
CURVA DE PHILLIPS NOVO-KEYNESIANA: uma abordagem de regressão quantílica

GABRIEL M. GONÇALVES* GABRIELA B. de MEDEIROS• EDILEAN K. da S. B. ARAGÓN†

RESUMO

No presente trabalho, procuramos estimar a Curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK) para o Brasil seguindo a proposta de Blanchard e Galí (2007). Nosso objetivo é identificar não linearidades na CPNK através de regressões quantílicas e verificar se os resultados ajustam-se empiricamente à dinâmica inflacionária brasileira após a implementação do regime de metas. Em razão dos regressores que compõem a CPNK apresentarem endogeneidade, seguimos Chortareas, Magonis e Panagiotidis (2012) e empregamos o método de regressão quantílica em dois estágios sugerido por Kim e Muller (2004). Em geral, encontramos que a inflação é mais afetada pelo componente inercial quando encontra-se localizada nos arredores da mediana condicional e que é impulsionada com mais vigor pelas expectativas conforme avança em direção a cauda superior da distribuição. Uma elevação do hiato do desemprego tem sido acompanhada de uma redução da inflação corrente com mais intensidade quando esta está ajustada em níveis mais baixos. A *proxy* para o custo marginal real das firmas (CM) não apresentou impactos heterogêneos significativos.

Palavras-chave: Curva de Phillips. Inflação. Política monetária. Regressão Quantílica.

ABSTRACT

In the present work, we try to estimate the New-Keynesian Phillips Curve (NKPC) for Brazil following the proposal of Blanchard e Galí (2007). Our objective is to identify non-linearities in CPNK through quantile regressions and to verify whether the results fit empirically to the Brazilian inflationary dynamics after the implementation of the target regime. Due the regressors that make up the NKPC are endogeneous, we followed Chortareas, Magonis e Panagiotidis (2012) and used the two-stage quantile regression method suggested by Kim e Muller (2004). In general, we find that inflation is most affected by the inertial component when it is located around the conditional median and that it is driven more vigorously by expectations as it moves towards the upper tail of the distribution. An increase in the unemployment gap has been accompanied by a reduction in current inflation with greater intensity when it is adjusted to lower levels. The proxy for the real marginal cost of firms (CM) did not show significant heterogeneous impacts.

Keywords: Phillips Curve. Inflation. Monetary policy. Quantile regression.

* Discente do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba, Brasil - email: gmg_gabriel@outlook.com

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

† Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba, Brasil - email: edilean@hotmail.com

Agradecemos ao CNPq pelo auxílio financeiro.

1 INTRODUÇÃO

Investigar os determinantes e o comportamento da dinâmica inflacionária de um país tem sido um dos principais desafios para os cientistas econômicos e formuladores de políticas. Nas últimas décadas os Modelos Novo-keynesianos têm ganhado destaque como uma das principais ferramentas para investigar esses fenômenos. O sucesso dessa modelagem é a possibilidade de microfundamentar a análise e destacar a dinâmica entre indivíduos e firmas maximizadores que operam em uma estrutura de mercado de concorrência imperfeita. Dessa forma, podemos dizer que a CPNK tem combinado algumas suposições da Teoria dos Ciclos Reais de Negócios, como a otimização dinâmica e o equilíbrio geral, com suposições Keynesianas, como concorrência monopolística. Dada a quebra da suposição do mercado concorrencial perfeito, permite-se a introdução do poder de monopólio. Uma vez que as firmas têm algum controle sobre seus preços, as taxas de ajustamento podem se diferenciar entre as firmas a depender da estratégia de gestão tomada, ou seja, foi endogeneizado o mecanismo de ajuste de preços. Essa combinação tem gerado trabalhos com discussões ricas acerca da dinâmica inflacionária, como investigações para determinar os melhores componentes para a CPNK, diferentes formas de indexação de preços, a existência de rigidez do salário real, entre outras possíveis investigações.

Inicialmente a CPNK relacionou a inflação corrente à inflação esperada para o próximo período e a uma medida de atividade econômica, tal como o hiato do produto ou o custo marginal real.¹ Ao longo dos anos, a CPNK avançou em termos de composição e teoria ao buscar aproximar cada vez mais as estimações às observações da realidade. Um exemplo pode ser extraído do trabalho de Galí e Gertler (1999), com a introdução de um termo de defasagem oriundo da hipótese de que apenas uma parte das firmas utilizam toda a informação disponível e conseguem ajustar os preços de forma otimizada. As demais firmas ajustam segundo uma regra retrospectiva baseada na trajetória passada de inflação. Esse componente inercial tem sido constatado pelos dados, e fornecido um melhor ajuste às estimações. A CPNK com essa interação entre as expectativas racionais e as regras adaptativas ficou conhecida como Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida (CPNKH). Outra suposição realista é a possibilidade de rigidez de informação que foi introduzida por Mankiw e Reis (2002) e demonstrado que isso gera inércia inflacionária. Woodford (2003) estima uma (CPNKH) partindo da suposição de que firmas não otimizadoras indexam apenas parcialmente seus preços à inflação passada.

Entre as mais diversas contribuições, destaca-se o trabalho de Blanchard e Galí (2007) o qual introduz a suposição de rigidez de salário real no modelo Novo-Keynesiano. Os autores mostram que, na CPNK tradicional, estabilizar a inflação é equivalente a estabilizar o excesso de demanda que maximiza o bem-estar. A explicação para isso consistia na perda de eficiência ao sair do mercado competitivo (primeiro-melhor) para a concorrência monopolística que era constante e invariante. Entretanto, com a introdução de rigidez no salário real, a perda de eficiência passa a ser afetada pelos choques. Com isso, estabilizar a inflação ainda poderia ser equivalente a estabilizar o excesso de demanda, mas não a estabilizar o excesso de demanda que maximiza o bem estar. Logo, essa política não seria desejável evidenciando o *trade-off* entre inflação e desemprego do ponto de vista de maximização do bem-estar.

Alguns estudos partindo do modelo sugerido por Blanchard e Galí (2007) voltados para a economia brasileira apresentam resultados interessantes. Por exemplo, Mazali e Divino (2010) estimaram a nova CPNK e encontraram que a inflação passada foi mais impactante na inflação corrente do que as expectativas de inflação e que o *trade-off* entre inflação e desemprego foi constatado, dado que um aumento do desemprego acarretou em uma redução da inflação no período. Esse resultado não é consensual nas estimações da nova CPNK para o Brasil, Mendonça, Sachsida e Medrano (2012) encontraram que a nova versão da CPNK tem dificuldades para representar a dinâmica inflacionária brasileira e que o *trade-off* não foi constatado, dado que o efeito da taxa de desemprego sobre a inflação foi próximo de zero.

Uma importante suposição dos trabalhos apresentados são de assumir que a relação produto-inflação é linear. Ou seja, que a inclinação da CPNK é constante e, portanto, independente da conjuntura

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

econômica ao longo do período estudado. Porém, há trabalhos que questionam a empiricidade da forma linear nesse tipo de análise.² Segundo Medeiros, Portugal e Aragón (2017), a economia brasileira tem sido atingida por vários choques como a crise energética de 2001, crise cambial de 2002, recessão de 2003, crise econômica mundial de 2008, e que esses fatores podem vir a alterar a forma como as empresas ajustam seus preços, e os agentes econômicos formam suas expectativas.

Uma abordagem que tem ganhado destaque para investigar esses impactos heterogêneos nos ajustes de preços é o procedimento de regressão quantílica. Ele consiste em dividir as observações em quantis condicionais de modo a criar uma especificação da Curva de Phillips semi-paramétrica, com um número infinito de possíveis vetores de parâmetros, possibilitando mapear toda a distribuição da taxa de inflação e captar comportamentos não lineares a partir dos dados. Boz (2013) aplica a metodologia de regressão quantílica para a Turquia e observa que o termo *backward-looking* é mais significativo quando a taxa de inflação é baixa, entretanto, quando a inflação está ajustada a níveis mais elevados o termo *forward-looking* domina o *backward-looking*. Em outras palavras, os autores encontraram evidências de que a taxa de inflação é relativamente mais impactada pela inércia quando a inflação é baixa, mas é guiada pelas expectativas dos agentes quando a taxa de inflação é elevada. Por outro lado, para dados dos Estados Unidos da América, Wolters e Tillmann (2015) utilizam a abordagem para investigar o grau da persistência do processo inflacionário ao longo da distribuição condicional e encontraram evidências de uma persistência cada vez mais homogênea entre quantis.

