

# Curva de Phillips salarial brasileira: Uma abordagem de regressão quantílica

## *Brazilian Wage Phillips Curve: A Quantile Regression Approach*

Gabriel Mendonça Gonçalves<sup>1</sup> 

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

Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón<sup>3</sup> 

**Resumo:** No presente trabalho, nós procuramos estimar a curva de Phillips Salarial com a finalidade de investigar uma conexão entre as condições do mercado de trabalho e a dinâmica de crescimento dos salários no Brasil. Para identificar não linearidades nos coeficientes, nós empregamos o método de regressões quantílicas em dois estágios devido a endogeneidade dos regressores. Em geral, nós encontramos evidências que sugerem haver efeitos heterogêneos da taxa de desemprego sobre a inflação salarial, a depender do nível desta na distribuição condicional. Assim como, diferentes contribuições da inércia salarial e das expectativas para o nível de preços na composição da dinâmica do salário nominal ao longo do período analisado. Os resultados também apontam para uma redução na correlação entre a taxa de desemprego observada e a taxa de crescimento do salário nominal nos últimos anos.

**Palavras-chave:** Curva de Phillips Salarial. Inflação. Regressão Quantílica.

**Abstract:** In this study, we aim to estimate the Wage Phillips Curve to investigate the connection between labor market conditions and wage growth dynamics in Brazil. To identify nonlinearities in the coefficients, we employ a two-stage quantile regression method to address the endogeneity of the regressors. Overall, our findings suggest heterogeneous effects of the unemployment rate on wage inflation, depending on its position in the conditional distribution. Additionally, we observe varying contributions of wage inertia and expectations to price levels in shaping nominal wage dynamics over the analyzed period. The results also indicate a reduction in the correlation between the observed unemployment rate and the nominal wage growth rate in recent years.

**Keywords:** Wage Phillips Curve. Inflation. Quantile Regression.

**JEL:** E31; E50

---

<sup>1</sup> Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, Brasil.

<sup>2</sup> Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, Brasil.

<sup>3</sup> Departamento de Economia e Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, Brasil.

## 1 INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, alguns trabalhos têm constatado uma menor correlação entre a taxa de desemprego doméstica e as variações nos preços da economia. Entre os principais argumentos para esse fenômeno, encontra-se a "globalização", como apontado por Çiçek (2012) e Ascari e Sbordone (2014). A intuição é que o aumento do comércio exterior e a abertura do mercado de trabalho reduzem os efeitos das flutuações domésticas. Uma maior escassez de mão-de-obra, por exemplo, pode ser suprida por fatores internacionais com uma facilidade superior ao que se observava há 20 anos. Dessa forma, a redução da taxa de desemprego doméstica atualmente pode não representar uma pressão inflacionária com a mesma intensidade que se esperaria antes da chamada globalização.

Para o Brasil, trabalhos recentes constatam uma menor inclinação na curva de Phillips, ver, por exemplo Medeiros, Portugal e Aragón (2017b). No entanto, ainda não há estudos atuais que buscam verificar se esse resultado pode ser generalizado para a taxa de crescimento salarial brasileira. Essa distinção faz-se necessária uma vez que o índice de preços pode não representar de maneira satisfatória os ajustes observados no salário nominal.

A diferença entre os resultados advindos da curva de Phillips estimada com inflação de preços e de salários é ressaltada no estudo de Bonam, Haan e Limbergen (2018). Os autores reexaminam a curva de Phillips relacionada à inflação de salários para a Alemanha, Espanha, França, Holanda e Itália e observaram que, embora o déficit no mercado de trabalho tenha reduzido acentuadamente no período analisado, a taxa de crescimento dos salários nominais aumentaram menos que a inflação de preços predita pela curva de Phillips tradicional. Esse resultado sugere que pode haver um descolamento entre a inflação de preços e a inflação de salários. Com isso, justifica-se a retomada da "Curva de Phillips Salarial", como apresentada por Galí (2011), e empregada em análises empíricas por Bulligan e Viviano (2017) e Bonam, Haan e Limbergen (2018).<sup>4</sup>

---

<sup>4</sup> Tradução livre de *Wage Phillips Curve*.

Com o intuito de contribuir à literatura, nosso trabalho busca estimar uma curva de Phillips Salarial para identificar os determinantes da inflação de salários no Brasil. Inicialmente, propomos observar a evolução dos dois tipos de inflação para verificar se os dados corroboram com um possível descolamento entre as dinâmicas de precificação. Dada a resposta positiva ao questionamento inicial, vamos empregar o método de regressão quantílica em dois estágios. A escolha do método consiste em investigarmos a dinâmica dos principais determinantes da inflação salarial brasileira em diferentes pontos da distribuição condicional e, com isso, obtermos um mapeamento mais abrangente, com possibilidades de impactos heterogêneos, respeitando a possibilidade de as variáveis apresentarem endogeneidade.

A regressão quantílica já foi aplicada para análises de Curvas de Phillips e apresentou contribuições ricas à literatura. Chortareas, Magonis e Panagiotidis (2012), em seu estudo para a zona do euro, identificaram que com a inflação mais baixa na distribuição condicional, o componente inercial foi mais significativo. Contudo, à medida em que se aproximam os quantis mais elevados da distribuição ela passou a ser insignificante. Nos quantis mais elevados os autores identificaram que o componente prospectivo se tornou dominante na explicação do processo inflacionário. Boz (2013) observa que a taxa de inflação na Turquia é relativamente mais impactada pela inércia quando se encontra em níveis mais baixos, mas é guiada pelas expectativas dos agentes quando a taxa de inflação é elevada. O autor, emprega o hiato do produto no estudo para investigar a influência do mercado de trabalho nos preços e encontra que a significância do regressor eleva-se para níveis mais altos de inflação.

De forma sucinta, nossos resultados, referentes à curva de Phillips salarial para o Brasil, sugerem que a inércia da inflação salarial, assim como as expectativas de inflação e a taxa de desemprego, são importantes determinantes do salário nominal. Contudo, dependendo da posição da inflação salarial na distribuição condicional, podemos observar diferenças significativas nos efeitos referentes às variáveis preditoras no ajuste salarial predito.

Em específico, observamos que, em geral, o efeito marginal atribuído a inércia tende a ser mais elevado quando a inflação de salários é predita da mediana

condicional para baixo. E que esse regressor perde significância na extremidade superior da distribuição. Tal heterogeneidade implica que os ajustes mais elevados do salário nominal brasileiro não decorrem da trajetória passada do mesmo.

O termo prospectivo, referente ao nível geral de preços, foi significativo apenas na extremidade inferior da distribuição, com efeito marginal relativamente próximo ao observado para a inércia dos salários. Esse resultado aponta que, em níveis mais baixos da distribuição condicional, o ajuste salarial pode estar mais relacionado com a expectativa para o nível de preços e com a trajetória dos salários passados. Entretanto, ajustes salariais mais elevados podem estar associados a outros determinantes. Acima da mediana condicional, nossa estimativa sugere um ganho de significância no regressor atribuído à taxa de desemprego, cuja intensidade eleva-se, em módulo, em direção a extremidade superior da distribuição. Esse efeito, representa que, em taxas de inflação salariais mais elevadas, a curva de Phillips salarial é mais inclinada, dessa forma a sensibilidade dos ajustes salariais ao desemprego na economia é maior.

Os resultados apontam que um mercado de trabalho mais aquecido pode ser um dos principais determinantes dos ajustes salariais mais elevados. No entanto, ao analisarmos o período, identificamos que pode estar havendo uma redução na correlação entre a taxa de desemprego que empregamos como proxy e a taxa de crescimento do salário nominal brasileiro nos últimos anos.

O estudo está organizado em seis seções. A primeira corresponde a presente introdução; na segunda apresentamos uma breve revisão da literatura sobre curvas de Phillips. A terceira contém a estratégia empírica e os métodos de estimação que empregamos no estudo. Na quarta apresentamos a descrição das séries temporais utilizadas e os resultados estatísticos de estabilidade, em seguida os resultados das estimações. Por fim, na quinta realizamos uma breve análise de robustez e na última algumas considerações finais.

## **2 REVISÃO TEÓRICA E EMPÍRICA**

A investigação dos determinantes e do comportamento da dinâmica inflacionária de um país constitui um debate extenso ao longo da teoria econômica.

Esse tema já foi um dos principais desafios para os cientistas econômicos e formuladores de políticas. Embora atualmente, trate-se de uma discussão relativamente bem estruturada, é imprescindível manter tal debate vivo, uma vez que a economia sofre processos constantes de mudanças que podem afetar a forma como os agentes formulam os preços. O trabalho de Phillips (1958) pode ser considerado um marco na discussão teórica sobre esse assunto. Em seu artigo, Phillips constatou de forma empírica uma correlação negativa entre a inflação de salários e a taxa de desemprego para o Reino Unido.

Fundamentados em seu trabalho, Samuelson e Solow (1960) ampliaram o horizonte de possibilidades extraídas dessa relação como ferramenta de política econômica. Os autores constataram uma relação inversa similar entre a taxa de desemprego e a inflação de preços para a economia dos Estados Unidos, cujo *trade-off* ficou amplamente conhecido como “curva de Phillips”. A partir de então, a curva de Phillips passou a ser um dos principais instrumentos na decisão de políticas macroeconômicas.

Algumas correntes de pensamento apresentaram motivos para acreditar que a política monetária utilizada com finalidade política traria mais malefícios do que benefícios para o país, mesmo que inicialmente gerassem taxas de desemprego menores. Entre os críticos mais influentes nesse sentido, podemos destacar Friedman (1968) e Phelps (1968). Para eles, há uma taxa de desemprego que não afeta a inflação, que corresponderia a um desemprego natural que ocorre mesmo quando a economia operasse com pleno emprego. Políticas expansionistas, a princípio, poderiam forçar o desemprego a ficar abaixo do desemprego natural, mas como consequência haverá pressões inflacionárias. A princípio, a elevação do salário nominal poderia atrair mais mão de obra, mas os autores mostram que isso se deve a uma percepção imperfeita de elevação do salário real, dado que vai haver um aumento generalizado dos preços.

