

Curva de Phillips Salarial Novo-Keynesiana para o Brasil: Novas evidências com dados regionais

Alessandro Augusto Costa Xavier¹  | Fábio Rodrigues de Moura² 

¹ Doutorando do Programa de Pós-Graduação em economia da UFJF. E-mail: augustoxav@hotmail.com

² Professor Doutor do Programa de Pós-Graduação da UFS. E-mail: fabiromoura@gmail.com

RESUMO

O presente trabalho tem como objetivo verificar empiricamente a Curva de Phillips Salarial Novo-Keynesiana (CPSNK) para o Brasil com o uso de dados estaduais. O suporte teórico é baseado na CPSNK desenvolvida por Galí (2011) e sua desagregação regional dentro de uma união monetária, conforme proposto por Levy (2019). A estratégia empírica utiliza-se de dados da PNADC e do Ipeadata entre o segundo trimestre de 2012 e o segundo trimestre de 2023, em uma estrutura de Vetores Autorregressivos em Painel com Método Generalizado de Momentos (PVAR-GMM). De acordo com os principais resultados, após um choque de 1 desvio-padrão no hiato da taxa de desemprego, observa-se uma diminuição significativa de -0,27 p.p. no crescimento dos salários nominais no primeiro trimestre, e em seguida um impacto mais acentuado de -0,89 p.p. no segundo trimestre. Posteriormente, a trajetória do crescimento salarial converge para sua trajetória de longo prazo, resultando em um impacto acumulado de -0,95 p.p. no crescimento salarial após oito trimestres.

PALAVRAS-CHAVE

CPSNK, Crescimento salarial, Taxa de Desemprego, PVAR-GMM, Estados

Phillips Wage Curve New-Keynesian for Brazil: New evidence with regional data

ABSTRACT

The present study aims to empirically verify the New Keynesian Wage Phillips Curve (NKWPC) for Brazil using state-level data. The theoretical framework is based on the NKWPC developed by Galí (2011) and its regional disaggregation within a monetary union, as proposed by Levy (2019). The empirical strategy employs data from PNADC and Ipeadata between the second quarter of 2012 and the second quarter of 2023, within a Panel Vector Autoregressive framework using the Generalized Method of Moments (PVAR-GMM). According to the main results, following a 1 standard deviation shock to the unemployment rate gap, a significant decrease of -0.27 percentage points is observed in nominal wage growth in the first quarter, followed by a more pronounced impact of -0.89 percentage points in the second quarter. Subsequently, the wage growth trajectory converges to its long-term path, resulting in a cumulative impact of -0.95 percentage points on wage growth after eight quarters.

KEYWORDS

NKWPC, Wage growth, Unemployment rate, PVAR-GMM, States

CLASSIFICAÇÃO JEL

E31, E24, C33

1. Introdução

A política monetária e fiscal reage às condições agregadas do mercado de trabalho para compensar seu impacto sobre os salários e os preços. Estimativas simples do coeficiente da curva de Phillips de salários com base em dados a nível nacional são provavelmente estimativas equivocadas do efeito causal do ciclo de negócios local sobre o crescimento dos salários (Levy, 2019).

Quando houver desvios locais do desemprego em relação ao desemprego natural e esses forem independentes, a política monetária agregada não poderá estabilizar o mercado de trabalho de cada estado. A curva de Phillips será identificável pela observação conjunta das taxas de desemprego locais e da inflação salarial local (Levy, 2019).

Nobrega et al. (2020) investigaram a relação entre taxa de desemprego e crescimento salarial para a economia brasileira no período de 2000 a 2016 por meio de dados agregados utilizando-se do referencial empírico da CPSNK. Os autores sugerem para trabalhos futuros a consideração de assimetrias no mercado de trabalho de cada estado, já que existe heterogeneidade na dinâmica do mercado de trabalho local, com os estados apresentando ciclos econômicos diferentes entre si.

No período de 2012 a 2023, a economia brasileira enfrentou não apenas os impactos de crises no comércio internacional e da crise sanitária da COVID-19, mas também questões intrínsecas à sua estrutura, como a heterogeneidade local que influenciou as dinâmicas no mercado de trabalho dos estados brasileiros. Além disso, durante esse período, a desaceleração do crescimento econômico foi observada, sendo atribuída a fatores globais desfavoráveis e ao aumento da intervenção governamental, em busca da mitigação de potenciais crises sociais e econômicas no país. Portanto, ao analisar as taxas de desemprego nacional, é essencial considerar as nuances e diferenças regionais nos regimes de salário e desemprego, a fim de compreender melhor o panorama econômico e de emprego no Brasil.

Isto posto, o presente trabalho tem como objetivo verificar empiricamente a CPSNK para a economia brasileira em um contexto regional com o uso de dados estaduais em um modelo PVAR-GMM. A amostra é formada a partir de dados da PNADC e dados do Ipeadata para o período que se inicia no segundo trimestre de 2012 até o segundo trimestre de 2023.

O presente estudo contribui de maneira significativa para a literatura da Curva de Phillips, enfocando a relevância da análise regional no contexto específico da economia brasileira. Enquanto estimativas tradicionais do coeficiente da Curva de Phillips são frequentemente baseadas em dados nacionais¹, este estudo avança ao considerar

¹Para uma análise mais detalhada sobre a estimação da curva de Phillips para a economia brasileira com dados agregados ver (Minella et al., 2003; Lima, 2003; Muinhos, 2004; Fasolo e Portugal, 2004; Alves e Areosa, 2005; Tombini e Alves, 2006; Schwartzman, 2006; Areosa e Medeiros, 2007; Correa e Minella, 2010; Areosa et al., 2011; Arruda et al., 2011; Tristão e Torrent, 2015; Machado e Portugal,

a heterogeneidade do mercado de trabalho nos estados brasileiros e suas dinâmicas individuais. Contrariamente à abordagem agregada, que pode obscurecer assimetrias e diferenças de regimes, a presente pesquisa adota uma perspectiva mais refinada, incorporando dados estaduais em um modelo PVAR-GMM. Essa abordagem possibilita a superação de armadilhas de endogeneidade e permite a análise de como fatores regionais podem afetar a relação entre salário e desemprego, conforme observado na Curva de Phillips. Em um período marcado por desafios econômicos e intervenções governamentais no Brasil, a investigação das implicações regionais na dinâmica dos salários e desemprego oferece uma visão mais completa e realista do cenário econômico. A relevância deste estudo reside na identificação das diferenças regionais como elementos fundamentais na compreensão das interações entre política monetária, mercado de trabalho e inflação salarial.

Além desta introdução, este trabalho possui mais quatro seções. A segunda seção traz a revisão da literatura empírica. A terceira seção descreve os procedimentos metodológicos e os dados utilizados no modelo. Os resultados e a discussão são apresentados na quarta seção. Por fim, a quinta seção contém as considerações finais.

2. Revisão da literatura empírica

2.1 Curva de Phillips agregada

O primeiro trabalho a propor uma relação causal entre crescimento salarial e taxa de desemprego foi elaborado por Phillips (1958). O economista neozelandês encontrou evidências estatísticas de uma possível relação inversa entre taxa de desemprego e crescimento salarial para o Reino Unido.

Em seguida, surgiram novas iterações da curva de Phillips, a exemplo da abordagem de Samuelson e Solow (1960), que adaptou a curva à economia norte-americana, deslocando o enfoque do trade-off para a inflação de preços. Todavia, essa perspectiva foi alvo de questionamento por parte de Friedman (1968) e Phelps (1968), os quais ressaltaram a relevância das expectativas dos agentes econômicos na dinâmica inflacionária.

