,88**	8,281	-	Mar./2004
(IX)	21,51*	6,254	-	Mar./2004
(X)	24,98**	7,848	-	Mar./2004
(XI)	19,95	-	-	-
(XII)	27,57**	6,643	-	Abr./2004

Elaboração própria dos autores.

Nota: \*\* Denota significância a 5%, \* a 10%. O teste foi realizado pelo método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000). O número de replicações *bootstrap* foi igual a 1000.

A tabela 11 apresenta as estimativas dos parâmetros da CPNK para os subperíodos delimitados pelas datas das quebras estruturais. Tal como foi observado na seção 4.3 os resultados indicam uma redução nos efeitos da inflação esperada e da taxa de desemprego sobre a inflação corrente. É possível observar também que os efeitos dos choques de oferta foram menores no subperíodo mais recente. Por fim, a hipótese de verticalidade da curva de Phillips é rejeitada a um nível de significância de 10%.

TABELA 11  
Estimativas da nova versão CPNK com quebras estruturais

Variáveis	Mai/2002- Set./2004	Abr./2004- Jun./2015	Mai/2002- Mar./2004	Abr./2004- jun./2015	Mai/2002- Mar./2004	Abr./2004- Jun./2015	Mai/2002- Mar./2004	Abr./2004- jun./2015	Mai/2002- Abr./2004	Mai/2004- Jun./2015
INF <sub>1</sub>	0,547*** (0,114)	0,337*** (0,059)	0,364** (0,171)	0,257*** (0,059)	0,346 (0,210)	0,463*** (0,049)	0,089 (0,241)	0,380*** (0,055)	-0,002 (0,283)	0,359*** (0,054)
INFESPMD	1,458*** (0,470)	1,036*** (0,131)	-	-	3,003* (1,552)	0,759*** (0,097)	-	-	-	-
INFESP30	-	-	1,786*** (0,536)	1,080*** (0,112)	-	-	2,718*** (0,801)	0,863*** (0,090)	2,811*** (0,973)	0,927*** (0,092)
DES	-0,054*** (0,018)	-0,015** (0,007)	-0,063*** (0,020)	-0,014** (0,005)	-0,124* (0,068)	-0,008 (0,005)	-0,087*** (0,028)	-0,010** (0,004)	-0,081*** (0,031)	-0,013*** (0,004)
CHOQUE1	0,026*** (0,007)	0,006* (0,003)	0,020** (0,008)	0,005* (0,003)	-	-	-	-	-	-
CHOQUE2	-	-	-	-	0,041** (0,018)	0,003 (0,004)	0,022*** (0,008)	0,005 (0,004)	-	-
CHOQUE3	-	-	-	-	-	-	-	-	0,017** (0,008)	0,002* (0,001)
d <sub>1</sub> +d <sub>2</sub> =1 (p-valor)	7,09 (0,008)	10,4 (0,001)	8,78 (0,003)	13,7 (0,000)	2,99 (0,084)	5,93 (0,015)	9,73 (0,002)	12,2 (0,001)	6,60 (0,010)	14,4 (0,000)

Elaboração própria dos autores.

Nota: \*\*\* denota significância a 1%, \*\* a 5%, \* a 10%. Os erros-padrão estão entre os parênteses.

#### 4.5 Discussão dos resultados

Em geral, o presente estudo apresenta evidências empíricas de uma mudança estrutural nos parâmetros da CPNK no ano de 2004. Essa mudança está relacionada a três características da curva de Phillips: a importância do coeficiente *forward-looking* da taxa de inflação, a inclinação dessa equação e os efeitos dos choques de oferta.

Com relação ao termo *forward-looking*, os resultados apontaram para uma diminuição dos efeitos da inflação esperada sobre a inflação corrente. Isso pode estar associado a dois fatores. O primeiro é a redução na *trend inflation* medida pela meta de inflação.<sup>27</sup> Entre 2003 e 2006, a meta para a inflação brasileira caiu de 8,5% para 4,5%, permanecendo inalterada a partir desse último ano. De acordo com Ascari (2004), Ascari e Ropele (2007) e Ascari e Sbordone (2014), uma menor *trend inflation* faz as empresas reduzirem o peso dado à inflação esperada no processo de reajuste de preços.

