

EXPECTATIVAS NA FORMAÇÃO DE PREÇOS E CUSTO MARGINAL REAL: UMA ANÁLISE PARA ECONOMIA BRASILEIRA A PARTIR DA CURVA DE PHILLIPS

Luma de Oliveira¹
Angelo Rondina Neto²

RESUMO

Buscando avaliar o efeito causal da mudança de política econômica, além da assimetria no processo de formação de preços da economia brasileira, o presente trabalho faz uso das intuições teóricas de diferentes especificações da curva de Phillips. Com dados mensais de fevereiro de 2003 a junho de 2019, utilizou-se destas especificações para as estimações econométricas de diferentes, porém complementares, modelos no sentido de encontrar respostas à indagação inicialmente exposta. Com a compreensão de que o futuro se torna relevante quando existem rigidezes de preços, como relatado por Galí e Gertler (2000), partiu-se da identificação destas rigidezes a partir do modelo de mínimos quadrados robusto, método que, embora linear, é eficiente na presença de dados heterogêneos. Verificada a necessidade em se considerar expectativas em relação ao futuro, uma vez que a economia brasileira passou por períodos inflacionários recentes, emergiu a necessidade de avaliar como a medida de inflação se comporta em relação à inércia. Para tanto, fez-se uso de um método não-linear para investigar o impacto destes diferentes termos expectacionais no processo de formação de preços. A partir do método da regressão quantílica, foi possível averiguar que, diferente de países que consolidaram o processo de estabilização de preços e têm nas expectativas futuras a condução deste, para a economia brasileira é o termo que representa as expectativas passadas que domina o processo. Ademais, mudanças de política foram avaliadas a partir da estimação de modelos de Vetores Autorregressivos (VAR). Foi possível inferir que a resposta da medida de inflação a choques na medida de custo marginal real, *gap* da taxa de desemprego, é significativa e negativa. Porém, ao recuperar as relações contemporâneas a partir da estimação de um modelo VAR estrutural, essa relação, intrigantemente, mostrou-se positiva e insignificante, cabendo uma investigação posterior mais minuciosa.

Palavras-chave: Curva de Phillips; Expectativas de inflação; Custo Marginal Real; Regressão Quantílica; Vetores Autorregressivos (Estruturais).

ABSTRACT

Aiming to assess the causal effect of changes in economic policies, in addition to asymmetry in price formation for the Brazilian economy, this study uses theoretical intuitions from different specifications of the Phillips curve. With monthly data from February 2003 to June 2019, these specifications were used for different, but complementary, estimations of econometric models in order to answer the initially proposed questions. With the understanding that future becomes relevant when there are price rigidities, as seen in Galí and Gertler (2000), it was identified the rigidities using the robust least square model, a method that, although linear, is efficient when considering heterogeneous data. Having verified the need to consider expectations regarding the future, considering Brazilian persistent inflation process, the assessment over how the measure of inflation behaves related with inertia emerged. For this, a non-linear method was used to investigate the impact of these different expectational terms in the process of price formation. From the quantile regression method, was verified that, differently from countries that have consolidated the price stabilization process and whose process is conducted by future expectations, for the Brazilian case, the term that represents past expectations (inertia) prevails in the process. Furthermore, policy changes were evaluated based on the estimation of Vector Autoregressive (VAR) models. It was inferred that the response of the measurement of inflation to shocks in the real marginal cost measure, the unemployment rate gap, is significant and negative. Nevertheless, when recovering the contemporaneous relationships from the estimation of a structural VAR model, this relationship, intriguingly, proved to be positive and insignificant, requiring a more detailed further investigation.

Keywords: Phillips Curve; Inflation expectation; Real Marginal Cost; Quantile Regression; (Structural) Vector Autoregressive.

JEL Codes: C32, E31, E37.

Área 4 : Macroeconomia, Economia Monetária e Fianças.

¹ Professora Adjunta do Departamento de Economia e Programa de Pós-graduação em Economia (PPGECO) da Universidade Estadual de Ponta Grossa (UEPG).

² Professor Adjunto do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia Regional (PPE) da Universidade Estadual de Londrina (UEL).

1 INTRODUÇÃO

A correlação entre desemprego e inflação é uma proposta teórica central aos modelos macroeconômicos que persiste desde os anos de 1960. Após a crítica de Lucas (1976), ressalta-se a relevância expectacional dos agentes na formação da dinâmica dos preços, bem como a não verificação desse *trade-off* no longo prazo (vide Phelps e Taylor, 1977). A Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida (CPNKH), que atualmente embasa as decisões dos formuladores de política, salienta a correlação no curto prazo, sendo que os estudos empíricos destacam sobremaneira a importância das expectativas *forward looking* na formação dos preços (e.g., Galí e Gertler, 2000; Chortareas e Pngiotidis, 2010; Lee e Yoon, 2012; Tilman e Wolters, 2012).

Tais estudos, porém, enfatizam sobretudo países desenvolvidos, o que leva à reflexão sobre como dar-se-ia essa correlação para economias emergentes, como o caso brasileiro – objeto de estudos como, por exemplo, Saschida, Ribeiro e Santos (2009) e Tombini e Alves (2006). Ademais, considerando o ambiente de elevada inflação que perdurou durante grande período da história recente do Brasil, a dinâmica expectacional dos agentes da economia pode apresentar características não similares às verificadas na literatura internacional. Ou seja, considera-se a possibilidade de o termo expectacional dos agentes vir a ser influenciado, também, pelos diferentes níveis da inflação. Assim, por exemplo, períodos de elevada inflação poderiam gerar respostas *backward looking* mais intensivas dos agentes no caso brasileiro.

Dessa maneira, pode-se indagar: como dar-se-ia a formação dos preços na economia brasileira? Haveria uma relação assimétrica nas respostas da inflação a seus termos expectacionais, *backward* e *forward looking*? Qual desses termos têm maior expressividade para explicar o caso brasileiro? O presente trabalho busca contribuir com respostas a tais problemáticas. Ou seja, o objetivo desta pesquisa compreende em analisar os determinantes do processo de formação de preços da economia brasileira, além de estimar diferentes, porém complementares, métodos econométricos para compreender e, então, responder às indagações apresentadas em relação aos determinantes e respostas aos choques da medida de inflação. Isso porque, no trabalho seminal de apresentação da curva, Phillips (1958) já apontava que a relação entre o custo marginal e a medida de inflação tenderia a ser altamente não linear.

Nesse contexto, o trabalho apresenta algumas inovações face à literatura sobre o tema, tanto referentes aos dados utilizados, estimados em *gaps* relativamente a seus níveis naturais, quanto à estratégia utilizada no processo de estimação econométrica das relações estudadas: em específico, utilizar-se-á dois conjuntos de modelos no trabalho. O primeiro realiza estimações para a curva de Phillips brasileira, seja por meio de modelo de mínimos quadrados robusto, recomendada ao considerar dados heterogêneos, como por meio do modelo da regressão quantílica, considerando a não-linearidade dos parâmetros.

O segundo conjunto de estimações realiza análises de modelos de vetores autorregressivos, de modo a verificar, sobretudo, as respostas da medida de inflação em face a choques em variáveis macroeconômicas selecionadas no âmbito da CPNKH. Espera-se, com tais modelos, que se possa verificar tanto o comportamento da medida de inflação face a perturbações exógenas (modelo de vetores autorregressivos – VAR) quanto às suas relações contemporâneas (modelo de vetores autorregressivos estrutural – SVAR).

Assim, além da presente introdução, considerações finais, referências e apêndice, outras três seções compõem o trabalho. A seção dois apresenta a revisão de literatura, tanto em escopo teórico, melhor detalhando o *trade-off* verificado na curva de Phillips e em sua versão Novo Keynesiana Híbrida, quanto empírico, apresentando estudos que consideram a correlação também em âmbito não-linear. A terceira seção detalha os dados utilizados no trabalho referentes à economia brasileira, bem como a metodologia empregada. Por fim, a seção quatro apresenta as análises dos resultados da pesquisa.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Uma questão em progresso na macroeconomia empírica, segundo Stock e Watson (2017), é como determinar o efeito causal da mudança de política. Hall e Sargent (2018) destacam que na década de

1960, a macroeconomia tinha adotado a curva de Phillips básica como o modelo favorito de correlações entre inflação e desemprego. Assim, nesta seção será apresentada, primeiramente, uma descrição da teoria que embasa diferentes versões dessa curva. Além de uma revisão empírica de trabalhos que já à estimaram tanto para dados da economia brasileira quanto para outros países.

2.1 MICROFUNDAMENTAÇÃO DA CURVA DE PHILLIPS

De acordo com Barbosa (2017), a curva de Phillips pode ser deduzida a partir de diferentes hipóteses sobre o mercado de bens e serviços e o mercado de mão de obra. Ou seja, quando a demanda por uma *commodity* ou serviço é alta relativamente à oferta, espera-se que seu preço aumente mais do que o aumento do excesso de demanda.