Nesse contexto, a concepção da curva de Phillips passou por aprimoramentos graças às contribuições de diversos acadêmicos. Roberts (1995) enfatizou a importância da rigidez nominal de preços e salários na modelagem da curva de Phillips. Paralelamente, Galí e Gertler (1999) desenvolveram um modelo macroeconômico abrangente que incorpora expectativas racionais e fricções nominais, resultando na criação da Curva de Phillips Novo-Keynesiana (CPNK).

Por sua vez, Mankiw e Reis (2002) ressaltaram a influência das expectativas de inflação na curva de Phillips e o papel das políticas monetárias em ancorar essas expectativas. Woodford e Walsh (2005) exploraram a interação entre a curva de Phillips

e a política monetária, concentrando-se na importância das regras de política ótimas para o controle da inflação. Além disso, Cogley e Sbordone (2006) destacaram a relevância de incorporar variáveis observáveis e medidas de expectativas na modelagem da curva de Phillips.

A pesquisa conduzida por Galí (2011) revela uma notável lacuna presente na literatura empírica no que diz respeito ao modelo novo-keynesiano para oferecer uma explicação abrangente acerca dos padrões observados na inflação salarial nos Estados Unidos. Ao suprir essa lacuna de conhecimento, o autor sugere a adoção da CPSNK, a qual estabelece uma relação entre as taxas de inflação salarial, os índices de desemprego e incorpora a noção de indexação salarial à inflação pregressa. Os resultados obtidos por meio dessa análise indicam que o modelo novo-keynesiano demonstra ser apropriado para esclarecer a dinâmica subjacente à evolução dos salários nos Estados Unidos. Além disso, enfatiza-se a relevância primordial das expectativas mantidas pelos agentes econômicos, bem como o papel desempenhado pela taxa de desemprego, ambos exercendo um papel crucial na determinação dos padrões de inflação salarial.

O estudo conduzido por Nobrega et al. (2020) juntamente com a pesquisa de Campos et al. (2010) têm contribuições significativas para o aprofundamento da compreensão sobre a inter-relação entre a inflação salarial e a taxa de desemprego no contexto brasileiro. Nobrega et al. (2020) investigaram o período compreendido entre o primeiro trimestre de 2000 e o último trimestre de 2016, revelando a presença de dois regimes markovianos distintos. No primeiro regime, ocorreu um questionamento da validade da curva de Phillips, enquanto, no segundo regime, a existência de um trade-off entre desemprego e inflação salarial foi confirmada. Esses resultados ressaltam a importância do ciclo econômico como um fator determinante na transição entre esses regimes.

Em paralelo, o estudo conduzido por De Campos et al. (2010) adotou o modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) para examinar a relação entre salários e desemprego. A análise abrangeu dois períodos distintos, a saber, janeiro de 1991 a dezembro de 2002 e janeiro de 2001 a junho de 2009. Nesses intervalos, observou-se um trade-off entre inflação salarial e desemprego no curto prazo. Essa abordagem de VAR permitiu uma análise mais detalhada das dinâmicas dessas variáveis ao longo do tempo, evidenciando a relevância das interações entre inflação salarial e desemprego em diferentes conjunturas econômicas.

Outra contribuição relevante veio por meio do trabalho de Oliveira e Feijó (2015), que também utilizaram o modelo VAR para investigar as implicações da Curva de Phillips Novo Keynesiana Híbrida (CPNKH). Ao considerar dados desde o primeiro trimestre de 1995 até o terceiro trimestre de 2014, os autores destacaram a existência de uma troca entre a inflação de preços e o desemprego, considerando regimes markovianos. Adicionalmente, variáveis exógenas como taxa de câmbio, taxa de juros Selic e crescimento do PIB foram incorporadas à análise, ampliando a compreensão das influências externas sobre a dinâmica dessas variáveis econômicas.

Uma abordagem complementar foi adotada por Sachsida et al. (2017), que examinaram os efeitos de choques cambiais na análise da CPNK. Através de simulações e análises de dados mensais entre março de 2002 e março de 2011, os pesquisadores evidenciaram que o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), representando a inflação de preços, demonstrou respostas específicas em relação a choques na taxa de desemprego e nas expectativas de inflação. Essa análise apontou para um cenário complexo de interações entre variáveis econômicas-chave, enfatizando as nuances na dinâmica da relação entre inflação salarial e desemprego.

Na trajetória de desenvolvimento da teoria da Curva de Phillips ao longo do tempo, observa-se um contínuo aperfeiçoamento das abordagens com o propósito de compreender a intrincada relação entre a taxa de desemprego e as variações nos níveis salariais e de preços, com uma ênfase inicialmente concentrada na inflação de preços. No entanto, à medida que os avanços na coleta de dados se tornaram disponíveis, houve uma crescente consideração da dimensão regional subjacente à curva, impulsionando a investigação da hipótese de que uma Curva de Phillips regional pode apresentar uma inclinação mais acentuada.

2.2 Curva de Phillips desagregada

A abordagem da curva de Phillips com dados desagregados, particularmente quando aplicada em níveis regionais, tem ganhado crescente relevância em estudos recentes no campo da economia. Essa metodologia permite uma análise mais aprofundada das relações entre inflação e desemprego, levando em consideração as particularidades e dinâmicas específicas de diferentes regiões.

Em termos de produção nacional, há poucos trabalhos que consideram a desagregação com dados regionais para a estimação da curva de Phillips. Dentre eles, desataca-se o artigo de Sachsida (2009): “Reexaminando a curva de Phillips brasileira com dados de seis regiões metropolitanas”. O autor estima uma curva de Phillips utilizando um painel com dados empilhados para seis regiões metropolitanas brasileiras. A especificação da curva de Phillips utilizada tem a seguinte representação:

$$\pi_{it} = \alpha_i + \beta_1 \pi_{it-1} + \beta_2 E_t \pi_{it+1} + \beta_3 x_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

em que π_{it} representa a taxa de inflação da região i no período t , π_{it-1} representa a taxa de inflação no período antecedente, $E_t \pi_{it+1}$ é a expectativa em t para a taxa de inflação na região i para o período seguinte, x_{it} representa o custo marginal da empresa² na região i , e ε_{it} é o termo de erro sendo independente e identicamente distribuído (i.i.d.).

Após os resultados econométricos, o autor conclui que a soma dos coeficientes da

²O autor adota como proxy a taxa de desemprego aberto para o custo marginal, que era divulgada pelo IBGE na extinta Pesquisa Mensal de Emprego (PME).

expectativa de inflação e da inflação passada foi igual à unidade, confirmando a hipótese proposta por Blanchard e Galí (2007). O autor destaca que o coeficiente associado à expectativa de inflação para o período seguinte apresentou importância muito superior ao coeficiente associado à inflação passada, além da taxa de desemprego não aparentar ser um determinante para a inflação. Segundo o autor, o artigo foi inovador ao considerar a nova metodologia de cálculo do desemprego, utilizando dados fornecidos pelo IBGE a partir de 2002. No entanto, o autor ressalta que o período de março de 2002 a fevereiro de 2009 é curto para estimações econométricas. Cabe destacar que a *proxy* utilizada para o termo de expectativa de inflação para o período seguinte está sujeita a ressalvas, já que o autor utilizou a inflação nacional para o período atual, não desagregando essa variável para as seis regiões metropolitanas.

No contexto de estudos internacionais, há uma ampla gama de pesquisas que se dedicam à estimativa de Curvas de Phillips desagregadas. Esses trabalhos abordam a dinâmica da relação entre inflação e desemprego em níveis mais detalhados, considerando diferentes regiões, setores ou outros fatores específicos.

Kumar e Orrenius (2016) analisaram dados dos 50 estados americanos e estimaram uma versão da wage-price Phillips curve para o período de 1982 a 2013. Os autores encontraram evidências da não linearidade da curva de Phillips, em que quedas na taxa de desemprego em relação à sua média exercem pressão salarial acima da média histórica. Além disso, os autores apontam que a taxa de desemprego de curto prazo possui alta relação com o crescimento médio e mediano dos salários, entretanto a mesma relação não é verificada para o desemprego de longo prazo.

