

Estimação da Curva de Phillips Novo-Keynesiana para o Brasil: uma análise econométrica robusta a problemas de identificação

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

Gabriela Bezerra de Medeiros

Professora do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba, Brasil
E-mail: gabriela.bm@hotmail.com

Resumo: Este trabalho analisa os determinantes da inflação no Brasil por meio da estimação da curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK) com métodos robustos a problemas de identificação. Duas especificações da CPNK híbrida são investigadas: uma baseada na suposição de expectativas racionais e a outra com medidas diretas de expectativas de inflação obtidas de pesquisas junto ao mercado. Em geral, os resultados mostram que a CPNK é compatível com os dados da economia brasileira. Entretanto, somente a CPNK com inflação esperada pelo mercado produz estimativas pontuais para o parâmetro de Calvo e para a duração média dos preços compatíveis com as evidências baseadas em microdados. Por sua vez, os efeitos da inflação esperada foram estatisticamente maiores que os efeitos da inflação passada apenas no modelo com expectativas racionais. Em ambos os modelos, nós não encontramos evidências de um efeito significativo do custo marginal real sobre a inflação corrente.

Palavras-Chave: Curva de Phillips Novo-Keynesiana · Métodos robustos a identificação · Instrumentos Fracos · Brasil.

Abstract: This paper assesses inflation determinants in Brazil by using identification-robust methods for the estimation of a new Keynesian Phillips curve (NKPC). Two hybrid NKPC specifications are investigated: one based on the assumption of rational expectations and one based on direct survey-based measures of inflation expectations. In general, results show that NKPC is compatible with the data available for the Brazilian economy. However, only the NKPC with market-based inflation expectations yielded point estimates for the Calvo parameter and for the average duration of prices in line with the evidence obtained from the microdata. Also, the effects of expected inflation were statistically greater than those of past inflation only in the rational expectations model. In both models, there was no evidence of a significant effect of real marginal cost on current inflation.

Keywords: New Keynesian Phillips curve · Identification-robust methods · Weak instruments · Brazil.

JEL Classification: E31 · C13 · C3

Área: Macroeconomia Aplicada

1 Introdução

Nos últimos anos, o modelo Novo-Keynesiano tem sido frequentemente utilizado como arcabouço teórico voltado à análise das relações entre variáveis agregadas e dos efeitos de políticas econômicas. Nesse modelo, a dinâmica da inflação tem sido modelada através

da curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK).¹ Construída sob a suposição de ajustamentos sobrepostos de preços por firmas *forward-looking*, a especificação básica da CPNK mostra que a inflação no período corrente é determinada pelas expectativas (racionais) de inflação para o próximo período e por uma medida de custo marginal real, tais como o custo unitário do trabalho e hiato do produto.

Embora represente um importante avanço teórico em relação às tradicionais formas reduzidas da curva de Phillips, a CPNK básica não consegue captar a persistência que caracteriza o processo inflacionário. Para superar essa limitação, vários trabalhos têm apresentado importantes contribuições a esse modelo. Por exemplo, Galí e Gertler (1999) 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) e Christiano et al. (2005) derivam a CPNK híbrida a partir da suposição de que firmas não otimizadoras indexam parcialmente seus preços à inflação passada.

Outro caminho de conciliar a CPNK com a inércia inflacionária detectada nos dados está relacionado ao tratamento das expectativas de inflação. Roberts (1997) demonstra que, em várias situações, modelos baseados na suposição de expectativas imperfeitamente racionais para a inflação são observacionalmente equivalentes a modelos com rigidez inflacionária e expectativas racionais. Posto isso, esse autor estima a CPNK com medidas diretas de expectativas de inflação advindas de pesquisas realizadas junto aos agentes econômicos e verifica que o modelo é capaz de captar a persistência da inflação nos Estados Unidos. Desde então, muitos trabalhos têm abdicado da suposição de expectativas racionais e estimado a CPNK com medidas de pesquisas de expectativas de inflação (ver, por exemplo, Rudebusch, 2002; Paloviita e Mayes, 2005; Paloviita, 2006, 2008; Henzel e Wollmershauser, 2008; Brissimis e Magginas, 2008; Zhang et al., 2008, 2009; Nunes, 2010; Fuhrer e Olivei, 2010; Koop e Onorante, 2012; Fuhrer, 2012).

Empiricamente, a CPNK tem sido comumente estimada por variáveis instrumentais (VI) ou pelo método generalizado dos momentos (MGM). O uso desses métodos é motivado pela presença de expectativas racionais para a inflação, erros nas variáveis, e potencial endogeneidade dos *surveys* de expectativas de inflação e do custo marginal real. Entretanto, é importante ressaltar que VI e MGM podem apresentar sérios problemas na presença de instrumento fracos ou identificação fraca, isto é, instrumentos que apresentam uma fraca correlação com os regressores endógenos. Quando os instrumentos são fracos, tem-se que: i) as estimativas pontuais de VI e MGM, os testes de hipóteses e intervalos de confiança não são confiáveis; ii) a distribuição assintótica de várias estatísticas de testes (tais como Razão de Verossimilhança e Wald) dependem de parâmetros de incômodo; iii) testes do tipo-*t* tem níveis de significância que podem divergir arbitrariamente de seus níveis nominais; iv) intervalos de confiança do tipo-Wald apresentam uma pobre cobertura porque desconsideram possíveis resultados ilimitados observados nos casos em que os parâmetros não são identificados; v) o estimador de mínimos quadrados de dois estágios (MQ2E) é viesado e a sua distribuição é não normal.²

Posto isso, este trabalho procura analisar a dinâmica da inflação no Brasil por meio da estimação da CPNK com métodos robustos a identificação. Em específico, nós utilizamos um procedimento baseado na estatística de Anderson-Rubin generalizada (AR), proposta por Dufour et al. (2010a, 2010b).³ Além de permitir conjuntos de confiança ilimitados para os parâmetros não identificados, o procedimento AR é robusto

¹ A curva de Phillips Novo-Keynesiana foi inicialmente derivada por Roberts (1995).

² Sobre os efeitos de instrumentos fracos na estimação por VI e MGM, ver Dufour (1997, 2003), Staiger e Stock (1997), Wang e Zivot (1998), Zivot et al. (1998), Stock e Wright (2000) e Stock et al. (2002).

³ A estatística AR foi proposta inicialmente por Anderson e Rubin (1949).

a instrumentos fracos, a instrumentos relevantes omitidos e a formulações mais gerais do modelo para os regressores endógenos (Dufour, 2003; Dufour et al., 2006; Dufour e Taamouti, 2005, 2007). Nós aplicamos esse procedimento para obter conjuntos de confiança e estimativas dos parâmetros estruturais de duas especificações da CPNK. Como *benchmark*, nós consideramos a CPNK híbrida com expectativas racionais proposta por Galí e Gertler (1999). Em adição, nós estimamos a CPNK híbrida utilizando uma medida direta de expectativas de inflação obtidas das pesquisas realizadas pelo Banco Central do Brasil (BCB) junto a bancos, consultorias e empresas do setor real.

O problema de identificação na CPNK não é novo. Ma (2002) utiliza os métodos propostos por Stock e Wright (2000) a fim de obter conjuntos de confiança robustos a instrumentos fracos para os parâmetros da CPNK. Mavroeidis (2004) relaciona o problema de identificação fraca na CPNK às propriedades das variáveis exógenas. Mavroeidis (2005) realiza experimentos de Monte Carlo e mostra que o estimador MGM para os parâmetros da CPNK não produz resultados confiáveis. Dufour et al. (2006, 2010a, 2010b) e Nason e Smith (2008) aplicam procedimentos baseados em Anderson e Rubin (1949) e obtêm estimativas robustas a identificação dos parâmetros da CPNK para os Estados Unidos e Canadá. Kleinbergen e Mavroeidis (2009) utilizam testes robustos a instrumentos fracos para reexaminar as evidências sobre a CPNK na economia norte-americana. Magnusson e Mavroeidis (2010) propõem um método de distância mínima robusto à identificação e o aplicam para estimar a CPNK. Mavroeidis et al. (2014) obtêm conjuntos de confiança robustos a identificação para os parâmetros da CPNK baseados no teste *S* proposto por Stock e Wright (2000).

Neste trabalho, os resultados mostram que, em geral, a CPNK é compatível com os dados da economia brasileira. Entretanto, as estimativas para os parâmetros estruturais apresentam importantes diferenças entre as especificações analisadas. Para a CPNK com expectativas racionais, nós constatamos uma elevada proporção de firmas que mantém os preços constantes em um dado mês. Além disso, nós observamos nessa especificação que o componente *forward-looking* foi estatisticamente maior que o *backward-looking*. Em contraposição, a especificação com inflação esperada pelo mercado produz estimativas pontuais para o parâmetro de Calvo e para a duração média dos preços que são compatíveis com as evidências baseadas em microdados. Em ambos os modelos, nós verificamos que o efeito da participação do trabalho sobre a inflação corrente não é estatisticamente significativo.

