

## **Instabilidades na Curva de Phillips Novo-Keynesiana: um estudo empírico para o Brasil**

Gabriela Bezerra de Medeiros

*Professora do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba, Brasil*

*E-mail: [gabriela.bm@hotmail.com](mailto:gabriela.bm@hotmail.com)*

Marcelo Savino Portugal

*Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE/UFRGS) e pesquisador CNPq, Brasil*

*E-mail: [mSP@ufrgs.com](mailto:mSP@ufrgs.com)*

Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón

*Professor do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE/UFPB), Brasil*

*E-mail: [edilean@hotmail.com](mailto:edilean@hotmail.com)*

**Resumo:** O trabalho analisa os determinantes da inflação no Brasil através da estimação da Curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK) proposta por Blanchard e Galí (2007) e a versão proposta por Galí e Gertler (1999). Além disso, realizamos testes de quebras estrutural para avaliar possíveis mudanças na dinâmica da inflação durante o período de 2002 a 2014. Os resultados indicaram que: i) os testes de quebra estrutural apontam a existência de pelo menos uma mudança estrutural 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 observado uma redução desse impacto nos últimos anos; iv) as mudanças na taxa de câmbio apenas tiveram efeitos sobre a inflação na primeira subamostra e tem perdido relevância no período mais recente; v) o efeito do hiato do produto sobre a inflação corrente diminuiu nos anos recentes.

**Palavras-Chave:** Curva de Phillips Novo-Keynesiana · Desemprego · Quebras estruturais · Endogeneidade · Brasil.

**Abstract :** This paper proposed to analyze the determinants of inflation in Brazil through the estimation of the new Keynesian Phillips curve (NKPC) proposed by Blanchard and Galí (2007) and the standard version proposed by Galí and Gertler (1999). In addition, we perform structural break tests to assess possible changes in the dynamics of inflation in Brazil during the period 2002 to 2014. The results indicated that: i) structural break tests indicate the existence of at least one structural change in the coefficients of 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) changes in the rate of exchange only had effects on inflation in the first subsample and losing relevance in the most recent period; v) the effect of the output gap on the current inflation has declined in recent years; vi) overall, we reject the null hypothesis of a vertical Phillips curve in the long term at a significance level of 5%, but not 1%.

**Keywords:** New Keynesian Phillips Curve · Unemployment · Structural breaks · Endogeneity · Brazil

**JEL Classification:** E31 · E24 · C50

### **1 Introdução**

O modelo Novo-Keynesiano tem surgido como um novo arcabouço teórico para análise da dinâmica de variáveis macroeconômicas (tais como, o produto e inflação), 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  $t$  à inflação esperada para o período  $t+1$  e a uma medida de custo marginal real das firmas, tal como o hiato do produto ou o custo unitário do trabalho.<sup>1,2</sup>

Nos últimos anos, vários trabalhos têm apresentado importantes contribuições à CPNK. Galí e Gertler (1999) e Christiano et al. (2005) propuseram um modelo híbrido onde a CPNK tem um componente *backward-looking*, isto é, a inflação corrente depende da inflação passada.<sup>3</sup> Mankiw e Reis (2002) introduziram o conceito de rigidez de informação e mostraram que isso gera inércia inflacionária. Woodford (2003) derivou uma CPNK híbrida a partir da suposição de que firmas não otimizadoras indexam parcialmente seus preços à inflação passada. Cogley e Sbordone (2006) apresentaram 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 verificaram que a CPNK resultante implica 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, inflação passada, do hiato do produto e de variações no hiato do produto. Quando comparado à versão padrão, essa nova versão da CPNK tem duas diferenças relevantes. Primeiro, a estabilização da inflação não é mais equivalente à estabilização do produto e, por isso, a política monetária depara-se com um *trade-off* entre estabilizar a inflação e o hiato do produto.<sup>4</sup> Isso ocorre porque a diferença entre o nível natural e o nível eficiente do produto não é mais constante, mas afetado por choques.<sup>5</sup> Segundo, a nova versão da CPNK torna possível analisar a relação entre inflação e desemprego. Em específico, a CPNK proposta por Blanchard e Galí (2007) permite expressar a inflação como função da inflação passada, da inflação esperada, da taxa de desemprego e dos choques de oferta.

Para o Brasil, embora exista uma grande quantidade de estudos sobre a Curva de Phillips, pouca atenção tem sido devotada à análise empírica da CPNK proposta por Blanchard e Galí (2007).<sup>6</sup> Por exemplo, Mazali e Divino (2010) estimaram a nova versão da CPNK e identificaram um bom grau de ajustamento aos dados brasileiros. Eles observaram ainda que inflação passada afeta mais fortemente a inflação corrente do que a inflação esperada, e que um aumento da taxa de desemprego reduz a inflação. Resultados diferentes podem ser observados no trabalho de Mendonça et al. (2012). Esses autores encontraram que, de maneira geral, a nova versão da CPNK tem dificuldades em representar a dinâmica

---

<sup>1</sup> A Curva de Phillips tornou-se conhecida a partir do trabalho do economista A. W. Phillips que, em 1958, constatou uma forte relação inversa entre inflação de salários e a taxa de desemprego no Reino Unido no período de 1861-1957. 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.

<sup>2</sup> A Curva de Phillips Novo-Keynesiana foi inicialmente derivada por Roberts (1995).

<sup>3</sup> Essa extensão tem permitido a CPNK reproduzir de forma mais adequada à persistência inflacionária apresentada pelos dados.

<sup>4</sup> Blanchard e Galí (2007) mostram que a CPNK padrão implica que a estabilização da inflação equivale à estabilização do produto, isto é, não há *trade-off* entre esses dois objetivos. Esse resultado é denominado por aqueles autores de “coincidência divina”.

<sup>5</sup> Seguindo Blanchard e Galí (2007), o produto eficiente é aquele produzido sob competição perfeita, enquanto o produto natural é aquele observado em uma economia com preços flexíveis e concorrência monopolística.

<sup>6</sup> Para detalhes sobre a estimação da Curva de Phillips para o Brasil, ver Portugal et al. (1999), Minella et al. (2003), Lima (2003), Muinhos (2004), Fasolo e Portugal (2004), Alves e Areosa (2005), Tombini e Alves (2006), Schwartzman (2006), Areosa e Medeiros (2007), Correa e Minella (2010), Carvalho (2010), Areosa et al. (2011), Arruda et al. (2011), Tristão e Torrent (2013), e Machado e Portugal (2014).

inflacionária brasileira no período recente. Os autores destacaram ainda que o efeito da taxa de desemprego sobre a inflação é próximo de zero.

Uma importante suposição em comum entre os trabalhos de Mazali e Divino (2010) e Mendonça et al. (2012) é que eles assumem que os parâmetros da CPNK permaneceram constantes ao longo dos períodos analisados. Em contraposição, desde 2000, 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; Aragón e Medeiros, 2013, 2014). 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, a proposta do presente trabalho é analisar os determinantes da inflação no Brasil através da estimação da CPNK proposta por Blanchard e Galí (2007), bem como testar a presença de mudanças estruturais nos coeficientes dessa equação. Adicionalmente, nós procuraremos verificar a estabilidade dos parâmetros da CPNK padrão, apresentada por Galí e Gertler (1999). Devido à endogeneidade dos regressores, a metodologia utilizada para testar quebras estruturais nos parâmetros da CPNK será aquela desenvolvida por Perron e Yamamoto (2013). O procedimento desenvolvido por esses autores baseia-se na estimação do modelo por mínimos quadrados ordinários (MQO) e por variáveis instrumentais (VI), o que possibilita estimar as datas das quebras estruturais e realizar os testes para verificar se essas quebras são estatisticamente significativas.