Babb e Detmeister (2017) utilizaram dados desagregados de 23 regiões metropolitanas dos Estados Unidos (Metropolitan Statistical Area) para comparar os resultados frente a uma estimação da curva de Phillips com dados agregados. Os autores não puderam rejeitar a não linearidade na curva de Phillips a nível agregado. Também observaram que nos resultados com dados desagregados a inclinação da Curva de Phillips é aproximadamente o dobro quando o desemprego está em 4,5% do que quando está em 7,5%.

Beraja et al. (2019) estimaram a CPSNK com dados desagregados e agregados para os Estados Unidos. O modelo da CPSNK foi o mesmo para os dois tipos de dados, em que a hipótese a ser testada pelos autores é a de que os coeficientes poderiam ser diferentes em relação à equação representativa da CPSNK. Após os resultados, os autores concluíram que a hipótese não pode ser rejeitada, sinalizando que a variabilidade dos dados desagregados permite encontrar relações significativas de causalidade entre as variáveis explicativas da CPSNK e o crescimento nominal dos salários nos Estados Unidos.

McLeay e Tenreyro (2020) explicam que a inflação segue um processo estatístico exógeno, em que a curva de Phillips será dificilmente identificada com dados agregados, já que os bancos centrais tendem a minimizar as perdas de bem-estar,

considerando-se os desvios da inflação e do produto em relação às suas respectivas metas, sujeitas à restrição da curva de Phillips. Tendo em vista esse mecanismo, os bancos centrais estabelecem uma regra ótima para a política monetária, interferindo quando o produto está abaixo do produto natural, com esforços para aumentar a inflação até que o nível de produto se iguale ao produto natural.

Hazell et al. (2022) mapearam estimativas regionais para a inclinação da curva de Phillips agregada utilizando um modelo Novo-Keynesiano multirregional. O modelo utilizado pelos autores expõe que a inclinação da curva de Phillips agregada é igual à inclinação da curva de Phillips regional para bens não comercializáveis. Segundo os autores, a estimação com dados regionais difere quando se consideram os efeitos do regime monetário no longo prazo. A especificação empírica deve levar em conta a persistência das flutuações do desemprego para produzir uma estimativa da inclinação da curva de Phillips consistente.

É possível observar a partir da literatura discutida que há uma tentativa de nova abordagem empírica para a curva de Phillips. Ao considerar uma desagregação de dados a nível estadual ou de regiões metropolitanas, os autores permitem que suas especificações admitam uma maior volatilidade para os dados, implicando em uma inferência mais robusta e, em geral, encontrando curvas de Phillips em nível regional significativamente inclinadas. Cabe destacar que foram consideradas especificações diferentes para a inflação, como a inflação salarial e a inflação de preços e *proxies* para a taxa de desemprego. Dado essa nova abordagem empírica para a estimação da curva de Phillips, cabe realizar uma investigação de como os dados regionais, com as suas idiosincrasias a nível estadual, podem explicar, por hipótese, uma curva de Phillips íngreme para o Brasil.

3. Métodos e dados

3.1 A Curva de Phillips de salário Novo-Keynesiana Regional

Neste estudo, admite-se a CPSNK com base no trabalho de Galí (2011) e a sua reformulação para a desagregação de dados para muitas regiões em uma união monetária, conforme Levy (2019). A equação geral é dada por:

$$\pi_{jt}^w = \alpha + \beta_1 E_t \pi_{j,t+1}^p + \beta_2 h_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

em que π_{jt}^w representa o crescimento nominal dos salários no estado j no período t . Uma vez que não há uma medida de expectativa para os salários no período subsequente, propõe-se utilizar a expectativa de preços agregada $E_t \pi_{j,t+1}^p$ como *proxy*, admitindo-se que a expectativa de preços em nível nacional afeta os salários em nível estadual, ε_{jt} é o termo de erro, sendo i.i.d. Além disso, propõem-se cinco medidas diferentes para estimar o custo marginal das firmas, representado por h_{jt} : i) o hiato da taxa de desemprego, h_{jt}^u ; ii) o hiato do produto, h_{jt}^p ; iii) o hiato da taxa de desocupação

de longo prazo, h_{jt}^uL ; iv) o hiato da taxa de desocupação de curto prazo, h_{jt}^uS ; v) uma medida da taxa de desemprego convexa, u_{jt}^C . Por fim, admite-se também uma medida alternativa para o crescimento salarial, dada pelo crescimento dos salários por hora, π_{jt}^{hw} .

3.2 Vetores Autorregressivos em Painel com Método Generalizado de Momentos (PVAR-GMM)

Holtz-Eakin et al. (1988) desenvolveram o modelo autorregressivo vetorial em painel (PVAR), uma abordagem analítica que se destaca por sua capacidade de capturar as interações dinâmicas entre múltiplas séries temporais observadas em diferentes unidades ou painéis. Sigmund e Ferstl (2021) ampliam o método PVAR, admitindo a seguinte forma geral:

$$y_{jt} = \sum_{l=1}^p \alpha_l y_{j,t-l} + \eta_j + D\lambda_{jt} + F\theta_{jt} + v_{jt} \quad (3)$$

em que y_{jt} é um vetor $m \times 1$ de variáveis endógenas, η_j é um vetor $m \times 1$ de efeitos individuais fixos não observáveis, α_l é uma matriz $m \times m$ de coeficientes com p lags, λ_{jt} é um vetor de variáveis predefinidas que podem apresentar correlação potencial com erros passados, θ_{jt} é um vetor de variáveis estritamente exógenas que não dependem de v_{jt} nem dos seus valores passados, v_{jt} é um vetor $m \times 1$ de erros idiossincráticos com média zero e matriz de covariância $v_{jt}v_{jt}' = \Sigma$.

Para estimar a Curva de Phillips Salarial Novo-Keynesiana desagregada para os estados brasileiros, propõem-se duas especificações PVAR com diferentes medidas de hiato:

$$y_{jt}^u = \sum_{l=1}^p \alpha_l y_{j,t-l}^u + \eta_j + F\theta_{jt} + v_{jt} \quad (4)$$

$$y_{jt}^p = \sum_{l=1}^p \alpha_l y_{j,t-l}^p + \eta_j + F\theta_{jt} + v_{jt} \quad (5)$$

em que $y_{jt}^u = [\pi_{jt}^w, E\pi_{t+1}^p, h_{jt}^u]$ utiliza o hiato do desemprego e $y_{jt}^p = [\pi_{jt}^w, h_{jt}^p]$ utiliza o hiato do produto. O vetor θ_{jt} contém *dummies* sazonais trimestrais, com o intuito de controlar variações recorrentes ao longo do ano, como flutuações sazonais nas vendas e atividades econômicas. O controle de sazonalidade é importante para isolar os efeitos de interesse das influências sazonais, tornando a análise estatística mais robusta e informativa.

A presença de heterogeneidade não observada entre as unidades estaduais, η_j , levanta uma questão importante de como modelar os efeitos fixos individuais. De acordo

com Love e Zicchino (2006), uma vez que η_j está correlacionado com as variáveis endógenas defasadas em um PVAR, faz-se necessário utilizar um estimador consistente que elimine essa correlação. Os efeitos fixos podem ser eliminados pelo procedimento de Transformação Ortogonal Direta (TOD). De acordo com Sigmund e Ferstl (2021), a TOD é dada pela seguinte fórmula:

$$\tilde{y}_{jt} = \left(y_{jt} - \frac{\sum_{k=t+1}^{T_j} y_{jk}}{T_j - t} \right) \sqrt{\frac{T_j - t}{T_j - t + 1}} \quad (6)$$

em que T_j é o último período disponível para a unidade j e $T_j - t$ é o número de observações disponíveis para o período seguinte. O uso da transformação Helmert nos permite reescrever a equação (3) como:

$$\tilde{y}_{jt} = \sum_{l=1}^p \alpha_l \tilde{y}_{j,t-l} + D \tilde{\lambda}_{jt} + F \tilde{\theta}_{jt} + \tilde{v}_{jt} \quad (7)$$

A transformação Helmert elimina o viés gerado pela correlação entre η_i e os regressores defasados. As variáveis transformadas na equação (7) são ortogonais às variáveis originais e permitem a consistência das estimativas via GMM³.