A redução dos efeitos das expectativas de inflação também pode estar associada a possíveis mudanças na condução da política monetária brasileira. Por exemplo, Moreira, Souza e Junior (2013) encontram que a administração do BCB por Alexandre Tombini é mais tolerante à inflação do que as administrações de Armínio Fraga e Henrique Meirelles. Aragon e Medeiros (2015) estimam

27. É importante ressaltar que as especificações da CPNK tratadas neste trabalho têm a limitação de desconsiderar uma *trend inflation* positiva e variante no tempo.

uma função de reação com parâmetros variando no tempo e observam uma tendência decrescente para a resposta da taxa Selic ao hiato da inflação esperada a partir de 2003. Além disso, no período de 2010 a 2014, a taxa de inflação anual medida pela IPCA permaneceu acima da meta de inflação, sugerindo uma perda de credibilidade da política monetária. O conjunto desses fatores pode ter afetado o comportamento das firmas que ajustam seus preços, tornando-as menos sensíveis às expectativas de inflação.

Além do termo *forward-looking*, os resultados mostraram que a CPNK se tornou menos inclinada após a data estimada para a quebra estrutural. Esse resultado, também observado por Tombini e Alves (2006) e Machado e Portugal (2014), tem importantes implicações para a condução da política monetária. Por um lado, ele indica que uma política monetária expansionista pode alcançar um menor desemprego (ou maior hiato do produto) com menos pressão sobre a inflação. Por outro lado, uma vez que a inflação esteja estabelecida, o declínio da inclinação da curva de Phillips indica que a diminuição da inflação se torna mais custosa.

A redução da inclinação da curva de Phillips é um fenômeno observado em várias economias.<sup>28</sup> Diante disso, a literatura tem apontado diferentes razões para explicar essa constatação. Por exemplo, Ball, Mankiw e Romer. (1988) argumentam que uma inflação mais baixa e estável pode reduzir a frequência dos ajustamentos de preços e, conseqüentemente, tornar a curva de Phillips menos inclinada. Shirota (2015) mostra que uma redução na *trend inflation* diminui a inclinação da curva de Phillips quando as firmas se defrontam com uma curva de demanda quebrada.<sup>29</sup> IMF (2006), Borio e Filardo (2007) e Çiçek (2012) mostram que a diminuição da inclinação da curva de Phillips pode ser atribuída à globalização.<sup>30</sup> O argumento é que o aumento do comércio exterior e a abertura do mercado de trabalho reduzem os efeitos das flutuações na produção doméstica sobre os custos marginais domésticos e, conseqüentemente, sobre a inflação. Por último, a inspeção da equação (3) mostra que um aumento da persistência dos salários (medido por  $\gamma$ ) reduz a resposta da inflação à taxa de desemprego. No caso específico da economia brasileira, a alteração na regra de reajuste do salário-mínimo, estabelecida pela Lei nº 12.382, de 25 de fevereiro de 2011, pode ter elevado a indexação e persistência dos salários e, conseqüentemente, contribuído para a queda na inclinação da nova versão da CPNK.

28. Por exemplo, Roberts (2006) apresenta evidências de uma redução no *trade-off* entre inflação e produto para os Estados Unidos. Borio e Filardo (2007) observam que essa diminuição também ocorreu em outras economias desenvolvidas. Kuttner e Robinson (2010) encontram reduções na inclinação da curva de Phillips estimada para Austrália e Estados Unidos.

29. Quando as firmas se deparam com uma curva de demanda com elasticidade de substituição constante (CES), a redução na *trend inflation* torna a curva de Phillips mais inclinada. Esse resultado também é observado em Ascari (2004), Ascari e Ropele (2007) e Ascari e Sbordone (2014).

30. Para uma análise teórica sobre os efeitos da globalização sobre a CPNK, ver Razin e Binyamini (2007), Sbordone (2008), Benigno e Faia (2010) e Guilloux-Nefussi (2015).

Em relação aos choques de oferta, os resultados para a CPNK proposta por Blanchard e Galí (2007) apontaram para uma redução nos efeitos inflacionários desses choques após 2004. É importante ressaltar que a diminuição da importância dos choques de oferta na dinâmica da inflação facilita a estabilização da economia pela política monetária, uma vez que esses choques criam uma correlação negativa entre inflação e produto.