Na literatura, os trabalhos voltados a testar estabilidade dos parâmetros da CPNK tem analisado a dinâmica da inflação nos Estados Unidos. Zhang et al. (2008) procuraram caracterizar a natureza de possíveis mudanças na CPNK durante o período de 1968 a 2005. Os autores encontraram que o comportamento *forward-looking* da inflação desempenha um papel menor no regime de inflação alta e volátil quando comparado ao período de inflação moderada. Boldea et al. (2012) encontraram instabilidades nos parâmetros da CPNK para o período 1969 a 2005. Em específico, os resultados desses autores mostraram 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 (2013) analisaram a estabilidade da CPNK entre 1960 e 1997. Eles encontraram que após 1991, a CPNK perdeu o poder de explicar a dinâmica inflacionária norte-americana.

Entre os resultados obtidos pelo presente trabalho, nós destacamos os seguintes. Primeiro, os resultados dos testes de quebra estrutural indicam a existência de pelo menos uma mudança estrutural nos coeficientes da CPNK para o Brasil. Segundo, o componente *forward-looking* da inflação é dominante na explicação da dinâmica inflacionária brasileira, embora sua relevância tenha sido reduzida após 2004. Em contraposição, o efeito da inflação passado sobre a inflação corrente tem aumentado no período mais recente. Terceiro, a taxa de desemprego tem afetado negativamente a inflação, embora seja observado uma redução desse impacto nos últimos anos. Quarto, as mudanças na taxa de câmbio não tiveram efeitos sobre a inflação corrente para o modelo com parâmetros constantes. Porém, ao considerarmos as quebras estruturais, o efeito dessa variável foi positivo e estatisticamente significativo na primeira subamostra, mas perdeu relevância e tornou-se negativo no período mais recente. Quinto, com relação ao custo marginal real, nós observamos que o efeito do hiato do produto sobre a inflação corrente diminuiu nos anos recentes. Por último, na maior parte das regressões estimadas, nós rejeitamos a hipótese nula de uma curva de Phillips vertical no longo prazo a um nível de significância de 5%, mas não a 1%.

Além desta introdução, este trabalho está organizado em cinco seções. Na seção 2, apresentamos o modelo macroeconômico estrutural que fundamenta teoricamente este trabalho. Na seção 3, nós descrevemos a metodologia empírica usada para estimar a forma reduzida da nova versão da Curva de Phillips e testar a presença de quebras estruturais nos coeficientes dessa equação. Na quarta seção, apresentamos os dados utilizados nas estimações e descrevemos os resultados obtidos. A última seção é reservada às conclusões.

## 2 Modelo teórico

### 2.1 Firms e famílias

Blanchard e Galí (2007) assumem que existe um contínuo de firmas agindo em competição monopolística e cada uma produzindo um bem diferenciado. As firmas se deparam com uma curva de demanda isoelástica e são sujeitas a seguinte função de produção Cobb-Douglas:

$$Y = M^\alpha N^{1-\alpha}, \quad \alpha \in (0,1) \quad (1)$$

em que  $Y$  é o produto,  $M$  é o insumo não produzido sujeito a choques de oferta e  $N$  é o trabalho.<sup>7</sup>

É também assumido um grande número de famílias idênticas com preferências separáveis e uma função de utilidade instantânea dada por:

$$U(C, N) = \log(C) - \exp\{\xi\} \frac{N^{1+\phi}}{1+\phi} \quad (2)$$

onde  $C$  é o consumo composto com elasticidade de substituição entre os bens dada por  $\epsilon$ ,  $N$  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.

A taxa marginal de substituição (*tms*) entre consumo e trabalho é derivada da solução do problema das famílias. A *tms* (expressa em logaritmo natural) é dada por:

$$tms = c + \phi n + \xi \quad (3)$$

em que  $c$  e  $n$  denotam o logaritmo natural do consumo ( $C$ ) e do emprego ( $N$ ), respectivamente.

### 2.2 Alocação eficiente (primeiro melhor)

Como definido por Blanchard e Galí (2007), uma economia operando sob competição perfeita em todos os mercados deve apresentar o maior nível de produto (primeiro melhor). Nesta economia, existem alocações eficientes de todos os fatores de produção e nenhum desemprego involuntário. Da função de produção (1) e função de utilidade (2), o nível de produto expresso em logaritmo natural será:

$$y_1 = \alpha m + (1-\alpha)n_1 \quad (4)$$

com

$$n_1 = \left( \frac{1}{(1+\phi)} \right) [\log(1-\alpha) - \xi]$$

onde  $y_1$  e  $n_1$  são os níveis eficientes de produto e emprego, respectivamente, e  $m$  é o log do insumo não produzido.

### 2.3 Equilíbrio com preços flexíveis (segundo melhor)

O segundo melhor nível do produto (ou produto natural) é definido como o nível ótimo do produto sob competição monopolística. Neste caso, as firmas têm poder de mercado e por isso possuem um *mark up*  $\mu^p = \log[\epsilon/(\epsilon-1)]$  sobre o custo marginal, onde  $\epsilon$  é a elasticidade-preço da demanda. Das expressões (1) e (2), o nível de produto natural será:

$$y_2 = \alpha m + (1-\alpha)n_2 \quad (5)$$

sendo

---

<sup>7</sup> Para manter a notação mais simples, nós retiramos o subscrito tempo que indica a variável em tempo corrente.

$$n_2 = \left( \frac{1}{(1+\phi)} \right) \left[ \log(1-\alpha) - \mu^p - \xi \right]$$

onde  $y_2$  e  $n_2$  são os níveis ótimos de produto e emprego sob competição monopolística considerando preços e salários flexíveis. A diferença entre as Eqs. (4) e (5) é constante e igual a:

$$y_1 - y_2 = \delta = \frac{\mu^p (1-\alpha)}{(1+\phi)} \quad (6)$$

## 2.4 A Curva de Phillips Novo-Keynesiana

Seja uma economia fechada sob competição monopolística e salários flexíveis, então a CPNK pode ser expressa da seguinte forma:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa (y - y_2) \quad (7)$$

onde  $\beta \in (0,1)$  é o fator de desconto,  $\kappa = \lambda(1+\phi)/(1-\alpha)$ , com  $\lambda = \theta^{-1}(1-\theta)(1-\beta\theta)$  em que  $\theta \in (0,1)$  representa a fração de firmas *à la* Calvo (1983), isto é, as firmas não ajustam seus preços de modo predeterminado. As firmas possuem uma probabilidade de não ajustarem seus preços em qualquer dado período  $t$ . A Eq. (7) mostra que a inflação corrente ( $\pi_t$ ) depende da inflação esperada ( $E_t \pi_{t+1}$ ) condicionada ao conjunto de informação no período  $t$  e do hiato do produto, definido como a distância em logaritmo do produto atual ( $y$ ) do seu nível de produto natural ( $y_2$ ).

Observe que nem choques de oferta nem choques de preferência aparecem diretamente na Eq. (7). Os choques afetam indiretamente o nível de produto natural,  $y_2$ , e, conseqüentemente, o hiato do produto ( $y-y_2$ ). Desse modo, a Eq. (7) implica que estabilizar a inflação é equivalente a estabilizar o hiato do produto ( $y-y_2$ ). Porém, da Eq. (6), nós temos que a diferença entre  $y_1$  e  $y_2$  é constante e igual a  $\delta$ . Isso implica que em uma estrutura de mercado de competição monopolística e salários flexíveis, a estabilização do hiato do produto ( $y-y_2$ ) é equivalente a estabilizar o hiato entre o produto atual e o produto eficiente ( $y-y_1$ ). Isso é consequência da constante  $\delta$ , pois um choque de oferta adverso não altera  $\delta$  e, por isso, não cria qualquer incentivo para a autoridade monetária desviar de uma política de inflação constante (Blanchard e Galí, 2007).