No Brasil, há uma grande quantidade de estudos sobre a curva de Phillips⁴, mas pouca atenção tem sido dada à CPNK. 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) e Mendonça et al. (2012) estimam a versão da CPNK proposta por Blanchard e Galí (2007) para verificar a relação entre a taxa de desemprego e a inflação corrente. É importante destacar que todos esses estudos utilizam procedimentos econométricos que não são robustos ao problema de identificação.

⁴ Ver, por exemplo, Portugal et al. (1999), Minella et al. (2003), Lima (2003), Muinhos (2004), Fasolo e Portugal (2004), Tombini e Alves (2006), Schwartzman (2006), Correa e Minella (2010), Areosa et al. (2011), Arruda et al. (2011) e Tristão e Torrent (2015).

Além desta introdução, este trabalho está organizado em cinco seções. Na seção 2, nós fazemos uma breve apresentação do modelo que fundamenta teoricamente este trabalho e revisitamos o problema de identificação. Na seção 3, nós descrevemos a metodologia empírica usada para obter estimativas robustas à identificação para os parâmetros da CPNK. Na quarta seção, apresentamos os dados utilizados nas estimações e descrevemos os resultados obtidos. A última seção traz as conclusões do trabalho.

2 A CPNK de Galí e Gertler (1999) e o problema de identificação

Nos últimos 20 anos, a dinâmica da inflação tem sido comumente modelada pela CPNK. Nesta seção, nós revisitamos a especificação da CPNK híbrida apresentada por Galí e Gertler (1999) e discutimos o problema de identificação nesse modelo.

Para derivar a CPNK, Galí e Gertler (1999) supõem que existe um contínuo de firmas agindo em competição monopolística e cada uma produzindo um bem diferenciado. Seguindo Calvo (1983), esses autores admitem um ajustamento de preços sobrepostos onde, em qualquer período de tempo, cada firma tem a probabilidade $1 - \theta$ de reajustar o preço de seu produto. Isso implica que uma fração θ das firmas não ajusta os preços em cada período. Além disso, Galí e Gertler desviam-se do modelo de Calvo (1983) e assumem que firmas *forward-looking* e *backward-looking* coexistem em proporções $(1 - \omega)$ e ω , respectivamente. Posto isso, o nível de preços agregado é dado por:

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

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

$$p_t^* = (1 - \omega) p_t^f + \omega p_t^b \quad (2)$$

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

$$p_t^f = (1 - \theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t\{mc_{t+k}^n\} \quad (3)$$

onde mc_t^n é o desvio percentual (em relação ao valor do estado estacionário) do custo marginal nominal da firma no período t . Isso mostra que uma firma *forward-looking* ajustando o seu preço no período t leva em consideração a trajetória futura esperada do custo marginal nominal, dado a probabilidade de seu preço permanecer fixado por vários períodos.

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

$$p_t^b = p_{t-1}^* + \pi_{t-1}. \quad (4)$$

Assim, uma firma *backward-looking* usa uma regra de bolso determinando que o preço do seu produto no período t é igual ao preço médio ajustado no período mais recente, p_{t-1}^* , com uma correção dada pela previsão para inflação corrente. Nesse caso, a previsão da firma para a inflação corrente igual a inflação do período $t - 1$.

Combinando as Eqs. (1)-(4), Galí e Gertler (1999) expressam a CPNK híbrida através da seguinte maneira:

$$\pi_t = \gamma_f E_t(\pi_{t+1}) + \gamma_b \pi_{t-1} + \lambda mc_t \quad (5)$$

onde mc_t é o custo marginal real, $\gamma_f \equiv \theta\beta\phi^{-1}$, $\gamma_b \equiv \omega\phi^{-1}$, $\lambda \equiv (1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \theta\beta)\phi^{-1}$ e $\phi \equiv \theta + \omega(1 - \theta + \theta\beta)$.

Sem perda de generalidade, pode-se adicionar um choque de inflação ε_t à Eq. (5). Suponha que esse choque seja uma inovação com relação ao conjunto de informação disponível no período t (isto é, $E_{t-1}(\varepsilon_t) = 0$) e tenha variância igual a σ_ε^2 . Além disso, como as expectativas racionais para a inflação em $t + 1$, $E_t(\pi_{t+1})$, é uma variável latente, pode-se substituir essa variável por $\pi_{t+1} + \eta_{t+1}$, onde $\eta_{t+1} \equiv E_t(\pi_{t+1}) - \pi_{t+1}$ é o erro de previsão um passo a frente para a inflação. Fazendo essas alterações, a CPNK híbrida pode ser expressa por:

$$\pi_t = \gamma_f \pi_{t+1} + \gamma_b \pi_{t-1} + \lambda mc_t + e_t \quad (6)$$

em que $e_t = \varepsilon_t + \gamma_f \eta_{t+1}$. Essa equação pode ser estimada por MGM considerando um vetor de instrumentos denotado por X_t . Nesse caso, as condições de momentos são dadas por $E[X_t(\pi_t - \gamma_f \pi_{t+1} - \gamma_b \pi_{t-1} - \lambda mc_t)] = 0$.

A Eq. (6) possui dois regressores endógenos, π_{t+1} e mc_t , e um regressor exógeno, π_{t-1} . Posto isso, o modelo pode ser apresentado da seguinte forma:

$$y = Y\delta + X_1\gamma_b + e \quad (7)$$

$$Y = X_1\Pi_1 + X_2\Pi_2 + V \quad (8)$$

onde y é um vetor $T \times 1$ das observações da inflação π_t , Y é uma matriz $T \times 2$ das observações sobre π_{t+1} e mc_t , X_1 é um vetor $T \times 1$ das observações de π_{t-1} , X_2 é uma matriz $T \times k$ de instrumentos disponíveis, $\delta = (\gamma_f, \lambda)'$, Π_1 e Π_2 são matrizes 1×2 e $k \times 2$ de coeficientes desconhecidos e V é uma matriz $T \times 2$ dos distúrbios das formas reduzidas associadas aos regressores endógenos. Substituindo (8) em (7), pode-se expressar a forma reduzida para a inflação como:

$$y = X_1 p_1 + X_2 p_2 + v \quad (9)$$

em que $v = e + V\delta$, $p_1 = \Pi_1\delta + \gamma_b e$

$$p_2 = \Pi_2\delta \quad (10)$$

A Eq. (10) mostra que δ pode ser obtido a partir dos valores dos coeficientes p_2 e Π_2 . Assim, a condição necessária e suficiente para que δ seja identificado, denominada de condição de posto para identificação, é que $\text{posto}(\Pi_2) = 2$. O problema de instrumentos fracos surge quando $\text{posto}(\Pi_2) < 2$, indicando que, nesse caso, o modelo não é identificado.

Uma forma alternativa de analisar a condição de posto para a identificação é expressar a matriz Π_2 em termos dos parâmetros da CPNK. Para uma derivação analítica dessa relação, nós seguimos Kleibergen e Mavroidis (2009) e consideramos a CPNK puramente *forward-looking* (isto é, $\gamma_b = 0$). Adicionalmente, vamos supor que mc_t é estacionária e segue um processo auto-regressivo de ordem 2. Nesse caso, o modelo é dado por:

$$\pi_t = \gamma_f E_t(\pi_{t+1}) + \lambda mc_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$mc_t = \rho_1 mc_{t-1} + \rho_2 mc_{t-2} + v_t^{mc} \quad (12)$$

A solução *forward* de (11) é dada por:

$$\pi_t = \lambda \sum_{i=0}^{\infty} \gamma_f^i E_t(mc_{t+i}) + \varepsilon_t = \alpha_0 mc_t + \alpha_1 mc_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

onde $\alpha_0 = \lambda/[1 - \gamma_f(\rho_1 + \gamma_f\rho_2)]$ e $\alpha_1 = \lambda\gamma_f\rho_2/[1 - \gamma_f(\rho_1 + \gamma_f\rho_2)]$. Adiantando (13) um período à frente e usando (12) na expressão resultante, podemos expressar o sistema (8) da seguinte forma:

$$\underbrace{\begin{pmatrix} \pi_{t+1} \\ mc_t \end{pmatrix}}_{Y_t} = \underbrace{\begin{pmatrix} \alpha_0[\rho_1(\rho_1 + \rho_2\gamma_f)\rho_2] & \alpha_0(\rho_1 + \rho_2\gamma_f)\rho_2 \\ \rho_1 & \rho_2 \end{pmatrix}}_{\Pi_2} \underbrace{\begin{pmatrix} mc_{t-1} \\ mc_{t-2} \end{pmatrix}}_{X_{2,t}} + \underbrace{\begin{pmatrix} v_t^\pi \\ v_t^{mc} \end{pmatrix}}_{V_t} \quad (14)$$

Como o determinante de Π_2 é proporcional $\alpha_0\rho_2$, a condição de posto para identificação é verificada se e somente se $\lambda \neq 0$ e $\rho_2 \neq 0$. Isso mostra que, para identificarmos o modelo, a inclinação da CPNK deve ser positiva e o custo marginal deve apresentar uma dinâmica de segunda ordem (Kleibergen e Mavroeidis, 2009).