Por fim, nós observamos que a hipótese de verticalidade da curva de Phillips foi rejeitada a 10% de significância em todos os subperíodos considerados. Além disso, a soma das estimativas dos coeficientes *backward-* e *forward-looking* da inflação foi sempre maior do que 1. Isso sugere que, no longo prazo, há uma relação positiva entre inflação e desemprego, isto é, uma inflação permanentemente mais alta (baixa) é acompanhada de uma maior (menor) taxa de desemprego.<sup>31</sup>

A relação positiva entre inflação e desemprego no longo prazo não é um fato novo. Ao comparar as taxas médias de inflação e desemprego por quinquênio para sete economias desenvolvidas, Friedman (1977) encontra evidências em favor de uma curva de Phillips positivamente inclinada. Ele argumenta que isso pode ocorrer como um fenômeno de transição que desaparece quando os agentes econômicos ajustam suas expectativas e seus arranjos institucionais e políticos a uma nova realidade econômica caracterizada por uma diferente taxa média de inflação. Russell e Banerjee (2008) mostram que a curva de Phillips de longo prazo estimada para os Estados Unidos apresenta uma inclinação positiva. De acordo com esses autores, uma possível explicação para isso é que uma inflação elevada induza a um menor *markup* sobre os custos unitários e, conseqüentemente, a um maior desemprego.<sup>32</sup> Para explicar a relação positiva entre inflação e desemprego, Berentsen, Menzio e Wright (2011) constroem um modelo teórico que combina aspectos da teoria de *search* de Mortensen e Pissarides (1994) com o modelo para o mercado de bens proposto por Lagos e Wright (2005). Berentsen, Menzio e Wright (2011) mostram que, no estado estacionário, uma taxa de inflação alta eleva o custo de manter moeda e faz os agentes economizarem saldos reais. Isso reduz o comércio e os lucros e aumenta o desemprego.

## 5 CONCLUSÕES

Este trabalho propôs analisar os determinantes da inflação no Brasil por meio da estimação de duas versões da curva de Phillips: a nova versão da CPNK proposta por Blanchard e Galí (2007) e a CPNK híbrida apresentada por Galí e Gertler (1999).

---

31. No caso da CPNK padrão, os resultados sugerem uma relação negativa entre inflação e hiato do produto apenas no primeiro subperíodo, visto que a estimativa do coeficiente relacionado a essa última variável não foi significativa após a data da quebra.

32. Outras evidências empíricas sobre a relação positiva entre inflação e desemprego nos Estados Unidos podem ser encontradas em Berentsen, Menzio e Wright (2011), Russell e Chowdhury (2013) e Haug e King (2014).

Nós verificamos a estabilidade dos parâmetros da CPNK por meio da realização de testes para múltiplas quebras estruturais ocorrendo em datas desconhecidas *a priori*. Devido à endogeneidade dos regressores, utilizou-se a metodologia desenvolvida por Perron e Yamamoto (2015). O procedimento baseou-se na estimação do modelo por MQO e VI, o que possibilitou estimar as datas das quebras estruturais e realizar os testes para verificar se essas quebras foram estatisticamente significativas.

De início, nós estimamos as duas versões da CPNK com os parâmetros mantidos constantes. Em ambos os modelos, observamos a dominância do componente *forward-looking* da inflação. Na nova versão da CPNK, os resultados também revelaram a importância da taxa de desemprego como determinante da inflação. Por sua vez, as mudanças na taxa de câmbio não tiveram efeitos significativos sobre a inflação corrente. Para a CPNK padrão, os coeficientes do custo real unitário do trabalho e do hiato do produto apresentaram os sinais esperados. Entretanto, apenas os efeitos do custo real unitário foram estatisticamente significantes.

Quando os testes para quebras estruturais foram realizados, constatou-se a presença de uma mudança estrutural nos coeficientes da CPNK ocorrendo entre os meses de março e setembro de 2004. Nós verificamos que os efeitos da inflação esperada, da taxa de desemprego e dos choques de oferta sobre a inflação corrente foram reduzidos após a data da quebra. Com relação à *proxy* do custo marginal real, nós observamos que o efeito do hiato do produto sobre a inflação corrente foi significativo no primeiro subperíodo, mas insignificante depois de 2004. Por último, os resultados rejeitaram a hipótese de verticalidade da curva de Phillips no longo prazo.

A redução da inclinação da curva de Phillips e dos efeitos inflacionários do componente *forward-looking* e dos choques de oferta têm importantes implicações para modelagem teórica e análise dos efeitos de políticas econômicas. Assim, um próximo passo para essa pesquisa é verificar se mudanças na *trend inflation* na condução da política monetária e no grau de indexação dos salários explicam as alterações nos coeficientes da CPNK estimada para o Brasil.