O pensamento apresentado por Friedman (1968) e Phelps (1968) ganha força quando algumas economias experimentaram na década de 1970 o fenômeno conhecido como estagflação. Nesse período o *trade-off* entre inflação e desemprego passou a ser questionado, uma vez que mesmo com o desemprego aumentando as economias observavam uma elevação da taxa de inflação. A explicação desse

fenômeno partiu do que ficou conhecido como curva de Phillips aceleracionista, desenvolvida por Friedman (1968). O autor acrescentou ao modelo a possibilidade de deslocamentos da curva de Phillips em resposta a mudanças nas expectativas dos agentes em relação ao nível de preço. Em seu modelo, pressupõe-se que as expectativas são adaptativas, ou seja, os agentes as formulam baseadas nas trajetórias da inflação passada.

Conforme a teoria econômica foi se modificando e microfundamentando, passou-se a questionar a formação de expectativas adaptativas na determinação da curva de Phillips. Lucas e Sargent (1981) são grandes expoentes nesse assunto, debatendo o que é conhecido como expectativas racionais e introduzem esse conceito na teoria da curva de Phillips.<sup>5</sup> Com a introdução desse tipo de formação de expectativas (racionais), a velocidade de ajuste por parte dos agentes econômicos é mais rápida, uma vez que eles usam todas as informações disponíveis a eles com o intuito de maximizar a utilidade. Com isso, há uma redução na percepção imperfeita gerada por uma elevação dos salários nominais em consequência de uma política monetária expansionista. Para os autores, uma vez que o aumento do nível de preços poderia ser antecipado pelos agentes econômicos, o desemprego pode não ser reduzido nem no curto prazo e esse mecanismo resultaria apenas em pressão inflacionária.

Nas últimas décadas os modelos Novo-keynesianos têm ganhado destaque como uma das principais ferramentas para investigar a Curva de Phillips. O sucesso dessa modelagem é a combinação entre algumas suposições da teoria dos Ciclos Reais de Negócios, como a otimização dinâmica e o equilíbrio geral, com suposições keynesianas, como concorrência monopolística.

Segundo Galí (2011), grande parte do trabalho empírico tem sido voltado para a relação entre a inflação geral de preços e o desemprego. Para o Brasil, dentre as diversas contribuições, podemos notar a utilização de métodos de estimação que permitem variações nos parâmetros da Curva de Phillips ao longo do tempo. Por exemplo, Lima (2003) utiliza dois modelos em espaço-de-estados: o primeiro com uma NAIRU que muda ao longo do tempo, e o segundo utilizando diferentes

---

<sup>5</sup> Ver Sargent e Wallace (1973) e Lucas e Sargent (1981).

regimes markovianos para a NAIRU.<sup>6</sup> Fasolo e Portugal (2004) testam relações não-lineares por meio de uma Curva de Phillips convexa estimada pelo Filtro de Kalman. Tombini e Alves (2006) e Medeiros, Portugal e Aragón (2017b) verificam possíveis quebras estruturais em regressões lineares que justificam instabilidades nos parâmetros da Curva de Phillips.

Entretanto, a discussão primária que fez a curva de Phillips tornar-se mundialmente conhecida foi a constatação de uma forte relação empírica inversa entre a inflação de salários e o desemprego.

Nos últimos anos alguns pesquisadores voltaram sua atenção para a relação original. Segundo análises empíricas, pode estar havendo um possível enfraquecimento na correlação negativa entre as taxas de desemprego e a taxa de inflação. Assim como, uma redução na correlação entre a inflação de salários e a inflação observada para índices de preços.

Bonam, Haan e Limbergen (2018) reexaminam a Curva de Phillips Salarial com parâmetros variando no tempo para cinco países da área do euro.<sup>7</sup> A motivação foi a observação de que o déficit de desemprego diminuiu acentuadamente na região, mas os salários permaneceram baixos e aumentaram menos do que o previsto pelas curvas tradicionais de Phillips. Os autores usaram como abordagem não linear métodos bayesianos e identificaram, ao empregar como *proxy* o hiato da taxa de desemprego, que a correlação enfraqueceu nos últimos anos para a maioria dos países analisados.

Como mudanças na correlação entre o desemprego e os ajustes salariais influenciam significativamente as elaborações de políticas econômicas, nós propomos reexaminar a Curva de Phillips Salarial brasileira para verificar se há indícios de enfraquecimento nessa correlação como visto nos trabalhos supracitados para outras economias. Para isso, empregamos a abordagem de regressão quantílica com a finalidade de permitirmos parâmetros não lineares da curva de Phillips Salarial. Abordagens semi-paramétricas têm sido cada vez mais exploradas e existem várias possibilidades para explicar os motivos das dinâmicas de precificação mudarem ao longo do tempo. Podemos destacar choques de

---

<sup>6</sup> NAIRU vem da expressão em inglês "Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment".

<sup>7</sup> Bonam, Haan e Limbergen (2018) analisam a Curva de Phillips Salarial para a Alemanha, Espanha, França, Holanda e Itália.

globalização e oferta externa, ancoragem mais firme das expectativas inflacionárias, períodos de fortes crises econômicas uma vez que, em recessões profundas e prolongadas os trabalhadores e sindicatos estejam mais dispostos a aceitar um corte salarial para preservar o emprego, entre outros.<sup>8</sup>

### 3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Para a presente estimação, nós seguimos o modelo empírico que Bonam, Haan e Limbergen (2018) utilizaram para avaliar a dinâmica salarial dos cinco países da Zona do Euro. O modelo é referente a uma curva de Phillips salarial híbrida, em que empregamos um termo prospectivo referente às expectativas racionais formuladas para um índice de preços ao consumidor. Assim como, um termo inercial com o intuito de verificar a persistência inflacionária na dinâmica dos ajustes salariais. Dessa forma, a equação que corresponde a dinâmica de crescimento do salário nominal brasileiro será dada por:

$$\pi_t^w = \alpha + \rho\pi_{t-1}^w + \gamma\pi_t^e + \phi s_t + \epsilon_t \quad (1)$$

em que  $s_t$  representa a *proxy* para capturar o desequilíbrio no mercado de trabalho e  $\epsilon_t$  é um termo de erro. Segundo Bonam, Haan e Limbergen (2018), existem razões para suspeitar que o hiato da taxa de desemprego não captura adequadamente a dinâmica de desequilíbrio no mercado de trabalho. O principal motivo, decorre de o desemprego natural não ser uma variável observável e, portanto, estar sujeita a estimações incorretas que podem tornar a análise espúria. Bulligan e Viviano (2017) também apresentam uma preocupação nesse sentido ao estimar curvas de Phillips salariais para a Zona do Euro. A sugestão empregada pelos autores consiste em utilizar a taxa de desemprego em nível, dessa forma, sem a inferência estatística para definir o desemprego natural e extrair o hiato. De acordo com eles, do ponto de vista teórico, o uso da taxa de desemprego em nível implica apenas que a taxa natural de desemprego seja assumida como constante, destacando a importância do intercepto na equação.

---

<sup>8</sup> Para mais detalhes ver: Daly e Hobijn (2014), Gordon (2013), Albuquerque e Baumann (2017), Bulligan e Viviano (2017).

Seguimos Bulligan e Viviano (2017) e utilizamos como medida de desequilíbrio no mercado de trabalho uma *proxy* para a taxa de desemprego brasileira em nível. Empregamos como medida alternativa uma *proxy* para a participação da massa salarial no PIB nominal. Esta foi definida como a quantidade de pessoas ocupadas multiplicada pela renda nominal, dividida pelo PIB nominal, em termos percentuais. Quanto maior o valor observado nessa *proxy*, maior a participação da massa salarial no PIB nominal. A consequência esperada desse efeito é uma maior pressão nos custos marginais das firmas e, conseqüentemente, nos preços da economia. Com isso, buscamos identificar a relação entre a pressão inflacionária e seus reflexos na definição do ajuste salarial, cujo resultado esperado é de uma correlação positiva.

Inicialmente, nós procuramos analisar a curva de Phillips, Equação (1), pela média condicional. Para este caso, empregamos o método GMM, usual na literatura em que os regressores do modelo apresentam possíveis problemas de endogeneidade. Esses problemas podem ser ocasionados, por exemplo, por erros de mensuração decorrentes do uso de *proxies* para as expectativas de inflação e autocorrelação serial dos resíduos. O método GMM 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 que estima a Curva de Phillips usando variáveis instrumentais, nós empregamos defasagens dos próprios regressores como instrumentos. Em específico, o conjunto de instrumentos utilizados é composto pela defasagem de primeira ordem do componente inercial e pela primeira e segunda defasagem do componente de expectativa de inflação e de desequilíbrio no mercado de trabalho. Adicionalmente, nós utilizamos o método proposto por Newey e West (1987) com kernel de Bartlett e *bandwidth* fixo para obter a matriz ótima de ponderação.

Referente aos testes de verificação para modelos com variáveis instrumentais, empregamos o teste de Durbin-Wu-Hausman para testar a hipótese nula de exogeneidade dos regressores; o teste J de Hansen (1982) de sobreidentificação, para avaliar a validade das restrições, cuja hipótese alternativa representa 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 viés. Para verificar essa característica nos instrumentos utilizamos o teste F de Cragg-Donald, proposto por Stock e Yogo (2005).