A literatura sobre a CPNK para o Brasil tem buscado avançar no sentido de verificar impactos heterogêneos, porém ainda carece de investigações pelo método de regressão quantílica. Nesse sentido, buscamos identificar não linearidades na CPNK brasileira a partir do modelo proposto por Blanchard e Galí (2007) através desse método para o período compreendido entre março de 2000 a dezembro de 2019. Devido à endogeneidade dos regressores, utilizaremos o procedimento de regressão quantílica em dois estágios (RQ2E), proposto por Kim e Muller (2004), baseado no estimador de mínimos desvios absolutos em dois estágios desenvolvido por Amemiya (1982) e Powell (1983) e empregado na estimação da CPNK para a zona do Euro por Chortareas, Magonis e Panagiotidis (2012).

De forma sucinta, os resultados obtidos sugerem a identificação de não linearidades na Nova CPNK brasileira e que o método de regressão quantílica pode fornecer informações adicionais sobre a dinâmica de precificação da economia. Em específico, identificamos que o componente inercial é mais impactante quando a inflação está localizada aos arredores da mediana condicional. Por sua vez, os regressores referentes ao termo prospectivo apresentam um baixo efeito marginal para os níveis menos elevados de inflação porém essa intensidade é ascendente em direção a cauda superior da distribuição condicional, de modo que, acima da mediana condicional uma mesma variação no componente de expectativas cause um impacto na determinação da inflação corrente pelo menos duas vezes maior. Quanto ao impacto do mercado de trabalho na determinação dos preços, observamos que um aumento do desemprego em relação ao nível natural tem sido acompanhado de uma redução mais intensa da inflação corrente quando esta está localizada nos quantis inferiores da distribuição condicional. Por fim, a estimativa que leva em consideração o custo marginal real das firmas, captou um efeito de elevação da inflação corrente em consequência de uma elevação no hiato da participação da massa salarial no PIB nominal, entretanto não foi identificado impactos heterogêneos significativos referentes a esse regressor visto que as diferenças de intensidades identificadas estão dentro do intervalo de confiança da estimativa pela média condicional.

O estudo está organizado em 6 capítulos. O primeiro corresponde a presente introdução, o segundo descreve o modelo teórico que fundamenta o trabalho, o terceiro apresenta a estratégia empírica e os métodos de estimação empregados. O quarto refere-se à descrição das séries temporais utilizadas e os resultados estatísticos de estabilidade das séries. Por fim, no quinto são apresentados os resultados das

² Entre os trabalhos que discutem a relação não linear da Curva de Phillips podemos destacar Lima (2003), Fasolo e Portugal (2004), Tombini, Alves et al. (2006), Areosa, McAleer e Medeiros (2011), Tristão e Torrent (2015), Medeiros, Portugal e Aragón (2017), entre outros.

estimações e no último as considerações finais.

2 MODELO TEÓRICO

No presente estudo, utilizamos o modelo de CPNK proposta por Blanchard e Galí (2007) em que se considera a possibilidade de rigidez de salário real em uma economia fechada. Considera-se que a economia é composta apenas por firmas e famílias. Assume-se que existe um contínuo de firmas cuja estrutura de mercado condiz com as condições de competição monopolística.³

2.1 Firmas e Famílias

As firmas deparam-se com uma curva de demanda isoelástica e são sujeitas a seguinte função de produção Cobb-Douglas:⁴

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

onde Y é o produto, M é o insumo não produzido sujeito a choques de oferta e N é o trabalho.

Para as famílias, assume-se que existe um número grande de famílias idênticas com preferências separáveis e função de utilidade instantânea dada por:

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

em que C é o consumo composto com elasticidade de substituição entre os bens dada por ϵ , N é a oferta de trabalho, ξ é um parâmetro de preferência e ϕ 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:

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

onde c e n representam o logaritmo natural do consumo (C) e do emprego (N), respectivamente.

2.2 Alocação eficiente (primeiro melhor)

O primeiro melhor, segundo Blanchard e Galí (2007) corresponde a alocações eficientes em todos os fatores de produção e nenhum desemprego involuntário. Para isso, supõe-se que a economia deva operar sob competição perfeita de forma a gerar o maior nível de produto possível.

Considerando as restrições da função de produção, Eq. (1), e da função de utilidade das famílias, Eq. (2), tem-se que o nível eficiente do produto expresso em logaritmo natural é dado por:

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

com

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

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

³ A competição monopolística descreve mercados que têm os seguintes atributos: muitos vendedores concorrendo pelo mesmo grupo de clientes; cada empresa produz um produto pelo menos um pouco diferente dos produtos das demais empresas; as empresas podem entrar no mercado e sair dele sem restrições.

⁴ Demanda isoelástica é quando a elasticidade da demanda é constante ao longo de toda a curva de demanda.

2.3 Equilíbrio com preços flexíveis (segundo melhor)

O segundo melhor flexibiliza a condição de concorrência perfeita que garante a alocação plena dos fatores de produção e nenhum desemprego involuntário. Nele, o nível ótimo do produto é definido supondo que a economia opera em concorrência monopolística. Sendo assim, as firmas têm poder de mercado sob suas mercadorias e por isso aplicam uma taxa de *mark up* $\mu^p = \log\left[\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right]$ sobre o custo marginal, em que ε é a elasticidade-preço da demanda. Considerando as restrições da função de produção, Eq. (1), e da função de utilidade das famílias, Eq. (2), tem-se que o nível ótimo do produto em logaritmo natural é dado por:

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

com

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

em que y_2 e n_2 são respectivamente os níveis ótimos de produto e emprego sob competição monopolística com preços e salários flexíveis.

Observa-se que a diferença entre as Eqs. (4) e (5) pode ser entendida como a perda de eficiência ao sair da competição perfeita para o sistema de competição monopolística, sendo essa diferença, no modelo, 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

Considerando o modelo acima de economia fechada sob competição monopolística e salários flexíveis, a CPNK pode ser expressa por:

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

em que $\beta \in (0, 1)$ é o fator de desconto, $\kappa = \frac{\lambda(1+\phi)}{(1-\alpha)}$, com $\lambda = \theta^{-1}(1 - \theta)(1 - \beta\theta)$ onde $\theta \in (0, 1)$ representa a fração de firmas que possuem um poder discricionário de ajuste de preços dada uma probabilidade constante em qualquer período de tempo após o último ajuste, ou seja, não corrigindo seus preços de maneira predeterminada, condição apontada por Calvo (1983) e utilizada em diversos estudos envolvendo o tema.

A CPNK apresentada na Eq. (7) mostra que a inflação corrente (π_t) elava-se à medida que aumentam as expectativas futuras de inflação formuladas com as informações do período t e em resposta ao hiato do produto, definido como a diferença entre o logaritmo do produto observado (y) e o produto natural originado do modelo teórico de equilíbrio com preços flexíveis (y_2). Essa equação não leva em consideração os choques de oferta e preferências de maneira direta, entretanto, indiretamente eles são captados pelo nível do produto natural (y_2) e influenciam o hiato do produto. 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) podemos observar que a diferença entre y_1 e y_2 é constante e igual a δ indicando que em uma estrutura de mercado de competição monopolística e salários flexíveis, estabilizar o 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 δ , pois um choque de oferta adverso não altera δ e, por isso, não cria qualquer incentivo para a autoridade monetária desviar de uma política de inflação constante (BLANCHARD; GALÍ, 2007).

2.5 Rigidez de salário real

Blanchard e Galí (2007) introduzem a ideia de rigidez de salário real justamente para tentar captar os efeitos de um choque de oferta adverso na diferença entre o primeiro melhor e o segundo melhor nível ótimo de produto e verificar a possibilidade da autoridade monetária desejar desviar de uma política de inflação constante.

Para analisar os efeitos dessa rigidez, os autores supõem que o salário real responde lentamente as condições do mercado de trabalho, quebrando a identidade que garantia a igualdade com a taxa marginal de substituição. Esse efeito é entendido como resultado de imperfeições no mercado. Dessa forma, o salário real (w) pode ser expresso pela seguinte regra de ajuste:

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

onde $\gamma \in (0, 1)$ representa uma medida de rigidez de salário real, em que quanto maior a rigidez, menos significativa torna-se a relação com a taxa marginal de substituição.

Um importante pressuposto da Eq. (8) é que não existe nenhuma mudança nas preferências, dessa forma apenas o nível ótimo do produto oriundo do equilíbrio sob competição monopolística (segundo melhor) será afetado.