Para verificar este fato, Phillips (1958) utilizou como *proxy* para o preço um dos determinantes da taxa de variação dos salários nominais, os preços dos serviços de trabalho. Isto porque, segundo o autor supracitado, um dos fatores que influenciam a variação da taxa de salários nominais pode ser a taxa de variação da demanda por trabalho, isto é, o desemprego como uma medida de custo marginal.

Desta forma, Galí e Gertler (2000) partem da especificação de uma função de produção Cobb-Douglas para alcançar uma medida de custo marginal. Fazendo A_t denotar a tecnologia, K_t o capital e N_t o trabalho, então o produto é dado por:

$$Y_t = A_t K_t^{\alpha_k} N_t^{\alpha_n} \quad (1)$$

O custo marginal real é então alcançado pela razão entre a taxa de salários e o valor do produto marginal do trabalho, isto é:

$$MC_t = \frac{S_t}{\alpha_n} \quad (2)$$

Em que $S_t \equiv \frac{W_t N_t}{P_t Y_t}$ é a participação da renda do trabalho (ou de forma equivalente, o custo da mão de obra real unitária).

Partindo de um ambiente monopolisticamente competitivo, no qual as firmas encaram alguns tipos de restrições no ajustamento de preços, a ideia, segundo Calvo (1983), é assumir que em qualquer dado período cada firma tem uma probabilidade fixa $(1 - \theta)$ para ajustar seu preço e, portanto, uma probabilidade (θ) que não o ajustará. Esta probabilidade é independente do tempo³ decorrido desde a última revisão.

Então, o nível de preços agregado (p_t) evolui como uma combinação convexa do nível de preços defasado (p_{t-1}) e o nível de preços ótimo desejado (p_t^* - isto é, o preço selecionado pelas firmas que estão aptas a muda-lo no tempo t), como se segue:

$$p_t = \theta p_{t-1} + (1 - \theta) p_t^* \quad (3)$$

Em que cada variável é expressa como um desvio percentual de seu estado estacionário. Pela lei dos grandes números, o índice de preços para firmas que não ajustam durante o período é simplesmente igual ao nível de preços defasado.

Sendo mc_t^n a representação do custo marginal nominal das firmas no tempo t e β o fator de desconto subjetivo, então, para uma firma que escolhe o preço no tempo t maximizar seu lucro esperado sujeito a regras dependentes do tempo, a definição de preço ótimo pode ser expressa como em (4).

$$p_t^* = (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t \{ mc_{t+k}^n \} \quad (4)$$

Definindo seu preço no tempo t , a firma leva em conta o caminho futuro esperado do custo marginal nominal, dada probabilidade de que seu preço possa permanecer fixo por muitos períodos. Note que no caso limite de perfeita flexibilidade ($\theta = 0$), a firma simplesmente ajusta seu preço proporcionalmente aos movimentos no custo marginal corrente. O futuro, assim, torna-se relevante quando existe rigidez de preços (isto é $\theta > 0$).

³ A agregação é pesada com regras de preços tempo dependentes determinísticas no nível micro: é necessário manter o controle do histórico dos preços das firmas (GALÍ e GERTLER, 2000).

Fazendo $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ denotar a taxa de inflação em t , e mc_t o desvio percentual do custo marginal real da firma do seu valor natural, ao combinar as equações (3) e (4) é possível derivar uma relação para a inflação na forma da equação (5).

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

Em que $\lambda \equiv \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta}$ depende da frequência do ajustamento de preço θ e do fator de desconto subjetivo β .

O termo $E_t\{\pi_{t+1}\}$ vem da contribuição de Phelps e Taylor (1977). Os autores introduziram as expectativas racionais no sentido de que a política monetária seria capaz de atingir produto e emprego quando criasse uma discrepância entre a oferta de moeda corrente e esperada. Os keynesianos já tinham mostrado que a política monetária importa quando os preços e salários são fixos, mas somente a partir de leis postuladas de ajuste de expectativas a estados correntes e eventos que são invariantes à força da política monetária. Pela adoção da estrutura de expectativas racionais na formulação da curva de Phillips, espera-se captar o *tradeoff* de curto prazo entre inflação e desemprego.

Neste contexto, Calvo (1983) contribui no sentido de microfundamentar a curva de Phillips impondo uma rigidez nominal na determinação dos preços. Assim, foi possível desenvolver um modelo estrutural com expectativas racionais e que possibilita o *tradeoff* de curto prazo devido a rigidez a qual está submetida o processo de determinação dos preços. As firmas possuem a possibilidade de reajustar preços, em um determinado período, de acordo com o processo de Poisson.

Calvo (1983), Phelps e Taylor (1977) entre outros, enfatizam o escalonamento dos salários nominais e a definição de preços pelo comportamento *forward looking* (expectativas racionais) de firmas e indivíduos. Entretanto, estes modelos parecem ter dificuldade para capturar a persistência inflacionária sem apelar para alguma forma de rigidez na inflação.

Assim, Galí e Gertler (2000) estendem o modelo básico ao permitir que um subconjunto de firmas use uma regra *backward looking* para definir seus preços. Ou seja, dada a probabilidade fixa de as firmas reajustarem preços $(1 - \theta)$, uma fração $(1 - \omega)$ terá comportamento *forward looking* definindo-os otimamente usando todas as informações disponíveis para prever o custo marginal. O restante das firmas, (ω) , por sua vez, usam uma regra simples baseada no histórico recente do comportamento de preços agregado, as firmas *backward looking*.

O nível de preços agregado, então, agora evolui de acordo com a equação (6).

$$p_t = \theta p_{t-1} + (1 - \theta) \bar{p}_t^* \quad (6)$$

Em que \bar{p}_t^* é um índice para os preços que foram recém-definidos no período t .

Fazendo p_t^f a definição de preços pela firma *forward looking* em t e p_t^b os preços definidos pelas firmas *backward looking*, então:

$$\bar{p}_t^* = (1 - \omega) p_t^f + \omega p_t^b \quad (7)$$

As firmas *forward looking* se comportam exatamente como no modelo básico de Calvo descrito acima. Ou seja, p_t^f pode ser expresso como na equação (8).

$$p_t^f = (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t\{mc_{t+k}^n\} \quad (8)$$

Assume-se, neste contexto, que nenhuma das firmas é capaz de identificar se seus possíveis competidores são de comportamento *backward* ou *forward looking*. Essas considerações geram uma regra que é baseada no comportamento de preços recente das firmas competidoras, como se segue:

$$p_t^b = p_{t-1}^* + \pi_{t-1} \quad (9)$$

Em outras palavras, uma firma *backward looking* em t define seu preço igual a média dos preços definidos na rodada mais recente de ajustamento, p_{t-1}^* , com uma correção para a inflação. Um fato muito importante é que a correção é baseada na taxa de inflação defasada, isto é, na inflação defasada usada como um simples caminho para prever a inflação corrente.

Assim, combinando as equações (4), (7), (8) e (9), obtém-se a curva de Phillips híbrida:

$$\pi_t = \lambda mc_t + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} \quad (10)$$

Em que:

$$\begin{aligned}\lambda &\equiv (1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)\phi^{-1} \\ \gamma_f &\equiv \beta\theta\phi^{-1} \\ \gamma_b &\equiv \omega\phi^{-1}\end{aligned}\quad (11)$$

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

As inovações que Galí e Gertler (2000) alcançaram na especificação da curva de Phillips representada na equação (10) se resumem em usar um custo marginal real em oposição a uma medida de hiato do produto, além do fato de que todos os coeficientes são funções explícitas dos três parâmetros do modelo:

- θ → grau de rigidez dos preços;
- ω → grau de inércia na definição dos preços; e,
- β → fator de desconto.

Vale destacar, de acordo com os autores supracitados, que dois casos especiais nos fornecem referências úteis:

- A. Quando $\omega = 0$, todas as firmas são *forward looking* e o modelo converge para a curva de Phillips básica introduzida anteriormente; e,
- B. Quando $\beta = 1$, então $\gamma_f + \gamma_b = 1$, o que implica que o modelo toma forma de uma equação híbrida discutida anteriormente (exceto que o custo marginal e não o hiato do produto aparece como força guiadora).

Vale ressaltar que novas críticas vêm tomando forma em relação a esta última especificação da curva de Phillips, a Curva de Phillips Novo-Keynesiana Híbrida (CPNKH), em que a inflação corrente depende das expectativas de inflação, da inflação passada, da medida de custo marginal real e das variações deste. A guisa de exemplo dos avanços recentes na especificação da CPNKH, Blanchard e Galí (2007) introduzem uma imperfeição real, chamada de rigidez de salário real, no sentido de contornar a chamada “coincidência divina”⁴.

2.2 REVISÃO EMPÍRICA

Para resgatar e, assim, fundamentar as análises dos resultados alcançados pelas estimações econométricas, aqui será apresentada uma breve discussão dos trabalhos que estimaram especificações da curva de Phillips, assim como, suas principais implicações. Neste contexto, os primeiros autores a introduzir o componente *backward looking* e, assim, alcançar a CPNKH foram Galí e Gertler (2000).