## 2.5 Rigidez de salário real

Para analisar os efeitos da rigidez real, Blanchard e Galí (2007) supõem que o salário real deixa de ser igual à taxa marginal de substituição e passa a responder lentamente as condições de mercado de trabalho, como um resultado de alguma imperfeição ou atritos nesse mercado. O salário real ( $w$ ) é assumido ser ajustado parcialmente de acordo com a regra:

$$w = \gamma w_{t-1} + (1-\gamma) tms \quad (8)$$

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

Um importante pressuposto da Eq. (8) é que não existe nenhuma mudança nas preferências e, por isso, o nível do produto eficiente não é afetado, dado que este é derivado de uma economia com mercados competitivos. No entanto, o nível do produto do segundo melhor será afetado pela rigidez de salário em razão da estrutura de mercado de competição monopolística.

## 2.6 Equilíbrio com rigidez de salário real (segundo melhor)

Blanchard e Galí (2007) apresentam o segundo melhor nível do produto (ou produto natural) sob competição monopolística e rigidez de salário real da seguinte maneira:

$$[y_2 - y_1 + \delta] = \Theta [(y_2)_{t-1} - (y_1)_{t-1} + \delta] - \Theta(1-\alpha) [\Delta m + (1+\phi)^{-1} \Delta \xi] \quad (9)$$

em que  $\Theta \equiv \gamma\alpha / [\gamma\alpha + (1-\gamma)(1+\phi)] \in [0,1]$

A Eq. (9) mostra que a introdução da rigidez de salário real no modelo implica que o hiato entre o primeiro melhor e o segundo melhor nível ótimo de produto não é mais constante, pois é afetado por choques de oferta ( $\Delta m$ ) e choques de preferências ( $\Delta \xi$ ). Além disso,  $\Theta$  é crescente em  $\gamma$ , indicando que o tamanho e persistência dos desvios do hiato entre o primeiro melhor e o segundo melhor produto são crescentes com o grau de rigidez de salário real.

Os efeitos de um choque de oferta adverso (uma redução não esperada em  $m$ ) gera uma variação negativa no hiato da Eq. (9). Contudo, gradativamente o tamanho do hiato converge para seu nível de estado estacionário,  $\delta$ , uma vez que o salário é ajustado ao longo do tempo. Por sua vez, um choque de preferência (um aumento em  $\xi$ ) leva a uma redução tanto em  $y_1$  quanto em  $y_2$ . A redução em  $y_2$  é menor do que em  $y_1$ , de tal forma que  $y_2 - y_1 + \delta > 0$ , pois  $\delta$  é constante (Blanchard e Galí, 2007; Mazali e Divino, 2010).

## 2.7 A nova versão da Curva de Phillips Novo-Keynesiana

O modelo de Blanchard e Galí (2007) implica na seguinte relação entre inflação e o hiato do produto:

$$\pi = \beta E \pi_{t+1} + \frac{\lambda}{1-\gamma L} (x_2) \quad (10)$$

em que  $x_2 = (1-\alpha)^{-1} [(1-\gamma)(1+\phi)(y - y_2) + \gamma\alpha(\Delta y - \Delta y_2)]$ ,  $\lambda = \theta^{-1}(1-\theta)(1-\beta\theta)$  e  $L$  é o operador de defasagem.

Neste caso, estabilizar a inflação ainda é consistente com a estabilização do hiato do produto. No entanto, estabilizar o hiato do produto ( $y - y_2$ ) não é mais desejável, pois a medida importante do hiato do produto para o bem-estar é dada por ( $y - y_1$ ). Assim, na nova versão da CPNK, a distância entre o primeiro e o segundo melhor nível de produto não será mais constante, e sim afetado pelos choques.

A relação entre a inflação e o hiato do produto medida pelo produto atual e o primeiro melhor nível de produto é representada da seguinte forma:

$$\pi_t = \beta E \pi_{t+1} + \frac{\lambda}{1-\gamma L} (x_1) - \frac{\lambda\gamma\alpha}{1-\gamma L} [\Delta m + (1+\phi)^{-1} \Delta \xi] \quad (11)$$

sendo  $x_1 = (1-\alpha)^{-1} [(1-\gamma)(1+\phi)(y - y_1 + \delta) + \gamma\alpha(\Delta y - \Delta y_1)]$ . Essa equação mostra que inflação depende da inflação esperada, da defasagem distribuída da distância do produto corrente do primeiro melhor nível de produto e da defasagem distribuída de ambos os choques de oferta e de preferências. Dado isso, o modelo não implica mais em uma relação exata entre inflação e o hiato do produto relevante para o bem-estar ( $y - y_1$ ). Assim, não existe nenhum caminho que estabilize inflação e o hiato do produto na presença de choques.

De acordo com Blanchard e Galí (2007), é possível reescrever a 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:

$$\pi_t = \frac{1}{1+\beta} \pi_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta} E_t \pi_{t+1} - \frac{\lambda(1-\alpha)(1-\gamma)\phi}{\gamma(1+\beta)} u_t + \frac{\alpha\lambda}{1+\beta} \Delta v_t \quad (12)$$

onde  $\beta \in (0,1)$  é o fator de desconto,  $u_t$  é a taxa de desemprego e  $\Delta v_t$  é a mudança no preço real do insumo não produzido ( $M$ ) no tempo  $t$  considerada como uma medida de choque de oferta.

### 3 Estratégia empírica

Nesta seção, apresentamos a forma reduzida da nova versão da CPNK que será estimada e os testes de quebras estruturais que serão utilizados para verificar a estabilidade dos coeficientes da CPNK.

#### 3.1 Modelo empírico

A forma reduzida a ser estimada advém da Eq. (12) na forma estrutural e pode ser representada da seguinte maneira:

$$\pi_t = d_1\pi_{t-1} + d_2E_t\pi_{t+1} - d_3u_t + d_4\Delta v_t + \zeta_t \quad (13)$$

onde  $d_1 = \frac{1}{1+\beta}$ ,  $d_2 = \frac{\beta}{1+\beta}$ ,  $d_3 = \frac{\lambda(1-\alpha)(1-\gamma)\phi}{\gamma(1+\beta)}$ ,  $d_4 = \frac{\alpha\lambda}{1+\beta}$ , e  $\zeta_t$  é o termo de erro que assume ser independente e identicamente distribuído.<sup>8</sup>

Da Eq. (13), 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 dos insumos não produzidos ( $M$ ). Baseado no fato de que  $\beta \in (0,1)$ , podemos observar que a forma estrutural atribui as seguintes restrições sobre os parâmetros  $d_1$  e  $d_2$ :<sup>9</sup>

$$d_1, d_2 \in (0,1) \text{ e } d_1 + d_2 = 1 \quad (14)$$

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).

Além da especificação (13), nós seguiremos Galí e Gertler (1999) e estimaremos a CPNK padrão:

$$\pi_t = d_1\pi_{t-1} + d_2E_t\pi_{t+1} + d_3x_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

onde  $x_t$  representa o custo marginal real das firmas. Para essa variável, duas *proxies* serão utilizadas, a saber: i) a participação da massa salarial no PIB nominal (ou custo real unitário do trabalho);<sup>10</sup> e ii) o hiato do produto.

#### 3.2 Testes de quebra estrutural

É vasta a literatura sobre testes para quebra estrutural nos parâmetros de uma regressão.<sup>11</sup> Novos trabalhos tem surgido e considerado o problema de realizar testes para quebras estruturais em equações com regressores endógenos. Hall et al. (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 (2013) apresentam uma prova dos resultados de Hall et al. (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 seguiremos Perron e Yamamoto (2013) e usaremos um procedimento alternativo para testar quebras estruturais em

<sup>8</sup> É comum a exclusão da constante na estimação da CPNK, portanto não incluiremos a constante nas regressões. Ver, por exemplo, Blanchard e Galí (2007), Mendonça et al (2012), Alves e Correa (2013), entre outros.