2.6 Equilíbrio com rigidez de salário real (segundo melhor)

Blanchard e Galí (2007) apresentam o segundo melhor nível de produto sob competição monopolística e rigidez de salário real dado pela expressão:

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

em que $\Theta \equiv \frac{\gamma\alpha}{\gamma\alpha + (1-\gamma)(1+\phi)} \in [0, 1]$.

A Eq. (9) apresenta que, ao introduzir a rigidez de salário real no modelo, o peso morto obtido na Eq. (6) pela diferença entre o primeiro melhor e o segundo melhor nível ótimo de produto deixa de ser constante (δ), pois passa a ser afetado por choques de oferta (Δm) e choques de preferências ($\Delta\xi$). Observa-se também que Θ é crescente em γ , indicando que o tamanho desse hiato e sua persistência tem relação direta com o grau de rigidez do salário real.

Dessa forma, como a diferença entre o produto eficiente e o segundo melhor passa a ser suscetível à choques, nota-se que uma redução não esperada em m (choque de oferta adverso) gera uma variação negativa no hiato da Eq. (9). Contudo, a medida em que os salários se ajustam ao longo do tempo, essa diferença vai convergindo para o nível de estado estacionário (δ).

2.7 A nova versão da Curva de Phillips Novo-Keynesiana

A relação entre a inflação e o hiato do produto extraída a partir do modelo de Blanchard e Galí (2007) pode ser expressa por:

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

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

Na relação supracitada, estabilizar a inflação ainda é consistente com a estabilização do hiato do produto. Entretanto, estabilizar o hiato ($y - y_2$) não é mais desejável, pois a medida importante do hiato

do produto para o bem-estar é dada por $(y - y_1)$. A relação entre a inflação e o hiato do produto medida pelo produto atual e o primeiro melhor nível de produto pode ser expressa 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 a inflação depende da expectativa e inflação, da defasagem distribuída da distância do produto corrente do primeiro melhor nível de produto e da defasagem distribuída dos choques de oferta e de preferências. Segundo Blanchard e Galí (2007) pode-se reescrever essa expressão em termos da taxa de desemprego e de mudanças nos preços dos insumos não produzidos M (Δv) 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 Δv_t é a mudança no preço real do insumo não produzido (M) no tempo t que representa uma medida de choque de oferta no modelo.

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Na presente seção, apresentamos a forma reduzida da nova Curva de Phillips Novo-Keynesiana que será efetivamente estimada e a equação referente ao procedimento em quantis condicionais. Em seguida, faremos uma breve descrição dos métodos utilizados para as estimações (Regressão Quantílica em Dois Estágios e Momentos Generalizados).

3.1 Equação reduzida da CPNK

A forma reduzida da CPNK que será estimada tem origem na Eq. (12), forma estrutural que considera que a inflação é 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) e pode ser representada da seguinte forma:

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

em que $d_1 = \frac{1}{1 + \beta}$, $d_2 = \frac{\beta}{1 + \beta}$, $d_3 = \frac{\lambda(1 - \alpha)(1 - \gamma)\phi}{\gamma(1 + \beta)}$, $d_4 = \frac{\alpha\lambda}{1 + \beta}$ e ς_t é o termo de erro estocástico.⁵

A forma estrutural requer que haja uma restrição de sobreidentificação nos parâmetros d_1 e d_2 devido ao fator de desconto β . A restrição pode ser definida por:

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

A intuição de tal restrição é o *trade-off* entre a estabilização da inflação e o hiato do produto, já que não é possível manter a taxa de desemprego permanentemente abaixo do seu nível de estado estacionário sem que haja elevação da taxa de inflação.

Além da especificação Eq. (13) nós seguimos Galí e Gertler (1999) e estimamos a CNPK padrão que utiliza o custo marginal real das firmas no lugar da taxa de desemprego. A CPNK padrão estimada no presente estudo pode ser expressa por:

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

⁵ Blanchard e Galí (2007) e outros autores seguindo seu modelo, fazem a exclusão da constante na estimação da CPNK, em conformidade com eles, não a incluiremos nas regressões.

em que x_t representa o custo marginal real das firmas. Para essa variável duas *proxies* serão utilizadas: i) o hiato da participação da massa salarial no PIB nominal (CM); e ii) o hiato do produto.

Devido à potencial endogeneidade nas variáveis que compõem as Eqs. (13) e (15), empregamos o Método de Momentos Generalizados (GMM) para estimá-las. Esse método tem sido extensivamente utilizado para garantir a robustez da estimação ao deparar-se com essa quebra de pressuposto do modelo clássico de regressão linear.

Seguindo a literatura referente às estimativas da CPNK que utilizam variáveis instrumentais, empregamos defasagens das próprias variáveis como instrumentos. Em específico, o conjunto de instrumentos utilizados para as estimações da Nova CPNK, Eqs. (13) e (17), são compostos pelas defasagens de primeira e segunda ordem da taxa de inflação, pela primeira defasagem da inflação esperada, pelas defasagens (1-2) do hiato da taxa de desemprego e a primeira defasagem do componente de choque. Para as estimações da CPNK Padrão, Eqs. (15) e (18), o conjunto é composto pela defasagem até a terceira ordem da inflação, pela primeira defasagem da inflação esperada e pelas defasagens (1-2) do hiato da participação da massa salarial no PIB nominal (CM). Tais conjuntos de instrumentos implicam em restrições de sobreidentificação. Segundo Bueno (2011), dada tal condição, faz-se necessário determinar uma matriz ótima de ponderação. Para esse fim, foi utilizado o método proposto por Newey e West (1997) com *kernel* de Bartlett e *bandwidth* fixo. Referente aos testes de verificação para modelos com variáveis instrumentais, empregamos o teste J de Hansen (1982) de sobreidentificação para avaliar a validade das restrições. Esse teste representa com hipótese alternativa a existência de momentos que estatisticamente são diferentes de zero, portanto, caso aceite-se a hipótese nula o modelo não é rejeitado. Outra preocupação é referente a qualidade dos instrumentos, pois estimadores de variáveis instrumentais com instrumentos fracos podem apresentar vies. Para verificar essa característica nos instrumentos utilizados foi aplicado o teste de Cragg-Donald.

3.2 A Curva de Phillips Novo-Keynesiana em diferentes quantis condicionais

As especificações anteriores Eqs. (13) e (15) estimam a CPNK na média condicional, captando impactos lineares em resposta às variáveis. A proposta da aplicação da regressão quantílica é permitir caracterizar os impactos heterogêneos das variáveis em diferentes pontos da distribuição da taxa de inflação (π_t). Tal método foi apresentado inicialmente por Koenker e Bassett (1978) e possui propriedades atrativas, além de captar os impactos heterogêneos, como fornecer estimadores mais eficientes do que os obtidos via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) quando o termo de erro é não gaussiano e apresentar menor sensibilidade à presença de *outliers* na variável dependente.

De forma resumida, a ideia de quantis é separar o rol de observação da variável de referência (π_t^w) em segmentos com proporções iguais, onde esses segmentos podem ser generalizados com a finalidade de mapear toda a distribuição condicional da variável de referência de modo que haja um número infinito de possíveis vetores de parâmetros (quantis).

No presente estudo, tem-se que o τ th quantil condicional, condicionado as variáveis extraídas do modelo que originou a Eq. (13), é definido como sendo o valor $q_\tau(\pi_t|\pi_{t-1}, E_t\pi_{t+1}, u_t, \Delta v_t)$ tal que a probabilidade da taxa de inflação ser menor do que $q_\tau(\pi_t|\pi_{t-1}, E_t\pi_{t+1}, u_t, \Delta v_t)$ é igual a τ , ou seja:

$$\int_{-\infty}^{q_\tau(\pi_t|\pi_{t-1}, E_t\pi_{t+1}, u_t, \Delta v_t)} f_{q_\tau(\pi_t|\pi_{t-1}, E_t\pi_{t+1}, u_t, \Delta v_t)}(q_\tau(\pi_t|\pi_{t-1}, E_t\pi_{t+1}, u_t, \Delta v_t))d\pi = \tau \quad (16)$$

em que $\tau \in (0, 1)$ e $f_{q_\tau(\pi_t|\pi_{t-1}, E_t\pi_{t+1}, u_t, \Delta v_t)}(q_\tau(\pi_t|\pi_{t-1}, E_t\pi_{t+1}, u_t, \Delta v_t))$ é a densidade condicional da taxa de inflação (π_t) dadas as variáveis explicativas $\pi_{t-1}, E_t\pi_{t+1}, u_t, \Delta v_t$.