Os principais resultados da estimação dos autores supracitados pelo Método dos Momentos Generalizados (da sigla em inglês GMM) para a economia americana mostraram que: os custos marginais reais são, de fato, estatisticamente significantes e quantitativamente importantes determinantes da inflação; o comportamento *forward looking* é muito importante; e, o comportamento *backward looking* é estatisticamente significativo, embora, nas melhores especificações dos autores, tenha uma importância quantitativa limitada.

Com conclusões bastante similares, Sachsida, Ribeiro e Santos (2009), ao considerarem parâmetros não lineares, relataram que os principais resultados encontrados indicaram que a expectativa de inflação (*forward looking*) é mais importante do que a inflação passada (*backward looking*), evidenciando que os modelos lineares podem estar subestimando o papel das expectativas na dinâmica inflacionária. Além disso, a estimação da curva de Phillips linear pode ser viesada e ineficiente uma vez que se comprova a não linearidade dos coeficientes.

⁴ Estabilizar a inflação também estabiliza o produto. Assim, por exemplo, em resposta a um aumento do preço do petróleo, a melhor política é manter a inflação constante; fazendo isto também implica que o produto permanece igual ao seu nível natural (BLANCHARD e GALÍ, 2007).

Entretanto, Tombini e Alves (2006), mesmo buscando desagregar os principais componentes do índice utilizado como medida de inflação (IPCA desagregado em preços livres e administrados), alcançaram que as estimativas tempo-variante da curva de Phillips novo-keynesiana indicam um aumento na inércia inflacionária (*backward looking*), com respeito a ambos preços livres e administrados. Além disso, é verificado um aumento no coeficiente de *pass through* e uma redução no termo de expectativa futura da inflação (*forward looking*). Esta mudança estrutural foi acompanhada por um forte prêmio de risco soberano de quase metade da taxa de câmbio nominal dentro de um curto período de tempo (maio a outubro de 2002).

Utilizando do modelo autorregressivo quantílico (QAR(p)), os principais resultados alcançados por Maia e Cribari-Neto (2006) indicaram que o comportamento dinâmico do processo inflacionário brasileiro não é constante ao longo de toda a distribuição condicional da taxa de inflação. A dinâmica inflacionária brasileira comporta-se exatamente como a ilustração fornecida por Koenker e Xiao (2004) de um processo que apresenta assimetrias ao longo da distribuição condicional: estacionariedade global, mas não-estacionariedade na cauda superior da distribuição condicional.

Em particular, choques ocorridos quando o processo se encontra na cauda superior de tal distribuição, ou seja, em períodos de inflação elevada, possuem tempo de dissipação superior àqueles choques que ocorrem quando o processo está em outras regiões da distribuição condicional. Dado o caráter globalmente estacionário da série, todas as inovações possuem efeitos apenas de curto prazo, mas o tempo de dissipação de movimentos inesperados parece depender do comportamento local da dinâmica inflacionária. Essa dinâmica assimétrica não havia sido revelada por trabalhos anteriores.

Para dados do primeiro trimestre de 1970 ao quarto de 2007 da Zona do Euro, Chortareas e Pnagiotidis (2010) estimaram uma regressão quantílica em dois estágios. Assim, demonstraram que as estimativas apontam que o coeficiente da inflação esperada tem inclinação ascendente, é positivo e estatisticamente significativo ao longo da distribuição condicional da inflação. Além disso, o coeficiente da inflação defasada é insignificante na cauda direita da distribuição da variável dependente, um achado consistente com a curva de Phillips básica. Somado a isto, encontraram que o coeficiente do custo marginal tem inclinação ascendente ao longo da distribuição da inflação começando com sinal insignificante e negativo e terminando positivo e estatisticamente significativo.

A partir de dados trimestrais do primeiro trimestre de 1969 até o segundo de 2008, Lee e Yoon (2012) estimaram empiricamente a CPNKH dos Estados Unidos focando nas regras dos componentes *forward looking* e *backward looking*, na qual a medida de custo marginal é dada pelo hiato do produto, e estudando, assim, a implicação da política monetária. Os autores afirmam que estes fatores podem influenciar não apenas a média condicional, mas também muitas outras características da distribuição condicional, como a expansão da sua dispersão e o alongamento da cauda da distribuição. Assim, é possível que as regras dos componentes *forward looking* e *backward looking* na CPNKH variem ao longo dos quantis, sendo que, confiar apenas na média pode não ser suficiente para capturar estas relações. Além disso, com o modelo de múltiplos quantis é possível fazer inferências úteis sobre a assimetria da política monetária.

A estimação dos resultados relata que, em quantis mais altos, a estimativa dos coeficientes estão perto daqueles da curva de Phillips básica (apresentada por Calvo, 1983), na qual o coeficiente da inflação esperada é mais alto e o da inflação defasada é insignificante. Além disso, a estimação suporta a versão híbrida nos níveis de quantis médios e mais baixos, nos quais o coeficiente da inflação defasada é significativo. Assim, a inflação se torna maior quando a expectativa de inflação aumenta, ao passo que as expectativas de inflação decrescentes tornam-se menor. Este resultado indica que a política de desinflação seria mais eficiente em termos de riscos menores.

Tilmann e Wolters (2012) adicionam à literatura da persistência da inflação dois pontos. Primeiro, os autores usam uma abordagem de regressão quantílica que permite examinar o grau da persistência do processo inflacionário em quantis condicionais diferentes da inflação. Isto porque a literatura foca na avaliação da persistência da média condicional negligenciando o fato de que a inflação segue choques desenhados na cauda da distribuição, exibindo um diferente padrão da inércia do que o caso de a inflação fechar na média. Depois, desenham técnicas para estimar mudanças estruturais nas regressões quantílicas. Isto permite examinar se as mudanças na persistência são sincronizadas ao longo do quantil da inflação e

se mudanças na persistência da taxa média de inflação são informativas sobre a distribuição inteira dos resultados inflacionários.

Os autores supracitados encontraram forte e robusta evidência para uma redução na persistência em todos os quantis de inflação condicional com inércia cada vez mais homogênea entre eles. Encontraram também que, quando existe mudança na política monetária, não apenas a persistência na média condicional muda, mas o inteiro processo inflacionário reflete mudanças na política monetária. Por fim, constataram que a redução na persistência é consistente com o sucesso da política monetária em estabilizar a inflação ao redor da sua média.

A CPNKH é estimada por Boz (2013), para dados trimestrais da Turquia, empregando o método das regressões quantílicas. O autor destaca que a economia turca tem experimentado períodos de alta inflação, especialmente antes da adoção de Regime de Metas de Inflação (RMI) em 2002 quando, então, a inflação decresceu gradualmente. Uma vez que a amplitude da taxa de inflação de 2002 a 2012 vai de 29,7% a 6,2%, respectivamente, esta tendência o fez pensar que os efeitos marginais das variáveis explanatórias na taxa de inflação ao longo da distribuição dessa poderiam ser diferentes.

Neste contexto, os resultados encontrados estão de acordo com o esperado *a priori*. Isto porque, quando a taxa de inflação é baixa, o termo *backward looking* é significativo, enquanto o *forward looking* não. Mas quando a taxa de inflação é alta, a significância do termo *forward looking* domina o termo *backward looking*. Ou seja, Boz (2013) encontrou resultados diferentes aos de Lee e Yoon (2012) para baixos quantis e em consonância com a estimação da especificação básica em quantis mais altos.

Muito embora Busetti, Caivano e Rodano (2015) estimem a curva de Phillips aumentada pelas expectativas e não a versão híbrida como os outros autores expostos nesta seção, os resultados alcançados por estes autores em relação ao termo *backward looking*⁵ são bastantes similares. Assim, os quantis da inflação dependem da inflação passada e do hiato do produto, bem como dos preços do petróleo e da taxa de câmbio.

Os principais resultados dizem respeito ao fato de que a persistência parece ser mais alta em partes mais baixas da distribuição comparada a quantis mais altos. Além disso, a resposta do hiato do produto é mais forte no lado direito da distribuição, indicando que o termo *backward looking* é mais significativo em quantis mais baixos. Deste modo, foi verificado que a dinâmica inflacionária parece ser mais persistente em quantis mais baixos da distribuição. Isto pode resultar, entretanto, em dificuldades para a política monetária contornar choques negativos que empurram a inflação para baixo da sua média condicional, do que no caso de choques positivos.

Neste engodo, apresentados os principais resultados alcançados pela literatura econômica recente acerca da metodologia a ser utilizada neste trabalho, a próxima seção expõe a descrição do procedimento econométrico.

3 ESTRATÉGIA ECONOMÉTRICA

Como apresentado na introdução, o objetivo desse trabalho é, a partir de diferentes especificações da curva Phillips, avaliar o processo de formação de preços na economia brasileira, além de verificar os efeitos de choques de política focando na resposta da medida de inflação. Nesse contexto, esta seção se ocupa em descrever os procedimentos econométricos aplicados, além da apresentação dos dados utilizados para tal fim.