A estatística J de Hansen foi utilizada para testar o conjunto de instrumentos, adotando-se um limiar de p-valor de 0,90 para a seleção dos instrumentos. Segundo Andrews e Lu (2001), a escolha do comprimento de defasagem ideal é baseada nos menores valores para os critérios de informação: (i) Bayesiano (MBIC); (ii) Akaike (MAIC); (iii) Hannan-Quinn (MQIC). Selecionou-se o modelo que apresenta os menores valores para os critérios de informação e não rejeita a hipótese nula do teste J de Hansen.

No PVAR-GMM, assume-se que as séries são estacionárias. A condição de estabilidade é uma função dos autovalores de α_l . Seguindo Hamilton (1994) e Lütkepohl (2005), o modelo é estável se todos os autovalores de α_l apresentarem um módulo estritamente menor que um.

O modelo PVAR destaca-se como uma ferramenta poderosa e apropriada para a análise de transmissões de choques idiossincráticos ao longo de um extenso período de tempo, especialmente quando a dimensão temporal tende ao infinito. Essa característica torna o PVAR uma escolha valiosa para pesquisadores interessados em compreender as interações e respostas de unidades individuais a choques específicos ao longo do tempo. A aplicação de PVARs em análises de séries temporais é amplamente respaldada na literatura, como demonstrado por estudos anteriores, incluindo os de Canova e Ciccarelli (2012); Ciccarelli et al. (2012). Por exemplo, Canova et al. (2012) utilizaram uma base de dados abrangendo 30 anos, enquanto Ciccarelli et al. (2012) analisaram uma amostra que cobriu 124 trimestres, do primeiro trimestre de

³Sigmund e Ferstl (2021) detalham o estimador GMM para o PVAR.

1980 ao último trimestre de 2011. Uma vantagem da abordagem VAR em painel é a estimativa de Funções de Impulso-Resposta Generalizadas (FIRG), permitindo examinar a influência das variáveis de hiato no crescimento dos salários de maneira dinâmica ao longo do tempo.

Além disso, a endogeneidade é um problema clássico para modelos de dados em painel, gerando estimadores inconsistentes. O método PVAR com o uso do estimador GMM contribui para mitigar os efeitos da endogeneidade, ao modelar um sistema de equações que admite todas as variáveis como endógenas, por hipótese Sigmund e Ferstl (2021). Essa abordagem tem sido adotada em estudo empíricos recentes (Ozcan et al., 2020; Tzeremes et al., 2023; Dogan et al., 2022).

3.3 Dados

Para a construção da amostra, são utilizados dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua - PNADC e Ipeadata. As variáveis provenientes da PNADC foram adquiridas através do Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA). No que diz respeito à obtenção dos dados referentes ao Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), foram utilizados dados secundários do Ipeadata provenientes da Secretaria do Tesouro Nacional (STN). Os dados, coletados trimestralmente, englobam dois intervalos temporais. O primeiro intervalo se estende do 2º trimestre de 2012 a 2º trimestre de 2023. O segundo abrange o período do 2º trimestre de 2012 ao 4º trimestre de 2019, utilizado particularmente na análise de robustez devido à indisponibilidade de todas as variáveis para o conjunto completo das 27 unidades federativas do Brasil ao longo de todo o período. As variáveis coletadas são:

- a) Taxas de desocupação e de subutilização da força de trabalho, na semana de referência, das pessoas de 14 anos ou mais de idade (definida como a Tabela 4099: variação % trimestral – SIDRA).
- b) Rendimento médio nominal, habitualmente recebido no mês de referência, do trabalho principal e de todos os trabalhos, por sexo (definida como a Tabela 6472: variação % trimestral – SIDRA).
- c) Expectativa de inflação prospectiva será usado como *proxy* o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) geral, adotando-se um *lag* para a construção dessa variável – Ipeadata.
- d) Pessoas de 14 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência (definida como a Tabela 4093: trimestral – SIDRA).
- e) Pessoas de 14 anos ou mais de idade, desocupadas na semana de referência, por tempo de procura de trabalho de 1 mês a menos de 1 ano (definida como a

Tabela 1616: trimestral – SIDRA).⁴

f) Pessoas de 14 anos ou mais de idade, desocupadas na semana de referência, por tempo de procura de trabalho de 1 ano a menos de 2 anos (definida como a Tabela 1616: trimestral – SIDRA)⁴.

g) Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços – ICMS (Ipeadata: receita tributária, valores em milhões de reais – trimestral).

h) Média de horas habitualmente trabalhadas por semana em todos os trabalhos das pessoas de 14 anos ou mais de idade (definida como a Tabela 6371: trimestral – SIDRA).

A escolha do período amostral é justificável por se tratar do início da mediação da Taxa de desocupação da PNADC trimestral, representando uma nova proxy para a Taxa de desemprego, principalmente devido à extinção da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) em 2016.

Para o cálculo do crescimento nominal trimestral dos salários nos estados, será utilizado o rendimento médio nominal. De acordo com a metodologia do IBGE (2014), essa variável é formada pela divisão entre os rendimentos totais e o número de pessoas ocupadas para cada trimestre. Esse cálculo fornece uma estimativa da taxa salarial trimestral por pessoa ocupada em cada unidade federativa. Essa abordagem segue um método similar ao utilizado por Levy (2019), que coletou a razão entre os ganhos totais das famílias e o número total de funcionários, fornecendo, assim, uma proxy para o crescimento salarial nominal no contexto da União Europeia.