Todavia, é necessário ressaltar que a rejeição da hipótese de subidentificação ($\lambda = 0$ ou $\rho_2 = 0$) não implica que o modelo é empiricamente identificado e pode ser estimado por MGM padrão. De acordo com Kleibergen e Mavroeidis (2009), os instrumentos podem ser fracos para um conjunto relevante de valores dos coeficientes mesmo com a condição de posto sendo satisfeita. Mavroeidis (2005) analisa a identificação empírica da CPNK com base no parâmetro de concentração, μ^2 .^{5,6} Esse autor verifica que: i) em geral, o valor de μ^2 é baixo, indicando identificação fraca da CPNK; ii) um valor de ρ_2 consideravelmente diferente de zero não elimina o problema de identificação fraca; e iii) uma maior volatilidade do choque de inflação (σ_ε^2) reduz μ^2 , sugerindo um possível problema de identificação fraca do modelo.

3 Estratégia empírica

Nesta seção, nós apresentamos as especificações da CPNK que serão estimadas, bem como os procedimentos econométricos utilizados para obter estimativas dos coeficientes que são robustas ao problema de identificação fraca.

3.1 Modelos empíricos

Nós consideramos duas especificações econométricas da CPNK híbrida de Galí e Gertler (1999). A primeira é dada pela Eq. (6) e reproduzida aqui por conveniência:

$$\pi_t = \gamma_f\pi_{t+1} + \gamma_b\pi_{t-1} + \lambda mc_t + e_t \quad (15)$$

A segunda especificação é dada por:

$$\pi_t = \gamma_f S_t(\pi_{t+1}) + \gamma_b\pi_{t-1} + \lambda mc_t + e_t. \quad (16)$$

Nesse modelo, a expectativa de inflação $E_t(\pi_{t+1})$ é substituída por uma medida direta de inflação esperada para $t + 1$, $S_t(\pi_{t+1})$, obtida da pesquisa de expectativas realizada pelo Banco Central do Brasil (BCB).

Da Eq. (5), pode-se observar que os coeficientes γ_f , γ_b e λ são transformações não lineares dos parâmetros estruturais (ou parâmetros profundos) β , θ e ω . Neste trabalho, nós vamos calibrar o fator de desconto das firmas (β) e usar métodos robustos a problemas de identificação para estimar a fração de firmas que não ajustam os preços

⁵ Para obter uma expressão analítica para μ^2 , o autor considera a CPNK com $\gamma_b = 0$ e supõe que mc_t é uma variável exógena. Nesse caso, $\mu^2 = 0$ indica que o modelo é subidentificado. Além disso, quanto maior μ^2 , maior o indício de que o modelo é identificado.

⁶ Para a definição e mais detalhes sobre o parâmetro de concentração, ver Stock et al. (2002).

(θ) e a fração de firmas *backward-looking* (ω). É importante ressaltar que a calibração de β pode ajudar na identificação dos demais parâmetros da CPNK (Nason e Smith, 2008).⁷

3.2 Inferência robusta à identificação

As especificações da CPNK (15)-(16) podem ser estimadas por métodos de informação limitada, tais como VI e MGM. Todavia, como esses modelos estão sujeitos ao problema de identificação fraca, a aplicação de VI ou MGM podem levar a testes e intervalos de confiança que não são confiáveis. Posto isso, nós seguimos Dufour et al. (2006, 2010a, 2010b) e usamos um método de inferência em que o tamanho dos testes e o nível de confiança podem ser controlados em face a dificuldades de identificação, endogeneidade dos regressores e restrições sobre os parâmetros não lineares. Em adição, quando os parâmetros não são identificados, o método robusto à identificação possibilita a construção de conjuntos de confiança que permitem resultados ilimitados.

Para uma breve explanação do método de inferência robusto à identificação, considere, como exemplo, a CPNK apresentada na Eq. (7). Dado o fator de desconto calibrado β , nós estamos interessados em construir conjuntos de confiança e obter estimativas pontuais para os parâmetros θ e ω . Partindo daquela equação, nós podemos expressar a CPNK da seguinte forma:

$$y^*(\theta, \omega|\beta) = e \quad (17)$$

onde $y^*(\theta, \omega|\beta) = y - Y\delta(\theta, \omega|\beta) - X_1\gamma_b(\theta, \omega|\beta)$, $\gamma_b(\theta, \omega|\beta) = \omega[\theta + \omega(1 - \theta + \theta\beta)]^{-1}$ e

$$\delta(\theta, \omega|\beta) = \left[\begin{array}{c} \theta\beta(\theta + \omega(1 - \theta + \theta\beta))^{-1} \\ (1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \theta\beta)(\theta + \omega(1 - \theta + \theta\beta))^{-1} \end{array} \right]$$

O procedimento econométrico usado neste trabalho procura inverter um teste robusto à identificação da hipótese

$$H_0: \theta = \theta_0 \text{ e } \omega = \omega_0 \quad (18)$$

com a finalidade de obter um conjunto de valores θ_0 e ω_0 que não são rejeitados por esse teste, ou seja, que produzem p -valores superiores a um nível de significância α . Isso permite construir um conjunto de confiança no nível de $1 - \alpha$ para (θ, ω) . Desse conjunto, as estimativas pontuais são obtidas como os valores dos coeficientes que apresentam o maior p -valor. Essas estimativas são denominadas de estimativas pontuais de Hodges-Lehmann (Hodges e Lehmann, 1963, 1983).

Pode-se observar que, se a hipótese (18) é verdadeira, então $y^*(\theta_0, \omega_0|\beta) = e$. Neste caso, se $X = (X_1, X_2)$ é a matriz $T \times (k + 1)$ dos instrumentos (incluindo π_{t-1}), então os coeficientes $\varpi = (\varpi_1, \dots, \varpi_{k+1})'$ na regressão auxiliar

$$y^*(\theta_0, \omega_0|\beta) = X\varpi + u \quad (19)$$

não devem ser estatisticamente diferentes de zero. Assim, a hipótese nula (18) pode ser testada ao se avaliar a seguinte hipótese:

$$H'_0: \varpi = 0. \quad (20)$$

⁷ Magnusson e Mavroeidis (2010) e Dufour et al (2010a, 2010b) também calibram o fator de desconto subjetivo.

De acordo com Dufour (1997, 2003), Staiger e Stock (1997) e Dufour et al. (2006), a hipótese (18) pode ser testada através da estatística F – a estatística de Anderson e Rubin (1949) – para a hipótese nula H'_0 . Essa estatística é dada por:

$$AR(\theta_0, \omega_0|\beta) = \frac{y^*(\theta_0, \omega_0|\beta)'(I - M)y^*(\theta_0, \omega_0|\beta)/(k + 1)}{y^*(\theta_0, \omega_0|\beta)'My^*(\theta_0, \omega_0|\beta)/(T - k - 1)} \quad (21)$$

onde $M = I - X(X'X)^{-1}X'$. Se X e os distúrbios u_1, \dots, u_T na Eq. (19) são independentes, a matriz X tem posto-coluna completo e u_1, \dots, u_T são independentes e identicamente distribuídos (*i.i.d*) seguindo uma distribuição Normal, então a estatística $AR(\theta_0, \omega_0|\beta)$ segue uma distribuição de Fisher com graus de liberdade $k + 1$ e $T - k - 1$.

É importante ressaltar que, ao se testar a hipótese (19) através da estimação da regressão auxiliar (19) e do teste sobre H'_0 , nós transformamos o problema de teste em um contexto de VI ou MGM para uma estrutura de regressão linear clássica que não exige a restrição de identificação. Isso mostra que o procedimento de teste é robusto a identificação. Além disso, Dufour (2003) destaca que o teste AR é robusto a instrumentos excluídos da matriz X , e que as propriedades dessa estatística em amostras finitas são robustas a qualidade dos instrumentos.

Para permitir desvios da hipótese de erros *i.i.d* na regressão (19), nós seguimos Dufour et al. (2010a, 2010b) e usamos um teste baseado na estatística tipo-Wald com matriz de covariância robusta a heterocedasticidade e autocorrelação proposta por Newey e West (1987). Essa estatística é dada por:

$$AR_{HAC}(\theta_0, \omega_0|\beta) = y^*(\theta_0, \omega_0|\beta)'X(X'X)^{-1}\hat{Q}(\theta_0, \omega_0|\beta)^{-1}(X'X)^{-1}X'y^*(\theta_0, \omega_0|\beta) \quad (22)$$

$$\hat{Q}(\theta_0, \omega_0|\beta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2(\theta_0, \omega_0|\beta)X_tX_t'$$

$$+ \frac{1}{T} \sum_{l=1}^L \sum_{t=1}^T w_l \hat{u}_t(\theta_0, \omega_0|\beta)\hat{u}_{t-1}(\theta_0, \omega_0|\beta) (X_tX_{t-1}' + X_{t-1}X_t')$$

onde $w_l = 1 - (l/(L + 1))$, $\hat{u}_t(\theta_0, \omega_0|\beta)$ é o resíduo de mínimos quadrados ordinários (MQO) associado à regressão auxiliar (19) e L é o número de defasagens permitido. O p -valor para $AR_{HAC}(\theta_0, \omega_0|\beta)$ é obtido de uma distribuição Qui-quadrado com $k + 1$ graus de liberdade.