<sup>9</sup> O fator de desconto  $\beta$  é sobreidentificado no modelo, uma vez que  $\beta_1$  e  $\beta_2$  são funções únicas de  $\beta$ .

<sup>10</sup> Isso é correto sobre a hipótese de uma função de produção Cobb-Douglas (Galí e Gertler, 1999).

<sup>11</sup> São inúmeros os trabalhos estatísticos e econométricos sobre testes para quebras estruturais. Para uma revisão sobre este tema, ver Perron (2006).

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 em 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 de quebra apresentados por Bai e Perron (1998, 2003a) possam ser utilizados; iii) como os regressores gerados pelo procedimento de variáveis instrumentais (VI) tem menos variação quadrática do que os regressores originais, uma alteração nos verdadeiros parâmetros leva a uma maior mudança na média condicional da 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:

$$\pi = \bar{X}d + \zeta \quad (16)$$

onde  $\pi = (\pi_1, \dots, \pi_T)'$  é 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.

Utilizaremos 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  $(\lambda_1^0, \dots, \lambda_b^0) = (T_1^0/T, \dots, T_b^0/T)$ . Desse modo, perceba que o Processo Gerador dos Dados (DGP) para (16) pode ser representado da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} \pi &= \bar{X}_0 d^0 + P_{\bar{X}_0} \zeta + (I - P_{\bar{X}_0}) \zeta \\ &= \bar{X}_0 [d^0 + (\bar{X}_0' \bar{X}_0)^{-1} \bar{X}_0' \zeta] + (I - P_{\bar{X}_0}) \zeta = \bar{X}_0 d_T^* + \zeta^* \end{aligned} \quad (17)$$

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

$$\pi = \bar{X}d^* + \zeta^* \quad (18)$$

As estimativas das datas das quebras são representadas por:

$$(\hat{T}_1^*, \dots, \hat{T}_b^*) = \arg \min_{T_1, \dots, T_b} SSR_T^*(T_1, \dots, T_b) \quad (19)$$

onde  $SSR_T^*(T_1, \dots, T_b) = (\pi - \bar{X}d^*)'(\pi - \bar{X}d^*)$  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 (2013) revelam que as estimativas das frações das quebras  $(\hat{\lambda}_1^*, \dots, \hat{\lambda}_b^*) = (\hat{T}_1^*/T, \dots, \hat{T}_b^*/T)$  são consistentes e tem a mesma taxa de convergência que aquelas obtidas pela abordagem MQO usual com regressores não correlacionados com os erros.



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

$$F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; p) = \frac{1}{T} \left( \frac{T - (k+1)}{kp} \right) \hat{d}^{*'} R' (R\hat{V}(\hat{d}^*)R')^{-1} R\hat{d}^* \quad (20)$$

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

$$\sup F_T(k; p) = F_T(\hat{\lambda}_1^*, \dots, \hat{\lambda}_k^*; p) \quad (21)$$

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. Seja um modelo com  $l$  quebras, as estimativas das datas das quebras serão obtidas através de um procedimento sequencial (Bai, 1997; Bai e Perron, 1998). O procedimento apresentado por Bai e Perron (1998, 2003a) implica em 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>12</sup> Neste caso, Perron e Yamamoto (2013) 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 o método baseado em MQO sendo adequado para várias situações, nós também estimaremos as datas das quebras e realizaremos os testes para quebras estruturais baseados no procedimento de VI. Para isso, assumamos 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  $T$  por  $q_z$ . Com isso, as datas desconhecidas das quebras serão estimadas levando em consideração as variáveis observadas  $(\pi, X, Z)$ . Assim, a regressão de VI será representada por:

$$\pi = \bar{X}^* d + \tilde{\zeta} \quad (22)$$

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

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_b) = \arg \min_{T_1, \dots, T_b} SSR_T(T_1, \dots, T_b) \quad (23)$$

em que  $SSR_T$  é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão (22) estimada por MQO e avaliada na  $(T_1, \dots, T_b)$ .

Didaticamente, o procedimento de VI seguirá os seguintes passos:

<sup>12</sup> Para melhor conhecimento sobre testes de quebra estrutural considerando mudanças na distribuição marginal dos regressores, ver Hansen (2000).

- i) estimaremos as formas reduzidas das variáveis endógenas por MQO, encontraremos as datas das quebras sequencialmente e utilizaremos os testes  $\sup F_T$  e  $F_T(l+1|l)$  para testar a significância estatística dessas mudanças;
- ii) se a forma reduzida não for estável, nós obteremos os valores preditos dos regressores endógenos em cada subamostra delimitada pelas datas das quebras estimadas no passo (i). Caso contrário, os regressores gerados serão obtidos considerando a amostra completa;
- iii) nós estimaremos as Eqs. (13) e (15) com os regressores endógenos substituídos pelo regressores gerados no passo (ii) e usaremos a estatística  $\sup F_T$  e  $F_T(l+1|l)$  para testar a existência de quebras estruturais nessas equações.

Se a forma reduzida é instável, a mudança na distribuição marginal dos regressores na equação estrutural estimada 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 seguiremos Perron e Yamamoto (2013) e utilizaremos o método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000).

Vale ressaltar ainda que o procedimento de VI descrito acima é eficiente quando comparado ao de Hall et al. (2012) porque utiliza toda informação da amostra, conforme destacam Perron e Yamamoto (2013, 2014).<sup>13</sup>

## 4 Resultados

### 4.1 Dados e testes de raiz unitária

As especificações (13) e (15) da CPNK são estimadas utilizando dados mensais para o período de março de 2002 a março de 2014. As razões para iniciarmos a análise em 2002 são as mudanças metodológicas implementadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) no cálculo da taxa de desemprego. Todas as séries foram obtidas dos *sites* do IBGE, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e do Banco Central do Brasil (BCB).

A taxa de inflação ( $\pi_t$ ) será a inflação mensal medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).<sup>14</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. A primeira medida, denotada por INFESPMD, corresponderá a média tomada para todos os dias do mês da expectativa da inflação para o mês seguinte. A segunda medida, denotada por INFESP30, será a expectativa de inflação no último dia do mês para a inflação do próximo mês. Em ambos os casos, utilizaremos a mediana das previsões diárias obtidas das instituições financeiras que estão incluídas na pesquisa FOCUS.

Para a taxa de desemprego ( $u_t$ ), nós utilizaremos 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 através do método X12-ARIMA. Adicionalmente, nós estimaremos a nova versão da CPNK considerando o hiato da taxa de desemprego (HIATODES), isto é, a diferença entre a taxa de desemprego e a sua tendência estimada pelo filtro de Hodrick-Prescott (HP).

Seguindo Mazali e Divino (2010) e Mendonça et al. (2012), o choque de oferta ( $\Delta v_t$ ) será 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:

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

<sup>13</sup> O procedimento de Hall et al. (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.

<sup>14</sup> O IPCA é calculado IBGE e é o índice de preços utilizado pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) como referência para o regime de metas de inflação.

A participação da massa salarial no PIB nominal (CM) corresponderá ao total de pessoas ocupadas (e que receberam remuneração) multiplicado pelo rendimento nominal médio do trabalho principal efetivamente recebido e dividido pela estimativa do PIB nominal mensal calculado pelo Banco Central do Brasil.<sup>15</sup> Essa variável foi sazonalmente ajustada através do método X12-ARIMA.