3.1 DADOS

Os dados que foram utilizados nas estimações descritas são dispostos no Quadro (1). Observa-se que se buscou trabalhar com dados de periodicidade mensal⁶, de modo a possibilitar uma quantidade

⁵ Os autores fazem uso da expectativa adaptativa para retratar a curva de Phillips. Ou seja, o objetivo é estimar a curva a partir da Regressão Quantílica dinâmica.

⁶ Seguindo o que Galí e Gertler (2000, p. 3) apontaram: “(...) with quarterly data, it is often difficult to detect a statistically significant effect of real activity on inflation using the structural formulation implied by theory”.

maior de observações amostrais. Ou seja, a amostra utilizada compreende dados de fevereiro de 2003 a junho de 2019, totalizando 197 observações. Além disso, vale destacar que a série que será utilizada para alcançar o custo marginal real diz respeito à região metropolitana de São Paulo. A taxa de desemprego é aquela disponibilizada, então, pela fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (SEADE)⁷.

Quadro 1 – Variáveis utilizadas nas estimações

Variável	Captação	Código	Descrição	Forma usada nas estimações
IPCA	BETS ⁸	433	Índice de Preços ao consumidor Amplo	<i>gapipca</i> - após aplicação do filtro Hodrick-Prescott, fez-se o <i>gap</i>
				<i>gapipcal</i> - após aplicação do filtro Hodrick-Prescott, fez-se o <i>gap</i> defasado
CAMBIO	BETS	11752	Taxa de câmbio real efetiva - Índice junho de 1994	<i>gapcambio</i> - após aplicação do filtro Hodrick-Prescott, fez-se o <i>gap</i>
DESEMPREGO	IPEADATAR ⁹	SEADE12_TDAGSP12	Taxa de desemprego da Região Metropolitana de São Paulo	<i>gapdesemprego</i> - após aplicação do filtro Hodrick-Prescott, fez-se o <i>gap</i>
EXPECTATIVA DE INFLAÇÃO	RBCB ¹⁰	<i>get_monthly_market_expectations</i>	Expectativa do mercado pelo relatório Focus	<i>focus1</i> - valor máximo da expectativa de mercado
	BETS	433	Índice de Preços ao consumidor Amplo	<i>foward1</i> - após especificação pelo modelo ARIMA do <i>gapipca</i> , fez-se a previsão

Fonte: Elaboração própria.

As variáveis, com exceção àquela captada pelo relatório Focus¹¹, foram utilizadas no formato de *gap*. Isto é, das observações correntes da série, subtraiu-se a tendência destas extraídas pelo filtro Hodrick-Prescott. A justificativa para tal transformação se deve à teoria exposta na seção anterior, ou seja, a curva de Phillips representa um *tradeoff* de curto prazo. Assim, expurgou-se o componente da série temporal que, comumente, é utilizado para verificar questões de longo prazo (a tendência).

Por fim, é possível verificar que foram utilizadas duas *proxies* para o termo expectacional futuro, ou seja, o *forward looking*. Fez-se isso pelo fato de testar a melhor especificação para as diferentes, porém complementares, metodologias econométricas empregadas e que serão descritas na subseção subsequente.

3.2 METODOLOGIA

O estimador mais utilizado para o ajustamento de modelos de regressão linear na estatística clássica é o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Na sua forma matricial, segundo Rossi e Neves (2014), pode-se apresentá-lo como na equação (12).

$$Y_t = X_t\beta + \varepsilon_t \quad (12)$$

⁷ Optou-se por essa fonte de dados porque, para abranger a economia brasileira como um todo, os dados, por exemplo, da PNAD contínua passaram a ser disponibilizados a partir de 2012 o que diminuiria a amostra significativamente.

⁸ Pacote do *software* R que contém uma rotina de captação de dados a partir de diversas fontes.

⁹ Pacote do *software* R que contém uma rotina de captação de dados a partir de do IPEADATA.

¹⁰ Pacote do *software* R que contém uma rotina de captação de dados a partir de um API do Banco Central do Brasil.

¹¹ Vale ressaltar que foram estimadas versões do modelo com essa variável no formato de *gap*. Entretanto, dado que os resultados não tiveram alterações significativas, optou-se por não efetuar outras transformações nesta.

É importante que se faça a distinção entre o erro e o resíduo da regressão. Enquanto o primeiro é dado por $Y_t - X_t\beta$, o cálculo do resíduo da regressão é obtido após usar nessa equação um *estimador* para os parâmetros contidos no vetor β .

Nesse contexto, o método de MQO consiste na busca de um valor para esses parâmetros que minimize a Soma dos Resíduos Quadráticos (SQR):

$$SQR(\beta) = \sum_{t=1}^n (Y_t - X_t\beta)^2 = (Y_t - X_t\beta)^\top (Y_t - X_t\beta) \quad (13)$$

Os parâmetros β , por sua vez, são obtidos pela seguinte álgebra matricial:

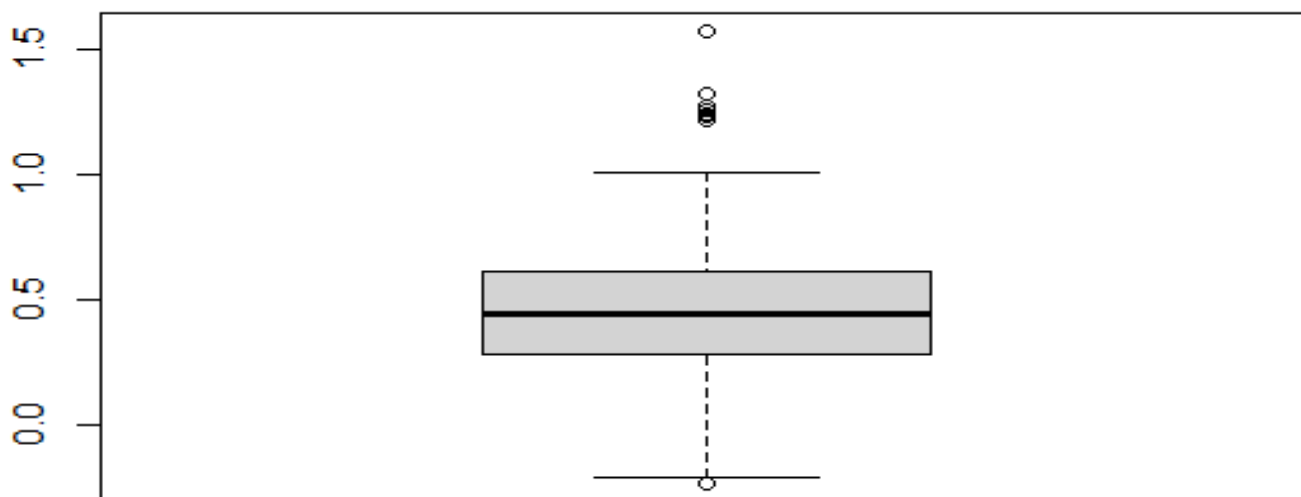
$$\hat{\beta} = (X_t^\top X_t)^{-1} X_t^\top Y \quad (14)$$

Alcançadas as estimativas dos parâmetros pela equação (14), o próximo passo é fazer a inferência destes que consiste no diagnóstico do modelo, inicialmente, dado pela análise dos resíduos. Esse diagnóstico, de acordo com Pinto (2015), consiste em averiguar se os erros aleatórios são independentes, homocedásticos e seguem uma distribuição normal. Assim, as estimativas de mínimos quadrados podem não ter um comportamento eficiente quando a distribuição dos resíduos não é normal, particularmente quando esses erros atribuem pesos nas caudas da distribuição.

Assim, segundo a autora supracitada, a estatística robusta, que teve início no fim do século XIX, tem o intuito de estudar inferências que *outliers* ocasionavam aos métodos clássicos. Ou seja, a necessidade de minimizar o impacto que esses valores atípicos provocam nas estimativas, acarretou no surgimento de métodos mais robustos ou, de outra forma, menos sensíveis a dados heterogêneos. Nesse contexto, a regressão robusta é feita por mínimos quadrados ponderados iterativos¹².

Nesse sentido, as estimações desse trabalho se iniciam pelo método de Mínimos Quadrados Robustos. Isto porque, como se avalia na Figura (1) existe a presença de *outliers* na variável de interesse (medida de inflação).

Figura 1 – *Box Plot*¹³ da medida de inflação



Fonte: Elaboração própria.

Dada a constatação exposta pela Figura (1), buscou-se um método econométrico com a habilidade de caracterizar os impactos heterogêneos de maneira mais direta. O modelo de regressão quantílica, primeiramente exposto por Koenker e Bassett (1978), possui propriedades bastante atrativas, como: possibilidade de uso para investigar as respostas da variável dependente às variáveis explicativas em

¹² As ponderações dependem dos resíduos e estes dependem dos coeficientes estimados (PINTO, 2015).