Esse método tem uma função de perda assimétrica baseada em minimizar resíduos absolutos ponderados assimetricamente, dessa forma, os resultados são em função de τ . Quanto mais baixo o valor de τ mais peso será dado para os resíduos negativos, da mesma forma, quanto maior seu valor maior o peso nos resíduos positivos.

Para ilustrar, dada a Eq. (16) com $\tau = \frac{1}{2}$, obtemos a função da mediana condicional de π_t dado π_{t-1} , $E_t\pi_{t+1}$, u_t , Δv_t , que representa a minimização de resíduos absolutos ponderados de forma simétrica (mesmo peso para desvios positivos e negativos). Dessa forma, podemos expressar a nova CPNK no quantil τ por:⁶

$$q_\tau(\pi_t|\pi_{t-1}, E_t\pi_{t+1}, u_t, \Delta v_t) = \beta'_1(\tau)\pi_{t-1} + \beta'_2(\tau)E_t\pi_{t+1} + \beta'_3 u_t + \beta'_4(\tau)\Delta v_t \quad (17)$$

$$q_\tau(\pi_t|\pi_{t-1}, E_t\pi_{t+1}, u_t, \Delta v_t) = \beta'_1(\tau)\pi_{t-1} + \beta'_2(\tau)E_t\pi_{t+1} + \beta'_3(\tau)x_t \quad (18)$$

Kim e Muller (2004) encontram evidências de que a proposta inicial da regressão quantílica de Koenker e Bassett (1978) pode produzir estimativas viesadas na presença de regressores endógenos. Como as Eqs. (17) e (18) apresentam essa característica foi empregado o procedimento de Regressão Quantílica em Dois Estágios (*RQ2E*), sugeridos por eles como alternativa para se obter estimadores consistentes nessa situação. Essa metodologia foi baseada no procedimento de mínimos desvios absolutos em dois estágios, desenvolvido por Amemiya (1982) e Powell (1983) e estendido para regressão quantílica por Kim e Muller (2004).

O método de *RQ2E* parte da mesma condição definida na Eq. (16). Entretanto, a primeira etapa consiste em estimar regressões para cada variável endógena em função de um conjunto de instrumentos de forma a obter valores ajustados para essas variáveis. Seguindo Chortareas, Magonis e Panagiotidis (2012), estimamos o primeiro estágio através de regressões MQO e salvamos os valores ajustados para as variáveis endógenas. Na segunda etapa, tratamos os valores preditos do primeiro estágio como variáveis explicativas e estimamos as curvas de Phillips pelo método de regressão quantílica.

Devido às variáveis explicativas que compõem a regressão conterem os valores preditos do primeiro estágio, empregamos o procedimento de *bootstrap* para obter o erro-padrão das estimativas de *RQ2E*. O procedimento de *bootstrap* consiste em retirar pares aleatoriamente a partir das observações originais substituídos os valores preditos obtidos nas regressões do primeiro estágio. Em seguida uma estimativa β_θ^B é calculada para cada amostra *bootstrap* extraída. Após um grande número de repetições, representadas por B, obtêm-se uma amostra de B p-vetores do estimador cuja matriz de covariância amostral constitui um estimador válido da matriz de covariância do estimador original. Para o presente estudo consideramos 1000 iterações.

4 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Para desenvolver as estimações apresentadas anteriormente encontramos um problema referente à descontinuidade de algumas séries temporais brasileiras. De março de 2002 a fevereiro de 2016 as séries usualmente utilizadas eram divulgadas pelo IBGE por meio da Pesquisa Mensal do Emprego (PME). Entretanto, essa pesquisa foi descontinuada e a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADc) passou a ser a referência, tendo início em 2012. A metodologia das duas pesquisas não são iguais, dessa forma, não é possível complementar os dados apenas unindo-os de forma imediata.

Existe uma literatura que têm discutido a forma de desenvolver retropolações para séries descontinuas, como é o caso para várias séries brasileiras fornecidas pela PME. Dado esse fato, utilizaremos essa estratégia de retropolação para estender as séries que compõem a presente estimação e eram divulgadas pela PME, a saber: taxa de desemprego, renda nominal e pessoas ocupadas. Em específico, empregamos a metodologia de retropolação apresentada por Ottoni e Barreira (2016). Dessa forma, podemos estimar as especificações da nova CPNK, Eqs. (13) e (17), e da CPNK Padrão, Eqs. (15) e (18), utilizando dados mensais de março de 2000 a dezembro de 2019.⁷ Optamos por utilizar a frequência de

⁶ A CPNK Padrão no quantil τ é obtida de maneira análoga, considerando as devidas variáveis condicionais.

⁷ Optamos por iniciar a análise em mar/2000 devido à disponibilidade de dados das expectativas de inflação (IPCA) do relatório de mercado Focus iniciarem as previsões em abril de 2000 no sistema de expectativas de mercado do BCB.

dados mensais pois há indícios na literatura de que podem capturar mais adequadamente o conjunto de informações disponíveis aos consumidores, empresas e formuladores de políticas econômicas.⁸

Para a taxa de inflação mensal, variável a ser explicada pelo modelo (π_t), utilizamos como *proxy* o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). E para o componente prospectivo, ($E_t\pi_{t+1}$), empregamos a mediana das expectativas diárias de inflação no último dia do mês t para o mês $t+1$, coletadas e disponibilizadas pelo BCB através do relatório de mercado FOCUS.

Tabela 1 – Séries temporais utilizadas - mar/2000 a dez/2019

Série Temporal	Unid.	Fonte
Índice nacional de preços ao consumidor-amplo (IPCA)	Var. % mensal	IBGE
Mediana das expectativas para o IPCA	Var. % mensal	BCB
Taxa de desemprego*	%	IBGE
Renda Nominal*	R\$	IBGE
População Ocupada no Brasil*	Pessoa	IBGE
PIB mensal - Valores correntes	R\$ (milhões)	BCB
Taxa de câmbio comercial R\$ / US\$ - compra (média)	R\$	BCB

* Representa que a série temporal passou pelo processo de retropolação, dessa forma, não consiste nos dados oficiais da fonte (IBGE).

Fonte: Elaboração Própria.

Para representar o impacto do desemprego na CPNK utilizamos o hiato da taxa de desemprego que foi obtida a partir do processo de retropolação pela metodologia de Ottoni e Barreira (2016). Esse hiato é definido como a diferença entre a taxa de desemprego observada e o desemprego natural da economia. Como o desemprego natural não é uma variável observável, estimamos uma *proxy* pelo filtro de Hodrick-Prescott (HP) com $\lambda = 14400$ conforme sugerido na literatura para séries mensais. Para a mudança no preço dos insumos não produzidos, interpretados como choques de oferta, seguimos Mendonça, Sachsida e Medrano (2012) e definimos uma *proxy* em que se considera a mudança percentual na taxa de câmbio nominal real por dólar em relação a três períodos anteriores, de modo a captar pressões inflacionárias oriundas de desvalorizações cambiais captadas nos preços dos insumos não produzidos. Medidas similares são adotadas por Mazali e Divino (2010) e Medeiros, Portugal e Aragón (2017).⁹

Para determinar a dinâmica do custo marginal real das firmas tomamos duas medidas, sendo elas, o hiato da participação da massa salarial no PIB nominal (CM) e o hiato do produto. Para a primeira, identificamos a participação da massa salarial no PIB nominal como a população ocupada no Brasil multiplicada pela renda nominal média da ocupação e dividida pelo PIB nominal mensal.¹⁰ Identificada a participação em valor percentual do PIB nominal, extraímos seu hiato por meio do filtro de Hodrick-Prescott (HP), de maneira análoga ao hiato do desemprego. Para a segunda *proxy*, utilizamos a mesma série de PIB (4380), disponibilizada pelo BCB, entretanto, ela foi deflacionada pelo IPCA e posteriormente ajustada sazonalmente pelo método X12-ARIMA para representar o produto efetivo.¹¹ Após esse processo de manipulação da série definimos o hiato do produto como a diferença entre o produto efetivo (Y^e) e o produto potencial da economia (Y^p) estimado pelo filtro HP. Entretanto, como essa variável está em valores monetários nós transformamos os desvios em um percentual do produto potencial $\left[\left(\frac{Y^e - Y^p}{Y^p} \times 100\right)\right]$.

Para verificar a estabilidade das séries descritas acima aplicamos três testes que permitiram rejeitar

⁸ Areosa, McAleer e Medeiros (2011), Mendonça, Sachsida e Medrano (2012) e Medeiros, Portugal e Aragón (2017) são exemplos de trabalhos que também estimaram a Curva de Phillips para o Brasil com dados mensais.