Neste trabalho, a inversão do teste (22) é realizada a partir de uma pesquisa sobre o conjunto de valores (θ_0, ω_0) , dado o parâmetro calibrado β . A ideia é realizar uma busca em grade (*grid search*) de valores economicamente relevantes para θ_0 e ω_0 . Para cada combinação (θ_0, ω_0) escolhida, nós estimamos a regressão (19) por MQO, calculamos a estatística $AR_{HAC}(\theta_0, \omega_0|\beta)$ e obtemos o p -valor associado, denotado por $p_{HAC}(\theta_0, \omega_0|\beta)$. Os coeficientes cujos p -valores são maiores que o nível de significância α constituem um conjunto de confiança de $1 - \alpha$. As estimativas pontuais são dadas por:

$$(\hat{\theta}_{AR}, \hat{\omega}_{AR}) = \arg \max_{\theta_0, \omega_0} \{p_{HAC}(\theta_0, \omega_0|\beta)\} \quad (23)$$

Os intervalos de confiança individuais são construídos tomando-se o menor e o maior valor de cada parâmetro no conjunto de confiança. Desde que toda escolha de θ_0 e ω_0 (dado β) resulta em uma escolha para λ , γ_f e γ_b , o procedimento acima também produz um intervalo de confiança para esses últimos parâmetros. Por fim, é válido destacar que se toda combinação (θ_0, ω_0) for rejeitada ao nível α , então o conjunto de confiança é vazio e, conseqüentemente, o modelo econométrico é rejeitado. Em contraposição, se um

dado parâmetro não é identificado, então todos os valores admitidos para esse parâmetro devem estar no conjunto de confiança.

4 Resultados

4.1 Descrição dos dados

As especificações (15) e (16) da CPNK são estimadas utilizando dados mensais para o período de março de 2002 a dezembro de 2015.⁸ Embora dados trimestrais sejam comumente utilizados na literatura, nós optamos pela frequência mensal por dois motivos.⁹ Primeiramente, os dados com frequência mensal podem capturar mais adequadamente o conjunto de informações disponíveis aos consumidores, empresas e formuladores de políticas econômicas.¹⁰ Christiano e Eichenbaum (1987) destacam que as diferenças entre o verdadeiro intervalo de decisão dos agentes e a frequência dos dados podem gerar importantes erros de especificação. Diante disso, a utilização de dados mensais pode diminuir esses erros. Segundo, a estimação com dados mensais pode minorar o viés de agregação temporal do parâmetro de Calvo (θ) decorrente da estimação do modelo Novo-Keynesiano com frequência trimestral (Kim, 2010).

A taxa de inflação (π_t) é a inflação mensal medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Para a medida direta de inflação esperada, $S_t(\pi_{t+1})$, nós tomamos a média mensal das expectativas diárias para a inflação do mês seguinte que são coletadas pelo BCB junto a instituições participantes do mercado financeiro. Com relação à variável custo marginal real (mc_t), nós consideramos o desvio percentual da participação da massa salarial no PIB nominal em relação à média amostral. A participação dos salários no produto corresponde ao total de pessoas ocupadas (e que receberam remuneração) multiplicado pelo rendimento nominal médio do trabalho principal habitualmente recebido e dividido pela estimativa do PIB nominal mensal feita pelo BCB. As variáveis foram ajustadas sazonalmente através do método X12-ARIMA e expressas como desvios em relação à média antes das estimações.

Além das variáveis descritas acima, nós usamos defasagens das seguintes variáveis como instrumentos: i) hiato do produto (h), obtido a partir da estimação de um modelo de tendência linear para o log natural do índice de produção industrial ajustado sazonalmente; ii) variação percentual do Índice de Commodities Brasil (deflacionado pelo IPCA) entre t e $t - 1$, denotada por $pcom$;¹¹ e iii) inflação de salários (wi), medida pela variação percentual do rendimento nominal do trabalho habitualmente recebido. Para verificar a robustez dos resultados, foram considerados cinco conjuntos de instrumentos descritos na Tabela 1.

⁸ 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). É importante ressaltar que a análise se inicia em 2002 devido às mudanças metodológicas implantadas pelo IBGE no cálculo de variáveis relacionadas ao mercado de trabalho (tais como o número de pessoas ocupadas e rendimento nominal do trabalho) e do índice de produção industrial.

⁹ Minella et al. (2003), Areosa e Medeiros (2007), Areosa et al. (2011), Mendonça et al. (2012) e Machado e Portugal (2014) são exemplos de trabalhos que também estimaram a curva de Phillips para o Brasil com dados mensais.

¹⁰ Bils e Klenow (2004), Nakamura e Steinsson (2008) e Kehoe e Midrigan (2015) utilizam dados com frequência mensal para estudar a frequência de ajuste de preços de diferentes tipos de bens nos Estados Unidos. Para o Brasil, Gouveia (2007) e Barros e Matos (2009) usam dados mensais para analisar a rigidez de preços nessa economia.

¹¹ O BCB destaca no seu Relatório de Inflação de dezembro de 2011 que 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.

Tabela 1

Conjuntos de instrumentos.

| Instrumentos | Descrição |
|--------------|---|
| X^1 | $\pi_{t-1}, mc_{t-1}, mc_{t-2}, mc_{t-3}$ |
| X^2 | $\pi_{t-1}, mc_{t-1}, mc_{t-2}, mc_{t-3}, h_{t-1}, h_{t-2}$ |
| X^3 | $\pi_{t-1}, mc_{t-1}, mc_{t-2}, mc_{t-3}, pc_{t-1}, pc_{t-2}$ |
| X^4 | $\pi_{t-1}, mc_{t-1}, mc_{t-2}, mc_{t-3}, wi_{t-1}, wi_{t-2}$ |
| X^5 | $\pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-4}, mc_{t-1}, \dots, mc_{t-4}, h_{t-1}, \dots, h_{t-4}, pc_{t-1}, \dots, pc_{t-3}, wi_{t-1}, \dots, wi_{t-3}$ |

4.2 Resultados das estimações da CPNK

Nesta seção, nós apresentamos os resultados das especificações (15) e (16) da CPNK híbrida nas Tabelas 2 e 3. Para cada modelo, nós reportamos as estimativas pontuais dos parâmetros estruturais θ e ω , e dos parâmetros da forma reduzida γ_f , γ_b e λ , bem como os intervalos de confiança (entre parênteses). Em adição, a frequência média de ajustamento dos preços (*Freq.*), dada por $1/(1 - \theta)$, e o teste p -valor associado ao vetor das estimativas pontuais [isto, é o maior p -valor, dado por (23)] são apresentados. Vale ressaltar que todos os testes $AR_{HAC}(\theta_0, \omega_0 | \beta)$ foram realizados para um nível de significância de 5%.

Nós realizamos as estimações após calibrar o fator de desconto subjetivo (β) em 0,996. Isso está em conformidade com o valor utilizado por Vasconcelos e Divino (2012), Moura (2015), Castro et al. (2015) e Carvalho e Vilela (2015) na estimação de modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (DSGE) para a economia brasileira com dados trimestrais. Em relação aos parâmetros θ e ω , nós consideramos um espaço de pesquisa de (0,01; 0,99) com incrementos de 0,03.

Tabela 2

Estimativas da CPNK de Galí-Gertler (1999) com expectativas racionais.

| Inst. | Estimativas | | Estimativas implícitas | | | | <i>AR - HAC:</i> Max p -valor |
|-------|----------------------|---------------------|------------------------|---------------------|----------------------|--------------------|------------------------------------|
| | ω | θ | γ_f | γ_b | $100 \times \lambda$ | <i>Freq.</i> | |
| X^1 | 0,60 (0,39; 0,90) | 0,93 (0,87;0,99) | 0,61 (0,52;0,70) | 0,39 (0,30;0,48) | 0,14 (0,00;0,67) | 14,3 (7,69;100) | 0,0934 |
| X^2 | 0,63 (0,36; 0,99) | 0,93 (0,84;0,99) | 0,59 (0,47;0,72) | 0,40 (0,28;0,53) | 0,12 (0,00;0,73) | 14,3 (6,25;100) | 0,2383 |
| X^3 | 0,66 (0,54; 0,87) | 0,90 (0,87;0,99) | 0,58 (0,53;0,62) | 0,42 (0,38;0,47) | 0,23 (0,00;0,57) | 10 (7,69;100) | 0,0705 |
| X^4 | 0,63 (0,27; 0,99) | 0,93 (0,81;0,99) | 0,59 (0,46;0,77) | 0,40 (0,23;0,54) | 0,12 (0,00;1,04) | 14,3 (5,26;100) | 0,2366 |
| X^5 | 0,69 (0,45; 0,93) | 0,99 (0,87;0,99) | 0,59 (0,51;0,67) | 0,41 (0,33;0,49) | 0,00 (0,00;0,39) | 100 (7,69;100) | 0,1509 |

Nota: A especificação estimada é a Eq. (15). As estimativas pontuais de Hodges-Lehmann são reportadas com o maior p -valor (Max p -valor) encontrado para a estatística $AR_{HAC}(\theta_0, \omega_0 | \beta)$. O intervalo de confiança está entre parênteses. Quatro defasagens foram usadas na matriz de covariância robusta a autocorrelação e heterocedasticidade de Newey-West. O fator de desconto (β) foi calibrado em 0,996. *Freq.* é a frequência média (mensurada em meses) do ajuste de preços dada por $1/(1 - \theta)$.