### 3.1 A Curva de Phillips Salarial em diferentes quantis condicionais

A especificação anterior, Equação (1), estima a Curva de Phillips Salarial na média condicional, captando impactos lineares em resposta às variáveis. A proposta da aplicação da regressão quantílica é permitir caracterizar os impactos heterogêneos de resposta por meio da observação de diferentes pontos da distribuição condicional. Tal método foi apresentado inicialmente por Koenker e Bassett (1978) e possui propriedades atrativas, além de captar os impactos heterogêneos, entre elas: 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 em segmentos com proporções iguais que podem ser generalizados com a finalidade de mapear toda a distribuição condicional de modo que haja um número infinito de possíveis vetores de parâmetros  $\tau$  ( $\tau$ ).

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

Para ilustrar, quando consideramos  $\tau$  igual a 0.5, obtemos a função da mediana condicional da inflação salarial, que representa a minimização de resíduos absolutos ponderados de forma simétrica (mesmo peso para desvios positivos e negativos). Dessa forma, podemos expressar a curva de Phillips salarial no quantil  $\tau$  ( $\tau$ ) por:

$$q_{\tau}(\pi_{t-1}^w, \pi_t^e, s_t) = \alpha + \rho(\tau)\pi_{t-1}^w + \gamma(\tau)\pi_t^e + \phi(\tau)s_t + \epsilon_t \quad (2)$$

Kim e Muller (2004) encontram evidências de que a proposta inicial da regressão quantílica apresentada por Koenker e Bassett (1978) pode produzir estimativas viesadas na presença de regressores endógenos. Visto que é esse o caso, empregamos o procedimento de Regressão Quantílica em Dois Estágios (RQ2E), sugerido 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* consiste em estimar regressões para cada variável endógena em função de um conjunto de instrumentos, na primeira etapa, de forma a obter valores ajustados para essas variáveis. Seguimos Chortareas, Magonis e Panagiotidis (2012) e estimamos o primeiro estágio através de regressões MQO, com isso 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 Salariais 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.

## 4 RESULTADOS

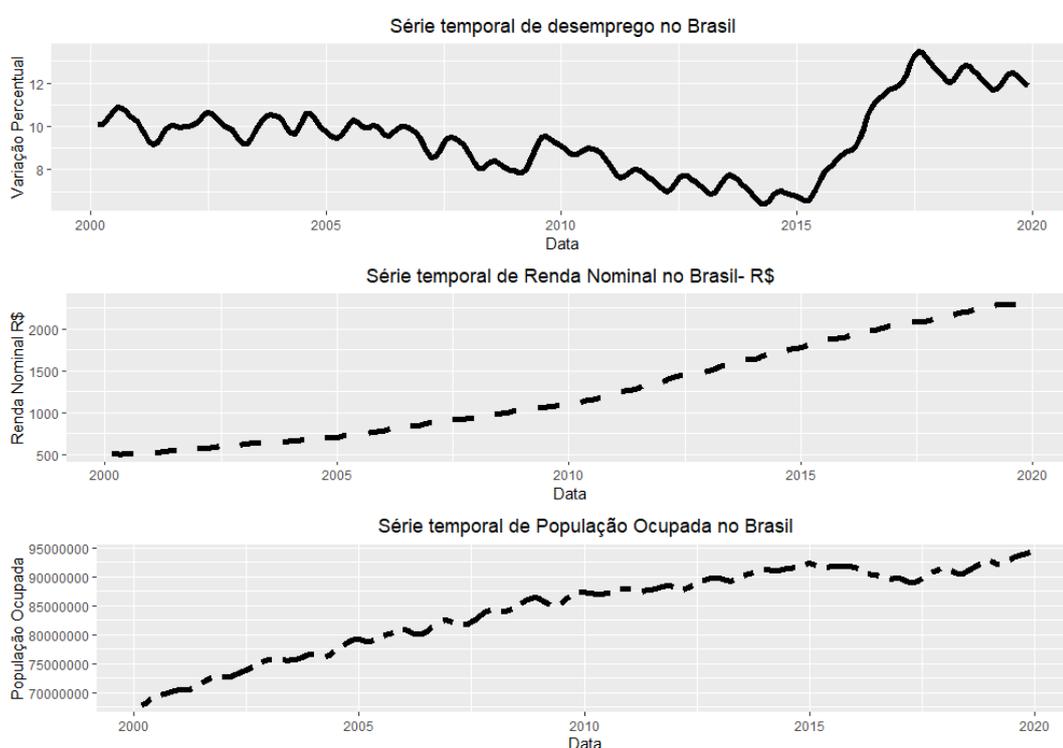
### 4.1 Descrição dos dados

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.

Existe uma literatura que tem discutido a forma de desenvolver retropolações para séries descontinuadas, como é o caso para várias séries brasileiras fornecidas pela PME. Dado esse fato, nós utilizamos essa estratégia para estender as séries da PNADc que compõem a presente estimação, a saber: i)

a taxa de desemprego, representada pela diferença percentual entre a população economicamente ativa e as pessoas ocupadas na semana de referência; ii) a renda nominal, definida como o rendimento médio de todos os trabalhos, habitualmente recebidos por mês, pelas pessoas de 14 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência; iii) e a série de pessoas ocupadas, definida como pessoas de 14 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência. Em específico, empregamos a metodologia de retroposição apresentada por Ottoni e Barreira (2016).

Figura 1 – Séries com Processo de Retroposição (PME – PNADc) – mar./2000 a dez./2020



Fonte: Elaboração Própria

Dessa forma, podemos estimar as equações de determinação da inflação do salário nominal, Equações (1) e (2), utilizando dados mensais de junho de 2000 a dezembro de 2019.<sup>9</sup> Optamos por utilizar a frequência de dados mensais, pois há indícios na literatura de que podem capturar adequadamente o conjunto de informações disponíveis aos consumidores, empresas e formuladores de políticas

<sup>9</sup> Iniciamos a análise em junho/2000 devido à disponibilidade de dados para as expectativas de inflação obtidas pelo relatório de mercado Focus.

econômicas e um maior número de observações é conveniente para a estimação quantílica.<sup>10</sup>

Como parte das séries que utilizamos foram obtidas por meio do processo de retropolação, há uma preocupação com possíveis erros pontuais de estimativa. Para amenizar esse efeito vamos suavizar as séries que passaram por esse processo por meio de uma média móvel com janela de 4 meses. Ressaltamos que as séries após o ajuste por médias móveis apresentaram coeficientes de correlação com a série sem ajuste superiores a 0.98.

Tabela 1 – Estatística descritiva das Séries retropoladas após suavização jun./2000 a dez./2019

|               | <b>Desemprego</b> | <b>Renda Nominal R\$</b> | <b>População Ocupada</b> |
|---------------|-------------------|--------------------------|--------------------------|
| Mín.          | 6,43%             | R\$ 505,60               | 67899780                 |
| Média         | 9,46%             | R\$ 1.261,30             | 84315861                 |
| Máx.          | 13,45%            | R\$ 2.321,80             | 94206000                 |
| Desvio Padrão | 1,70%             | R\$ 579,00               | 7136519                  |

Fonte: Elaboração Própria.

A variável que corresponde à inflação de salários,  $\pi_t^w$ , foi obtida por meio da variação percentual da Renda Nominal entre o período  $t$  e  $t - 1$ .

Para o componente de expectativas de inflação,  $\pi_t^e$ , empregamos a mediana das expectativas para o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) mensal, observadas no último dia do mês  $t$  para o mês  $t + 1$ , coletadas e disponibilizadas pelo BCB por meio do Relatório Focus de Mercado.

Para capturar o impacto do desequilíbrio no mercado de trabalho na determinação dos salários nominais no período corrente, empregamos duas medidas: i) a *proxy* da taxa de desemprego observada, denotada de  $u_t$ ; ii) a *proxy* para a participação da massa salarial no PIB nominal, doravante denominada de participação da massa salarial, que definimos como a quantidade de pessoas ocupadas multiplicada pela renda nominal, dividida pelo PIB nominal, em termos percentuais.<sup>11</sup> Na estimação empregamos o hiato dessa variável, interpretado como

<sup>10</sup> Areosa, McAleer e Medeiros (2011), Mendonça, Sachsida e Medrano (2012) e Medeiros, Portugal e Aragón (2017b) são exemplos de trabalhos que também estimaram Curvas de Phillips para o Brasil com dados mensais.

<sup>11</sup> A quantidade de Pessoas ocupadas foi definida como pessoas de 14 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência da estatística coletada pelo IBGE por meio da PNADc.

a diferença entre a participação salarial observada no mês e sua tendência, estimada por meio do filtro HP com o fator de suavização adotado  $\lambda = 14400$ .

Para verificar a estabilidade das séries descritas acima, aplicamos o teste Dickey e Fuller aumentado (ADF) e o teste de Phillips-Perron (PP). Consideramos as séries estacionárias caso os dois testes corroborem essa hipótese. Rejeitamos a hipótese de raiz unitária em todas as séries, com exceção da taxa de desemprego. Para  $u_t$ , o teste sugere a possibilidade de quebra estrutural na tendência, por esse motivo, conforme apresentado por Vogelsang e Perron (1998), realizamos o teste Dickey-Fuller aumentado com constante e tendência com uma quebra aditiva na tendência. A estatística  $t$  calculada no valor de (-4.38) e  $p$ -valor de (0.04) permite rejeitarmos a hipótese nula de raiz unitária na série ao nível de significância de 5%, ao levar em consideração uma quebra estrutural do tipo aditiva na tendência em novembro de 2013.<sup>12</sup>

#### 4.2 Estimções da Curva de Phillips Salarial brasileira

As estimativas da curva de Phillips salarial, Equações (1) e (2), foram realizadas pelo método de Momentos Generalizados (GMM) e pelo método de Regressão Quantílica em dois Estágios (RQ2E), conforme destacado na estratégia empírica. Na Tabela (2), nós apresentamos os principais resultados obtidos.