## REFERÊNCIAS

- ALVES, S. A. L.; AREOSA, W. D. **Targets and inflation dynamics**. Central Bank of Brazil, 2005. (Working Paper Series, n. 100).
- ALVES, S. A. L.; CORREIA, S. **Um conto de três hiatos: desemprego, utilização da capacidade instalada da indústria e produto**. Banco Central do Brasil, 2013. (Trabalhos para Discussão, n. 339).

ARAGON, E. K. S. B.; PORTUGAL, M. S. Nonlinearities in Central Bank of Brazil's reaction function: the case of asymmetric preferences. **Estudos Econômicos**, v. 40, n. 2, p. 373-399, 2010.

ARAGON, E. K. S. B.; MEDEIROS, G. B. Testing asymmetries in central bank preferences in a small open economy: a study for Brazil. **EconomiA**, v. 14, n. 2, p. 61-76, 2013.

ARAGON, E. K. da S. B.; MEDEIROS, G. B. Monetary policy in Brazil: evidence of a reaction function with time-varying parameters and endogenous regressors. **Empirical Economics**, v. 48, n. 2, p. 557-575, 2015.

AREOSA, W. D.; MCALEER, M.; MEDEIROS, M. Moment-based estimation of smooth transition regression models with endogenous variables. **Journal of Econometrics**, v. 165, n. 1, p. 100-111, 2011.

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.

ARRUDA, E. F.; FERREIRA, R. T.; CASTELAR, I. Modelos lineares e não lineares da curva de Phillips para previsão da taxa de inflação no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 3, p. 237-252, 2011.

ASCARI, G. Staggered prices and trend inflation: some nuisances. **Review of Economic Dynamics**, v. 7, n. 3, p. 642-667, 2004.

ASCARI, G.; ROPELE, T. Optimal monetary policy under low trend inflation. **Journal of Monetary Economics**, v. 54, n. 8, p. 2568-2583, 2007.

ASCARI, G.; SBORDONE, A. The macroeconomics of trend inflation. **Journal of Economic Literature**, v. 52, n. 3, p. 679-739, 2014.

BAI, J.; PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. **Econometrica**, v. 66, n. 1, p. 47-78, 1998.

\_\_\_\_\_. Computation and analysis of multiple structural change models. **Journal of Applied Econometrics**, v. 18, n. 1, p. 1-22, 2003a.

\_\_\_\_\_. **Critical values for multiple structural change tests**. Unpublished Tables, Department of Economics, Boston University, 2003b.

BALL, L. M.; MANKIW, N. G.; ROMER, D. The New Keynesian economics and the output-inflation trade-off. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 1, p. 1-65, 1988.

BARROS, R.; MATOS, S. Comportamento dos preços no Brasil: evidências utilizando microdados de preços ao consumidor. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 39, n. 3, p. 341-364, 2009.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. Modelos de projeção: atualização e aperfeiçoamentos. **Relatório de Inflação**, jun. 2011.

\_\_\_\_\_. Revisão dos Modelos de Projeção de Pequeno Porte – 2015. **Relatório de Inflação**, jun. 2015.

BENIGNO, P.; FAIA, E. **Globalization, pass-through and inflation dynamic**. National Bureau of Economic Research, 2010. (NBER Working Paper Series, n. 15842).

BERENTSEN, A.; MENZIO, G.; WRIGHT, R. Inflation and unemployment in the long run. **American Economic Review**, v. 101, n. 1, p. 371-398, 2011.

BILS, M.; KLENOW, P. Some evidence on the importance of sticky prices. **Journal of Political Economy**, v. 112, n. 5, p. 947-985, 2004.

BLANCHARD, O. E.; GALÍ, J. Real wage rigidities and the New Keynesian model. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 39, n. 1, p. 35-66, 2007.

BOLDEA, O.; HALL, A. R.; HAN, S. Asymptotic Distribution Theory for Break Point Estimators in Models Estimated via 2SLS. **Econometric Reviews**, v. 31, n. 1, p. 1-33, 2012.

BORIO, C.; FILARDO, A. **Globalisation and inflation: new cross-country evidence on the global determinants of domestic inflation**. Bank for International Settlements, 2007. (Working Paper, n. 227).

CALVO, G. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, n. 3, p. 383-398, 1983.

CARVALHO, P. V. C. **A curva de Phillips Novo-Keynesiana é Não-Linear? Evidências de países com metas de inflação**. 2010. Dissertação (Mestrado), Programa de Pós-Graduação em Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2010.