¹³ O gráfico é muito útil para descobrir se há *outliers* no conjunto de dados, esses valores aparecem fora dos limites inferior e superior. Ou seja, segundo Barros *et al.* (2020), o gráfico tem um formato de caixa cuja largura é representada pelos 1º e 3º quartis. Assim, 50% das observações estão concentradas dentro da caixa e os limites inferior e superior são representados por linhas fora desta.

diferentes pontos da distribuição daquela; os estimadores são mais eficientes do que os de MQO quando o termo de erro é correlacionado à variável dependente; e, os estimadores da regressão quantílica são menos sensíveis à presença de *outliers* na variável dependente.

Este método tem uma função de perda baseada em minimizar resíduos absolutos ponderados assimetricamente, ou seja,

$$\min_{\beta} V_t(\beta) = \sum_t \tau |\varepsilon_t^+| + (1 - \tau) |\varepsilon_t^-| \quad (15)$$

Em que ε_t é o termo de erro para $|Y_t - X_t^\top \beta|$ que reflete $\varepsilon_t^+ = Y_t \geq X_t^\top \beta$ e $\varepsilon_t^- = Y_t < X_t^\top \beta$. Assim, a função quantílica condicional de Y_t em um quantil específico de τ^* dada a matriz X_t pode ser definida como na equação (16)

$$q_{(\tau^*)}(Y_t|X_t) = X_t^\top \beta + F^{-1}(\tau^*) \quad (16)$$

Como apresentado no início desta seção, além de avaliar o processo de formação de preços no Brasil a partir da curva de Phillips e seus componentes, busca-se, também, avaliar os efeitos de choques de política. Segundo Bueno (2011), a macroeconomia sempre se preocupou com a reação da economia ante políticas monetária e fiscal e, assim, as técnicas mudaram ao longo do tempo.

A década de 1980 foi um período de mudanças nas técnicas utilizadas que buscavam, de alguma forma, contornar a crítica de Lucas de 1976:

"Dado que a estrutura de um modelo econométrico consiste em regras de decisão ótimas dos agentes econômicos, e que as regras de decisão ótimas variam sistematicamente com as mudanças na estrutura das séries relevantes para o decisor, conclui-se que qualquer mudança na política sistematicamente irá alterar a estrutura dos modelos econométricos" (LUCAS, 1976, p.41 *tradução livre*).

Ou seja, Lucas mostrou que os parâmetros dos modelos não estruturais variariam sempre que a política (as regras do jogo) fosse alterada.

Desta forma, Sims (1980) introduziu uma nova metodologia cuja principal ferramenta consistia em análises de impulso-resposta. O modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) consideraria, então, que todas as variáveis, incluindo os instrumentos de política, são endógenas. Sua representação na forma estrutural é dada por:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)$$

Os choques ε_t são denominados choques estruturais porque afetam individualmente cada uma das variáveis endógenas e são independentes porque as interrelações entre um choque e outro são captadas indiretamente pela matriz A , assim, a independência dos choques se dá sem perda de generalidade.

Por causa da endogeneidade das variáveis, este modelo é estimado na forma reduzida:

$$\begin{aligned} X_t &= A^{-1}B_0 + A^{-1}B_1X_{t-1} + A^{-1}\varepsilon_t \\ X_t &= \phi_0 + \phi_1X_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (18)$$

A grande questão dos modelos VAR seria se, a partir da forma reduzida, consegue-se recuperar as informações estruturais contidas na forma estrutural. Para tanto, é necessário recuperar os parâmetros estruturais por meio de modelos corretamente identificados. Desta forma, estimou-se um SVAR (VAR estrutural) para resgatar algumas relações contemporâneas "perdidas" na sua forma reduzida. Assim, na próxima seção serão analisados os resultados destas estimações.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Uma vez captadas as variáveis necessárias para as estimações, essas foram iniciadas a partir do método de Mínimos Quadrados Robusto, a fim de se avaliar as relações entre as variáveis e identificar possíveis especificações. Na Tabela (1), as estimativas por este método são sintetizadas.

Na estimação da coluna (3), as estimativas para a equação (5) são verificadas:

$$\hat{\pi}_t = -0.058 * mc_t + 0.907 * E_t\{\pi_{t+1}\} \quad (19)$$

A equação (19)¹⁴ permite alcançar estimativas para os parâmetros λ e β da curva de Phillips básica. A partir da definição de que $\lambda \equiv \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta}$, aplicando a solução para equações de segunda ordem, encontra-se um $\theta > 0$, ou seja, uma parcela de firmas não reajusta preços a cada período. Assim, segundo Galí e Gertler (2000), o futuro se torna relevante somente quando existe rigidez de preços e esse fato foi encontrado pelas estimativas alcançadas.

Tabela 1 – Estimativas a partir do método de MQO robusto

	Variável dependente:			
	gapipca			
	(1)	(2)	(3)	(4)
gapipca1	0.511*** (0.051)	0.595*** (0.174)		
focus1	-0.068 (0.121)			
foward1		-0.167 (0.331)	0.906*** (0.104)	0.830*** (0.105)
gapdesemprego	-0.055*** (0.015)	-0.055*** (0.015)	-0.058*** (0.016)	-0.057*** (0.015)
gapcambio				0.007*** (0.002)
Constant	0.034 (0.058)	0.001 (0.015)		-0.003 (0.015)
Observations	197	197	197	197
R ²	0.383	0.383	0.346	0.382
Adjusted R ²	0.373	0.373	0.339	0.372
Residual Std. Error	0.216 (df = 193)	0.216 (df = 193)	0.222 (df = 195)	0.217 (df = 193)
F Statistic	39.945*** (df = 3; 193)	39.942*** (df = 3; 193)	51.516*** (df = 2; 195)	39.783*** (df = 3; 193)

Notas: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

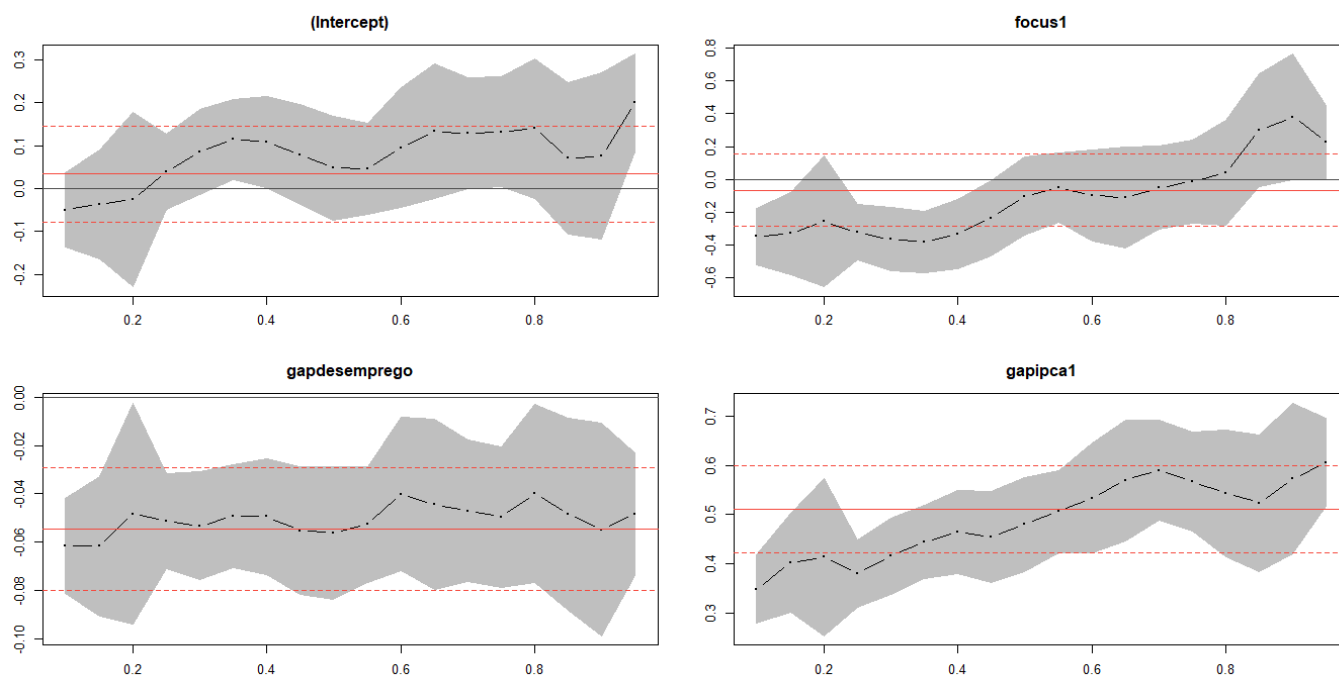
Fonte: Elaboração própria.