⁹ Formalmente essa especificação é dada por: $\Delta v_t = 100 \left[\ln \left(\frac{(R\$/US\$)_t}{(R\$/US\$)_{t-3}} \right) \right]$.

¹⁰ As séries de População Ocupada no Brasil e Renda Nominal foram obtidas pelo procedimento de retropolação da PnadC, e o PIB nominal é disponibilizado pelo sistema de séries temporais do BCB com numeração 4380.

¹¹ A série 4380 foi deflacionada pelo IPCA tendo $2020.03 = 1$.

a hipótese de raiz unitária em todas as séries, sendo eles: (i) teste de Phillips e Perron (1998); (ii) o teste KPSS cuja principal relevância é a inversão da hipótese nula; e (iii) o procedimento de Elliot, Rothemberg e Stock (1996), denominado de ERS - *Point Optimal*. Definimos a função janela para ponderação dos testes $\omega\left(\frac{j}{M+1}\right)$ por Parzen e o valor de M pelo critério de Newey-West (1994), conforme sugerido em Bueno (2011).

5 RESULTADOS

As estimativas da Nova CPNK, Eqs. (13) e (17), foram realizadas pelo método de Momentos Generalizados (GMM) e pelo método de Regressão Quantílica em dois Estágios (RQ2E), respectivamente.¹² As intensidades identificadas para os regressores estão disponibilizadas na Tabela (2) com os respectivos erros padrão entre parênteses.

Tabela 2 – Estimativas da Nova CPNK - Eqs. (13) e (17) - mar/2000 a dez/2019

Método	Quantil	d_1	d_2	d_3	d_4	\bar{R}^2	Eq. (14 (<i>p</i> -valor))
GMM		0.43*** (0.04)	0.71*** (0.07)	-0.05* (0.02)	0.008* (0.004)	0.54	0.001
	0.05	0.11 (0.11)	0.26 (0.15)	-0.17** (0.09)	-0.003 (0.005)	0.10	0.000
RQ2E	0.1	0.23*** (0.07)	0.27*** (0.09)	-0.16*** (0.05)	-0.005 (0.005)	0.16	0.000
	0.2	0.31*** (0.07)	0.47*** (0.1)	-0.11*** (0.04)	-0.002 (0.003)	0.23	0.000
	0.3	0.32*** (0.08)	0.55*** (0.09)	-0.07** (0.03)	0.004 (0.004)	0.28	0.000
	0.4	0.41*** (0.07)	0.6*** (0.09)	-0.06** (0.03)	0.003 (0.003)	0.30	0.861
	0.5	0.45*** (0.06)	0.63*** (0.07)	-0.05* (0.03)	0.002 (0.003)	0.33	0.008
	0.6	0.42*** (0.05)	0.76*** (0.08)	-0.03 (0.04)	0.001 (0.003)	0.35	0.000
	0.7	0.34*** (0.06)	1.02*** (0.09)	0.001 (0.04)	0.002 (0.003)	0.38	0.000
	0.8	0.28*** (0.08)	1.21*** (0.11)	0.01 (0.04)	0.003 (0.004)	0.41	0.000
	0.9	0.38*** (0.12)	1.29*** (0.14)	0.04 (0.05)	0.01 (0.007)	0.45	0.000
	0.95	0.45* (0.24)	1.53*** (0.24)	-0.01 (0.09)	0.014 (0.011)	0.47	0.000

Notas: ***Significativo a 1%. **Significativo a 5%. *Significativo a 10%.

Fonte: Elaboração Própria.

Referente aos testes de verificação do modelo de variáveis instrumentais, a estatística de teste *J-statistic* não nos permitiu rejeitar a hipótese nula, dessa forma, podemos inferir que as restrições de sobreidentificação do modelo são válidas; a estatística de Durbin-Wu-Hausman rejeita a hipótese nula

¹² As estimativas por RQ2E foram calculadas nos quantis $\tau \in \{0.05, 0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.7, 0.8, 0.9, 0.95\}$.

de exogeneidade dos regressores e o teste F de Cragg-Donald nos permitiu rejeitar a hipótese de instrumentos fracos. Dessa forma, consideramos que os instrumentos utilizados apresentam uma correlação satisfatória com as variáveis endógenas e não causam viés aos estimadores.¹³ Quanto ao coeficiente de determinação R^2 ajustado no valor de (0.54) na estimação por GMM indica um bom ajustamento do modelo com base na literatura. Por fim, a restrição definida na Eq. (14) pela hipótese nula de que a soma dos componentes *backward-looking* e *forward-looking* é igual a 1 é rejeitada a um nível de significância de 5% na estimativa por GMM nas estimativas em quantis, com exceção do quantil ($\tau = 0.4$). Resultados sugerindo evidências desfavoráveis à verticalidade da Curva de Phillips brasileira também são encontrados por Areosa, McAleer e Medeiros (2011), Mendonça, Sachsida e Medrano (2012) e Medeiros, Portugal e Aragón (2017).

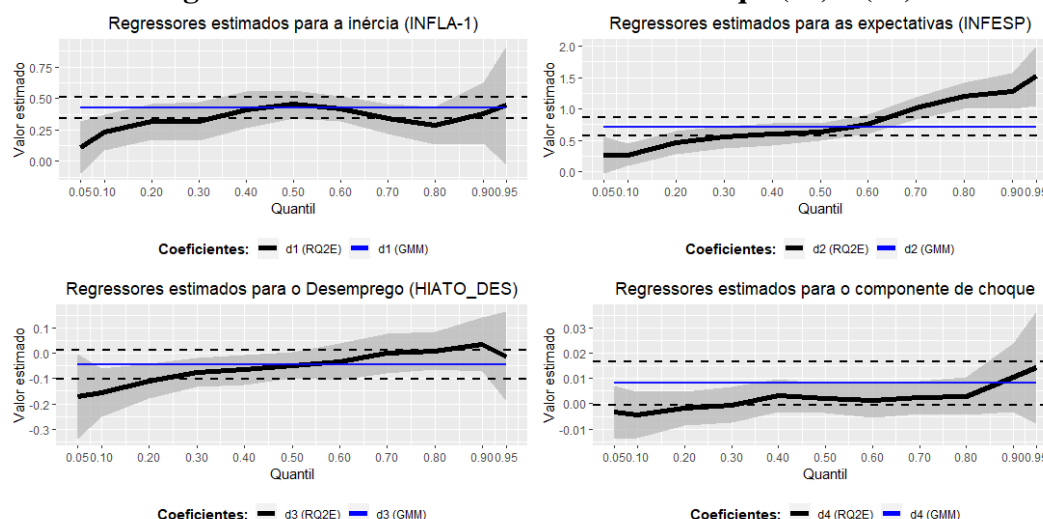
Com relação aos coeficientes de resposta identificados na média condicional, por GMM, podemos destacar a significância estatística dos regressores de inércia, inflação esperada, hiato do desemprego e choque de oferta. Referente às intensidades, o maior peso é atribuído às expectativas na previsão da inflação corrente e está em linha com diversos trabalhos que analisam a dinâmica inflacionária brasileira como Areosa, McAleer e Medeiros (2011), Mendonça, Sachsida e Medrano (2012), Tristão e Torrent (2015) e Medeiros, Portugal e Aragón (2017). Quanto a influência da dinâmica do mercado de trabalho na previsão da inflação corrente pela média condicional, o regressor sugere que uma elevação do hiato do desemprego tende a reduzir a inflação prevista, resultado consistente com a teoria. O coeficiente identificado para a *proxy* de choque de oferta apresenta o sinal esperado e foi significativo, indicando que uma elevação dos preços oriundas de uma desvalorização cambial elevaria a inflação corrente. Entretanto, seu efeito marginal é pequeno em relação aos demais coeficientes. Medeiros, Portugal e Aragón (2017) utilizaram essa *proxy* de choque de oferta na estimação da nova CPNK com dados mensais de março de 2002 a junho de 2015 e ela não foi significativa. No entanto, a intensidade observada e o sentido da contribuição são similares ao que obtivemos.

Ao estimar os coeficientes da Nova CPNK em diferentes quantis condicionais pudemos ampliar o horizonte de resposta para os regressores. De modo que, o que foi verificado pela média condicional seja apenas um dos possíveis comportamentos de resposta em relação aos desvios das variáveis explicativas, uma vez que a média condicional é apenas uma das possíveis medidas de posição que representam a tendência de concentração dos dados observados. Os resultados da estimativa quantílica fornecem indícios de que os efeitos marginais das variáveis são heterogêneos ao longo da distribuição. Dessa forma, o comportamento observado nos coeficientes de resposta obtidos pela média condicional pode não descrever de maneira satisfatória a dinâmica dos regressores em determinados períodos.