O hiato do produto ( $y_t$ ) será mensurado pela diferença percentual entre o índice de produção industrial ajustado sazonalmente e o produto potencial e será designado de HIATOPROD. O produto potencial é uma variável não observável e, por esse motivo, deve ser estimada. Nós obteremos a variável *proxy* para o produto potencial usando o filtro HP.

A estacionariedade das variáveis do modelos foram verificadas a partir de três testes, a saber: ADF (Augmentend Dickey-Fuller); Phillips-Perron (PP); e KPSS, proposto por Kwiatkowski et al. (1992). A hipótese nula dos testes ADF, PP é que a série é não-estacionária (ou raiz unitária), enquanto o teste KPSS testa a hipótese nula de que a série é estacionária. Como indicado por Ng e Perron (2001), a escolha do número de defasagens ( $k$ ) se baseou no critério de informação Akaike Modificado (MAIC) considerando um número máximo de defasagens de  $k_{max} = \text{int}(12(T/100)^{1/4}) = 13$ . Foram incluídas como componentes determinísticos a constante ( $c$ ) e uma tendência linear ( $t$ ) para o caso em que este último componente foi estatisticamente significativo. Os resultados da Tabela 1 mostram que, em geral, as séries do modelo são estacionárias.

**Tabela 1 – Testes de raiz unitária**

Variáveis	Regressores exógenos	ADF(k)	PP	KPSS
INF	c	-4,723*** (0)	-4,852**	0,336
INFESPMD	c	-2,634* (12)	-5,006***	0,386*
INFESP30	c	-2,890** (12)	-4,745***	0,427*
DES	c,t	-4,117*** (0)	-4,203***	0,050
HIATODES	c	-4,283*** (0)	-4,359***	0,039
CM	c	-2,182(4)	-3,186**	0,292
HIATOPROD	c	-3,395** (0)	-3,653***	0,040
CHOQUE	c	-3,925*** (3)	-3,726***	0,128

Nota: \*\*\* denota significância a 1%, \*\* a 5%, \* a 10%.

## 4.2 A CPNK com parâmetros constantes

Inicialmente, nós procuramos analisar a CPNK levando em consideração que os parâmetros dessa equação são constantes. 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 *proxys* para as expectativas de inflação e custo marginal real. Além disso, as especificações são estimadas com a matriz de covariância robusta a heterocedasticidade e autocorrelação serial nos resíduos. O conjunto de instrumentos a serem usados na estimação da Eq. (13) da CPNK 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 Eq. (15), utilizamos as defasagens até a segunda ordem da inflação e do custo real unitário do trabalho, e uma defasagem da inflação esperada. Estes instrumentos implicam em 3 e 2 restrições de sobre-identificação no caso das Eqs. (13) e (15), respectivamente. A validade destas restrições é testada através do teste  $J$  de Hansen (1982). Uma preocupação comum que surge quando utilizamos variáveis instrumentais é verificar se os instrumentos são fracos, pois 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. Para tanto,

<sup>15</sup> 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.

usaremos dois testes: o teste de Cragg-Donald e o de Kleibergen-Paap, para testar a hipótese nula de que os instrumentos são fracos.<sup>16,17</sup>

A Tabela 2 apresenta os resultados das estimativas da nova versão da CPNK, considerando diferentes *proxys* para o desemprego (DES e HIATODES) e inflação esperada (INFESPMD e INFESP30). De início, temos que não podemos rejeitar a hipótese nula de que as restrições de sobre-identificação são satisfeitas, conforme aponta o teste *J*. Quanto aos testes de Cragg-Donald e Kleibergen-Paap, os resultados indicam que podemos rejeitar a hipótese nula de que os instrumentos utilizados nas regressões são considerados fracos.

**Tabela 2 – Estimativas da nova versão da CPNK**

Variáveis	VI	MGM	VI	MGM	VI	MGM	VI	MGM
INF <sub>1</sub>	0,540*** (0,083)	0,530*** (0,042)	0,432*** (0,081)	0,462*** (0,042)	0,523*** (0,083)	0,539*** (0,043)	0,436*** (0,078)	0,475*** (0,041)
INFESPMD	0,760*** (0,155)	0,783*** (0,136)	-	-	0,575*** (0,089)	0,563*** (0,064)	-	-
INFESP30	-	-	0,946*** (0,145)	0,868*** (0,146)	-	-	0,674*** (0,084)	0,616*** (0,068)
DES	-0,011 (0,007)	-0,012* (0,006)	-0,015** (0,007)	-0,014** (0,006)	-	-	-	-
HIATODES	-	-	-	-	-0,091** (0,038)	-0,095*** (0,034)	-0,083** (0,036)	-0,087*** (0,032)
CHOQUE	0,008 (0,006)	0,009 (0,006)	0,006 (0,006)	0,008 (0,006)	0,008 (0,006)	0,010* (0,006)	0,007 (0,006)	0,007 (0,005)
d <sub>1</sub> +d <sub>2</sub> =1 (p-valor)	5,63 (0,018)	6,71 (0,010)	7,77 (0,005)	7,00 (0,008)	4,28 (0,039)	4,062 (0,044)	4,87 (0,027)	2,685 (0,101)
J-statistic (p-valor)	0,927	0,684	0,665	0,668	0,684	0,582	0,202	0,035
Cragg-Donald F-stat	22,89 <sup>†</sup>	22,89 <sup>†</sup>	20,03 <sup>†</sup>	20,03 <sup>†</sup>	30,51 <sup>†</sup>	30,51 <sup>†</sup>	31,18 <sup>†</sup>	31,18 <sup>†</sup>
Kleibergen-Paap F-stat	17,18 <sup>†</sup>	15,84 <sup>†</sup>	19,78 <sup>†</sup>	18,51 <sup>†</sup>	23,18 <sup>†</sup>	47,04 <sup>†</sup>	24,57 <sup>†</sup>	50,28 <sup>†</sup>
R <sup>2</sup> -ajustado	0,563	0,558	0,603	0,603	0,588	0,581	0,622	0,625

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%.

Com relação aos coeficientes estimados temos que as variáveis inflação passada e esperada para todos os casos foram estatisticamente significantes e apresentaram os sinais esperados. No entanto, podemos notar que o componente *forward-looking* possui uma influência maior do que a inflação passada. Esse resultado está em linha com os trabalhos para a economia americana de Galí e Gertler (1999) e Perron e Yamamoto (2013) e para o Brasil, com os trabalhos de Areosa et al. (2011), Mendonça et al. (2012) e Tristão e Hudson (2013). No que se refere aos coeficientes estimados para a taxa de desemprego, temos que, em geral, eles são significativos e possuem o sinal esperado. Entretanto, notamos que o impacto dessa variável é mais relevante quando consideramos a regressão com o hiato do desemprego. Assim, conforme observado por Alves e Correa (2013) e Mazali e Divino (2010), pudemos averiguar que a dinâmica do mercado de trabalho tem impacto sobre a dinâmica do nível de preços na economia brasileira. Quanto ao coeficiente medindo o efeito do choque de oferta sobre a inflação, nós observamos que ele foi positivo, mas estatisticamente significativo a 10% em uma especificação. Por último, verificamos 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, em geral, rejeitada a um nível de significância de 5%, mas não a 1%. Evidências desfavoráveis a hipótese de verticalidade da curva de Phillips também são encontradas em Areosa et al. (2011) e Mendonça et al. (2012).

<sup>16</sup> 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  $\nu$  (por exemplo,  $\nu=5\%$ ).

<sup>17</sup> O teste de Kleibergen-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.