Para avaliar esta relação, estimou-se a equação (10), a qual representa uma especificação da CPNKH a partir do método da regressão quantílica¹⁵. Fez-se isso, pois, além de atenuar a presença de *outliers* é possível avaliar as estimativas dos parâmetros ao longo de toda a distribuição de probabilidade da variável dependente. Pode-se, então, verificar essas estimativas a partir da Figura (2).

Na Figura (2) é possível avaliar a estimativa do parâmetro de interesse por MQO (linha vermelha, com o intervalo de confiança das estimativas apresentadas pela linha tracejada) e pelo método da regressão quantílica. Uma vez que, as estimativas que dizem respeito a expectativa *forward looking* é representada pelo gráfico *focus1* e, corroborando com os resultados apontados na Tabela (1) coluna (1), o impacto do termo expectacional futuro na medida da inflação só passa ser positivo quando a esta é alta (a partir do quantil 0,80).

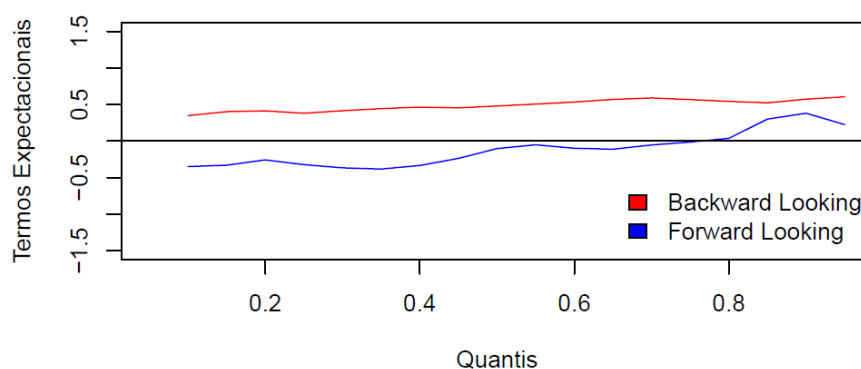
¹⁴ Apresentada sem a constante pelo fato dessa não ser significativa.

¹⁵ As estimativas para os quantis especificados podem ser avaliadas de maneira mais direta pela Tabela 2 no apêndice deste trabalho.

Figura 2 – Estimativas dos parâmetros pela regressão quantílica

Fonte: Elaboração própria a partir do *software* R.

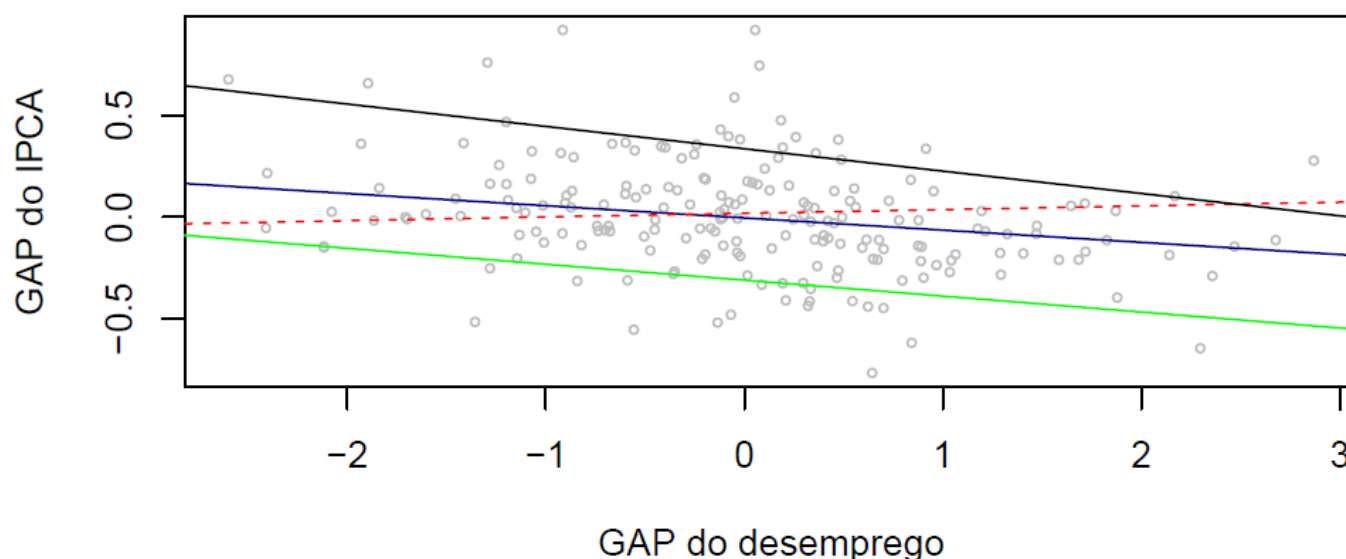
A inércia (gráfico *gapipca1*), por sua vez, é positiva durante toda a distribuição de probabilidade da variável dependente. O patamar da estimativa para o coeficiente que representa o termo expectacional passado é, ainda, mais forte quando a inflação é mais alta, mantendo-se superior ao do termo expectacional futuro. Fato este que pode ser mais bem avaliado na Figura (3). Ou seja, o resultado indica, assim, que a inércia ainda é muito significativa no processo de determinação de preços da economia brasileira, independente do patamar da inflação.

Figura 3 – Estimativas dos termos expectacionais da CPNKH

Fonte: Elaboração própria.

Analisando a relação entre a medida de inflação e a de custo marginal real, verifica-se que essa se mantém negativa ao longo de toda a distribuição de probabilidade da inflação. Sendo ainda mais negativa quando a inflação é mais baixa e menos quando a inflação é mais alta. A figura (4) apresenta a relação direta entre o *gap* do IPCA e o *gap* da taxa de desemprego, primeiramente pelos pares cartesianos (pontos em cinza), por meio da estimação de Mínimos Quadrados Robusto (linha tracejada vermelha), da regressão quantílica para mediana (linha azul), além da quantílica para o quantil 0,90 (linha preta) e 0,10 (linha verde).

Figura 4 – Estimativas para relação entre a medida de inflação e o custo marginal real



Fonte: Elaboração própria.

Percebe-se a relação negativa mais forte para quantis mais baixos de maneira mais direta na Figura (4). A linha que representa o quantil 0,10 da distribuição de probabilidade da medida de inflação é a única que permanece abaixo do eixo zero quando comparada às demais estimativas.

Para avaliar se o método da regressão quantílica é apropriado para as análises desenvolvidas nesse trabalho foi desenvolvido o teste Wald¹⁶ para os quantis 0,10, 0,50 e 0,95. Este teste tem como hipótese nula a questão de as inclinações serem iguais nos diferentes quantis. Dado o baixo *p* – valor (0,0296) alcançado, pode-se inferir que as inclinações têm alta probabilidade de serem diferentes, justificando a necessidade de se analisar a curva de Phillips por métodos que levem em conta dados heterogêneos.

Considerando os resultados encontrados na estimação não-linear da CPNKH acima, buscou-se avaliar as respostas da medida de inflação a choques em variáveis macroeconômicas. Assim, dois modelos de vetores autorregressivos foram estimados: o primeiro constitui um VAR(2)¹⁷, visando avaliar a resposta da medida de inflação a choques em variáveis que a determinam no contexto da curva de Phillips¹⁸ e, segundo, um SVAR(2) para avaliar as relações contemporâneas entre essas variáveis. Cabe destacar que o segundo modelo propicia, de acordo com a especificação da matriz de relações, os efeitos contemporâneos entre as variáveis no processo de estimação – ou seja, já no momento *t*.

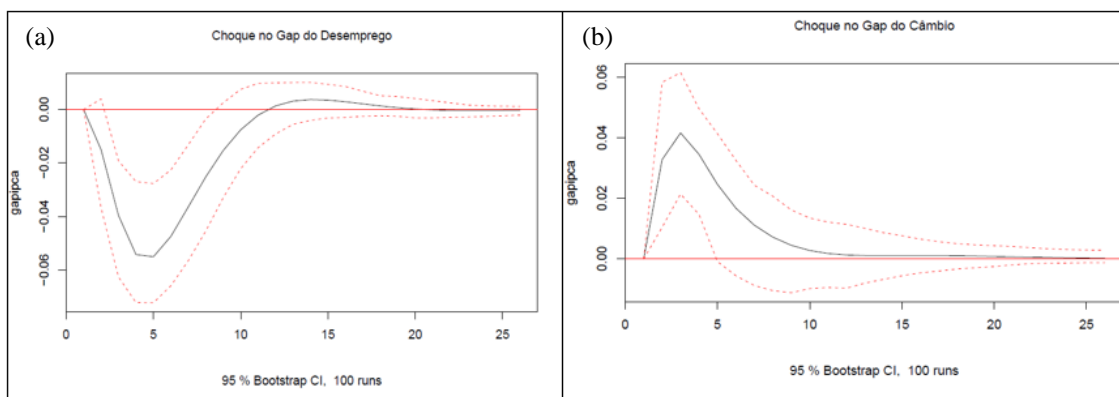
Na Figura (5) tem-se as respostas do *gap* do IPCA para choques no (a) *gap* do desemprego e no (b) *gap* da taxa de câmbio. Pode-se verificar no gráfico (a) que a resposta estatisticamente significativa da medida de inflação a um choque no *gap* do desemprego é sempre negativa. Apenas, depois de 8 meses o choque se dissipa e não apresenta mais impacto significativo.