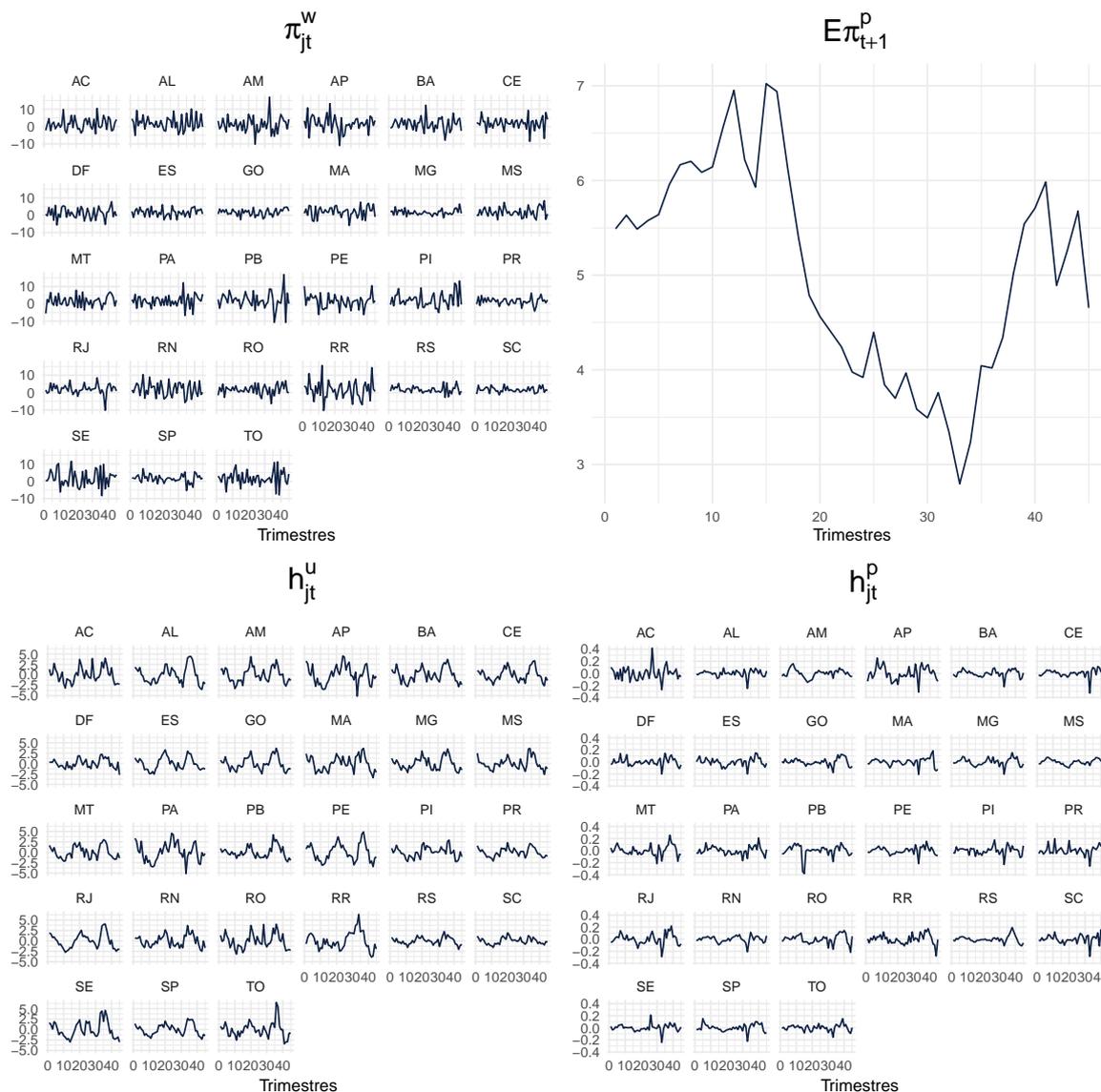
Já para o cálculo do crescimento nominal trimestral dos salários por hora, foi utilizado o rendimento médio nominal dividido pela média de horas habitualmente trabalhadas por mês. A metodologia do IBGE (2014) fornece apenas a média de horas trabalhadas por semana; logo, foi preciso multiplicar essa média por quatro para obter uma estimativa da média de horas trabalhadas no mês para cada trimestre de cada Unidade Federativa.

Será utilizado o filtro Hodrick-Prescott (HP) com frequência 1600 para dados trimestrais, como sugerem Hodrick e Prescott (1997), para o cálculo da diferença entre a taxa de desemprego e sua tendência a partir dos dados das taxas de desocupação e de subutilização da força de trabalho (desemprego cíclico). O filtro HP também será usado para o cálculo do hiato do produto que terá como proxy o logaritmo do ICMS deflacionado pelo IPCA e posteriormente dessazonalizado pelo método X-13 ARIMA.

A evolução temporal das séries temporais utilizadas nos modelos y_{jt}^u e y_{jt}^p é apresentada na Figura 1. A trajetória temporal das séries utilizadas no PVAR-GMM na análise de robustez pode ser encontrada no apêndice C.

⁴Na construção das taxas de desemprego de curto e longo prazo, juntamente com suas respectivas persistências no período de desemprego, será efetuado o cálculo utilizando a razão entre o número de Pessoas Desempregadas (PD) e a soma das Pessoas ocupadas (PO) e PD.

Figura 1. Evolução temporal das séries temporais utilizadas nos modelos PVAR-GMM (2º trimestre de 2012 a 2º trimestre 2023)



Nota: As variáveis π_{jt}^w , $E\pi_{t+1}^p$, h_{jt}^u e h_{jt}^p denotam, respectivamente, o crescimento salarial, a expectativa de inflação de preços prospectiva, o hiato da taxa de desemprego e o hiato do produto.
 Fonte: Elaboração própria.

3.3.1 Análise Descritiva dos Dados

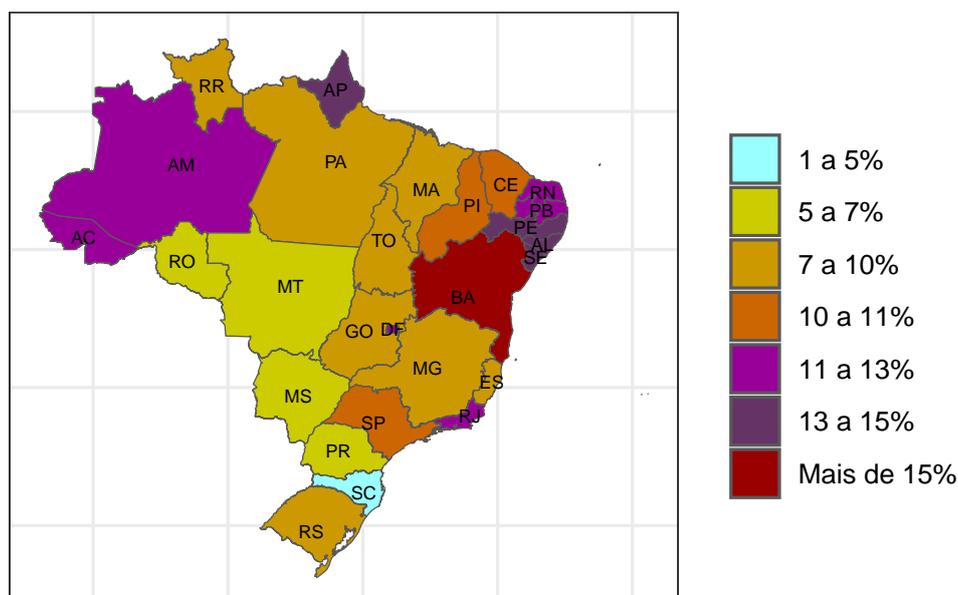
Em 2013, a taxa de desocupação média no Brasil foi de 7,25%, mas houve uma redução para 6,8% em 2014. No entanto, durante o período de 2015 a 2017, devido à crise política e a uma das maiores crises econômicas da história do país, a taxa de desemprego aumentou significativamente. Em 2015, a média foi de 8,5%, e, em 2016, a média atingiu 11,3%.

Apesar de uma melhora nas condições internacionais a partir de 2017 e da maior confiança dos agentes econômicos na política econômica do governo, o mercado de trabalho não apresentou melhorias nos indicadores. Ao longo desse período, a taxa

de desemprego manteve-se relativamente estável. Entre 2017 e 2019, a taxa média de desemprego foi de 11,3%.

O aumento das taxas de desemprego vividas pela economia brasileira em um período recente contrasta com os resultados de alguns estados. Enquanto para o período de 2012 a 2023, a taxa de desemprego brasileira apresentou média de 10,38%, estados como Alagoas, Amapá e Bahia apresentaram taxas médias de desemprego de 13,82%, 14,55% e 15,19%, respectivamente. Em contrapartida, todos os estados das regiões Centro-Oeste e Sul apresentaram taxas médias de desemprego inferiores à média nacional. Em destaque está o estado de Santa Catarina, que obteve uma média de 4,95%. A Figura 2 expõe as taxas médias de desemprego por estado para o período do 2º trimestre de 2012 ao 2º trimestre de 2023.