A Tabela 3 apresenta as estimativas para a CPNK padrão, expressa pela Eq. (15). Nós obtivemos os coeficientes para diferentes especificações onde duas *proxys* são adotadas como o custo marginal das firmas, sendo elas: a participação da massa salarial no PIB nominal (CM) e o hiato do produto (HIATOPROD). Além disso, utilizamos diferentes medidas de inflação esperada (INFESPMD e a INFESP30). Os resultados dos testes indicam que podemos rejeitar a hipótese nula de que os instrumentos são fracos. Com relação ao teste de sobre-identificação, não podemos rejeitar a hipótese de que as restrições são satisfeitas.

Posto isto, os resultados da Tabela 3 mostram que os coeficientes estimados são, de forma geral, consistentes com a teoria. Para as diferentes especificações, os componentes *backward-looking* e *forward-looking* apresentaram-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 das medidas de custo marginal real das firmas possuem os sinais esperados. Assim sendo, um aumento (redução) no custo marginal real das firmas está associado com um aumento (redução) na inflação. Com relação às estimativas dos efeitos do custo real unitário do trabalho, os resultados foram de magnitudes relevantes e estatisticamente significantes. Por outro lado, apesar das estimativas dos efeitos do hiato do produto apresentarem o sinal esperado, estas não são estatisticamente significantes. 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 et al. (2011), Areosa (2010), Schwartzman (2006), Alves e Areosa (2005). Quanto a verticalidade da Curva de Phillips no longo prazo, em geral, nós rejeitamos a hipótese  $H_0: d_1+d_2=1$  a 5%, mas não a 1% de significância.

**Tabela 3 – Estimativas da CPNK padrão**

Variáveis	VI	MGM	VI	MGM	VI	MGM	VI	MGM
INF <sub>1</sub>	0,520 <sup>***</sup>	0,479 <sup>***</sup>	0,346 <sup>***</sup>	0,327 <sup>***</sup>	0,552 <sup>***</sup>	0,557 <sup>***</sup>	0,433 <sup>***</sup>	0,445 <sup>***</sup>
	(0,095)	(0,068)	(0,108)	(0,088)	(0,090)	(0,080)	(0,078)	(0,060)
INFESPMD	0,920 <sup>***</sup>	1,061 <sup>***</sup>	-	-	0,553 <sup>***</sup>	0,557 <sup>***</sup>	-	-
	(0,251)	(0,275)			(0,095)	(0,079)		
INFESP30	-	-	1,283 <sup>***</sup>	1,346 <sup>***</sup>	-	-	0,699 <sup>***</sup>	0,697 <sup>***</sup>
			(0,271)	(0,325)			(0,088)	(0,082)
CM	0,073 <sup>*</sup>	0,089 <sup>**</sup>	0,112 <sup>***</sup>	0,118 <sup>***</sup>	-	-	-	-
	(0,037)	(0,042)	(0,041)	(0,005)				
HIATOPROD	-	-	-	-	0,003	0,001	0,003	0,002
					(0,006)	(0,005)	(0,006)	(0,005)
$d_1+d_2=1$	4,43	5,11	8,10	7,49	4,65	4,62	6,02	5,00
(p-valor)	(0,035)	(0,024)	(0,004)	(0,006)	(0,031)	(0,032)	(0,014)	(0,025)
J-statistic	0,511	0,247	0,634	0,512	0,676	0,501	0,644	0,629
(p-valor)								
Cragg-Donald	17,37 <sup>†</sup>	17,37 <sup>†</sup>	15,03 <sup>†</sup>	15,03 <sup>†</sup>	74,99 <sup>†</sup>	74,99 <sup>†</sup>	61,73 <sup>†</sup>	61,73 <sup>†</sup>
F-stat								
Kleibergen-	8,16 <sup>††</sup>	17,59 <sup>†</sup>	15,02 <sup>†</sup>	22,44 <sup>†</sup>	80,39 <sup>†</sup>	82,44 <sup>†</sup>	44,51 <sup>†</sup>	59,67 <sup>†</sup>
Paap F-stat								
R <sup>2</sup> -ajustado	0,553	0,538	0,577	0,566	0,564	0,563	0,604	0,603

Notas: <sup>\*\*\*</sup> denota significância a 1%, <sup>\*\*</sup> a 5%, <sup>\*</sup> 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% e <sup>††</sup> a 10%.

### 4.3 A CPNK com quebra estrutural

Na subseção anterior, nós analisamos os determinantes da inflação considerando que os coeficientes da CPNK são estáveis (ou constantes) ao longo do período em análise. Agora, investigaremos a presença de quebras estruturais nos parâmetros das Eqs. (13) e (15), considerando as diferentes especificações utilizadas na estimação com parâmetros constantes.

Os procedimentos empregados são baseados nos métodos de MQO e VI. Iniciaremos verificando a estabilidade dos parâmetros nas formas reduzidas como procedimento para a utilização dos testes de quebra estrutural no método baseado em VI. Na Tabela 4 apresentamos os resultados dos testes de quebra estrutural e as estimativas das datas das quebras para a forma reduzida de cada variável endógena da Eq.

(13), levando em consideração as quatro diferentes especificações. Para todos os testes de quebra estrutural, nós consideramos o procedimento sequencial de Bai e Perron (1998), onde foi fixado o número máximo de 3 quebras e utilizado um corte de 15% dos dados. Além disso, seguimos Perron e Yamamoto (2013) e utilizamos o método de *bootstrap* com regressores fixados de Hansen (2000). Com relação aos resultados dos testes, só pudemos constatar duas quebras na primeira equação da especificação (I).

**Tabela 4 - Testes de quebra estrutural para as formas reduzidas da nova versão da CPNK**

Especificações	Variável dependente	SupF(1)	$F_T(2 1)$	$F_T(3 2)$	Datas das quebras
(I)	INFESPMD	34,35 <sup>[*]</sup>	25,87 <sup>[**]</sup>	8,541	04:07;10:08
	CHOQUE	20,97	-	-	-
	DES	12,09	-	-	-
(II)	INFESP30	22,40	-	-	-
	CHOQUE	20,29	-	-	-
	DES	12,54	-	-	-
(III)	INFESPMD	23,38	-	-	-
	CHOQUE	19,36	-	-	-
	HIATODES	11,18	-	-	-
(IV)	INFESP30	20,12	-	-	-
	CHOQUE	15,08	-	-	-
	HIATODES	11,56	-	-	-

Nota: <sup>[\*\*]</sup> denota significância a 5%, <sup>[\*]</sup> 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.

Nós agora voltamos para a questão de estabilidade da nova versão da CPNK. Na Tabela 5, temos 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 nova versão da CPNK. Por sua vez, o método baseado em VI aponta a existência de uma quebra estrutural para 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 pelo método sequencial de Bai e Perron (1998) indicaram que os coeficientes das especificações (I), (II) e (IV) mudaram no primeiro bimestre de 2004, enquanto os coeficientes da especificação (III) apresentaram uma alteração no terceiro trimestre de 2005.

**Tabela 5 - Testes para quebra estrutural da nova versão da CPNK**

Especificações	Sup $F_T(1)$	$F_T(2 1)$	$F_T(3 2)$	Data da quebra
<b>Método baseado em MQO</b>				
(I)	27,79	-	-	-
(II)	24,88	-	-	-
(III)	24,13	-	-	-
(IV)	21,38	-	-	-
<b>Método baseado em VI</b>				
(I)	58,64 <sup>[***]</sup>	10,47	-	04:01
(II)	50,22 <sup>[***]</sup>	12,26	-	04:02
(III)	50,47 <sup>[***]</sup>	5,015	-	05:09
(IV)	47,52 <sup>[***]</sup>	7,555	-	04:01

Nota: <sup>[\*\*\*]</sup> denota significância a 1%, <sup>[\*\*]</sup> a 5%, <sup>[\*]</sup> 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.