Na Figura (1) apresentamos os coeficientes estimados para a Nova CPNK com seus respectivos intervalos de confiança. Os regressores referentes a inércia inflacionária foram significativos estatisticamente a partir de ($\tau = 0.1$). No entanto, a sua intensidade nesse ponto é significativamente menor do que a resposta obtida pela média condicional e mantendo-se fora do intervalo de confiança da estimativa linear até o quantil ($\tau = 0.3$). Esse coeficiente apresenta uma inclinação ascendente em direção à cauda superior da distribuição, quando observado abaixo da mediana condicional. Esse resultado sugere uma elevação na intensidade de resposta a medida em que se elevam os quantis estimados, de modo que, nos arredores do quantil mediano ele apresente efeitos marginais bastante próximos da estimação por GMM. A direita da mediana condicional, por sua vez, o sentido de ascendência desse coeficiente parece sofrer uma mudança, dando lugar a uma redução de intensidade conforme se afasta da mediana condicional em direção a extremidade superior da distribuição, chegando novamente a atingir valores fora do intervalo de confiança da estimativa na média condicional (quantil $\tau = 0.8$). A partir do quantil ($\tau = 0.8$) vemos uma retomada na intensidade na contribuição desse regressor chegando a atingir novamente um efeito marginal próximo ao obtido na mediana condicional. Esse resultado sugere que a persistência inflacionária relativa a inércia pode ser menor em um cenário de inflação baixa e em quantis levemente superiores à mediana condicional.

¹³ Os valores críticos do teste F de Cragg-Donald são apresentados em Stock e Yogo (2005).

Figura 1 – Coeficientes da Nova CPNK - Eqs. (13) e (17)



As linhas tracejadas denotam um intervalo de confiança de 95% para o estimador na média condicional (GMM).

A área hachurada de cor cinza representa o intervalo de confiança de 95% para os estimadores em quantis.

Fonte: Elaboração própria.

Os efeitos marginais observados para o componente *forward-looking* também foram significativos a partir do quantil ($\tau = 0.1$), com intensidade crescente em direção a extremidade superior da distribuição condicional, representando uma inclinação maior do que a observada com o regressor inercial que é mantida ao longo de toda a distribuição. O intervalo de confiança da estimativa na média condicional para esse componente compreende apenas os regressores obtidos nos arredores da mediana condicional. Esse resultado nos indica que o termo prospectivo embora seja representativo de forma geral, ganha cada vez mais importância na determinação da inflação corrente a medida em que ela se localiza em níveis mais elevados. Dessa forma, podemos sugerir que a contribuição desse regressor pode estar sendo superestimada em momentos de inflação baixa, e subestimada em períodos que a inflação encontra-se acima da mediana condicional, quando utilizamos a estimação na média condicional (GMM).

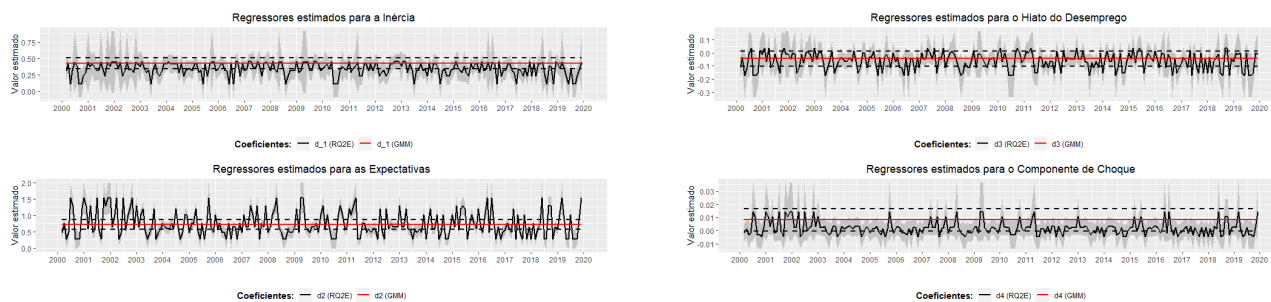
Os resultados atinentes aos regressores retrospectivos e prospectivos identificados pelas estimativas em quantis estão relativamente em linha com os resultados encontrados por Chortareas, Magonis e Panagiotidis (2012) para a zona do Euro. Os autores identificaram uma inclinação ascendente para o coeficiente de expectativas, porém, uma inclinação descendente observada no componente inercial. De toda forma, constatou-se nos dois trabalhos, uma maior importância do termo *backward-looking* na explicação do processo inflacionário nos quantis mais baixos que vai perdendo relevância em relação ao termo prospectivo conforme aumenta-se o quantil observado. Esse resultado aponta para uma dominância do termo *forward-looking* em um cenário de inflação elevada. Para a Turquia, Boz (2013) também constatou inclinação ascendente tanto para o termo retrospectivo quanto para o prospectivo e indícios de que a inflação é mais impulsionada pela formação de expectativas dos agentes econômicos quando está em um nível mais elevado da distribuição condicional.

Os regressores referentes ao hiato do desemprego são significativos nos quantis localizados da mediana condicional para baixo. Sua intensidade de resposta é, em módulo, bastante superior ao que foi identificado na estimação pela média condicional, não sendo contemplados pelo intervalo de confiança de 95% da estimativa linear quando localizada abaixo do quantil $\tau = 0.2$. Esse resultado sugere que uma redução do desemprego, em relação ao seu nível natural, tem uma pressão inflacionária na determinação da inflação corrente mais forte em um cenário de inflação baixa. Dessa forma, a estimativa na média condicional pode estar subestimando a contribuição desse regressor nesses momentos. Por fim, as estimativas em quantis sugerem uma possível ausência de efeitos referentes a *proxy* para o choque de oferta no comportamento da inflação.

Para visualizarmos melhor o impacto das não linearidades identificadas nos coeficientes de res-

posta no período analisado, propomos identificar a posição da taxa de inflação na distribuição condicional mês a mês e atribuir os efeitos marginais sugeridos para essa posição. Wolters (2012) apresenta um procedimento para estimar a posição da taxa de inflação em sua distribuição condicional. Baseados em seu procedimento, calculamos os valores ajustados para a taxa de inflação $\tilde{\pi}_t(\tau)$, para os respectivos valores de $\tau \in (0, 1)$. Em seguida, escolhemos, para cada observação, o quantil $\tilde{\tau}_t$ que minimiza a diferença quadrática entre os valores ajustados $\tilde{\pi}_t(\tau)$ e os valores observados. Após identificarmos a posição da taxa de inflação na distribuição condicional, desenvolvemos a Figura (2) em que apresentamos a sugestão de efeitos marginais para cada regressor, ao longo do tempo, atribuída de acordo com o quantil associado à posição da inflação.

Figura 2 – Coeficientes da Nova CPNK - Eqs. (13) e (17) - no tempo



As linhas tracejadas denotam um intervalo de confiança de 95% para o estimador na média condicional (GMM).

A área hachurada de cor cinza representa o intervalo de confiança de 95% para os estimadores em quantis.

Fonte: Elaboração própria.

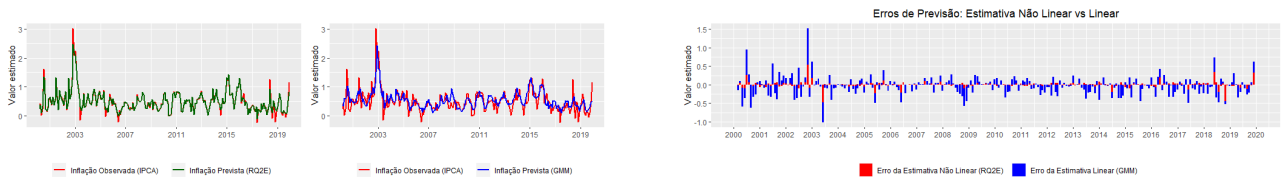
Podemos observar que, em geral, nossos resultados apontam para uma superestimação do componente retrospectivo observado pela estimativa linear em grande parte do período, uma vez que não leva em consideração a redução no efeito marginal atribuído a inércia em cenários de inflação mais distantes da mediana condicional.

Quanto as contribuições relativas ao componente prospectivo, podemos notar desvios significativos entre os parâmetros variantes e o regressor linear. O impacto das expectativas de inflação na definição da inflação corrente, sugerido pela regressão quantílica, pode ser 2 vezes superior (inferior) ao mesmo desvio atribuído ao regressor da média condicional, a depender da posição da inflação na distribuição.