Referente aos testes de verificação do modelo de variáveis instrumentais, as estatísticas de teste *J-statistic* não nos permitiram rejeitar a hipótese nula. Dessa forma, podemos inferir que as restrições de sobreidentificação dos modelos são válidas. As estatísticas de Durbin-Wu-Hausman rejeitam a hipótese nula de exogeneidade dos regressores e os testes  $F$  de Cragg-Donald nos permitiram rejeitar a hipótese de instrumentos fracos. Com isso, consideramos que os instrumentos utilizados apresentam uma correlação satisfatória com as variáveis endógenas e não causam viés aos estimadores.<sup>13</sup> O coeficiente de determinação  $R^2$  ajustado acima de (0.55) nas estimções indicam um bom ajustamento dos modelos considerando tratar-se da variação percentual mensal.

---

<sup>12</sup> Utilizamos o critério Bayesiano de Schwarz para a escolha das defasagens do teste.

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

Quanto às intensidades estimadas para os regressores, podemos observar que as duas medidas que buscam capturar os impactos do mercado de trabalho foram significativas estatisticamente na estimativa pela média condicional e apresentam o sinal esperado. A taxa de desemprego em nível, aponta uma relação negativa com a taxa de crescimento dos salários nominais no período analisado.

Tabela 2 – Estimativas da Curva de Phillips Salarial – jun./2000 a dez./2019

| Medida de Desequilíbrio no Mercado de Trabalho |                                   |                   |                  |                    |  |                   |                   |                 |
|--|-----------------------------------|-------------------|------------------|--------------------|--|-------------------|-------------------|-----------------|
| $s_t$ = Taxa de desemprego em nível            |                                   |                   |                  |                    | $s_t$ = Participação da massa salarial |                   |                   |                 |
|  | $\alpha$                          | $\rho$            | $\gamma$         | $\phi$             | $\alpha$                               | $\rho$            | $\gamma$          | $\phi$          |
| GMM  | 0.66***<br>(0.15)                 | 0.45***<br>(0.06) | 0.18<br>(0.12)   | -0.04***<br>(0.01) | 0.21***<br>(0.07)                      | 0.52***<br>(0.06) | 0.23**<br>(0.11)  | 0.06*<br>(0.03) |
| Quantil  |                                   |                   |                  |                    |  |                   |                   |                 |
| 0.05   | -0.26<br>(0.34)                   | 0.46***<br>(0.16) | 0.53**<br>(0.23) | -0.01<br>(0.02)    | -0.54***<br>(0.15)                     | 0.67***<br>(0.16) | 0.62***<br>(0.18) | -0.13<br>(0.09) |
| 0.1  | -0.06<br>(0.25)                   | 0.49***<br>(0.14) | 0.36*<br>(0.21)  | -0.01<br>(0.02)    | -0.37**<br>(0.15)                      | 0.66***<br>(0.12) | 0.44*<br>(0.23)   | -0.10<br>(0.09) |
| 0.2  | 0.19<br>(0.22)                    | 0.56***<br>(0.11) | 0.15<br>(0.25)   | -0.02<br>(0.01)    | -0.05<br>(0.15)                        | 0.56***<br>(0.09) | 0.23<br>(0.26)    | 0.05<br>(0.10)  |
| 0.3  | 0.27<br>(0.21)                    | 0.5***<br>(0.09)  | 0.24<br>(0.22)   | -0.02*<br>(0.01)   | 0.08<br>(0.11)                         | 0.56***<br>(0.09) | 0.12<br>(0.20)    | 0.08<br>(0.07)  |
| 0.4  | 0.28<br>(0.28)                    | 0.52***<br>(0.09) | 0.25<br>(0.24)   | -0.02<br>(0.02)    | 0.08<br>(0.10)                         | 0.52***<br>(0.09) | 0.32**<br>(0.16)  | 0.05<br>(0.04)  |
| 0.5  | 0.48<br>(0.31)                    | 0.51***<br>(0.1)  | 0.11<br>(0.25)   | -0.02<br>(0.02)    | 0.17<br>(0.11)                         | 0.58***<br>(0.09) | 0.19<br>(0.19)    | 0.05<br>(0.06)  |
| 0.6  | 0.91***<br>(0.28)                 | 0.39***<br>(0.11) | 0.15<br>(0.23)   | -0.05***<br>(0.02) | 0.27**<br>(0.13)                       | 0.53***<br>(0.10) | 0.17<br>(0.22)    | 0.06<br>(0.06)  |
| 0.7  | 0.98***<br>(0.21)                 | 0.43***<br>(0.09) | 0.28<br>(0.19)   | -0.06***<br>(0.01) | 0.30**<br>(0.15)                       | 0.60***<br>(0.12) | 0.24<br>(0.21)    | 0.06<br>(0.06)  |
| 0.8  | 1.31***<br>(0.22)                 | 0.44***<br>(0.11) | 0.18<br>(0.19)   | -0.08***<br>(0.02) | 0.58***<br>(0.15)                      | 0.43***<br>(0.15) | 0.13<br>(0.19)    | 0.07<br>(0.06)  |
| 0.9  | 1.45***<br>(0.31)                 | 0.33*<br>(0.17)   | 0.14<br>(0.18)   | -0.08***<br>(0.03) | 0.81***<br>(0.14)                      | 0.37***<br>(0.14) | 0.04<br>(0.18)    | 0.01<br>(0.06)  |
| 0.95   | 2.15***<br>(0.36)                 | -0.01<br>(0.2)    | 0.06<br>(0.22)   | -0.11***<br>(0.03) | 1.06***<br>(0.16)                      | 0.20<br>(0.15)    | -0.06<br>(0.27)   | 0.03<br>(0.10)  |
|  | <i>J-statistic (p-valor)</i>      |                   |                  | 0.94               | <i>J-statistic (p-valor)</i>           |                   |                   | 0.37            |
|  | <i>Teste de Hausman (p-valor)</i> |                   |                  | 0.0000             | <i>Teste de Hausman (p-valor)</i>      |                   |                   | 0.0007          |
|  | <i>Cragg-Donald F-stat</i>        |                   |                  | 66.33†             | <i>Cragg-Donald F-stat</i>             |                   |                   | 9.37†           |
|  | <i>R<sup>2</sup> - ajustado</i>   |                   |                  | 0.56               | <i>R<sup>2</sup> - ajustado</i>        |                   |                   | 0.56            |

Notas: \*\*\*Significativo a 1%. \*\*Significativo a 5%. \*Significativo a 10%. †Indica que o viés relativo do estimador de GMM em relação ao estimador MQO é no máximo 10%. Erros Padrão entre parênteses. Fonte: Elaboração Própria.

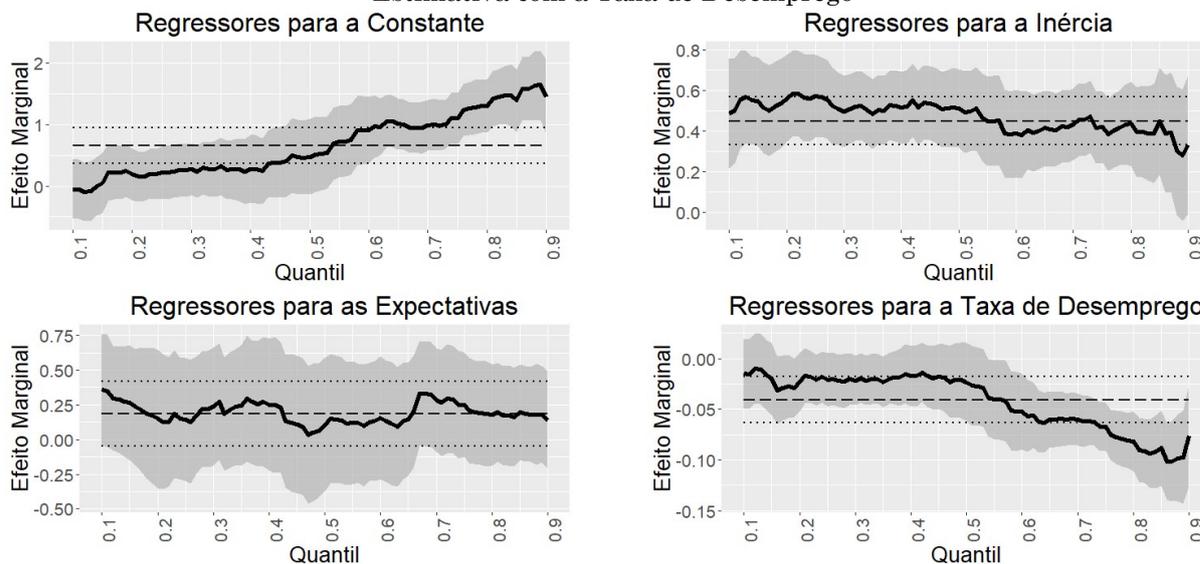
Esse resultado significa que um nível mais elevado de desemprego tem reduzido a inflação nos salários nominais previstos (pela média). Por sua vez, a variável *proxy* para a participação da massa salarial aponta que uma maior participação em relação ao PIB nominal, em relação à sua tendência, tem sido acompanhada de uma elevação na inflação salarial (na média). A intuição desse resultado consiste em uma maior participação da massa salarial no PIB estar relacionada a uma maior escassez de mão-de-obra no mercado. Logo, as empresas necessitam elevar os salários nominais para realizar as contratações. Esse aumento de custos pode representar uma pressão inflacionária na economia de modo geral e conseqüentemente elevar a inflação salarial. Bonam, Haan e Limbergen (2018) também identificam uma resposta significativa da taxa de crescimento dos salários nominais a taxa de desemprego, na média condicional, para a Alemanha, França, Holanda e Espanha.