Após verificar a estabilidade dos parâmetros e estimar as datas das quebras, o próximo passo é estimar a curva de Phillips para os subperíodos determinados pela data da quebra. Nós estimamos a CPNK por VI, e os resultados são apresentados na Tabela 6. De início, pode-se observar que o efeito da taxa de desemprego sobre a inflação corrente tem se tornado menor nos anos recentes. Em relação ao choque cambial, as estimativas se mostraram positivas e significativas durante o 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 foi verificado por Mendonça et al. (2012).

O conjunto dos resultados revela ainda que, nos anos recentes, o efeito da inflação passada sobre a inflação corrente tem aumentado, enquanto que o efeito da inflação esperada tem diminuído. Apesar disso, o componente *forward-looking* da inflação foi mais importante do que o componente *backward-looking* em ambos os subperíodos. Segundo Zhang et al. (2008), as mudanças na dinâmica inflacionária podem estar associadas com diferentes políticas monetárias, especialmente o comportamento dos componentes *backward-looking* e *forward-looking*. Os resultados empíricos obtidos em Medeiros et al. (2014) sugerem mudanças na condução da política monetária no terceiro trimestre de 2003 e isto pode ter induzido as mudanças naqueles componentes. 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%.

**Tabela 6 – Estimativas da nova versão da CPNK com quebras estruturais**

Variáveis	VI		VI		VI		VI	
	02:05-04:01	04:02-14:03	02:05-04:02	04:03-14:03	02:05-05:09	05:10-14:03	02:05-04:01	04:02-14:03
INF <sub>1</sub>	0,340 <sup>*</sup> (0,184)	0,410 <sup>***</sup> (0,065)	0,246 <sup>*</sup> (0,142)	0,354 <sup>***</sup> (0,070)	0,442 <sup>***</sup> (0,077)	0,339 <sup>***</sup> (0,121)	0,258 <sup>**</sup> (0,104)	0,325 <sup>***</sup> (0,108)
INFESPMD	2,228 <sup>**</sup> (0,868)	0,840 <sup>***</sup> (0,116)	-	-	0,744 <sup>***</sup> (0,117)	0,772 <sup>***</sup> (0,149)	-	-
INFESP30	-	-	1,826 <sup>***</sup> (0,453)	0,930 <sup>***</sup> (0,123)	-	-	0,975 <sup>***</sup> (0,156)	0,757 <sup>***</sup> (0,129)
DES	-0,075 <sup>**</sup> (0,038)	-0,010 <sup>**</sup> (0,005)	-0,051 <sup>***</sup> (0,019)	-0,012 <sup>**</sup> (0,005)	-	-	-	-
HIATODES	-	-	-	-	-0,127 <sup>**</sup> (0,056)	-0,072 (0,048)	-0,238 <sup>***</sup> (0,090)	-0,021 (0,040)
CHOQUE	0,043 <sup>***</sup> (0,012)	-0,004 <sup>**</sup> (0,002)	0,026 <sup>**</sup> (0,011)	-0,004 <sup>*</sup> (0,002)	0,029 <sup>***</sup> (0,004)	-0,006 <sup>*</sup> (0,003)	0,023 <sup>***</sup> (0,005)	-0,004 (0,003)
$d_1+d_2=1$ (p-valor)	4,743 (0,029)	7,053 (0,008)	8,756 (0,003)	8,274 (0,004)	8,883 (0,003)	3,811 (0,051)	9,712 (0,002)	3,101 (0,078)
R <sup>2</sup> -ajustado	0,694		0,732		0,704		0,717	

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

Os testes de quebra estrutural serão agora realizados para a CPNK padrão. A Tabela 7 apresenta os resultados dos testes de quebra estrutural para as formas reduzidas e os resultados apontam que há pelo menos uma quebra nas especificações (V) e (VI) em que as variáveis dependentes são INFESPMD e INDESP30. Já o teste  $F_T(l+1|l)$  indica a existência de três quebras na forma reduzida da inflação esperada na especificação (VI). 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 8, em apenas uma especificação o teste  $SupF$  permite rejeitar a hipótese nula de ausência de quebra estrutural nos parâmetros da Curva de Phillips tanto pelo método baseado em MQO quanto em VI. Além disso, apenas o método baseado em MQO indica a existência de duas quebras a partir do teste  $F_T(l+1|l)$ . A data da primeira quebra (janeiro de 2004) coincide nos dois métodos utilizados, e a segunda quebra se dá em dezembro de 2005. Como discutido acima, essa mudança na dinâmica da inflação pode ser reflexos de mudanças na política monetária brasileira já que o tempo coincide.

**Tabela 7 - Testes de quebra estrutural para as formas reduzidas da CPNK padrão**

Especificação	Variável dependente	SupF(1)	$F_T(2 1)$	$F_T(3 2)$	Datas das quebras
(V)	INFESPMD	24,28 <sup>[**]</sup>	13,88	-	05:01
	CM	5,889	-	-	-
(VI)	INFESP30	20,52 <sup>[*]</sup>	15,44 <sup>[*]</sup>	15,12 <sup>[**]</sup>	05:01;06:10;09:11
	CM	6,109	-	-	-
(VII)	INFESPMD	11,16	-	-	-
	HIATOPROD	15,71	-	-	-
(VIII)	INFESP30	9,974	-	-	-
	HIATOPROD	13,99	-	-	-

Nota: <sup>[\*\*]</sup> denota significância a 5%, <sup>[\*]</sup> 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 - Testes para quebra estrutural na CPNK padrão**

Especificações	Sup $F_T(1)$	$F_T(2 1)$	$F_T(3/2)$	Data da quebra
<b>Método baseado em MQO</b>				
(V)	2,926	-		-
(VI)	1,357	-		-
(VII)	29,27	-		-
(VIII)	31,81 <sup>[*]</sup>	15,52 <sup>[**]</sup>	3,265	04:01;05:10
<b>Método baseado em VI</b>				
(V)	2,204	-	-	-
(VI)	7,328	-	-	-
(VII)	15,24	-	-	-
(VIII)	22,56 <sup>[**]</sup>	5,614		04:01

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.

Como mostra a Tabela 8, registramos apenas quebras na especificação (VIII), portanto iremos estimá-la considerando os subperíodos determinados pela data da quebra (2002:02-2004:01 e 2004:02-2014:03), seguindo o método baseado em VI. Já o método baseado em MQO implica na estimação de três subperíodos determinados pelas datas das quebras (2002:05-2004:01, 2004:02-2005:10 e 2005:11-2014:03). Os resultados foram estimados por VI e apresentados na Tabela 9. Destacamos as estimativas do hiato do produto no primeiro regime, sendo estas positivas, estatisticamente significativas e em magnitude considerável. Como discutido anteriormente o hiato do produto não tem apresentado resultado satisfatório no ajuste da curva de Phillips, e uma possível justificativa para esse resultado é a presença de quebras nos parâmetros dessas regressões. Ainda com relação a variável hiato do produto notamos que o seu impacto tem se reduzido no segundo regime, isto é, o hiato do produto tem afetado menos a dinâmica da inflação nos últimos anos. Uma possível explicação para isso é que a indústria brasileira parece mais desaquecida pressionando o hiato do produto para baixo (Alves e Correa, 2013). Observamos também uma redução no componente *forward-looking* entre os regimes. Já as estimativas que mensuram o impacto da inflação em  $t-1$  foram estatisticamente significativas apenas nos últimos subperíodos, o que nos leva a entender que essa variável tem aumentado sua importância na dinâmica da inflação.