A Tabela 2 apresenta as estimativas da CPNK com expectativa racionais e diferentes conjuntos de instrumentos. Em geral, nós observamos que os resultados dão suporte a esse modelo. As estimativas pontuais para θ variam entre 0,90 e 0,99, indicando uma elevada proporção de firmas que mantém os preços constantes em um dado mês. Como consequência disso, a frequência média de ajuste de preços (*Freq.*) é estimada, em geral, entre 10 e 15 meses. Esse resultado está em conformidade com alguns estudos que utilizam modelos DSGE. Por exemplo, Castro et al. (2015) e Carvalho e Vilela (2015)

estimam que os preços são ajustados a cada 12-17 meses. Em contraposição, Gouveia (2007), Barros e Matos (2009) e Correa et al. (2016) utilizam microdados e verificam que a duração média dos preços no Brasil varia entre 1,3 e 3,8 meses. É possível observar ainda que o limite superior do conjunto de confiança para θ foi 0,99 para todos os conjuntos de instrumentos considerados. Isso implica em implausíveis 100 meses de duração média dos preços na economia brasileira.

Com relação ao coeficiente ω , as estimativas de Hodges-Lehmann revelam que entre 60% e 69% das empresas utilizam uma regra de bolso e ajustam seus preços com base na inflação passada. Isso permite rejeitar a hipótese de uma especificação puramente *forward-looking* para a CPNK. Adicionalmente, a amplitude dos intervalos de confiança sugere uma elevada incerteza na estimação de ω . Isso é particularmente observado quando nós consideramos o conjunto de instrumentos X^4 que inclui defasagens da inflação de salários. Nesse caso, o conjunto de confiança é delimitado em 0,27 na sua extremidade inferior, e atinge o maior valor permitido dentro do espaço paramétrico desse coeficiente.

As estimativas dos coeficientes γ_f , γ_b e λ , obtidas a partir dos valores dos parâmetros estruturais, permitem destacar importantes características da dinâmica inflacionária no Brasil. De início, nós podemos observar que os efeitos das expectativas de inflação e da inflação passada são positivos e significantes. Os resultados mostram ainda que o componente *forward-looking* tem um maior efeito sobre a inflação corrente do que a inflação passada. Isso está em conformidade com os trabalhos de Areosa e Medeiros (2007), Areosa et al. (2011), Mendonça et al. (2012), Tristão e Torrent (2015) e Medeiros et al. (2015).

Quanto ao parâmetro λ , as estimativas revelam uma CPNK pouco inclinada. Esse resultado tem importantes implicações para a condução da política monetária. Por um lado, ele indica que uma política monetária expansionista pode alcançar um maior produto (ou menor desemprego) com menos pressão sobre a inflação. Por outro lado, uma vez que a inflação esteja estabelecida, a baixa inclinação da curva de Phillips indica que a diminuição da inflação se torna mais custosa. Nós podemos verificar ainda que os intervalos de confiança não permitem afirmar que o coeficiente λ é diferente de zero, sugerindo que a participação do trabalho não é um determinante relevante da inflação. Esse resultado também é constatado por Areosa e Medeiros (2007) para o Brasil, e por Rudd e Whelan (2006), Nason e Smith (2008) e Kleibergen e Mavroeidis (2009) para os Estados Unidos. Uma explicação para isso pode ser a omissão de persistências nos choques de custos que viesam as estimativas de λ para baixo (Kuester et al., 2009).

Quando a CPNK é estimada tomando a inflação esperada pelo mercado como *proxy* das expectativas de inflação, é possível constatar na Tabela 3 que os menores *p*-valores são observados nas estimações onde a inflação de commodities é incluída como instrumento. Para o conjunto com o maior número de instrumentos (X^5), isso é particularmente problemático porque o conjunto de confiança para θ e ω é vazio ao nível de 95%, sugerindo uma incompatibilidade do modelo com os dados.¹² Doko e Dufour (2008) destacam que métodos robustos a problemas de identificação podem levar a rejeição da hipótese nula se os instrumentos são correlacionados com os erros. Diante disso, nós estimamos a CPNK com um conjunto adicional de instrumentos, X^6 , que exclui as defasagens da inflação de commodities.

¹² Esse resultado se manteve quando utilizamos a variação percentual trimestral e semestral do Índice de Commodities Brasil. Os resultados podem ser disponibilizados após requisitados aos autores.

Tabela 3

Estimativas da CPNK de Galí-Gertler (1999) com inflação esperada pelo mercado.

| Inst. | Estimativas | | Estimativas implícitas | | | | AR – HAC: Max p -valor |
|-------|----------------------|---------------------|------------------------|---------------------|----------------------|--------------------|-----------------------------|
| | ω | θ | γ_f | γ_b | $100 \times \lambda$ | Freq. | |
| X^1 | 0,93 (0,57; 0,99) | 0,75 (0,48;0,99) | 0,45 (0,33;0,59) | 0,55 (0,41;0,67) | 0,26 (0,00;2,17) | 4,00 (1,92;100) | 0,4338 |
| X^2 | 0,96 (0,51; 0,99) | 0,75 (0,42;0,99) | 0,44 (0,30;0,60) | 0,56 (0,40;0,70) | 0,15 (0,00;2,45) | 4,00 (1,72;100) | 0,6168 |
| X^3 | 0,99 (0,84; 0,99) | 0,93 (0,84;0,99) | 0,48 (0,46;0,51) | 0,52 (0,49;0,54) | 0,00 (0,00;0,25) | 14,3 (6,25;100) | 0,0574 |
| X^4 | 0,96 (0,51; 0,99) | 0,75 (0,42;0,99) | 0,44 (0,30;0,61) | 0,56 (0,39;0,70) | 0,15 (0,00;2,45) | 4,00 (1,72;100) | 0,6617 |
| X^5 | - | - | - | - | - | - | 0,0000 |
| X^6 | 0,84 (0,48; 0,49) | 0,75 (0,48;0,99) | 0,47 (0,33;0,63) | 0,53 (0,37;0,67) | 0,64 (0,00;2,45) | 4,00 (1,92;100) | 0,5396 |

Nota: A especificação estimada é a Eq. (16). As estimativas pontuais de Hodges-Lehmann são reportadas com o maior p -valor (Max p -valor) encontrado para a estatística $AR_{HAC}(\theta_0, \omega_0 | \beta)$. O intervalo de confiança está entre parênteses. Quatro defasagens foram usadas na matriz de covariância robusta a autocorrelação e heterocedasticidade de Newey-West. O fator de desconto (β) foi calibrado em 0,996. Freq. é a frequência média (mensurada em meses) do ajuste de preços dada por $1/(1 - \theta)$. O conjunto de instrumentos X^6 é dado por $\{\pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-4}, mc_{t-1}, \dots, mc_{t-4}, h_{t-1}, \dots, h_{t-4}, wi_{t-1}, \dots, wi_{t-3}\}$.

Os resultados para especificação (16) da CPNK revelam importantes diferenças do modelo que supõe expectativas racionais. Por exemplo, os valores obtidos para o parâmetro de Calvo indicam que a proporção de firmas mantendo os preços constantes em um dado mês é igual a 0,75, implicando em uma duração média dos preços de 4 meses. Isso é consistente com as evidências baseadas em microdados que são apresentadas por Gouveia (2007) e Correa et al. (2016). Apesar disso, os amplos intervalos de confiança obtidos indicam elevada incerteza na estimação de θ . Por sua vez, as estimativas pontuais para a proporção de firmas ajustando seus preços com base em uma regra de bolso são maiores do que as observadas na Tabela 2. Uma implicação disso é o aumento do efeito da inflação passada sobre a inflação corrente.

Os intervalos de confiança obtidos para γ_f e γ_b sugerem que o impacto de uma elevação da inflação esperada pelo mercado não é estatisticamente diferente de um aumento da inflação no período $t - 1$. Adicionalmente, nós podemos verificar que as estimativas para a inclinação da CPNK são maiores do que as obtidas para o modelo com expectativas racionais, mas o intervalo de confiança ainda abrange o zero. Por fim, os p -valores dos modelos mostrados na Tabela 3 indicam que a CPNK com a inflação esperada pelo mercado produz estimativas dos parâmetros “menos rejeitadas” (isto é, mais compatíveis com os dados) do que a especificação com expectativas racionais.