O componente retrospectivo acrescentado foi significativo nas estimações e indica persistência inflacionária na determinação do crescimento salarial. Por sua vez, o componente prospectivo não apresentou significância estatística, na média condicional, observando a estimativa que empregou a taxa de desemprego. Contudo, foi significativa ao considerarmos a variável de participação da massa salarial. Podemos notar que a variação no componente inercial tem sido mais fortemente repassada para a composição da inflação salarial brasileira em comparação com a mesma variação no componente *forward-looking*. O efeito marginal atribuído ao componente *backward-looking* foi mais elevado, que o atribuído ao componente prospectivo. Isso também foi verificado por Bonam, Haan e Limbergen (2018) para os principais países da Zona do Euro na média condicional. Esse resultado mostra uma diferença interessante ao compararmos com as curvas de Phillips brasileiras para o nível de preços que, em geral, os trabalhos observam uma dominância das expectativas nessa relação, como podemos ver em Medeiros, Portugal e Aragón (2017b).

Ao estimar os coeficientes da curva de Phillips salarial em diferentes quantis condicionais, pudemos ampliar o horizonte de resposta para os regressores. Dessa forma, o que foi verificado pela média condicional é apenas um dos possíveis comportamentos de resposta em relação às variáveis preditoras. Essa abordagem

é conveniente, uma vez que, a média condicional é apenas uma das possíveis medidas de posição que representam a tendência de concentração dos dados observados.

Figura 2 – Coeficientes Estimados para a Curva de Phillips Salarial – jun./2000 a dez./2019  
Estimativa com a Taxa de Desemprego



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

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

Fonte: Elaboração própria.

Na Figura (2), nós plotamos os coeficientes estimados para os percentis de  $\tau$  e acrescentamos os coeficientes estimados na média condicional para facilitar a comparação entre as estimações.<sup>14</sup> Notemos que o eixo das abscissas refere-se ao valor de  $\tau$  considerado na estimativa quantílica, uma vez que para esse método os resultados estão em função dele. Quanto mais baixo seu valor, maior o peso aos resíduos negativos e o oposto também é verdadeiro. No eixo das ordenadas estão os respectivos efeitos marginais identificados. A intuição dos resultados obtidos, como destacado por Chortareas, Magonis e Panagiotidis (2012), é que um parâmetro estimado em um quantil  $\tau$  específico será interpretado como a mudança na inflação salarial causada por uma alteração de um por cento na variável preditora associada a ele, quando aquela está localizada nesse quantil da distribuição (e não na média condicional como pela estimativa anterior).

<sup>14</sup> Os coeficientes referentes às extremidades da distribuição não estão apresentados na Figura (1) por apresentarem erros padrão mais elevados que atrapalham a apresentação gráfica.

Podemos notar, na Figura (2), a relação heterogênea identificada nos efeitos marginais obtidos para a estimativa quantílica da curva de Phillips salarial em que consideramos a taxa de desemprego em nível. Entre os principais resultados, podemos destacar:

Deslocamentos do intercepto da curva de Phillips salarial, claramente fora do intervalo de confiança da estimativa na média condicional ao observar os quantis mais distantes da mediana. A implicação da volatilidade identificada no intercepto é a sugestão de que ajustes salariais em direção à cauda superior da distribuição, ou seja, ajustes mais elevados dos salários, podem estar ocorrendo sob a influência de determinantes que não foram considerados como variáveis preditoras no nosso modelo de forma explícita. Entretanto, ajustes medianos ou, em geral, mais baixos, são mais sensíveis às variáveis consideradas.

Assim como o intercepto sugeriu, podemos notar que o componente inercial tem bastante influência na inflação de salários, especialmente na determinação das taxas de crescimento medianas, ou ajustes mais baixos, nos salários nominais. Contudo, a contribuição desse determinante apresenta uma inclinação descendente, deixando de ser significativo estatisticamente no quantil  $\tau = 0,95$ . Esse resultado está sugerindo que os ajustes mais intensos observados nos salários podem não estar sendo explicados de forma satisfatória pela trajetória passada de ajuste.

O mesmo vale para o componente prospectivo. Porém, este foi significativo apenas na extremidade inferior da distribuição condicional. Esse resultado aponta que as expectativas dos agentes, capturadas pela nossa *proxy*, têm influenciado a taxa de crescimento do salário nominal apenas em momentos de ajustes salariais mais baixos.<sup>15</sup> Uma possível explicação para esse resultado é o fato da maior rigidez salarial em relação à volatilidade e a velocidade de formação das expectativas. Dessa forma, em momentos de ajustes mais baixos dos salários, tende a haver uma maior estabilidade nos preços da economia e conseqüentemente uma maior estabilidade nas expectativas. Isso faz com que elas se estendam tempo suficiente para que possam ser identificadas nos ajustes salariais. Assim como nós, Bonam,

---

<sup>15</sup> Resultados similares foram identificados nas estimativas que levaram em consideração a variável CM, porém, como ela não apresentou significância estatística optamos por não as apresentar.

Haan e Limbergen (2018) encontram evidências da dominância da inércia na previsão da taxa de crescimento dos salários nominais, em relação ao termo prospectivo do índice de preços, para a Alemanha, Espanha, França, Holanda e Itália.

Por fim, o regressor para a taxa de desemprego apresentou uma tendência oposta às demais variáveis preditoras. A partir da mediana condicional ele tornou-se significativo estatisticamente e sua intensidade, em módulo, eleva-se em direção à cauda superior. Tal resultado sugere que, ajustes salariais pouco elevados não são sensíveis a um desemprego mais elevado. A intuição é que, de forma geral, vai haver um ajustamento mínimo do salário nominal baseado na inflação de preços e na inércia dos salários e mesmo que, o desemprego aumente, este ajuste não tende a diminuir. Contudo, acima da mediana condicional, há uma mudança nessa relação e observamos que taxas de crescimento do salário nominal mais elevadas são fortemente impactadas pela taxa de desemprego. Em outras palavras, acima da mediana condicional encontramos uma curva de Phillips salarial mais inclinada. Dessa forma, espera-se que um ajuste salarial mais elevado do que o comum (ajustes acima da mediana condicional), seja fortemente influenciado pela taxa de desemprego da economia.

Generalizando os resultados para comparações com curvas de Phillips com índices de preços, uma vez que ainda não há trabalhos com o método de regressão quantílica para curvas de Phillips salariais. Chortareas, Magonis e Panagiotidis (2012), para a Zona do Euro, identificaram uma inclinação descendente para o componente inercial, sugerindo que com a inflação baixa o componente retrospectivo é mais significativo, mas que vai perdendo significância para níveis mais elevados da inflação. Resultado similar ao que observamos no presente estudo para a inflação salarial brasileira.

Contudo, para o efeito marginal atribuído às expectativas, Chortareas, Magonis e Panagiotidis (2012), e Boz (2013), para a Turquia, encontram evidências de que o efeito marginal é ascendente, elevando-se de intensidade em direção a cauda superior da distribuição. Logo, taxas de inflação de preços mais elevadas são fortemente influenciadas pelas expectativas. Podemos notar que, para a inflação de salários, nossos resultados seguem outra lógica, sugerindo que as expectativas

são significativas apenas nos quantis inferiores da distribuição condicional. Os autores utilizam como medida para o custo marginal das firmas o hiato do produto, em lugar da taxa de desemprego que empregamos. Contudo, também identificaram um ganho de significância nesse regressor à medida que se elevam os quantis condicionais.

### 4.3 Parâmetros Variantes no tempo

Dada a constatação do comportamento heterogêneo nos regressores, é de interesse identificarmos a posição da inflação salarial na distribuição condicional. Com isso, podemos entender melhor os momentos em que a estimativa quantílica está sugerindo que houve deslocamentos e mudanças significativas nos efeitos marginais atribuídos aos regressores pela curva de Phillips salarial.

Wolters (2012) sugere um procedimento para realizarmos essa identificação. Este procedimento consiste em calcular os valores ajustados para a taxa de crescimento do salário nominal,  $\pi_t^w(\tau)$ , para  $\tau \in (0,1)$ . Em seguida, para cada observação, escolhe-se o quantil  $\tilde{\tau}_t$  que minimiza a diferença quadrática entre os valores ajustados  $\pi_t^w(\tau)$  e os valores observados  $\pi_t^w$ . Os quantis escolhidos representam a posição da inflação salarial na distribuição condicional.<sup>16</sup> Determinada tal posição, podemos decompor os desvios da inflação salarial ( $\pi_t^w$ ) dos valores preditos pela estimação da curva de Phillips salarial Linear Eq. (1) ( $\pi_t^w - \hat{\pi}_t^w$ ), em termos das variações nas variáveis explicativas acrescidas de um termo de erro ( $\varepsilon_t$ ). Algebricamente, podemos expressar o procedimento por:

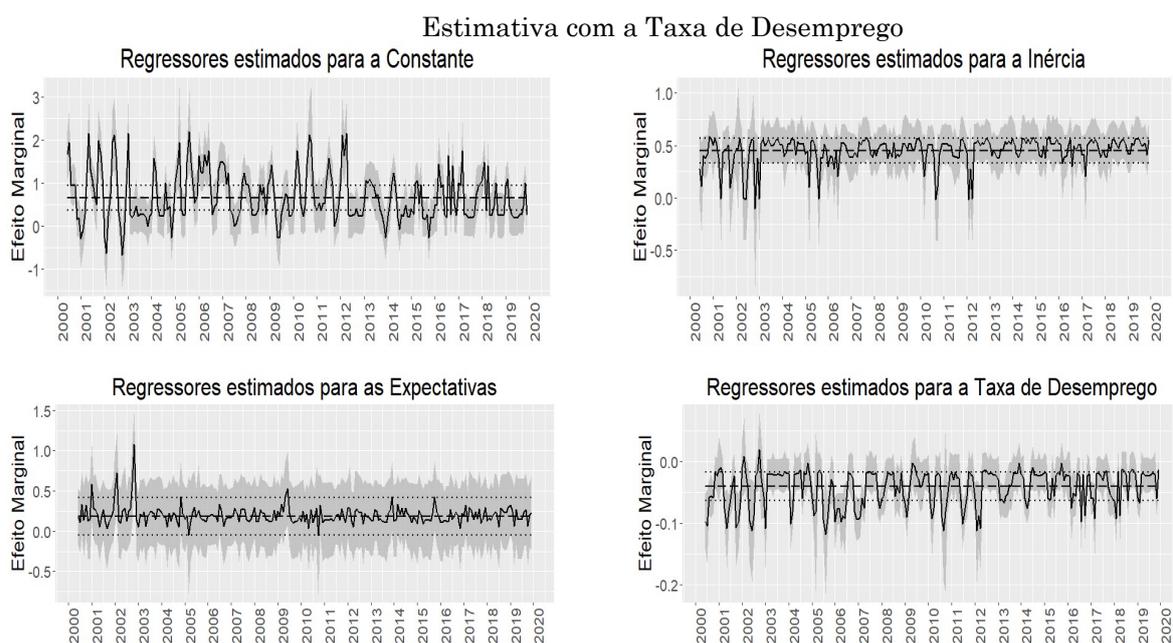
$$\pi_t^w - \hat{\pi}_t^w = [\rho(\tau) - \rho]\pi_{t-1}^w + [\gamma(\tau) - \gamma]\pi_t^e + [\phi(\tau) - \phi]s_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que  $\rho$ ,  $\gamma$  e  $\phi$  são as estimativas lineares obtidas na Eq. (1) e  $\rho(\tau)$ ,  $\gamma(\tau)$  e  $\phi(\tau)$  são as estimativas dos coeficientes preditas pela regressão quantílica no quantil que minimiza a diferença quadrática ( $\tilde{\tau}_t$ ). Como nesse quantil o termo de erro calculado ( $\varepsilon_t$ ) é próximo de zero, para cada tempo  $t$ , temos que  $\pi_t^w \approx \pi_t^w(\tilde{\tau}_t)$ . Dessa forma, podemos identificar o efeito marginal atribuído a cada regressor que melhor aproxima a predição da taxa de inflação salarial observada em cada mês.

<sup>16</sup> Para aplicarmos o procedimento de Wolters (2012), mapeamos a distribuição condicional por meio do percentil de tau ( $\tau \in \{0.01, 0.02, 0.03, \dots, 0.97, 0.98, 0.99\}$ ).

Na Figura (3), podemos observar a sugestão dos respectivos efeitos para o período analisado. Podemos notar que os impactos heterogêneos significativos ao longo do período estão bem caracterizados em 2001 a 2003, 2005 a 2007 e 2010 a 2012.<sup>17</sup> O primeiro período é marcado, sobretudo, por dois efeitos distintos: inicialmente, temos a adaptação dos agentes às mudanças ocorridas no regime macroeconômico, como a política de câmbio flutuante e o regime de metas de inflação. Posteriormente, a literatura sugere que as instabilidades decorrem, especialmente, devido ao descolamento das expectativas dos agentes em relação à continuidade da política macroeconômica que havia sido implementada. A principal razão deve-se às eleições de 2002 que poderiam representar uma mudança significativa na tomada de decisão governamental.

Figura 3 – Coeficientes Variantes no Tempo para a Curva de Phillips Salarial – Período: jun./2000 a dez./2019



As linhas pontilhadas denotam um intervalo de confiança de 95% para o estimador na média condicional (GMM).  
A área hachurada representa o intervalo de confiança de 95% para os estimadores em quantis.

Fonte: Elaboração própria.

No período intermediário (2005 e 2007) houve uma forte apreciação cambial, como destacado por Luporini e Souza (2016), devido a uma combinação na conjuntura de abundância de capitais externos com o forte ciclo de demanda por

<sup>17</sup> Entenda como significativos que se encontram fora do intervalo de confiança da estimativa linear.

*commodities* e alta dos seus preços. Por fim, o terceiro período, conforme destacado por Pastore, Gazzano e Pinotti (2014) e Moreira, Souza e Ellery (2013), há uma administração mais tolerante à inflação, por parte do BCB, do que era verificada nas administrações de Armínio Fraga e Henrique Meirelles. Note que a relação entre os três períodos pode ser uma menor previsibilidade na inflação de preços da economia, mesmo que por razões distintas.

O efeito marginal do componente inercial é, em geral, menor nos momentos supracitados. Esse resultado sugere que, em períodos de maiores dúvidas quanto ao rumo da inflação geral de preços, o reajuste do salário nominal possui uma menor relação com o ajuste passado. O efeito marginal atribuído ao componente prospectivo é claramente superior ao identificado pela média condicional no primeiro período. Esse resultado sugere que em momentos de menor previsibilidade as expectativas são repassadas mais fortemente nos preços. No entanto, para os demais períodos os efeitos marginais atribuídos a esse regressor encontram-se dentro do intervalo de confiança da estimativa linear. Quanto à inclinação da curva de Phillips salarial, dada pelo regressor referente à taxa de desemprego, podemos dizer que a correlação negativa entre ela e a taxa de crescimento dos salários nominais é, em geral, mais elevada nesses períodos.

Em 2016 e 2017, os efeitos marginais atribuídos sugerem efeitos heterogêneos mais sutis do que os supracitados. Contudo, eles podem ser atribuídos devido a uma conjuntura econômica mais instável que leva a uma menor previsibilidade da inflação geral de preços. Período, inclusive, de *impeachment* da presidente Dilma Rouseff.

Embora, claramente, a inclinação da curva de Phillips apresente bastante volatilidade, há indícios de que pode estar havendo uma redução na correlação entre a taxa de desemprego doméstica e a taxa de crescimento dos salários nominais nos últimos anos. Notemos, que de 2012 ao final do período, aumenta a frequência em que o efeito marginal atribuído a esse regressor fica próximo do intervalo inferior, em módulo, da estimativa por GMM. Contudo, a *proxy* para a taxa de desemprego sugere uma tendência de redução em seu nível até 2015. E, após 2015 uma elevação significativa, se mantendo em um patamar de desemprego mais elevado em relação ao resto do período até o final de 2019.

Conforme destacado por Medeiros, Portugal e Aragón (2017b) a redução da inclinação da curva de Phillips tem sido um fenômeno observado em várias economias. Os principais argumentos que corroboram com esse resultado, segundo Borio e Filardo (2007), seriam uma inflação, de forma geral, mais controlada nas economias e as mudanças nas relações de produção após a globalização.<sup>18</sup> A intuição é que o aumento do comércio exterior e a abertura do mercado de trabalho reduzem os efeitos das flutuações domésticas. Uma maior escassez de mão-de-obra, por exemplo, pode ser suprida por fatores internacionais com uma facilidade superior ao que se observava há 20 anos.

Assim como nossos resultados sugerem uma redução na inclinação para a Curva de Phillips Salarial da economia brasileira nos últimos anos. Bonam, Haan e Limbergen (2018) identificaram, ao estimar Curvas de Phillips salariais com parâmetros variantes, que a correlação entre desemprego e a taxa de crescimento dos salários nominais enfraqueceu para a Alemanha, Holanda e França.<sup>19</sup>

## 5 ANÁLISE DE ROBUSTEZ

Nas estimações acima, nós consideramos algumas séries com período estendido pela metodologia de retropolação apresentada por Ottoni e Barreira (2016) para ampliarmos o horizonte temporal da análise.

Para verificar a robustez propomos realizar mais duas estimações secundárias: a primeira com período restrito aos dados da PME, entre março de 2002 e fevereiro de 2016; e a segunda, empregaremos as séries que utilizamos no trabalho principal, no entanto, no período restrito apenas aos dados da PNADc, entre março de 2012 a dezembro de 2019. Observe que cada especificação possui um objetivo específico. Com a primeira, teremos uma estimação com séries alternativas para o desemprego e renda nominal, uma vez que ocorrem mudanças significativas na metodologia entre a PME e a PNADc. Com a segunda, esperamos

---

<sup>18</sup> Muitos autores corroboram esses argumentos para mudanças observadas na inclinação da Curva de Phillips como Ball et al. (1988), Kuttner e Robinson (2010), Çiçek (2012), Ascari e Sbordone (2014) e outros.

<sup>19</sup> Bonam, Haan e Limbergen (2018) encontraram uma menor correlação entre a taxa de crescimento dos salários e o desemprego quando empregada a variável de hiato do desemprego.

encontrar intensidades inferiores para a inclinação da Curva de Phillips Salarial, tanto na média condicional, quanto nos quantis, uma vez que a estimativa se refere a um período em que os resultados sugeriram uma menor compensação entre a taxa de desemprego e a inflação salarial.