Figura 2. Taxa média de desemprego nos estados brasileiros (2º trimestre de 2012 a 2º trimestre 2023)



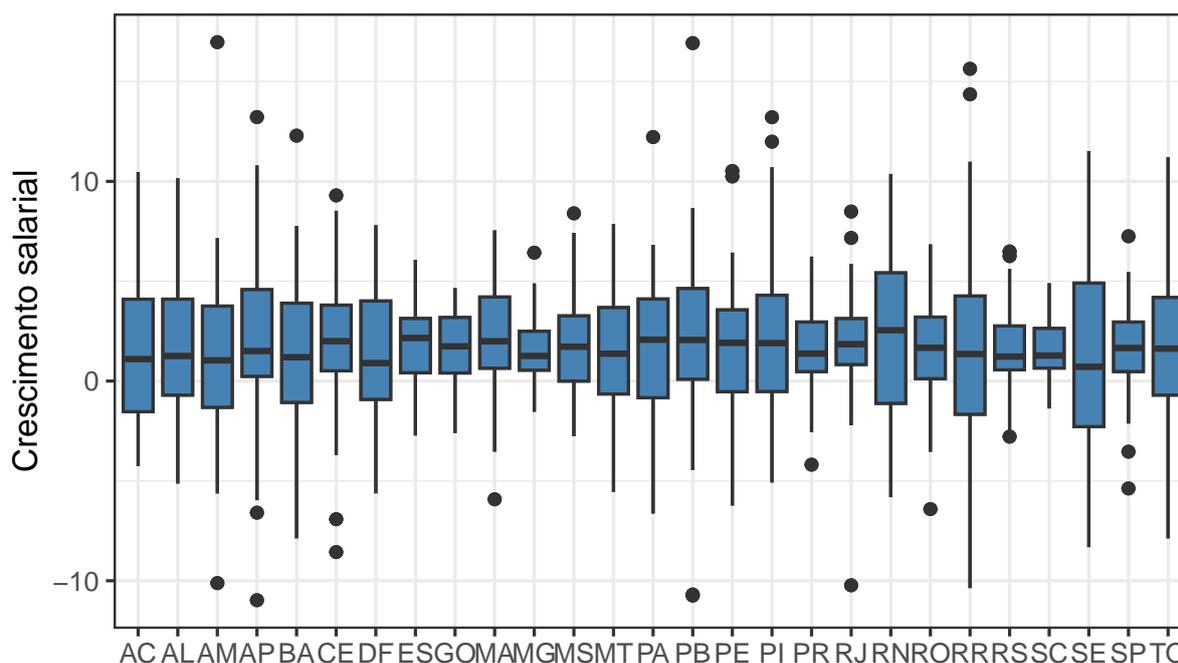
Fonte: Elaboração própria.

A Figura 3 ilustra variações substanciais na taxa de crescimento dos salários, considerando as disparidades estruturais entre as Unidades Federativas (UF) do Brasil. Observa-se que os estados das regiões Sudeste e Sul apresentaram boxplots com menor dispersão e variabilidade, sugerindo uma distribuição mais concentrada e homogênea de salários, similar ao padrão observado no boxplots nacional.

Em contraste, os estados das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste exibiram boxplots mais alongados, indicando maior heterogeneidade e variação salarial. Durante a análise, identificaram-se outliers nos extremos da distribuição salarial, notadamente em estados como Amazonas, Amapá, Paraíba, Pernambuco e Rio de Janeiro, apontando para valores salariais atípicos em relação à maioria dos dados. Esses outliers podem refletir particularidades nos mercados de trabalho locais ou fatores socioe-

conômicos específicos que influenciam os ganhos salariais nessas regiões. A detecção dessas disparidades ressalta a necessidade de investigações adicionais para compreender as razões subjacentes e seus impactos no panorama geral da distribuição salarial no país.

Figura 3. Boxplot do crescimento salarial nominal (2º trimestre de 2012 a 2º trimestre 2023)



Fonte: Elaboração própria.

Segundo Levy (2019), a medição do crescimento dos salários nominais está sujeita a uma crítica potencial. Além das mudanças setoriais ou de qualidade, se a participação do emprego em tempo parcial em relação ao emprego total for anticíclica, o número total de funcionários produzirá medidas tendenciosas de entrada de trabalho. Em particular, pode-se subestimar o verdadeiro salário trimestral equivalente em tempo integral durante recessões e superestimar os salários durante períodos de crescimento econômico. Isso pode enviesar as estimativas do coeficiente da CPSNK para cima, já que provavelmente se observa menor crescimento dos salários nominais durante os períodos de alto desemprego por motivos puros de erro de medição. Entretanto, conforme evidenciado pela Tabela 1, uma análise das estatísticas descritivas revela que, ao dividir a distribuição em dois períodos distintos, antes e depois da crise da pandemia, o crescimento dos salários exibiu médias com variações mínimas entre os períodos, aumentando apenas de 0,0167 no período anterior à crise para 0,0169 no período após a crise.

Tabela 1. Estatísticas Descritivas

2º trimestre de 2012 a 2º trimestre 2023						
Variável	Observações	Média	Mediana	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
π_{jt}^w	1216	0,0167	0,0165	0,0347	-0,1097	0,1697
Bloco da crise antes da pandemia (ex: 2015 a 2019)						
Variável	Observações	Média	Mediana	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
π_{jt}^w	540	0,0167	0,0165	0,0340	-0,1097	0,1697
Bloco da crise antes da pandemia (ex: 2020 a 2023)						
Variável	Observações	Média	Mediana	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
π_{jt}^w	378	0,169	0,0166	0,034	-0,109	0,169

Nota: Na Tabela π_{jt}^w representa o crescimento salarial.

Fonte:Elaboração própria.

4. Resultados

4.1 Teste de Raiz Unitária

Foi aplicado o teste de raiz unitária em painel para verificar a presença de raiz unitária nas séries utilizadas. Caso haja evidência de não estacionariedade em nível, a série é transformada em primeira diferença para uso no PVAR-GMM. Dois testes de raiz unitária foram empregados: o teste de Im-Pesaran-Shin (IPS) e o teste de Levin-Lin-Chu (LLC). Ambos os testes avaliam a hipótese nula de presença de raiz unitária, isto é, todos os painéis possuem uma raiz unitária. Os resultados indicam que as variáveis são estacionárias em nível, conforme apresentado na Tabela 2. No entanto, a variável $E\pi_{t+1}^p$, sendo igual para todos os estados, foi transformada aplicando um *lag* de 1 para torná-la variável e atender às condições de estabilidade no modelo y_{jt}^u .

Tabela 2. Teste de raiz unitária em painel (2º trimestre de 2012 a 2º trimestre 2023)

Variáveis	IPS	LLC
π_{jt}^w	-28,092***	-26,994***
$E_t\pi_{j,t+1}^p$	-17,366***	-20,577***
h_{jt}^u	-20,65***	-20,747***
h_{jt}^p	-28,371***	-26,083***

Nota: *** indica significância de 1%. O número de defasagens foi determinado com base no critério de informação de Akaike (AIC), e o componente de intercepto foi incluído no teste. Para obter mais informações sobre os testes consultar (Im et al., 2003; Levin et al., 2002).

Fonte: Elaboração própria.