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M. Temporal aggregation and structural inference in macroeconomics. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 26, p. 63-130, 1987.

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. **Journal of Political Economy**, v. 113, n. 1, p. 1-45, 2005.

CHRISTOFFEL, K.; LINZERT, T. **The role of real wage rigidities and labor market frictions for unemployment and inflation dynamics**. Deutsche Bundesbank, 2006. (Discussion Paper, 11/2006).

ÇIÇEK, S. Globalization and flattening of Phillips curve in Turkey between 1987 and 2007. **Economic Modelling**, v. 29, n. 5, p. 1655-1661, 2012.

CRAGG, J. G.; DONALD, S. G. Testing identifiability and specification in instrumental variables models. **Econometric Theory**, v. 9, n. 2, p. 222-240, 1993.

COGLEY, T.; SBORDONE A. M. **Trend inflation and inflation persistence in the New Keynesian Phillips curve**. Federal Reserve Bank of New York, 2006. (Staff Report, n. 270).

CORREA, A. S.; MINELLA A. Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: a Phillips curve model with threshold for Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 3, p. 231-243, 2010.

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

FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. **American Economic Review**, v. 58, n. 1, p. 1-17, 1968.

\_\_\_\_\_. Nobel lecture: inflation and unemployment. **The Journal of Political Economy**, v. 85, n. 3, p. 451-472, 1977.

GALÍ, J. The return of the wage Phillips curve. **Journal of the European Economic Association**, v. 9, n. 3, p. 436-461, 2011.

GALÍ, J.; GERTLER, M. Inflation dynamics: a structural econometric analysis. **Journal of Monetary Economics**, v. 44, n. 2, p. 195-222, 1999.

GERTLER, M.; SALA, L.; TRIGARI, A. An estimated monetary DSGE model with unemployment and staggered nominal wage bargaining. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 40, n. 8, p. 1713-1764, 2008.

GUILLOUX-NEFUSSI, S. **Globalization, market structure and the flattening of the Phillips curve**. Banque de France, 2015. (Documents de Travail, n. 539).

HALL, A.R.; HAN, S.; BOLDEA, O. Inference regarding multiple structural changes in linear models with endogenous regressors. **Journal of Econometrics**, v. 170, n. 2, p. 281-302, 2012.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 1029-1054, 1982.

HANSEN, B. E. Testing for structural change in conditional models. **Journal of Econometrics**, v. 97, n. 1, p. 93-115, 2000.

HAUG, A. A.; KING, I. In the long run, US unemployment follows inflation like a faithful dog. **Journal of Macroeconomics**, v. 41, p. 42-52, 2014.

HSIAO, C. Cointegration and dynamic simultaneous equations models. **Econometrica**, v. 65, n. 3, p. 647-670, 1997a.

\_\_\_\_\_. Statistical properties of the two-stage last squares estimator under cointegration. **The Review of Economic Studies**, v. 64, n. 3, p. 385-398, 1997b.

IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND. **How has globalization affected inflation?** World Economic Outlook, Chapter III, April, 2006.

KEHOE, P.; MIDRIGAN, V. Prices are sticky after all. **Journal of Monetary Economics**, v. 75, p. 35-53, 2015.

KIM, T. B. **Temporal aggregation bias and mixed frequency estimation of New Keynesian model**. Duke University: Mimeo, 2010.

KLEIBERGEN, F.; PAAP, R. Generalized reduced rank tests using the singular value decomposition. **Journal of Econometrics**, v. 127, n. 1, p. 97-126, 2006.

KRAUSE, M.; LOPEZ-SALIDO, D.; LUBIK, T. Inflation dynamics with search frictions: a structural econometric analysis. **Journal of Monetary Economics**, v. 55, n. 5, p. 892-916, 2008.

KUTTNER, K.; ROBINSON, T. Understanding the flattening Phillips curve. **North American Journal of Economics and Finance**, v. 21, n. 2, p. 110-125, 2010.

LAGOS, R.; WRIGHT, R. A unified framework for monetary theory and policy analysis. **Journal of Political Economy**, v. 113, n. 3, p. 463-484, 2005.

LIMA, E. C. R. The Nairu, unemployment and the rate of inflation in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 4, p. 899-930, 2003.

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.

MACHADO, V. G.; PORTUGAL, M. S. Phillips curve in Brazil: an unobserved components approach. **Estudos Econômicos**, v. 44, n. 4, p. 787-814, 2014.