Para o período restrito à PME, seguiremos Medeiros, Portugal e Aragón (2017b) e consideramos para a taxa de desemprego ( $u_t$ ), a taxa de desemprego aberto de 30 dias calculado pelo IBGE para as regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre, como uma *proxy* da taxa de desemprego no Brasil. E, para a inflação salarial,  $\pi_t^w$ , mantivemos a representação pela variação percentual da Renda Nominal entre o período  $t$  e  $t-1$ . Contudo, definimos como renda nominal o rendimento médio nominal do trabalho principal, habitualmente recebido por mês, pelas pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência, por regiões metropolitanas. Optamos por manter a suavização por média móvel com janela de 4 meses para as duas séries, uma vez que a não suavização poderia influenciar de forma negativa na comparação com a estimação principal.<sup>20</sup>

Tabela 4 – Estimativa de Robustez com as Séries de Renda Nominal e Taxa de Desemprego obtidas a partir da PME – ago./2002 a fev./2016

|         | $\gamma$ - Expectativas para o INPC |                   |                |                    | $\gamma$ - Expectativas para o IPCA |                   |                |                    |
|---------|-------------------------------------|-------------------|----------------|--------------------|-------------------------------------|-------------------|----------------|--------------------|
|         | $\alpha$                            | $\rho$            | $\gamma$       | $\phi$             | $\alpha$                            | $P$               | $\gamma$       | $\phi$             |
| GMM     | 0.58***<br>(0.17)                   | 0.47***<br>(0.09) | 0.09<br>(0.15) | -0.04***<br>(0.01) | 0.53***<br>(0.17)                   | 0.46***<br>(0.09) | 0.26<br>(0.17) | -0.04***<br>(0.01) |
| Quantil |                                     |                   |                |                    |                                     |                   |                |                    |
| 0.05    | -0.99<br>(0.39)                     | 0.81***<br>(0.32) | 0.40<br>(0.37) | 0.03<br>(0.03)     | -0.88<br>(0.42)                     | 0.75**<br>(0.34)  | 0.33<br>(0.48) | 0.02<br>(0.04)     |
| 0.1     | -0.48<br>(0.43)                     | 0.76***<br>(0.24) | 0.26<br>(0.32) | 0.00<br>(0.03)     | -0.61<br>(0.42)                     | 0.81***<br>(0.25) | 0.45<br>(0.34) | 0.00<br>(0.03)     |
| 0.2     | 0.09<br>(0.31)                      | 0.49***<br>(0.17) | 0.35<br>(0.29) | -0.03<br>(0.02)    | 0.09<br>(0.38)                      | 0.51***<br>(0.19) | 0.26<br>(0.31) | -0.03<br>(0.02)    |
| 0.3     | 0.19<br>(0.28)                      | 0.64***<br>(0.18) | 0.14<br>(0.26) | -0.03<br>(0.02)    | 0.23<br>(0.28)                      | 0.59***<br>(0.17) | 0.15<br>(0.3)  | -0.03*<br>(0.02)   |
| 0.4     | 0.50*<br>(0.28)                     | 0.48***<br>(0.17) | 0.01<br>(0.24) | -0.04*<br>(0.02)   | 0.48*<br>(0.28)                     | 0.49***<br>(0.18) | 0.00<br>(0.25) | -0.04*<br>(0.02)   |

<sup>20</sup> As séries utilizadas na presente seção foram consideradas estacionárias pelos procedimentos apresentados na seção de descrição dos dados, entretanto, a quebra aditiva na tendência para a série de desemprego foi observada em novembro de 2013. O conjunto de instrumentos utilizados foram os mesmos: a primeira defasagem do termo retrospectivo e a primeira e segunda defasagem do componente prospectivo e da taxa de desemprego.

|      |                   |                   |                 |                    |                   |                   |                 |                    |
|------|-------------------|-------------------|-----------------|--------------------|-------------------|-------------------|-----------------|--------------------|
| 0.5  | 0.65***<br>(0.25) | 0.47***<br>(0.18) | -0.12<br>(0.25) | -0.04*<br>(0.02)   | 0.60**<br>(0.24)  | 0.51***<br>(0.18) | -0.11<br>(0.27) | -0.04*<br>(0.02)   |
| 0.6  | 0.69***<br>(0.24) | 0.48***<br>(0.15) | 0.05<br>(0.25)  | -0.04<br>(0.03)    | 0.66***<br>(0.21) | 0.47***<br>(0.14) | 0.11<br>(0.26)  | -0.04<br>(0.02)    |
| 0.7  | 0.60*<br>(0.33)   | 0.58***<br>(0.16) | -0.16<br>(0.2)  | -0.01<br>(0.03)    | 0.60**<br>(0.28)  | 0.53***<br>(0.13) | -0.08<br>(0.25) | -0.01<br>(0.03)    |
| 0.8  | 1.13***<br>(0.45) | 0.39***<br>(0.22) | -0.2<br>(0.33)  | -0.04<br>(0.04)    | 0.78*<br>(0.44)   | 0.46**<br>(0.23)  | 0.14<br>(0.35)  | -0.02<br>(0.03)    |
| 0.9  | 1.61***<br>(0.48) | 0.49<br>(0.31)    | -0.37<br>(0.33) | -0.07*<br>(0.04)   | 1.06*<br>(0.45)   | 0.60**<br>(0.28)  | 0.51<br>(0.47)  | -0.06**<br>(0.03)  |
| 0.95 | 1.65***<br>(0.33) | 0.37<br>(0.23)    | 0.13<br>(0.35)  | -0.08***<br>(0.03) | 1.64***<br>(0.41) | 0.36<br>(0.29)    | 0.12<br>(0.39)  | -0.08***<br>(0.03) |

Nota: \*\*\*Significativo a 1%. \*\*Significativo a 5%. \*Significativo a 10%.

Fonte: Elaboração Própria.

Empregamos uma *proxy* alternativa para as expectativas dos agentes dada pela mediana das expectativas no último dia do mês  $t$  para o mês  $t+1$ , para o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), para fins de comparação, uma vez que se trata do índice de referência do Conselho Monetário Nacional para o Regime de Metas de Inflação.

Na Tabela (4) apresentamos os principais resultados referentes à estimação em que levamos em consideração os dados da PME. Podemos observar que na média condicional, os coeficientes identificados sugerem uma contribuição significativa da persistência inflacionária e da taxa de desemprego na definição da inflação salarial. O componente de expectativas não foi significativo considerando as duas medidas. Quanto à intensidade, os efeitos marginais sugerem uma inclinação similar ao que foi identificado na média condicional considerando todo o período (-0.04) assim como um efeito similar para a inércia, próximo dos 0.45.

As estimativas quantílicas também sugerem resultados próximos aos identificados anteriormente, em que vemos uma perda de significância da inércia na extremidade superior da distribuição, indicando que as taxas mais elevadas de ajustes salariais têm pouca relação com o ajuste passado. Para a taxa de desemprego, foi apontada significância estatística na mediana condicional e suas proximidades em direção à cauda inferior (quantil 0.4 e 0.3), resultado que não tinha sido observado. Contudo, a tendência de uma elevação na intensidade desse regressor também é observada na extremidade superior da distribuição condicional. Esse resultado corrobora a hipótese de que a Curva de Phillips Salarial

é mais inclinada para ajustes mais elevados no salário nominal. O componente prospectivo não foi significativo na estimação quantílica considerando as duas *proxies*.

Na Tabela (5) apresentamos os principais resultados para as estimativas de robustez em que empregamos apenas as observações da PNADc. Podemos notar que o componente inercial tem sido o principal determinante da taxa de crescimento do salário nominal nos últimos anos. A inclinação da Curva de Phillips Salarial, dada pelo efeito marginal atribuído à taxa de desemprego, foi inferior, em módulo, ao que observamos em todas as outras estimativas. Em específico, a estimativa principal na média condicional, sugeriu o dobro da inclinação estimada para esse período. A regressão quantílica aponta uma maior significância desse regressor para os níveis mais elevados da inflação salarial  $\tau \geq 0.8$ . No entanto, também com intensidade inferior nessa extremidade da distribuição ao compararmos com os efeitos marginais da estimação com o período completo. As expectativas para o INPC não apresentaram significância estatística, contudo, ao utilizarmos as expectativas para o IPCA identificamos significância nos quantis  $\tau = \{0.1, 0.2\}$ .

Tabela 5 – Estimativa de Robustez com as Séries de Renda Nominal e Taxa de Desemprego no Período restrito à PNADc – mar./2012 a dez./2019

|         | $\gamma$ - Expectativas para o INPC |         |          |        | $\gamma$ - Expectativas para o IPCA |         |          |        |
|---------|-------------------------------------|---------|----------|--------|-------------------------------------|---------|----------|--------|
|         | $\alpha$                            | $\rho$  | $\gamma$ | $\phi$ | $\alpha$                            | $\rho$  | $\gamma$ | $\phi$ |
| GMM     | 0.33*                               | 0.63*** | 0.12     | -0.02* | 0.21                                | 0.66*** | 0.21     | -0.01  |
|         | (0.19)                              | (0.06)  | (0.19)   | (0.01) | (0.17)                              | (0.06)  | (0.14)   | (0.01) |
| Quantil |                                     |         |          |        |                                     |         |          |        |
| 0.05    | -0.07                               | 0.44*   | 0.13     | -0.01  | -0.56                               | 0.67*** | 0.40     | 0.02   |
|         | (0.61)                              | (0.26)  | (0.48)   | (0.03) | (0.43)                              | (0.19)  | (0.28)   | (0.02) |
| 0.1     | -0.06                               | 0.56*** | 0.25     | -0.01  | -0.47                               | 0.72*** | 0.54*    | 0.01   |
|         | (0.57)                              | (0.21)  | (0.5)    | (0.03) | (0.42)                              | (0.17)  | (0.32)   | (0.02) |
| 0.2     | -0.22                               | 0.65*** | 0.61     | -0.01  | -0.43                               | 0.77*** | 0.56**   | 0.01   |
|         | (0.47)                              | (0.18)  | (0.45)   | (0.03) | (0.33)                              | (0.17)  | (0.26)   | (0.02) |
| 0.3     | -0.05                               | 0.59*** | 0.35     | 0.00   | -0.03                               | 0.52*** | 0.37     | 0.00   |
|         | (0.34)                              | (0.12)  | (0.36)   | (0.02) | (0.3)                               | (0.15)  | (0.26)   | (0.02) |
| 0.4     | 0.02                                | 0.60*** | 0.38     | 0.00   | 0.04                                | 0.61*** | 0.25     | 0.00   |
|         | (0.31)                              | (0.12)  | (0.31)   | (0.02) | (0.27)                              | (0.14)  | (0.22)   | (0.02) |
| 0.5     | 0.18                                | 0.58*** | 0.20     | 0.00   | 0.01                                | 0.62*** | 0.28     | 0.01   |
|         | (0.35)                              | (0.15)  | (0.32)   | (0.02) | (0.29)                              | (0.15)  | (0.21)   | (0.02) |
| 0.6     | 0.46                                | 0.61*** | 0.02     | -0.02  | 0.29                                | 0.65*** | 0.15     | -0.01  |
|         | (0.36)                              | (0.17)  | (0.28)   | (0.02) | (0.33)                              | (0.15)  | (0.23)   | (0.02) |