¹⁶ Para mais detalhes vide (Koenker, 2005, p.75).

¹⁷ Primeiramente testou a possibilidades de as variáveis apresentarem raiz unitária pelos testes *Dickey-Fuller Aumentado* e *Phillips-Perron*. Uma vez que elas se mostraram estacionárias, selecionou-se que a melhor especificação seria de um modelo VAR com duas defasagens, por fim, fez-se a análise dos impulsos resposta considerando a matriz de covariância para alcançar resultados robustos.

¹⁸ Acrescentou-se uma medida de câmbio para avaliar o impacto do setor externo.

Figura 5 – Respostas da medida de desemprego e do câmbio a impulsos na medida de inflação do VAR(2)



Fonte: Elaboração própria.

Ainda na Figura (5), o gráfico (b) pode ser avaliado como o mecanismo de transmissão dos preços externos para os internos (*pass-through*). Isto porque, quando a taxa de câmbio corrente é maior que seu nível natural ($gapcambio > 0$), os preços correntes da economia brasileira aumentam acima do seu nível natural. Ou seja, depois de três meses do choque positivo na taxa de câmbio, a variação absoluta do *gap* do IPCA é positiva e significativa se dissipando nos próximos dois meses.

Por fim, para avaliar as relações contemporâneas entre as variáveis utilizadas nas estimações foi estimado um modelo VAR estrutural, com a mesma especificação do modelo VAR anteriormente analisado. As estimativas¹⁹ da matriz dessas relações são apresentadas pela Figura (6).

Figura 6 – Matriz de relações contemporâneas do modelo SVAR(2)

	↓ <i>gapipca</i>	↓ <i>focus1</i>	↓ <i>gapdesemprego</i>	↓ <i>gapcambio</i>
<i>gapipca</i>	1	(7,084)***	0	0
<i>focus1</i>	(-4,722)***	1	0	0
<i>gapdesemprego</i>	0,0578	0	1	0
<i>gapcambio</i>	(0,9799)***	0	(0,9102)***	1

Fonte: Elaboração própria.

Ao avaliar as estimativas apresentadas na Figura (6), percebe-se que a medida de inflação é afetada negativamente pela medida do componente *forward looking* (*focus1*) como alcançado nas estimações anteriores. Porém, variações positivas na taxa de inflação em relação à sua taxa natural impactam de maneira positiva e fortemente significativa na formação das expectativas do mercado em relação a uma possível aceleração de preços internos.

Vale destacar, também, que a medida de inflação é influenciada de maneira significativa pelas variações positivas na taxa de câmbio em relação ao seu valor natural, intensificando a questão do processo de mecanismo de preços já no período corrente. Essa variação do câmbio, inclusive, afeta o *gap* do desemprego contemporaneamente indicando que, depreciações da taxa de câmbio tem impactos importantes na economia doméstica.

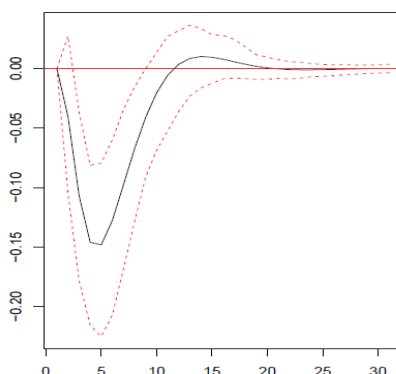
Uma possível explicação do resultado encontrado se dá que, quando a moeda nacional está depreciada em relação a uma moeda estrangeira (no caso, o dólar), produtores domésticos tendem a preferir exportar a vender internamente. Isso é transmitido para o mercado de bens e serviços (ou seja,

¹⁹ As quais são estatisticamente significativas a 1% quando apresentadas com três asteriscos.

com menor oferta, tem-se uma demanda não atendida o que gera inflação) e também para o mercado de trabalho (com um maior nível de desempregados).

Por fim, percebe-se que, das estimativas alcançadas a única que não se mostra significativa é o efeito contemporâneo do *gap* do desemprego na medida de inflação. Muito embora foi encontrado nas estimações anteriores evidências do *tradeoff* entre a medida de inflação e a de custo marginal real, pela Figura (6), essa parece ter uma defasagem em atingir o processo de formação de preços. Esse fato é justificado pela Figura (7), na qual se verifica uma resposta negativa da medida de inflação às variações positivas da taxa de desemprego corrente em relação a sua taxa natural.

Figura 7 – Resposta na medida do desemprego face a um impulso na medida de inflação do SVAR



Fonte: Elaboração própria.

Destaca-se na Figura (7) a presença de valores positivos na banda superior de significância estatística para a resposta da medida de inflação nos meses imediatamente após ao choque do *gap* do desemprego. Esse resultado leva à insignificância estatística das respostas para os períodos imediatamente após o choque, o que se relaciona à insignificância verificada para o parâmetro apresentado na Figura (6). Esse resultado é intrigante, levando à possível consideração de que a relação negativa entre desemprego e inflação definida na CPNKH se mostra inoperante, no caso brasileiro, no curtíssimo prazo. Considerando como base o modelo de Galí e Gertler (2000), uma possível explicação a esse fenômeno seria que, em face a choques produtivos, a maior parcela das firmas brasileiras prefere não responder com alterações em sua estrutura de preços no curtíssimo prazo. Esse comportamento pode ser enxergado como racional: a inação pelas firmas é explicada em face à incerteza em definir se os choques serão transitórios ou não. Também, as firmas não conseguem estruturar, no curtíssimo prazo, como dar-se-á a reação dos formuladores de política, *i.e.*, se o será acomodatória ou não.

Desta forma, vale a investigação deste fato em trabalhos subsequentes nesta agenda de pesquisa. Pois, sendo o *tradeoff* entre inflação e desemprego uma questão sabidamente de curto prazo, na matriz avaliada na Figura (6) parece se levantar a possibilidade de uma defasagem nesse efeito, com sua inoperância no curtíssimo prazo. Os resultados também se mostram relevantes aos formuladores de política: medidas que levem à maior previsibilidade nas respostas dos *policymakers* na condução das políticas podem corroborar em reduzir o coeficiente de incerteza dos agentes. Isso pode garantir uma dissipação mais rápida de choques, bem como a uma menor taxa de sacrifício sobre a economia.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Para avaliar o processo de formação de preços, assim como verificar os efeitos de choques de política na medida de inflação, esse trabalho se ocupou em estimar, por meio de metodologias econométricas complementares, diferentes especificações da curva de Phillips. Uma vez que, dados os principais resultados alcançados por diferentes autores apresentados na revisão de literatura, a importância dos componentes que determinam a inflação não é um consenso na literatura recente econômica.

Ou seja, para Sachida, Ribeiro e Santos (2009) o termo expectacional futuro se tornou mais relevante que o passado ao se considerar não linearidades na curva de Phillips. Em consonância a este resultado, Galí e Gertler (2000) destacam que o futuro se torna relevante quando existe uma rigidez na redefinição de preços pelas firmas a cada período. Entretanto, segundo Busetti, Caivano e Rodano (2015) a persistência da inflação (inércia) parece ser maior quando a inflação é mais baixa.

Para avaliar estes fatos no intuito de alcançar o objetivo exposto, partiu-se da estimação da curva de Phillips pelo método dos Mínimos Quadrados Robusto. Faz-se relevante o uso desse método, pois, muito embora seja linear, ele é mais eficiente que um simples MQO em termos de dados heterogêneos. Neste contexto, foi possível verificar que um conjunto de firmas não reajustam preços a cada período ($\theta > 0$), ou seja, o futuro é relevante no processo de determinação de preços da economia brasileira.

Entretanto, com o auxílio de um método de estimação não linear que gera estimativas eficientes na presença de dados heterogêneos, buscou-se avaliar até que ponto o termo expectacional futuro coopera no processo de formação de preços da economia brasileira. Uma vez que o método da regressão quantílica estima parâmetros para toda a distribuição de probabilidade da variável de interesse, foi possível verificar que o termo *forward looking* é significativo nas caudas da inflação (quando a medida de inflação é baixa – cauda esquerda, e quando é alta – cauda direita). Porém, seu impacto só é positivo, como o esperado pela teoria, quando a inflação está acima do seu nível natural.

Por outro lado, o termo expectacional passado é muito importante ao longo de toda a distribuição de probabilidade da medida da inflação. Resultado este que parece ser negligenciado pelos trabalhos avaliados na revisão empírica. De outra forma, a inércia, pelo menos em termos do patamar dos coeficientes estimados, mostra um poder superior à expectativa futura no processo de formação de preços.