MANKIW, N. G.; REIS, R. Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the New Keynesian Phillips curve. **Quarterly Journal of Economics**, v. 117, n. 4, p. 1295-1328, 2002.

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.

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.

MINELLA, A. *et al.* Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. **Journal of International Money and Finance**, v. 22, n. 7, p. 1015-1040, 2003.

MOREIRA, T. B. S.; SOUZA, G. S.; JUNIOR, R. E. An evaluation of the tolerant to higher inflation rate in the short run by the Brazilian Central Bank in the period 2001-2012. **Revista Brasileira de Economia**, v. 67, n. 4, p. 485-500, 2013.

MORTENSEN, D. T.; PISSARIDES, C. A. Job creation and job destruction in the theory of unemployment. **Review of Economic Studies**, v. 61, n. 3, p. 397-415, 1994.

MUINHOS, M. K. Inflation targeting in an open financially integrated emerging economy: the case of Brazil. **Estudos Econômicos**, v. 34, n. 2, p. 269-296, 2004.

NAKAMURA, E.; STEINSSON, J. Five facts about prices: a reevaluation of menu cost

models. **Quarterly Journal of Economics**, v. 123, n. 4, p. 141-1464, 2008.

PERRON, P. Dealing with structural breaks, in Palgrave. *In*: HASSANI, H.; MILLS, T. C.; PATTERSON, K. (Eds.). **Handbook of Econometrics**, v. 1: Econometric Theory, New York, 2006.

PERRON, P.; YAMAMOTO, Y. A note on estimating and testing for multiple structural changes in models with endogenous regressors via 2SLS. **Econometric Theory**, v. 30, n. 2, p. 491-507, 2014.

\_\_\_\_\_. Using OLS to estimate and test for structural changes in models with endogenous regressors. **Journal of Applied Econometrics**, v. 30, n. 1, p. 119-144, 2015.

PORTUGAL, M. S.; MADALOZZO, R. C.; HILLBRECHT, R. O. Inflation, unemployment and monetary policy in Brazil. *In*: Encontro Brasileiro de Econometria, 21., 1999, Belém, Pará. **Anais...** Belém: SBE, 1999.

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 change of money wages in the United Kingdom 1861-1957. **Economica**, v. 25, n. 100, p. 283-299, 1958.

RAZIN, A.; BINYAMINI, A. Flattened inflation-output tradeoff and enhanced anti-inflation policy: outcome of globalization? **National Bureau of Economic Research**, 2007. (NBER Working Paper Series, n. 13280).

ROBERTS, J. M. New Keynesian economics and the Phillips curve. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 23, n. 4, p. 975-984, 1995.

ROBERTS, J. M. Monetary policy and inflation dynamics. **International Journal of Central Banking**, v. 2, n. 3, p. 193-230, 2006.

RUSSELL, B.; BANERJEE, A. The long-run Phillips curve and non-stationary inflation. **Journal of Macroeconomics**, v. 30, n. 4, p. 1792-1815, 2008.

RUSSELL, B.; CHOWDHURY, R. A. Estimating United States Phillips curves with expectations consistent with the statistical process of inflation. **Journal of Macroeconomics**, v. 35, p. 24-38, 2013.

SAMUELSON, P. A.; SOLOW, R. M. Analytical aspects of anti-inflation policy. **American Economic Review**, v. 50, n. 2, p. 177-194, 1960.

SBORDONE, A. **Globalization and inflation dynamics**: the impact of increased competition. Federal Reserve Bank of New York, 2008. (Staff Report, n. 324)

SCHWARTZMAN, F. F. Estimativa de curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 1, p. 137-155, 2006.

SHIROTA, T. Flattening of the Phillips curve under low trend inflation. **Economics Letters**, v. 132, p. 87-90, 2015.

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

TOMBINI, A. A.; ALVES, S. A. L. **The recent Brazilian disinflation process and costs**. Central Bank of Brazil, 2006. (Working Paper Series, n. 109).

TRISTÃO, T. S.; TORRENT, H. S. Relações não lineares na curva de Phillips: uma abordagem semi-paramétrica. **Economia Aplicada**, v. 19, n. 4, p. 679-703, 2015.

ZHANG, G.; OSBORN, D. R.; KIM, D. H. The New Keynesian Phillips curve: from sticky inflation to sticky prices. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 40, n. 4, p. 667-699, 2008.

WOODFORD, M. **Interest and prices**: foundations of a theory of monetary policy. Princeton: Princeton University Press. 2003.