Observando os dados aqui utilizados, podemos notar que há momentos de conjuntura econômica relativamente conturbada na formação das expectativas, como a adaptação às mudanças do regime cambial e a implementação do regime de metas de inflação, as eleições presidenciais que poderiam representar a descontinuidade dessas mudanças ao final de 2002, a crise financeira de 2008, o governo Dilma marcado por vários momentos de desaprovação e descredibilidade até culminar no *impeachment* da presidente, entre muitos outros fatores que afetam a formação das expectativas e consequentemente seus reflexos na determinação dos preços da economia. Claramente, podemos identificar por meio da estimação quantílica a volatilidade no efeito marginal das expectativas na determinação da inflação corrente no período analisado. Destacando-se como o componente mais representativo em relação aos impactos heterogêneos.

Quanto aos efeitos marginais relativos ao regressor para o hiato do desemprego, podemos notar em alguns períodos pontuais que há uma resposta mais forte referente a dinâmica do mercado de trabalho que não é capturada pelo intervalo de confiança do regressor linear. Esse resultado aponta que uma maior (menor) escassez de mão de obra pode representar uma elevação (redução) da inflação corrente acima (abaixo) do que seria previsto pela CPNK na média condicional nesses momentos. Por fim, como a estimativa quantílica sugeriu uma ausência de efeitos referente a *proxy* para o choque de oferta, dessa forma, a sugestão é que a estimativa linear superestima a contribuição desse regressor ao longo do período.

Figura 3 – Previsão com as Estimativas da Nova CPNK - Eqs. (13) e (17) - mar/2000 a dez/2019



Fonte: Elaboração própria.

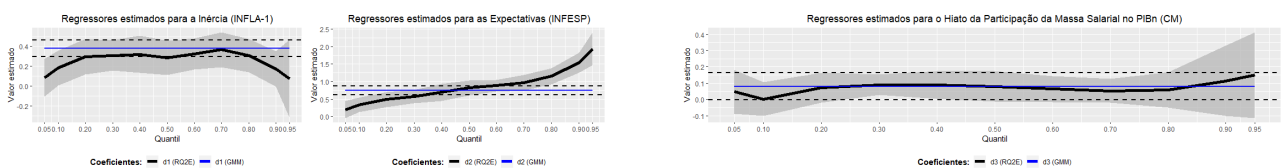
Na Figura (3) apresentamos a inflação prevista por meio dos dois métodos de estimação e o desvio referente às estimativas. Nossos resultados sugerem a identificação de não linearidades nos coeficientes de resposta uma vez que é notável a redução no erro de previsão ao comparar com a estimativa linear da Nova CPNK.

5.1 Estimativas da CPNK Padrão - Eqs. (15) e (18)

Conforme comentado nas estratégias empíricas da estimação, também seguimos Galí e Gertler (1999) e estimamos a CPNK Padrão, Eqs. (15) e (18), que levam em consideração o custo marginal real das firmas com a *proxy* (CM).¹⁴

Referente aos testes de verificação do modelo de variáveis instrumentais, a estatística de teste *J-statistic* não nos permitiu rejeitar a hipótese nula, dessa forma, podemos inferir que as restrições de sobreidentificação do modelo são válidas; a estatística de Durbin-Wu-Hausman rejeita a hipótese nula de exogeneidade dos regressores e o teste *F* de Cragg-Donald nos permitiu rejeitar a hipótese de instrumentos fracos, dessa forma, consideramos que os instrumentos utilizados apresentam uma correlação satisfatória com as variáveis endógenas e não causam viés aos estimadores. Quanto ao coeficiente de determinação R^2 ajustado no valor de (0.51) na estimação por GMM indica um bom ajustamento do modelo com base na literatura. Por fim, a restrição definida na Eq. (14) pela hipótese nula de que a soma dos componentes *backward-looking* e *forward-looking* é igual a 1 também é rejeitada a um nível de significância de 5% na estimativa por GMM e nas estimativas em quantis, com exceção do quantil ($\tau = 0.4$), sugerindo evidências desfavoráveis à verticalidade da Curva de Phillips brasileira.

Figura 4 – Coeficientes da CPNK Padrão - Eqs. (13) e (17)



As linhas tracejadas denotam um intervalo de confiança de 95% para o estimador na média condicional (GMM).

A área hachurada de cor cinza representa o intervalo de confiança de 95% para os estimadores em quantis.

Fonte: Elaboração própria.

Com relação aos coeficientes de resposta identificados na média condicional, por GMM, podemos destacar a significância estatística dos regressores de inércia, inflação esperada e custo marginal real das firmas, todos com o sinal em conformidade com o modelo teórico, sugerindo que a inflação corrente é função positiva da inércia, das expectativas e do custo marginal das firmas. Observe que o maior peso na determinação da inflação também foi atribuído às expectativas nessa estimação da CPNK Padrão.

As estimativas em diferentes quantis condicionais, indicam que o coeficiente relativo ao componente inercial é significativo estatisticamente a partir do quantil ($\tau = 0.1$) apresentando um efeito

¹⁴ As estimativas também foram realizadas com a *proxy* referente ao hiato do produto, entretanto, como as estimativas foram muito próximas às que levaram em consideração o hiato da participação da massa salarial no PIB nominal (CM) optamos por suprimir seus resultados em razão da limitação de espaço.

marginal ascendente em direção à cauda superior da distribuição. Entretanto, o sentido de ascendência desse coeficiente parece sofrer uma mudança, dando lugar a uma redução de intensidade conforme se afasta da mediana em direção a extremidade superior da distribuição (após o quantil $\tau = 0.7$). Observe que a intensidade referente ao regressor é menor do que a resposta obtida pela média condicional praticamente em todos os quantis estimados e, claramente, o intervalo de confiança da estimativa na média condicional não compreende os efeitos marginais sugeridos nas extremidades da distribuição condicional, conforme apresentado na Figura (4). Esse resultado sugere que a persistência inflacionária relativa a inércia é menor quando a inflação encontra-se distante da mediana condicional.

Tabela 3 – Estimativas da CPNK Padrão - Eqs. (15) e (18) - mar/2000 a dez/2019

Método	Quantil	d_1	d_2	d_3	\bar{R}^2	Eq. (14) - p -valor
GMM		0.38*** (0.04)	0.75*** (0.06)	0.08* (0.04)	0.51	0.0035
	0.05	0.09 (0.10)	0.20* (0.12)	0.05 (0.07)	0.07	0.0000
RQ2E	0.1	0.18** (0.09)	0.34*** (0.11)	0.00 (0.05)	0.14	0.0000
	0.2	0.30*** (0.09)	0.5*** (0.11)	0.07 (0.05)	0.21	0.0000
	0.3	0.31*** (0.08)	0.58*** (0.10)	0.09*** (0.03)	0.27	0.0005
	0.4	0.32*** (0.10)	0.69*** (0.12)	0.09** (0.04)	0.30	0.7610
	0.5	0.29*** (0.09)	0.83*** (0.11)	0.08* (0.05)	0.32	0.0001
	0.6	0.32*** (0.08)	0.89*** (0.08)	0.06 (0.04)	0.35	0.0000
	0.7	0.37*** (0.09)	0.97*** (0.11)	0.05 (0.04)	0.38	0.0000
	0.8	0.31*** (0.09)	1.15*** (0.12)	0.06 (0.06)	0.40	0.0000
	0.9	0.17** (0.09)	1.53*** (0.15)	0.11 (0.11)	0.43	0.0000
	0.95	0.07 (0.20)	1.94*** (0.24)	0.15 (0.13)	0.43	0.0000

Notas: ***Significativo a 1%. **Significativo a 5%. *Significativo a 10%.

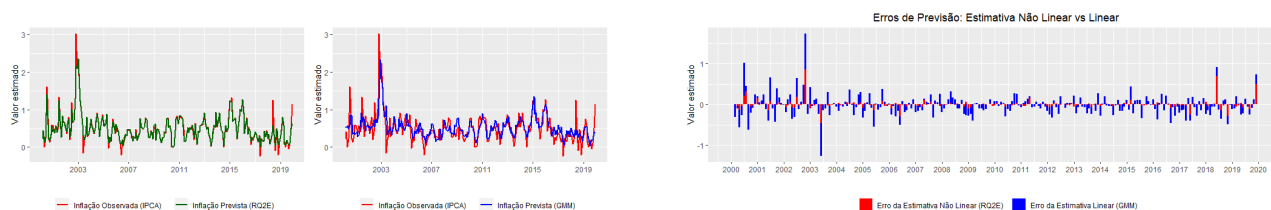
Fonte: Elaboração Própria.