4.2 Análise Impulso-Resposta

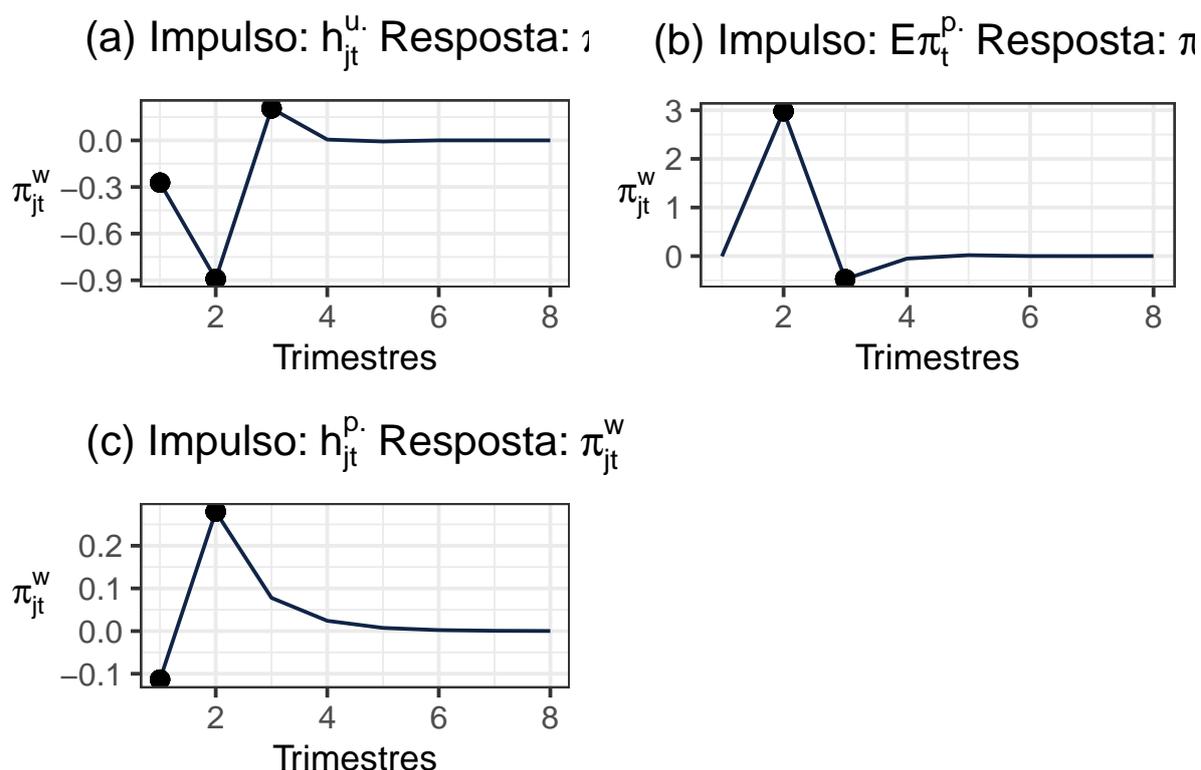
Com o intuito de medir a relação subjacente à CPSNK, foram estimadas duas especificações PVAR-GMM com medidas diferentes de hiato: a especificação $y_{jt}^u = [\pi_{jt}^w, E_t\pi_{j,t+1}^p, h_{jt}^u]$, que incorpora o hiato do desemprego, e o modelo $y_{jt}^p = [\pi_{jt}^w, h_{jt}^p]$, que considera o hiato do produto. Os resultados das FIRG para ambos os modelos estão apresentados na Figura 4. Após a realização dos testes para a seleção do número de instrumentos, incluindo a análise dos p-valores de Hansen e os critérios de informação, optou-se por estimar o modelo y_{jt}^u com 4 instrumentos e o modelo y_{jt}^p com 5

instrumentos (ambos os modelos com apenas uma defasagem). O apêndice A apresenta os resultados para os critérios de seleção empregados.

Os resultados da análise, conforme apresentados nas Figuras 4(a),4(b) e 4(c), indicam que choques não previstos, equivalentes a 1 desvio-padrão no hiato da taxa de desemprego e no hiato do produto, têm efeitos significativos sobre o crescimento médio dos salários nominais. Observa-se, para o primeiro choque, quedas expressivas de -0,27 p.p. no primeiro trimestre e um impacto mais acentuado de -0,89 p.p. no segundo trimestre, perdendo significância a partir do quarto trimestre. Ao final de 8 trimestres, a especificação y_{jt}^u revela um impacto acumulado de -0,95 p.p.

Na análise do choque das expectativas de inflação prospectiva, conforme representado na Figura 4(b), dentro do contexto do modelo y_{jt}^u , observa-se um aumento inesperado de 2,97 p.p. no crescimento salarial no segundo período pós-choque, que se estabiliza a partir do quarto trimestre. Isso resulta em um impacto acumulado de 2,47 p.p. ao longo de oito trimestres. É importante destacar que esse resultado pode estar sujeito a erros de medição, uma vez que se esperaria um coeficiente para as expectativas menor que a unidade. A Figura 4(c) demonstra que um choque de 1 desvio-padrão no hiato do produto, modelado por y_{it}^p , provoca uma redução de -0,10 p.p. no primeiro trimestre, seguida por um impacto positivo de 0,27 p.p. no segundo trimestre. No terceiro trimestre, o efeito do choque não é significativo, resultando em uma resposta acumulada de 0,27 p.p. ao final de oito trimestres.

A resposta acumulada de -0,95 p.p. para o modelo y_{jt}^u e de 0,27 para o modelo y_{it}^p expõe uma curva de Phillips íngreme, resultado semelhante ao obtido por Levy (2019), McLeay e Tenreyro (2020) e Hooper et al. (2020) que utilizaram dados desagregados para a estimação da curva de Phillips para a União Europeia e Estados Unidos, respectivamente.

Figura 4. Funções Impulso-Resposta Generalizada para o PVAR-GMM.

Nota: Marcadores circulares indicam significância a pelo menos 10%, com erro-padrão calculado a partir de 100 replicações de Monte Carlo.

Fonte: Elaboração própria.

4.3 Checagem de Robustez

Com o objetivo de avaliar a robustez dos resultados, testaram-se medidas alternativas⁵ para o hiato e o crescimento salarial, de acordo com a literatura anteriormente discutida. A primeira especificação alternativa incorpora uma medida de crescimento salarial por hora, denotada por $y_{jt}^h = [\pi_{jt}^{hw}, E\pi_{t+1}^p, h_{jt}^u]$, utilizando 3 instrumentos. Além disso, testaram-se mais três especificações que utilizam medidas alternativas para o hiato da taxa de desemprego: $y_{jt}^{uL} = [\pi_{jt}^w, E\pi_{t+1}^p, h_{jt}^{uL}]$, representando o hiato de desemprego de longo prazo, estimado com 3 instrumentos; $y_{jt}^{uS} = [\pi_{jt}^w, E\pi_{t+1}^p, h_{jt}^{uS}]$, representando o hiato de desemprego de curto prazo, estimado com 3 instrumentos; e $y_{jt}^C = [\pi_{jt}^w, h_{jt}^C]$, representando a taxa de desemprego convexa, estimado com 9 instrumentos. Todos os modelos foram estimados considerando apenas uma defasagem. Para obter informações detalhadas sobre os testes, consulte o Apêndice B.

A Figura 5(a) destaca que um choque inesperado no hiato da taxa de desocupação gera uma resposta pronunciada no crescimento salarial por hora, evidenciando um impacto de -0,48 p.p. no segundo trimestre e de -0,56 p.p., no terceiro trimestre, mantendo-se estatisticamente significativo até o quinto trimestre. A partir do sexto

⁵O período de 2012 a 2019 foi selecionado devido à disponibilidade de dados, uma vez que as séries temporais das taxas de desemprego de longo e curto prazo estavam disponíveis apenas até 2019.

trimestre, o efeito do choque torna-se não significativo estatisticamente, e o crescimento salarial por hora retorna ao estado estacionário, com uma resposta acumulada de -1,42 p.p. Por outro lado, ao analisar o impacto do choque nas expectativas de inflação prospectiva sobre o crescimento salarial, conforme evidenciado na Figura 5(b), observa-se que, nos dois primeiros trimestres, o efeito é positivo e diminui ao longo do tempo, com respostas de 0,13 p.p. e 1,14 p.p. nos primeiros e segundos trimestres, respectivamente. No entanto, a partir do quinto trimestre, o impacto perde significância estatística, resultando em uma resposta acumulada de 2,45 p.p.