4.3 Análise de robustez

Para verificar a robustez dos resultados acima, nós estimamos as especificações (15)-(16) com os hiatos do custo marginal real (mc_t) e do produto (h_t) obtidos de duas formas, a saber: i) estimação de um modelo de tendência linear; ii) utilização do filtro de Holdrick-Prescott (HP). As estimativas e testes são apresentados nas Tabelas 4 e 5. Em geral, os resultados são semelhantes aos exibidos na seção 4.2. Em específico, as estimativas de θ e da duração média dos preços são maiores para a CPNK com expectativas racionais,

enquanto que os valores obtidos para ω são maiores na CPNK com inflação esperada pelo mercado. Além disso, a incerteza sobre as estimativas dos parâmetros estruturais parece depender da suposição acerca das expectativas de inflação. Por exemplo, a amplitude do conjunto de confiança para o parâmetro de Calvo é menor no modelo de expectativas racionais. Em contraposição, a incerteza sobre ω é, em geral, menor na especificação (16).

Tabela 4

Estimativas da CPNK de Galí-Gertler (1999) com hiatos do custo marginal real e do produto obtidos de um modelo de tendência linear

| Inst | Estimativas | | Estimativas implícitas | | | | AR – HAC: Max p -valor |
|---|----------------------|---------------------|------------------------|---------------------|----------------------|---------------------|-----------------------------|
| | ω | θ | γ_f | γ_b | $100 \times \lambda$ | Freq. | |
| <i>Especificação com expectativas racionais: Eq. (15)</i> | | | | | | | |
| X^1 | 0,60 (0,39; 0,87) | 0,93 (0,87;0,99) | 0,61 (0,53;0,70) | 0,39 (0,30;0,47) | 0,14 (0,00;0,78) | 14,3 (7,69;100) | 0,1017 |
| X^2 | 0,66 (0,36; 0,99) | 0,96 (0,81;0,99) | 0,59 (0,47;0,73) | 0,41 (0,27;0,53) | 0,04 (0,00;0,73) | 25 (5,26;100) | 0,2412 |
| X^3 | 0,66 (0,54; 0,84) | 0,90 (0,87;0,99) | 0,58 (0,53;0,62) | 0,42 (0,38;0,47) | 0,23 (0,00;0,57) | 10 (7,69;100) | 0,0719 |
| X^4 | 0,60 (0,33; 0,99) | 0,90 (0,81;0,99) | 0,60 (0,48;0,75) | 0,41 (0,25;0,52) | 0,28 (0,00;1,30) | 10 (5,26;100) | 0,2534 |
| X^5 | 0,63 (0,45; 0,87) | 0,93 (0,84;0,99) | 0,59 (0,52;0,68) | 0,40 (0,32;0,48) | 0,12 (0,00;0,66) | 14,3 (6,25;100) | 0,1413 |
| <i>Especificação com inflação esperada pelo mercado: Eq. (16)</i> | | | | | | | |
| X^1 | 0,72 (0,45; 0,99) | 0,75 (0,60;0,99) | 0,51 (0,38;0,63) | 0,49 (0,37;0,62) | 1,21 (0,00;3,44) | 4,00 (2,50;100) | 0,4535 |
| X^2 | 0,84 (0,54; 0,99) | 0,75 (0,51;0,99) | 0,47 (0,35;0,61) | 0,53 (0,39;0,65) | 0,64 (0,00;2,45) | 4,00 (2,04;100) | 0,4579 |
| X^3 | 0,66 (0,57; 0,75) | 0,81 (0,78;0,84) | 0,55 (0,51;0,59) | 0,45 (0,41;0,49) | 0,85 (0,41;1,16) | 5,26 (4,55;6,25) | 0,0704 |
| X^4 | 0,72 (0,39; 0,99) | 0,75 (0,54;0,99) | 0,51 (0,36;0,66) | 0,49 (0,33;0,64) | 1,21 (0,00;3,96) | 4,00 (2,17;100) | 0,6860 |
| X^5 | - | - | - | - | - | - | 0,0000 |
| X^6 | 0,78 (0,45; 0,99) | 0,75 (0,51;0,99) | 0,49 (0,35;0,64) | 0,51 (0,36;0,65) | 0,91 (0,00;2,72) | 4,00 (2,04;100) | 0,5797 |

Nota: As estimativas pontuais de Hodges-Lehmann são reportadas com o maior p -valor (Max p -valor) encontrado para a estatística $AR_{HAC}(\theta_0, \omega_0|\beta)$. O intervalo de confiança está entre parênteses. Quatro defasagens foram usadas na matriz de covariância robusta a autocorrelação e heterocedasticidade de Newey-West. O fator de desconto (β) foi calibrado em 0,996. Freq. é a frequência média (mensurada em meses) do ajuste de preços dada por $1/(1 - \theta)$. O conjunto de instrumentos X^6 é dado por $\{\pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-4}, mc_{t-1}, \dots, mc_{t-4}, h_{t-1}, \dots, h_{t-4}, wi_{t-1}, \dots, wi_{t-3}\}$.

Ao comparar as especificações da CPNK com diferentes medidas de hiato do custo marginal real, algumas diferenças emergem. Por exemplo, quando o filtro HP é usado para extrair a tendência das variáveis, ambos os modelos estimados com expectativas racionais e inflação esperada pelo mercado produzem menores valores para a proporção de firmas mantendo os preços inalterados e, conseqüentemente, para a duração média dos preços na economia. Além disso, os valores mais baixos para θ implicam, em geral, em maiores respostas da inflação corrente às alterações no hiato do custo marginal. Todavia, a incerteza presente nos conjuntos de confiança não permite rejeitar o valor zero para λ .

Tabela 5

Estimativas da CPNK de Galf-Gertler (1999) com hiatos do custo marginal real e do produto obtidos através do filtro HP.

| Inst | Estimativas | | Estimativas implícitas | | | | AR – HAC: Max p -valor |
|---|----------------------|----------------------|------------------------|----------------------|----------------------|---------------------|-----------------------------|
| | ω | θ | γ_f | γ_b | $100 \times \lambda$ | Freq. | |
| <i>Especificação com expectativas racionais: Eq. (15)</i> | | | | | | | |
| X^1 | 0,57 (0,39; 0,90) | 0,87 (0,78; 0,99) | 0,60 (0,51; 0,69) | 0,40 (0,31; 0,49) | 0,52 (0,00; 1,71) | 7,69 (4,55; 100) | 0,1079 |
| X^2 | 0,63 (0,33; 0,99) | 0,90 (0,72; 0,99) | 0,59 (0,45; 0,74) | 0,41 (0,26; 0,55) | 0,25 (0,00; 1,88) | 10 (3,57; 100) | 0,2527 |
| X^3 | 0,63 (0,51; 0,87) | 0,84 (0,78; 0,99) | 0,57 (0,52; 0,62) | 0,43 (0,38; 0,48) | 0,66 (0,00; 1,25) | 6,25 (4,55; 100) | 0,0808 |
| X^4 | 0,60 (0,33; 0,99) | 0,87 (0,69; 0,99) | 0,59 (0,45; 0,74) | 0,41 (0,26; 0,55) | 0,47 (0,00; 2,46) | 7,69 (3,23; 100) | 0,2630 |
| X^5 | 0,60 (0,42; 0,87) | 0,90 (0,78; 0,99) | 0,60 (0,52; 0,68) | 0,40 (0,32; 0,48) | 0,28 (0,00; 1,15) | 10 (4,55; 100) | 0,1594 |
| <i>Especificação com inflação esperada pelo mercado: Eq. (16)</i> | | | | | | | |
| X^1 | 0,81 (0,45; 0,99) | 0,66 (0,39; 0,99) | 0,45 (0,29; 0,61) | 0,55 (0,39; 0,71) | 1,51 (0,00; 7,76) | 2,94 (1,64; 100) | 0,4255 |
| X^2 | 0,93 (0,60; 0,99) | 0,72 (0,36; 0,99) | 0,44 (0,27; 0,60) | 0,56 (0,40; 0,73) | 0,34 (0,00; 4,13) | 3,57 (1,56; 100) | 0,5011 |
| X^3 | - | - | - | - | - | - | 0,0420 |
| X^4 | 0,81 (0,36; 0,99) | 0,66 (0,36; 0,99) | 0,45 (0,24; 0,65) | 0,55 (0,35; 0,73) | 1,51 (0,00; 9,22) | 2,94 (1,56; 100) | 0,6808 |
| X^5 | - | - | - | - | - | - | 0,0000 |
| X^6 | 0,99 (0,60; 0,99) | 0,75 (0,36; 0,99) | 0,43 (0,27; 0,59) | 0,57 (0,40; 0,73) | 0,04 (0,00; 2,68) | 4,00 (1,56; 100) | 0,6926 |

Nota: As estimativas pontuais de Hodges-Lehmann são reportadas com o maior p -valor (Max p -valor) encontrado para a estatística $AR_{HAC}(\theta_0, \omega_0 | \beta)$. O intervalo de confiança está entre parênteses. Quatro defasagens foram usadas na matriz de covariância robusta a autocorrelação e heterocedasticidade de Newey-West. O fator de desconto (β) foi calibrado em 0,996. Freq. é a frequência média (mensurada em meses) do ajuste de preços dada por $1/(1 - \theta)$. O conjunto de instrumentos X^6 é dado por $\{\pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-4}, mc_{t-1}, \dots, mc_{t-4}, h_{t-1}, \dots, h_{t-4}, wi_{t-1}, \dots, wi_{t-3}\}$.