Os efeitos marginais observados para o componente *forward-looking* foram significativos em todos os quantis estimados, com intensidade crescente em direção a cauda superior da distribuição condicional. Podemos notar que abaixo da mediana condicional a estimação em quantis sugere um efeito marginal menor que o obtido pela média condicional, porém acima do quantil mediano o peso atribuído a esse componente é maior do que o previsto por GMM. Note que o intervalo de confiança da estimativa na média condicional compreende apenas as estimativas aos arredores da mediana condicional e que a diferença de intensidade eleva-se cada vez mais a medida em que se aproximam os níveis mais elevados da distribuição. Esse resultado reforça os indícios de que a contribuição desse regressor é superestimada em momentos de inflação baixa, e subestimada em períodos de inflação acima da mediana, pela estimativa na média condicional (GMM).

Quanto aos regressores referentes ao hiato da participação da massa salarial no PIB nominal (CM), podemos notar que apresentam o sinal esperado em todos os quantis, sugerindo que uma elevação nos custos marginais são refletidas em pressões inflacionárias. Os coeficientes significativos encontram-se nos arredores da mediana condicional em direção a cauda inferior cujas intensidades de resposta são bastante próximas ao estimador obtido pela média condicional. Como todos os valores observados nos quantis para esse regressor estão inclusos no intervalo de confiança da estimativa pela média condicional (GMM), interpretamos que esse componente não apresenta impactos heterogêneos significativos.

Na Figura (5) apresentamos a inflação prevista por meio dos dois métodos de estimação e o desvio referente às estimativas. Os resultados sugerem a identificação de não linearidades nos coeficientes de resposta uma vez que é notável a redução no erro de previsão ao comparar a estimativa linear com a estimativa quantílica da CPNK Padrão.

Figura 5 – Previsão com as Estimativas da CPNK Padrão - Eqs. (15) e (18) - mar/2000 a dez/2019



Fonte: Elaboração própria.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Podemos dizer que os resultados que encontramos para a economia brasileira sugerem a identificação de não linearidades na CPNK e que o método de regressão quantílica aparenta fornecer informações adicionais sobre a dinâmica de precificação da economia. Os resultados apontam para uma maior contribuição do componente inercial quando a inflação está localizada nas proximidades da mediana condicional. Sugerem também uma contribuição mais suave do termo prospectivo para níveis mais baixos da inflação mas com intensidade ascendente em direção a cauda superior da distribuição condicional. Acima da mediana condicional uma mesma variação no componente de expectativas pode causar um impacto até quatro vezes maior do que se a inflação estivesse na extremidade inferior. Esse componente destacou-se como o mais significativo em relação à heterogeneidade nos coeficientes de resposta.

Quanto ao impacto do mercado de trabalho na determinação dos preços, observamos que um aumento do desemprego em relação ao nível natural tem sido acompanhado de uma redução mais intensa da inflação corrente quando esta está localizada nos quantis inferiores da distribuição condicional. Esse resultado indica que variações na escassez de mão de obra podem causar diferentes impactos a depender do nível da inflação corrente na distribuição condicional.

Por fim, o custo marginal real das firmas não apresentou diferenças significativas de contribuição, dessa forma, sugere-se que a estimativa linear foi capaz de identificar de maneira satisfatória o efeito marginal referente a esse regressor. O sinal indicado pela *proxy* aponta que uma elevação dos custos das firmas tem elevado em algum grau o índice geral de preços ao consumidor amplo (IPCA).

REFERÊNCIAS

AMEMIYA, T. Two stage least absolute deviations estimators. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, JSTOR, p. 689–711, 1982.

- AREOSA, W. D.; MCALEER, M.; MEDEIROS, M. C. Moment-based estimation of smooth transition regression models with endogenous variables. **Journal of Econometrics**, Elsevier, v. 165, n. 1, p. 100–111, 2011.
- BLANCHARD, O.; GALÍ, J. Real wage rigidities and the new keynesian model. **Journal of money, credit and banking**, Wiley Online Library, v. 39, p. 35–65, 2007.
- BOZ, Ç. Estimating the new keynesian phillips curve by quantile regression method for turkey. **Modern Economy**, Scientific Research, v. 4, n. 9, p. 627–632, 2013.
- BUENO, R. D. L. da S. **Econometria de séries temporais**. 2. ed. [S.l.]: Cengage Learning, 2011.
- CALVO, G. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of monetary Economics**, Elsevier, v. 12, n. 3, p. 383–398, 1983.
- CHORTAREAS, G.; MAGONIS, G.; PANAGIOTIDIS, T. The asymmetry of the new keynesian phillips curve in the euro-area. **Economics Letters**, Elsevier, v. 114, n. 2, p. 161–163, 2012.
- FASOLO, A. M.; PORTUGAL, M. S. Imperfect rationality and inflationary inertia: a new estimation of the phillips curve for brazil. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, SciELO Brasil, v. 34, n. 4, p. 725–776, 2004.
- GALI, J.; GERTLER, M. Inflation dynamics: A structural econometric analysis. **Journal of monetary Economics**, Elsevier, v. 44, n. 2, p. 195–222, 1999.
- KIM, T.-H.; MULLER, C. Two-stage quantile regression when the first stage is based on quantile regression. **The Econometrics Journal**, Wiley Online Library, v. 7, n. 1, p. 218–231, 2004.
- KOENKER, R. W.; BASSETT, G. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 46, n. 1, p. 33–50, 1978. Disponível em: <<https://EconPapers.repec.org/RePEc:ecm:emetrp:v:46:y:1978:i:1:p:33-50>>.
- LIMA, E. C. R. The nairu, unemployment and the rate of inflation in brazil. **Revista Brasileira de Economia**, SciELO Brasil, v. 57, n. 4, p. 899–930, 2003.
- MANKIW, N. G.; REIS, R. Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the new keynesian phillips curve. **The Quarterly Journal of Economics**, MIT Press, v. 117, n. 4, p. 1295–1328, 2002.
- MAZALI, A. A.; DIVINO, J. A. Real wage rigidity and the new phillips curve: the brazilian case. **Revista Brasileira de Economia**, SciELO Brasil, v. 64, n. 3, p. 291–306, 2010.
- MEDEIROS, G. B. d.; PORTUGAL, M. S.; ARAGÓN, E. K. d. S. B. Instabilidades na curva de phillips novo-keynesiana: um estudo empírico para o brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2017.
- MENDONÇA, M. J. C. d.; SACHSIDA, A.; MEDRANO, L. A. T. Inflação versus desemprego: novas evidências para o brasil. **Economia Aplicada**, SciELO Brasil, v. 16, n. 3, p. 475–500, 2012.
- OTTONI, B.; BARREIRA, T. Metodologia de retropolização da pesquisa nacional por amostra de domicílios contínua de 1992 a 2012. **Nota Técnica do IBRE**, 2016.
- POWELL, J. L. The asymptotic normality of two-stage least absolute deviations estimators. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, JSTOR, p. 1569–1575, 1983.
- ROBERTS, J. M. New keynesian economics and the phillips curve. **Journal of money, credit and banking**, JSTOR, v. 27, n. 4, p. 975–984, 1995.

STOCK, J.; YOGO, M. Testing for weak instruments in linear iv regression. In: _____. **Identification and Inference for Econometric Models**. New York: Cambridge University Press, 2005. p. 80–108. Disponível em: <http://www.economics.harvard.edu/faculty/stock/files/TestingWeakInstr_Stock%2BYogo.pdf>.

TOMBINI, A. A.; ALVES, S. A. L. et al. The recent brazilian disinflation process and costs. **Central Bank of Brazil Working Paper Series**, v. 109, 2006.

TRISTÃO, T. S.; TORRENT, H. da S. Relações não lineares na curva de phillips: uma abordagem semi-paramétrica. **Economia Aplicada**, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto-USP . . . , v. 19, n. 4, p. 679, 2015.

WOLTERS, M. H. Estimating monetary policy reaction functions using quantile regressions. **Journal of Macroeconomics**, Elsevier, v. 34, n. 2, p. 342–361, 2012.

WOLTERS, M. H.; TILLMANN, P. The changing dynamics of us inflation persistence: A quantile regression approach. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, De Gruyter, v. 19, n. 2, p. 161–182, 2015.

WOODFORD, M. **Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy**. [S.l.]: princeton university press, 2003.