**Tabela 9 – Estimativas da CPNK padrão com Quebras Estruturais**

Variáveis	VI		VI		
	02:05-04:01	04:02-14:03	02:05-04:01	04:02-05:10	05:11-14:03
INF <sub>1</sub>	0,126 (0,179)	0,250 <sup>***</sup> (0,074)	0,126 (0,179)	-0,001 (0,167)	0,282 <sup>***</sup> (0,084)
INFESP30	1,500 <sup>***</sup> (0,443)	0,845 <sup>***</sup> (0,090)	1,500 <sup>***</sup> (0,443)	1,157 <sup>***</sup> (0,210)	0,821 <sup>***</sup> (0,107)
HIATOPROD	0,140 <sup>**</sup> (0,068)	0,001 (0,004)	0,140 <sup>**</sup> (0,068)	-0,074 <sup>**</sup> (0,046)	0,002 (0,004)
$d_1+d_2=1$ (p-valor)	4,737 (0,030)	7,507 (0,006)	4,737 (0,030)	2,897 (0,089)	6,395 (0,011)
R <sup>2</sup> -ajustado	0,640		0,637		

Nota: \*\*\* denota significância a 1%, \*\* a 5%, \* a 10%. Os erros padrão estão entre os parênteses. † Indica que o viés relativo do estimador de VI em relação ao estimador MQO é no máximo 5%.

## 5 Conclusão

Este trabalho propôs analisar os determinantes da inflação no Brasil através da estimação da CPNK proposta por Blanchard e Galí (2007), bem como testar a presença de mudanças estruturais nos coeficientes dessa equação. Adicionalmente, nós procuramos verificar a estabilidade dos parâmetros da CPNK padrão, apresentada por Galí e Gertler (1999). Devido à endogeneidade dos regressores, a metodologia utilizada para testar quebras estruturais nos parâmetros da CPNK foi aquela desenvolvida por Perron e Yamamoto (2013). O procedimento desenvolvido pelos autores baseia-se na estimação do modelo por mínimos quadrados ordinários (MQO) e por variáveis instrumentais (VI), o que possibilitou



estimar as datas das quebras estruturais e realizar os testes para verificar se essas quebras são estatisticamente significativas.

Primeiramente consideramos que os parâmetros das regressões são constantes e analisamos os resultados da CPNK em sua nova versão e na forma padrão. Em ambos os modelos, observamos a dominância do componente *forward-looking*. Em específico, na nova versão da CPNK os resultados revelaram a importância das variáveis *proxys* como medida de desemprego sobre a inflação. As mudanças na taxa de câmbio não tiveram efeitos sobre a inflação corrente. Já a CPNK padrão apresentou um importante resultado em que mudanças no custo real unitário do trabalho e no hiato do produto resultaram nos sinais esperados, sendo apenas relevante e estatisticamente significativa os efeitos do custo real unitário do trabalho.

Com relação aos testes de quebra estrutural, indicam a existência de pelo menos uma mudança estrutural nos coeficientes da CPNK para o Brasil. O componente *forward-looking* da inflação é dominante na explicação da dinâmica inflacionária brasileira, embora sua relevância tenha sido reduzida após 2004. Em contraposição, o efeito da inflação passado sobre a inflação corrente tem aumentado no período mais recente. A taxa de desemprego tem afetado negativamente a inflação, embora seja observado uma redução desse impacto nos últimos anos. Embora as mudanças na taxa de câmbio não tenham apresentado efeitos sobre a inflação corrente para o modelo com parâmetros constantes ao considerarmos as quebras estruturais, o efeito dessa variável foi positivo e estatisticamente significativo na primeira subamostra, mas perdeu relevância e tornou-se negativo no período mais recente. Com relação ao custo marginal real, nós observamos que o efeito do hiato do produto sobre a inflação corrente diminuiu nos anos recentes. Por último, na maior parte das regressões estimadas, nós rejeitamos a hipótese nula de uma curva de Phillips vertical no longo prazo a um nível de significância de 5%, mas não a 1%.

## Referências

- ALVES, S. A. L.; AREOSA, W. D. *Targets and inflation dynamics*. Central Bank of Brazil, 2005. (Working Paper Series, 100).
- ALVES, S. A. L.; CORREA A. da S. *Um Conto de Três Hiato: Desemprego, Utilização da Capacidade Instalada da Indústria e Produto*. Banco Central do Brasil, 2013. (Trabalhos para Discussão, 339).
- ARAGON, E. K. da 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, 2010.
- ARAGON, E. K. da S. B.; MEDEIROS, G. B. Testing asymmetries in central bank preferences in a small open economy: a study for Brazil. *EconomiA*, v.14, 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*, 2014. doi: 10.1007/s00181-013-0791-5
- AREOSA, W. D., MCALEER, M., MEDEIROS, M. Moment-based estimation of smooth transition regression models with endogenous variables. *Journal of Econometrics*, v.165, 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, 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, Rio de Janeiro, 2011.
- BAI, J. Estimating multiple breaks one at a time. *Econometric Theory*, v.13, 1997.
- BAI, J.; PERRON, P. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, v.66, n.1, 1998.
- BAI, J.; PERRON, P. Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, v.18, n.1, 2003a.
- BAI, J.; PERRON, P. *Critical Values for Multiple Structural Change Tests*. Unpublished Tables, Department of Economics, Boston University, 2003b.

BLANCHARD, O. E. GALÍ, J. Real wage rigidities and the new keynesian model. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.39, 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, p.1-33, 2012.

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

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

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, p.1-45, 2005.

CRAGG, J. G.; DONALD, S. G. Testing identifiability and specification in instrumental variables models. *Econometric Theory*, v.9, 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. WP-270, 2006.

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, p.1-17, 1968.

GALÍ, J. The Return of the Wage Phillips Curve. *Journal of the European Economics Association*, v.9, n. 3, p 436-461, 2011.

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

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, 2012.

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

HANSEN, B. E. Testing for structural change in conditional models. *Journal of Econometrics*, v.97, 2000.

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

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, v. 54, 1992.

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*. *Central Bank of Brazil*, 2014. (Working Paper Series, 354).

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, 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.

MEDEIROS, G.B.; PORTUGAL, M.S.; ARAGON, E.K.daS.B. *Política monetária robusta, quebras estruturais e não linearidades na função de reação do Banco Central do Brasil*. 2014. Mimeo

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.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of International Money and Finance*, v.22, n.7, 2003.

- 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.
- NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, v. 69, n. 6, 2001.
- PERRON, P. Dealing with structural breaks, in Palgrave *Handbook of Econometrics*, v. 1: Econometric Theory, K. Patterson and T.C. Mills (eds.). 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*, 2013. doi:10.1017/S0266466613000388
- 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, 2014.
- PORTUGAL, M. S.; MADALOZZO, R. C.; HILLBRECHT, R. O. *Inflation, unemployment and monetary policy in Brazil*. Anais. Encontro Brasileiro de Econometria– 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.
- ROBERTS, J. M. New Keynesian Economics and the Phillips Curve. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v.23, p.975-984, 1995.
- SAMUELSON, P. A.; SOLOW, R. M. Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy. *American Economic Review*, v.50, p.177-194, 1960.
- SCHWARTZMAN, F. F. Estimativa de curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. *Economia Aplicada*, v.10, n.1, p.137–155, 2006.
- STOCK, J. H.; YOGO, M. *Testing for weak instruments in linear IV regression*. In: Identification and inference for econometric models: Essays in honor of Thomas Rothenberg, ed. D.W. Andrews and J. H. Stock. 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, 109).
- TRISTAO, T. S.; TORRENT, H. S. *Relações Não Lineares Na Curva De Phillips: Uma Abordagem Semi-Paramétrica*. Anais. XLI Encontro Nacional de Economia, Foz do Iguaçu, 2013.
- 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, 2008.
- WOODFORD, M. *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton: Princeton University Press. 2003.