Na estimação da especificação (16), nós observamos que a inclusão da inflação de commodities como um instrumento levou a baixos p -valores e/ou a rejeição do modelo. Diante disso, nós verificamos a robustez dos resultados da Tabela 3 a duas outras *proxies* de choques de oferta, a saber: a) a variação percentual do índice de preços das commodities medido pelo *Commodity Research Bureau*; e b) a variação percentual do preço internacional do Petróleo.¹³ Nós estimamos a CPNK com os conjuntos de instrumentos X^3 e X^6 , e as variações mensais, trimestrais e semestrais nos preços das commodities. Assim, o conjunto de instrumentos $X^{i;j}$ denota o vetor X^i com a variação percentual do preço das commodities entre t e $t - j$. Os resultados desse exercício de robustez, mostrados na Tabela 6, revelam que o modelo é rejeitado em quatro das seis especificações com a inflação nos preços das commodities medida pelo índice CRB. Em contraposição, o uso da inflação no preço do petróleo indica, em geral, que a CPNK é suportada pelo dados e conjunto de instrumentos considerados. Em relação às estimativas dos parâmetros, nós observamos que os resultados são semelhantes aos encontrados acima. Entretanto, vale destacar que os conjuntos de confiança do parâmetro de Calvo, da duração média dos preços e do coeficiente λ são bem delimitados em metade das

¹³ É importante ressaltar que a utilização da inflação nos preços das commodities para identificar choques de oferta está sujeita a críticas uma vez que aumentos nos preços desses bens podem conter elementos que impactam tanto a oferta como a demanda agregada.

especificações não rejeitadas pelos dados. Isso sugere que o uso de diferentes *proxies* para os choques de oferta pode ajudar na identificação dos parâmetros do modelo.

Tabela 6

Estimativas da especificação (16) da CPNK com diferentes *proxies* para inflação nos preços das commodities

| Inst | Estimativas | | Estimativas implícitas | | | | AR – HAC: Max <i>p</i> -valor |
|---|----------------------|----------------------|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------------------|
| | ω | θ | γ_f | γ_b | $100 \times \lambda$ | Freq. | |
| <i>Especificação com inflação do preço das commodities – Índice CRB</i> | | | | | | | |
| $X^{3;1}$ | - | - | - | - | - | - | 0,0358 |
| $X^{3;3}$ | 0,93 (0,60; 0,99) | 0,69 (0,42; 0,99) | 0,42 (0,30; 0,56) | 0,58 (0,44; 0,70) | 0,42 (0,00; 2,18) | 3,23 (1,72; 100) | 0,3401 |
| $X^{3;6}$ | 0,99 (0,96; 0,99) | 0,72 (0,60; 0,81) | 0,42 (0,38; 0,45) | 0,58 (0,55; 0,62) | 0,05 (0,02; 0,19) | 3,57 (2,50; 5,26) | 0,0641 |
| $X^{5;1}$ | - | - | - | - | - | - | 0,0048 |
| $X^{5;3}$ | - | - | - | - | - | - | 0,0227 |
| $X^{5;6}$ | - | - | - | - | - | - | 0,0005 |
| <i>Especificação com inflação do preço do petróleo</i> | | | | | | | |
| $X^{3;1}$ | 0,99 (0,87; 0,99) | 0,66 (0,54; 0,84) | 0,40 (0,35; 0,47) | 0,60 (0,53; 0,65) | 0,07 (0,01; 0,75) | 2,94 (2,17; 6,25) | 0,0892 |
| $X^{3;3}$ | - | - | - | - | - | - | 0,0321 |
| $X^{3;6}$ | 0,96 (0,54; 0,99) | 0,72 (0,42; 0,99) | 0,43 (0,30; 0,59) | 0,57 (0,41; 0,70) | 0,19 (0,00; 2,45) | 3,57 (1,72; 100) | 0,6753 |
| $X^{5;1}$ | - | - | - | - | - | - | 0,0071 |
| $X^{5;3}$ | 0,81 (0,66; 0,96) | 0,72 (0,60; 0,78) | 0,47 (0,38; 0,53) | 0,53 (0,47; 0,72) | 0,99 (0,19; 1,74) | 3,57 (2,50; 4,55) | 0,0883 |
| $X^{5;6}$ | 0,87 (0,48; 0,99) | 0,75 (0,45; 0,99) | 0,46 (0,31; 0,63) | 0,54 (0,37; 0,69) | 0,51 (0,00; 2,26) | 4,00 (1,82; 100) | 0,5617 |

Nota: As estimativas pontuais de Hodges-Lehmann são reportadas com o maior *p*-valor (Max *p*-valor) encontrado para a estatística $AR_{HAC}(\theta_0, \omega_0 | \beta)$. O intervalo de confiança está entre parênteses. Quatro defasagens foram usadas na matriz de covariância robusta a autocorrelação e heterocedasticidade de Newey-West. O fator de desconto (β) foi calibrado em 0,996. Freq. é a frequência média (mensurada em meses) do ajuste de preços dada por $1/(1 - \theta)$. O vetor $X^{i,jm}$ é o conjunto de instrumentos X^i com a variação percentual do preço das commodities entre t e $t - j$.

5 Conclusões

Neste trabalho, nós estimamos a CPNK híbrida com a finalidade de avaliar os determinantes da inflação brasileira após 2002. Uma vez que a CPNK está sujeita a problemas de identificação, nós usamos um procedimento baseado na estatística de Anderson-Rubin generalizada. Esse procedimento é robusto a instrumentos fracos e instrumentos relevantes omitidos, bem como a formulações mais gerais do modelo para os regressores endógeno. Nós aplicamos esse procedimento para obter conjuntos de confiança e estimativas dos parâmetros estruturais de duas especificações da CPNK de Galí e Gertler (1999): uma baseada na suposição de expectativas racionais e a outra com medidas diretas de expectativas de inflação obtidas de pesquisas realizadas pelo BCB junto ao mercado.

Nós encontramos importantes diferenças nas estimativas dos parâmetros entre as especificações analisadas. Para a CPNK com expectativas racionais, nós verificamos uma alta proporção de firmas que não alteram os preços em um dado mês. Adicionalmente, nós observamos nessa especificação que o componente *forward-looking* foi

estatisticamente maior que o *backward-looking*. Para a CPNK com inflação esperada, nós obtivemos estimativas pontuais para o parâmetro de Calvo e para a duração média dos preços que são compatíveis com as evidências baseadas em microdados. Por fim, nós constatamos que o efeito da participação do trabalho sobre a inflação corrente não é estatisticamente significativo. Em geral, esses resultados foram robustos a diferentes conjuntos de instrumentos e diferentes medidas de hiato do custo marginal real.

Embora esta pesquisa procure trazer novas estimativas dos parâmetros da CPNK, há importantes limitações que podem ser superadas em futuros trabalhos. Por exemplo, a CPNK pode ser estendida para considerar uma *trend inflation* visto que, desde 1999, o governo tem estabelecido metas positivas para a taxa de inflação. Ascari (2004) e Cogley e Sbordone (2008) mostram que a presença de uma *trend inflation* implica no surgimento de termos extras do lado direito da CPNK. Além disso, os parâmetros dessa equação são funções da *trend inflation*. Seguindo Blanchard e Galí (2007), o modelo também pode ser ampliado para incorporar rigidez dos salários reais e obter uma versão da CPNK que torna possível analisar o *tradeoff* entre inflação e desemprego. Os procedimentos robustos ao problema de identificação podem ser aplicados a essa especificação da CPNK. Pode-se ressaltar ainda que a CPNK estimada neste trabalho não leva em consideração os efeitos de depreciações cambiais e inflação externa sobre a dinâmica da inflação de preços ao consumidor. Assim, uma sugestão para pesquisa futura seria aplicar os métodos robustos a identificação para estimar os parâmetros estruturais da CPNK proposta por Areosa e Medeiros (2007) para uma economia aberta.