Partindo para a análise dos choques de política econômica, utilizou-se da estimação de dois modelos de Vetores Autorregressivos – um VAR(2) e um SVAR(2). Por meio da análise das funções de impulso resposta do modelo VAR(2) foi possível verificar que a resposta da medida de inflação a um choque no *gap* do desemprego foi negativa enquanto significativa, dissipando-se depois de oito meses do choque. Além disso, acrescentando à especificação da curva de Phillips uma medida para representar o setor externo, foi possível avaliar os mecanismos de transmissão de preços externos para os internos significativos e positivos (*pass-through*) a partir de um choque no *gap* da taxa de câmbio.

Buscando recuperar algumas das relações contemporâneas perdidas na especificação do modelo VAR na sua forma reduzida, estimou-se, por fim, um modelo VAR estrutural (SVAR). Foi possível avaliar que, contemporaneamente, a medida de inflação é impactada de maneira significativa e negativa pelo termo expectacional futuro, corroborando com o que já havia sido encontrado pela estimação quantílica. Por outro lado, quando a inflação corrente está acima do seu nível natural a expectativa em relação ao futuro dos *policymakers* é fortemente impactada de maneira positiva pelo *gap* do IPCA.

Outro resultado intrigante alcançado pela estimação das relações contemporâneas foi o coeficiente insignificante e positivo do impacto no *gap* do desemprego na medida de inflação. Este fato não havia sido encontrado nas estimações anteriores e parece indicar uma breve defasagem no *tradeoff* relatado pela curva de Phillips, com inoperância no curtíssimo prazo. Esse comportamento pode ser avaliado como racional no sentido de que a inação das firmas pode ser explicada pela incerteza em relação à natureza do choque, ou seja, se ele é transitório ou não. Tais resultados mostram uma direção para se continuar investigando esses comportamentos à luz da teoria relatada nessa agenda de pesquisa.

Nesse contexto, uma vez que esse trabalho não esgota a análise dos resultados verificados, buscar-se-á encontrar os argumentos plausíveis. Assim como, em futuros trabalhos, novas estimações serão desenvolvidas principalmente no sentido de contornar possíveis problemas de endogeneidade existentes nas especificações da curva de Phillips.

REFERÊNCIAS

BARBOSA, F. de H. *Macroeconomia*. Rio de Janeiro: FGV Editora, 2017.

BARROS, A. C. (org.). “*Análise de séries temporais em R: um curso introdutório*”. São Paulo: GEN | Grupo Editorial Nacional, Ed. Atlas Ltda, FGV IBRE, 2020.

- BLANCHARD, O.; GALÍ, J.. “*Real Wage Rigidities and The New Keynesian Model*”. Journal of Money, Credit, and Banking, supplement to v. 39, p. 35-66, 2007.
- BOZ, C.. “*Estimating the New Keynesian Phillips Curve by Quantile Regression Method for Turkey*”. Modern Economy, v.4, 2013.
- BUENO, R. de L. da S. “*Econometria de Séries Temporais*”. 2. ed., São Paulo: Cengage Learning, 2011.
- BUSETTI, F., CAIVANO, M. e RODANO, L.. “*On the conditional distribution of euro area inflation forecast*”. Banca d’Italia, Working Papers n. 1027, 2015.
- CALVO, G. A.. “*Staggered prices in a Utility-maximizing framework*”. Journal of Monetary Economics, v. 12, p. 383-398, 1983.
- CHORTAREAS, G., MAGONIS, G & PNAGIOTIDIS, T.. “*Testing the Asymmetry of the New Keynesian Phillips Curve: Evidence from the Euro-area*”. Economics Letters v. 114, p. 161-163, 2010.
- GALÍ, J.; GERTLER, M.. “*Inflation dynamics: A structural econometric analysis*”. Journal of monetary Economics, v. 44, p. 195-222, 200.
- HALL, R. R.; SARGENT, T. J. *Short-Run and Long-Run Effects of Milton Friedman’s Presidential Address*. Journal os Economic Perspectives, v. 32, n. 1, p. 121-134, 2018.
- KOENKER, R. “*Quantile Regression*”. New York: Cambridge Univeristy Press, 2005.
- KOENKER, R.; BASSETT, G. “*Regression Quantile*”. Econometrica, v. 46, n. 1, 1978.
- KOENKER, R.; XIAO, Z. “*Quantile Regression*”. Texto para discussão, Disponível em: <http://www.econ.uiuc.edu/~roger/research/qar/qar9.pdf>, 2004a.
- LEE, D. J.; YOON, J. H.. “*The New Keynesian Phillips Curve in Multiple Quantile and the Asymmetry of Monetary Policy*”. University of Connecticut, Department of Economics – Working Paper 03, 2012.
- LUCAS Jr., R. E. “*Econometric policy evaluation: a critique*”. Carnegie-Rochester Conf. Ser. Public Policy, 1976.
- MAIA, A. L. S.; CRIBARI-NETO, F.. “*Dinâmica inflacionária brasileira: resultados de auto-regressão quantílica*”. Revista Brasileira Econômica, v. 60 n 2, 2006.
- PINTO, R. M. C. “*Estatística Robusta Aplicada aos Títulos do Tesouro Direto*”. Brasília, 2015. 49 p. Monografia (Graduação em Estatística) – Departamento de Estatística, Universidade de Brasília.
- PHELPS, E. S.; TAYLOR, J. B.. “*Stabilizing Powers of Monetary Policy under Rational Expectations*”. Journal of Political Economy, v.85, p. 163-190, 1977.
- PHILLIPS, A. W.. “*The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957*”. Economica, v. 25, n. 100, p. 283-299, 1958.
- ROSSI, J. W.; NEVES, C. das. “*Econometria e séries temporais: com aplicações a dados da economia brasileira*”. Rio de Janeiro: LTC, 2014.
- SACHSIDA, A.; RIBEIRO, M.; SANTOS, C. H.. “*A curva de Phillips e a experiência brasileira*”. IPEA, Texto para Discussão 1429, 2009.
- SIMS, C. A. “*Macroeconomics and reality*”. Econometrica, v. 48, n. 1, 1980.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. *Twenty Years of time Series Econometrics in Tem Pictures*. Journal os Economic Perspective, v. 31, n. 2, p. 59-86, 2017.
- TILMANN, P.; WOLTERS, M. H.. “*The changing dynamics of US inflation persistence: a quantile regression approach*”. Institute for Monetary and Financial Stability, Working paper Series n. 60, 2012.
- TOMBINI, A. A.; ALVES, S. A. L.. “*The recent Brazilian disinflation process and costs*”. Central Bank of Brazil, 2006 (Working Paper Series, 109).

APÊNDICE

O apêndice da pesquisa apresenta o resultado das estimativas dos coeficientes da curva de Phillips pelo método da regressão quantílica. Como destacado no trabalho, o impacto do termo expectacional futuro (coluna *Forward Looking*) na medida da inflação só passa ser positivo quando a esta é alta (a partir do quantil 0,80). Destaca-se, também, a relação inversa encontrada para o custo marginal real nos diferentes quantis (última coluna), de acordo com o que apresenta a literatura.

Tabela 2 – Estimativas dos coeficientes da curva de Phillips pelo método da regressão quantílica

	Intercepto	Backward Looking	Forward Looking	Custo Marginal Real
0.10	-0.04947	(0.34857)***	(-0.34834)***	(-0.06159)***
0.15	-0.03619	(0.40219)***	(-0.32969)**	(-0.06176)***
0.20	-0.0259	(0.41381)***	-0.25715	(-0.04825)*
0.25	0.03936	(0.38038)***	(-0.32206)***	(-0.0512)***
0.30	0.08553	(0.41532)***	(-0.36574)***	(-0.05327)***
0.35	(0.11476)**	(0.44372)***	(-0.38252)***	(-0.04936)***
0.40	(0.10866)*	(0.46473)***	(-0.33373)***	(-0.04945)***
0.45	0.07925	(0.45391)***	(-0.2363)*	(-0.05524)***
0.50	0.04827	(0.4799)***	-0.10257	(-0.05615)***
0.55	0.0457	(0.50612)***	-0.05078	(-0.05267)***
0.60	0.09559	(0.53363)***	-0.09799	(-0.04009)**
0.65	0.13377	(0.56972)***	-0.11106	(-0.04438)**
0.70	(0.12851)*	(0.59001)***	-0.05283	(-0.047)***
0.75	(0.13248)*	(0.56721)***	-0.01341	(-0.04963)***
0.80	0.14048	(0.54293)***	0.03777	(-0.0398)*
0.85	0.07096	(0.5234)***	0.30075	(-0.0484)**
0.90	0.07629	(0.57297)***	(0.38098)*	(-0.05483)**
0.95	(0.19964)***	(0.60556)***	(0.22555)*	(-0.04843)***

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0.01$. Fonte: Elaboração própria.