|      |                  |                   |                |                   |                  |                   |                |                  |
|------|------------------|-------------------|----------------|-------------------|------------------|-------------------|----------------|------------------|
| 0.7  | 0.38<br>(0.38)   | 0.65***<br>(0.18) | 0.04<br>(0.31) | -0.01<br>(0.02)   | 0.24<br>(0.41)   | 0.74***<br>(0.19) | 0.14<br>(0.26) | -0.01<br>(0.02)  |
| 0.8  | 1.03**<br>(0.42) | 0.51***<br>(0.17) | 0.00<br>(0.37) | -0.06**<br>(0.03) | 0.89**<br>(0.43) | 0.60***<br>(0.2)  | 0.01<br>(0.31) | -0.05*<br>(0.03) |
| 0.9  | 0.89**<br>(0.37) | 0.55***<br>(0.13) | 0.36<br>(0.51) | -0.05**<br>(0.02) | 0.90**<br>(0.51) | 0.58***<br>(0.17) | 0.24<br>(0.46) | -0.05*<br>(0.03) |
| 0.95 | 0.93*<br>(0.5)   | 0.64***<br>(0.16) | 0.36<br>(0.65) | -0.06**<br>(0.03) | 0.77<br>(0.63)   | 0.73***<br>(0.17) | 0.39<br>(0.58) | -0.05<br>(0.03)  |

Nota: \*\*\*Significativo a 1%. \*\*Significativo a 5%. \*Significativo a 10%.

Fonte: Elaboração Própria.

Tais resultados corroboram com a hipótese de dominância da persistência inflacionária na previsão da inflação salarial. E com os indícios que identificamos de uma redução na inclinação da Curva de Phillips Salarial nos últimos anos. No entanto, devemos ressaltar que a redução do número de observações pode ser prejudicial, especialmente para o método de regressão quantílica, dessa forma os resultados desta seção devem ser interpretados como complementares.

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nesse estudo nós estimamos uma Curva de Phillips Salarial Brasileira para o período de metas de inflação. Para tanto, utilizamos o método de regressão quantílica em dois estágios para verificarmos não linearidades nos regressores. O uso desse método se dá em razão da presença de regressores endógenos na Curva de Phillips salarial e por permitir caracterizar os impactos heterogêneos das variáveis em diferentes pontos de uma distribuição.

Os resultados apontaram para uma relação negativa entre o desemprego e a taxa de crescimento dos salários nominais no período analisado. Isso significa que, um nível mais elevado de desemprego, assim como uma elevação do desemprego em relação ao seu nível natural, reduz o crescimento dos salários nominais previstos.

A pesquisa conclui que há uma persistência inflacionária na determinação do crescimento salarial e que quanto mais elevada as taxas de inflação salariais, mais inclinada é a Curva de Phillips Salarial. Ao analisarmos os impactos dos efeitos marginais heterogêneos, identificamos que pode estar havendo uma redução na correlação entre a taxa de desemprego observada e a taxa de

crescimento do salário nominal nos últimos anos. Além disso, nós observamos que o componente retrospectivo perde significância em períodos de menor previsibilidade da inflação de preços e, nesses momentos, as expectativas inflacionárias são mais impactantes. Esse resultado sugere que pode estar havendo mudanças na Curva de Phillips Salarial brasileira e que essas mudanças devem ser consideradas durante as elaborações de políticas econômicas no Brasil.

Nosso estudo abre portas para muitas possibilidades que se podem extrair para a análise de Curvas de Phillips Salariais para o Brasil. Como sugestão para futura pesquisa, pode-se investigar medidas mais amplas de desemprego, uma vez que a globalização pode estar modificando a dinâmica de *trade-off* doméstica. Adicionalmente, pode-se empregar medidas abrangentes para o subemprego conforme destacado por Bonam, Haan e Limbergen (2018). Em suma, o presente trabalho apresenta boas possibilidades para melhorias e desmembramentos de pesquisas.

## REFERÊNCIAS

ALBUQUERQUE, B.; BAUMANN, U. Will us inflation awake from the dead? the role of slack and non-linearities in the Phillips Curve. *Journal of Policy Modeling*, Elsevier, v. 39, n. 2, p. 247-271, 2017.

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.

AREOSA, W. D.; MEDEIROS, M. Inflation dynamics in Brazil: The case of a small open economy. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 27, n. 1, p. 131-166, 2007.

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

BALL, L. et al. The new keynesian economics and the output-inflation trade-off. *Brookings papers on economic activity*, JSTOR, v. 1988, n. 1, p. 1-82, 1988.

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.

BONAM, D.; HAAN, J. de; LIMBERGEN, D. V. Time-varying wage Phillips curves in the euro area with a new measure for labor market slack. *De Nederlandsche Bank Working Paper*, 2018.

BORIO, C. E.; FILARDO, A. J. Globalisation and inflation: New cross-country evidence on the global determinants of domestic inflation. *BIS working paper*, 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.

BULLIGAN, G.; VIVIANO, E. Has the wage Phillips curve changed in the euro area? *IZA Journal of Labor Policy*, Springer, v. 6, n. 1, p. 9, 2017.

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.

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

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

DALY, M. C.; HOBIJN, B. Downward nominal wage rigidities bend the phillips curve. *Journal of Money, Credit and Banking*, Wiley Online Library, v. 46, n. S2, p. 51-93, 2014.

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.

FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. *American Economic Review*. New York, v. 58, 1968.

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

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

GONÇALVES, G. M.; MEDEIROS, G. B.; ARAGÓN, E. K. S. B. *Curva de Phillips Novo-Keynesiana: uma abordagem de regressão quantílica* [mimeo]. Universidade Federal da Paraíba - PGE, João Pessoa, 2020.

GORDON, R. J. *The Phillips curve is alive and well: Inflation and the NAIRU during the slow recovery*. [S.l.], 2013.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1029-1054, 1982.

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.

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

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.

LUCAS, R. E.; SARGENT, T. J. *Rational expectations and econometric practice*. [S.l.]: University of Minnesota Press, 1981. v. 2.

LUPORINI, V.; SOUZA, F. E. P. A política cambial brasileira de facto: 1999-2015. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 46, n. 4, p. 909-936, 2016.

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

MANKIW, N. G.; REIS, R. Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the new keynesian phillips curve. *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. Endogeneity and nonlinearities in central bank of Brazil's reaction functions: an inverse quantile regression approach. *Empirical Economics*, v. 53, n. 4, p. 1503-1527, 2017.
- MEDEIROS, G. B.; PORTUGAL, M. S.; ARAGÓN, E. K. 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*, v. 16, n. 3, p. 475-500, 2012.
- MOREIRA, T.; SOUZA, G. S.; ELLERY, R. An evaluation of the tolerant to higher inflation rate in the short run by the brazilian central bank in the period 2001-2012. *Revista Brasileira de Economia*, v. 67, n. 4, 2013.
- MUINHOS, M. K. Inflation targeting in an open financially integrated emerging economy: The case of Brazil. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 34, n. 2, p. 269-296, 2004.
- NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. Hypothesis testing with efficient method of moments estimation. *International Economic Review*, JSTOR, p. 777-787, 1987.
- OTTONI, B.; BARREIRA, T. Metodologia de retroprojeção da pesquisa nacional por amostra de domicílios contínua de 1992 a 2012. *Nota Técnica do IBRE*, 2016.
- PASTORE, A.; GAZZANO, M.; PINOTTI, M. *Inflação e crises: o papel da moeda*. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2014. v. 1.
- PHELPS, E. S. Money-wage dynamics and labor-market equilibrium. *Journal of Political Economy*, v. 76, n. 4, Part 2, p. 678-711, 1968.
- PHILLIPS, A. W. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the united kingdom, 1861-1957 1. *Economica*, Wiley Online Library, v. 25, n. 100, p. 283-299, 1958.
- PORTUGAL, M. S.; MADALOZZO, R. C.; HILLBRECHT, R. O. *Inflation, unemployment and monetary policy in Brazil*. [S.l.]: Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2000.
- POWELL, J. L. The asymptotic normality of two-stage least absolute deviations estimators. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1569-1575, 1983.

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

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Rational expectations and the dynamics of hyperinflation. *International Economic Review*, JSTOR, p. 328-350, 1973.

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](http://www.economics.harvard.edu/faculty/stock/files/TestingWeakInstr_Stock\%2BYogo.pdf). Acesso em: 15 out. 2021.

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. S. Relações não lineares na curva de phillips: uma abordagem semi-paramétrica. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto-USP, v. 19, n. 4, p. 679, 2015.

VOGELSANG, T. J.; PERRON, P. Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time. *International Economic Review*, JSTOR, p. 1073-1100, 1998.

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

WOODFORD, M. *Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy*. [S.l.]: Princeton University Press, 2003.

**Autor correspondente:**

Gabriela Bezerra de Medeiros  
gabriela.bezerra@academico.ufpb.br

Recebido em: 13/11/2020

Aceito em: 13/07/2022