Referências

- ALVES, S. A. L.; AREOSA, W. D. **Targets and inflation dynamics**. Central Bank of Brazil, 2005. (Working Paper Series, 100).
- ANDERSON, T. W.; RUBIN, H. Estimation of the parameters of a single equation in a complete system of stochastic equations. **Annals of Mathematical Statistics**, v. 20, n. 1, p. 46 - 63, 1949.
- 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.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Modelos de projeção: atualização e aperfeiçoamentos**. Relatório de Inflação, junho de 2011.
- 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.
- 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.
- BRISSIMIS, S. N.; MAGGINAS, N. S. Inflation Forecasts and the New Keynesian Phillips Curve. **International Journal of Central Banking**, v. 4, n. 2, p. 1-22, 2008.
- 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**. Dissertação (Mestrado). Programa de Pós-Graduação em Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2010.
- CARVALHO, C. V.; VILELA, A. D. What if Brazil Hadn't Floated the Real in 1999? **Brazilian Review of Econometrics**, n. 1, p. 265 - 308, 2015.
- CASTRO, M. R.; GOUVEA, S. N.; MINELLA, A.; SANTOS, R. C.; SOUZA-SOBRINHO, N. F. SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach. **Brazilian Review of Econometrics**, n 1, p. 103 - 170, 2015.
- 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.
- COGLEY, T.; SBORDONE A. M. **Trend inflation and inflation persistence in the New Keynesian Phillips curve**. American Economic Review, v. 98, n. 5, p. 2101-2126, 2008.
- 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.
- CORREA, A., PETRASSI, M. E SANTOS, R. **Price-Setting Behavior in Brazil: Survey Evidence**. Central Bank of Brazil, 2016. (Working Paper Series, 422).
- DOKO, F.; DUFOUR, J-M. Instrument endogeneity and identification-robust tests: Some analytical results. **Journal of Statistical Planning and Inference**, v. 138, 2008.
- DUFOUR, J.-M. Some impossibility theorems in econometrics, with applications to structural and dynamic models. **Econometrica**, v. 65, n. 6, p. 1365 - 1389, 1997.
- DUFOUR, J.-M. Identification, weak instruments and statistical inference in econometrics. **Canadian Journal of Economics**, v. 36, n. 4, p. 767 - 808, 2003.
- DUFOUR, J.-M., TAAMOUTI, M. Projection-based statistical inference in linear structural models with possibly weak instruments. **Econometrica**, v.73, n. 4, p. 1351 - 1365, 2005.
- DUFOUR, J.-M., TAAMOUTI, M. Further results on projection-based inference in IV regressions with weak, collinear or missing instruments. **Journal of Econometrics**, v. 139, n. 1, p. 133 - 153, 2007.

- DUFOUR, J-M; KHALAF, L.; KICHIAN, M. Inflation dynamics and the new Keynesian Phillips curve: An identification robust econometric analysis. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 30, n. 9-10, p. 1707 - 1728, 2006.
- DUFOUR, J-M; KHALAF, L.; KICHIAN, M. On the precision of Calvo parameter estimates in structural NKPC model, **Journal of Economic Dynamics & Control**, v.34, n. 9, p. 1582–1595, 2010a.
- DUFOUR, J-M; KHALAF, L.; KICHIAN, M. Estimation uncertainty in structural inflation models with real wages rigidities. **Computational Statistics and Data Analysis**, v. 54, n. 11, p. 2554-2561, 2010b.
- 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.
- FUHRER, J. C.; OLIVEI G. P. **The Role of Expectations and Output in the Inflation Process: An Empirical Assessment**. Public Policy Brief No. 10-2. Boston: Federal Reserve Bank of Boston. 2010
- FUHRER, J. C The Role of Expectations in Inflation Dynamics International. **Journal of Central Banking** , v.8, n. s1, 2012.
- GALÍ, J.; GERTLER, M. Inflation dynamics: a structural econometric analysis. **Journal of Monetary Economics**, v. 44, n. 2, p. 195-222, 1999.
- GOUVEA, S. **Price Rigidity in Brazil: Evidence from CPI Micro Data**. Central Bank of Brazil, 2007. (Working Paper Series, 143).
- HENZEL, S.; WOLLMERSHÄUSER, T. The New Keynesian Phillips curve and the role of expectations: Evidence from the CESifo World. **Economic Survey.Economic Modelling**, v. 25, n.5, p. 811–832, 2008.
- HODGES JR, J.L.; LEHMANN, E.L. Estimates of location based on rank tests. **Annals of Mathematical Statistics**, v. 34, n. 2, p. 598 - 611, 1963.
- HODGES JR, J.L.; LEHMANN, E.L. Hodges_Lehmann estimators. In: Johnson, N.L., Kotz, S., Read, C. (Eds.), **Encyclopedia of Statistical Sciences**, v. 3. p. 642 - 645, 1983.
- 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.; MAVROEIDIS, S. Weak Instrument Robust Tests in GMM and the New Keynesian Phillips Curve. **Journal of Business & Economic Statistics, American Statistical Association**, v. 27, n. 3, p 293-311, 2009.
- KOOP, G.; ONORANTE, L. **Estimating Phillips Curves in Turbulent Times Using The ECB's Survey of Professional Forecasters**. ECB Working Paper No 1422, 2012.
- KUESTER, K.; MUELLER, G.; STOELTING, S. Is the New Keynesian Phillips Curve Flat? **Economics Letters**, v. 103, 2009.
- 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.
- MA, A. GMM estimation of the new Phillips curve. **Economics Letters**, v. 76, n.3, p. 411–417, 2002.

- MACHADO, V. G.; PORTUGAL, M. S. Phillips curve in Brazil: an unobserved components approach. **Estudos Econômicos**, v. 44, n. 4, p. 787-814, 2014.
- MAGNUSSON, L. M.; MAVROEIDIS, S. Identification-Robust Minimum Distance Estimation of the New Keynesian Phillips Curve. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 42, n. 2-3, p. 465-481, 2010.
- 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.
- MAVROEIDIS, S. Weak identification of forward-looking models in monetary economics. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.66, n. S1, p. 609 - 635, 2004.
- MAVROEIDIS, S. Identification issues in forward-looking models estimated by GMM with an application to the Phillips curve. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 37, n.3, p. 421 - 449, 2005.
- 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. S. B. **Instabilidades na Curva de Phillips Novo-Keynesiana: um estudo empírico para o Brasil**. 43º Encontro Nacional de Economia (ANPEC), 2015.
- 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, p. 1015-1040, 2003.
- MOURA, G. V. Multiplicadores fiscais e investimento em infraestrutura. **Revista Brasileira de Economia**, v. 69, n. 1, p. 75-104, 2015.
- 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.
- NASON, J.; SMITH, G. Identifying the new Keynesian Phillips curve. **Journal of Applied Econometrics**, v. 23, n.5, p. 525 - 551, 2008.
- NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica**, v. 55, n. 3, p. 703-708, 1987.
- NUNES, R. Inflation Dynamics: The Role of Expectations. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 42, n. 6, p. 1161-1172, 2010.
- PALOVITA, M. Inflation dynamics in the euro area and the role of expectations. **Empirical Economics**, v, 31, n.4, p. 847–860, 2006.
- PALOVITA, M. Comparing Alternative Phillips Curve Specifications: European Results with Survey-Based Expectations, **Applied Economics**, v. 40, n. 17, p. 2259–2270, 2008.

- PALOVITA, M.; MAYES, D. The use of real-time information in Phillips-curve relationships for the euro area. **The North American Journal of Economics and Finance**, v. 16, n. 3, p. 415-434, 2005.
- PORTUGAL, M. S.; MADALOZZO, R. C.; HILLBRECHT, R. O. **Inflation, unemployment and monetary policy in Brazil**. Anais. Encontro Brasileiro de Econometria– SBE, 1999.
- 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. Is inflation sticky? **Journal of Monetary Economics**, v. 39, n. 2, p.173 - 196, 1997.
- RUDD, J.; WHELAN, K. Can rational expectations sticky-price models explain inflation dynamics? **American Economic Review**, v. 96, n. 1, 2006.
- RUDEBUSCH, G. D. Term structure evidence on interest rate smoothing and monetary policy inertia. **Journal of Monetary Economics** v. 49, n. 6, p. 1161–1187, 2002.
- SCHWARTZMAN, F. F. Estimativa de curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 1, p. 137-155, 2006.
- STAIGER, D.; STOCK, J.H. Instrumental variables regression with weak instruments. **Econometrica**, v. 65, n. 3, p. 557 - 586, 1997.
- STOCK, J.H.; WRIGHT, J.H. GMM with weak identification. **Econometrica**, v. 68, n. 5, p. 1097 - 1126, 2000.
- STOCK, J. H.; JONATHAN, H. W.; MOTOHIRO, Y. A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments. **American Statistical Association Journal of Business & Economic Statistics**, v. 20, n. 4, p. 518-529 2002.
- 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. **Economia Aplicada**, v. 19, n. 4, p. 679-703, 2015.
- VASCONCELOS, B. F. B.; DIVINO, J. A. **O desempenho recente da política monetária brasileira sob a ótica da modelagem DSGE**. Banco Central do Brasil, 2012. (Working Paper Series, 291).
- WANG, J.; ZIVOT, E. Inference on structural parameters in instrumental variables regression with weak instruments. **Econometrica**, v. 66, n. 6, p. 1389-1404, 1998.
- WOODFORD, M. **Interest and prices: foundations of a theory of monetary policy**. Princeton: Princeton University Press. 2003.
- 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.
- ZHANG, G.; OSBORN, D. R.; KIM, D. H. Observed inflation forecasts and the New Keynesian Phillips curve. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 71, n. 3, p. 375-398, 2009.
- ZIVOT, E.; STARTZ, R.; NELSON, C.R. Valid confidence intervals and inference in the presence of weak instruments. **International Economic Review**, v. 39, p. 1119-1144, 1998.