Kumar e Orrenius (2016) identificam um coeficiente significativo da taxa de desemprego para os Estados Unidos, apresentando um valor de -0,33 p.p. para dados desagregados, ao utilizar o crescimento salarial por hora como variável resposta. No entanto, a resposta acumulada observada neste estudo, de -1,42 p.p., pode estar sujeita a erros de medição de variável, uma vez que o crescimento salarial por hora pode estar ajustado para cima, resultando em uma superestimação, conforme destacado por (Levy, 2019).

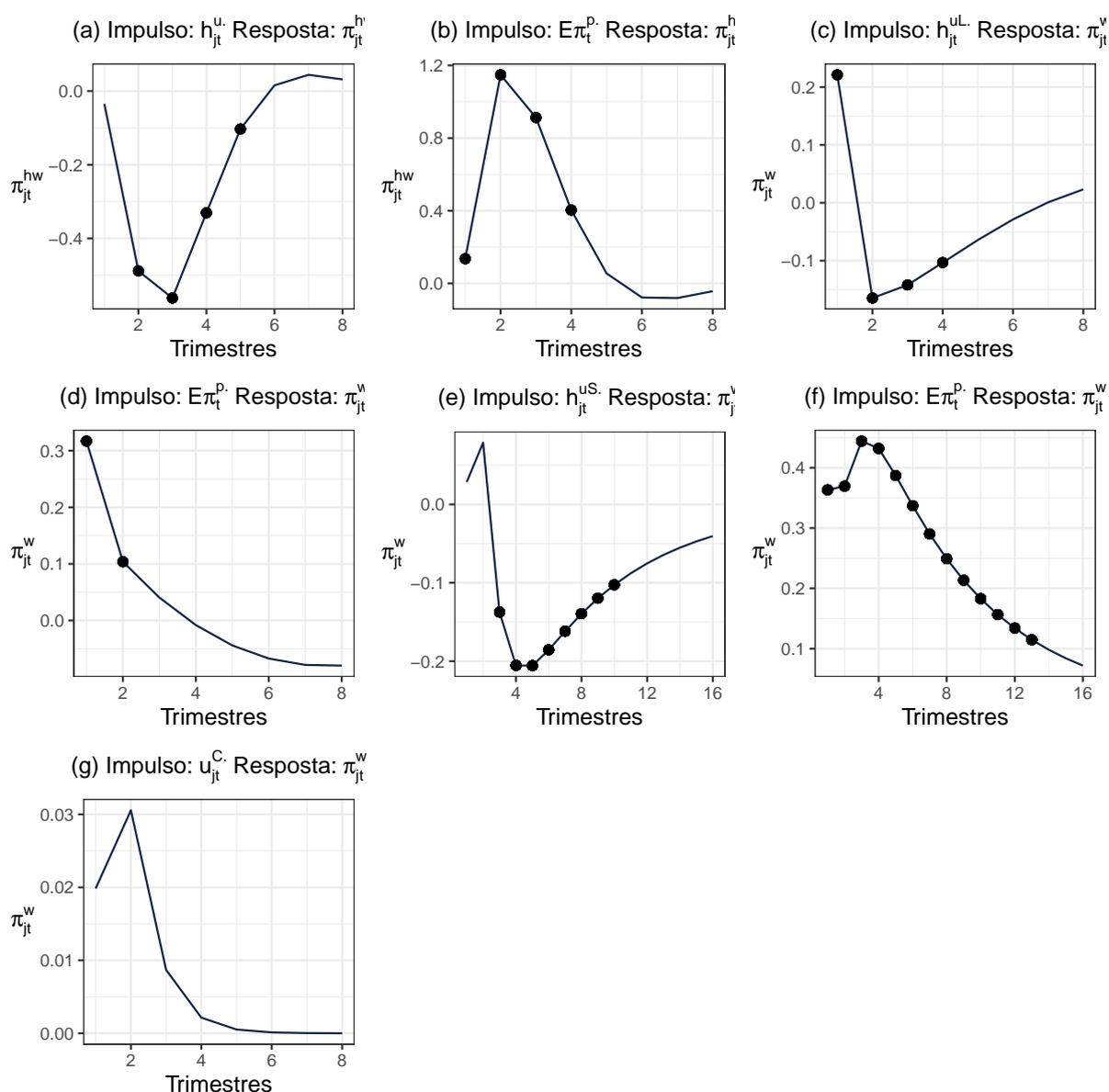
Quanto ao impacto do choque no hiato da taxa de desemprego de longo prazo dado pelo modelo y_{it}^{uL} , como apresentado na Figura 5(c), observa-se um início positivo significativo de 0,22 p.p. no primeiro trimestre. No entanto, no segundo trimestre, esse efeito se torna negativo, atingindo um valor significativo de -0,16 p.p. A partir do quinto trimestre, esse efeito perde significância estatística. Ao final de oito trimestres, a resposta acumulada de -0,25 p.p. evidencia uma curva de Phillips não plana para o Brasil, resultado que coincide com descobertas anteriores de Kiley (2015); Kumar e Orrenius (2016) e Babb e Detmeister (2017), que obtiveram coeficientes da taxa de desemprego de longo prazo de -0,29 p.p., -0,35 p.p. e -0,27 p.p., respectivamente, ao analisarem dados desagregados dos Estados Unidos. O impacto do choque nas expectativas de inflação prospectiva sobre o crescimento salarial é destacado na Figura 5(d) que, aponta que, nos dois primeiros trimestres, o efeito é positivo e diminui ao longo do tempo, com respostas de 0,31 p.p. e 0,10 p.p. nos primeiros e segundos trimestres, respectivamente. Entretanto, a partir do terceiro trimestre, o impacto perde significância, resultando em uma resposta acumulada de 0,18 p.p.

No contexto do choque no hiato da taxa de desemprego de curto prazo, as representações na Figura 5(e) revelam que sua significância emerge a partir do terceiro trimestre, mantendo-se relevante até o décimo trimestre, culminando em uma resposta acumulada de -1,52 p.p. Apesar dessa resposta, a estabilização demora, tornando-se evidente somente no décimo quarto trimestre. Esses resultados, porém, suscitam cautela devido à possibilidade de erros de medição, conforme destacado por Levy (2019).

A notável resposta acentuada e a demora na estabilização contradizem a tendência observada por outros autores que identificaram efeitos reduzidos, expondo uma curva de Phillips menos íngreme. Esse resultado contrasta, por exemplo, com estudos de Kiley (2015), Kumar e Orrenius (2016), e Babb e Detmeister (2017), que obtiveram

coeficientes da taxa de desemprego de curto prazo de -0,22 p.p, -0,50 p.p e -0,20 p.p, respectivamente, em dados desagregados dos Estados Unidos. No que diz respeito ao impacto do choque nas expectativas de inflação prospectiva sobre o crescimento salarial, evidenciado na Figura 5(f), observa-se que, nos dois primeiros trimestres, o efeito é positivo e diminui ao longo do tempo, alcançando um pico de 0,44 p.p. No entanto, é notável que o efeito positivo e significativo do choque persiste além de doze trimestres, indicando a possibilidade de potenciais erros de medida.

Figura 5. Funções Impulso-Resposta Generalizada para a checagem de robustez com PVAR-GMM.



Nota: Marcadores circulares indicam significância a pelo menos 10%, com erro-padrão calculado a partir de 100 replicações de Monte Carlo.

Fonte:Elaboração própria.

Por fim, o impacto do choque na taxa de desemprego convexa⁶, conforme representado na Figura 5(g), não revela significância estatística no crescimento salarial. Esse resultado contrasta com as conclusões de Kumar e Orrenius (2016), que identificaram um coeficiente significativo de aproximadamente -0,19 p.p ao analisarem dados desagregados dos Estados Unidos.

4.4 Análise comparativa dos resultados para a curva de Phillips com dados desagregados

O objetivo desta seção é comparar os resultados encontrados neste trabalho com outros estudos sobre a curva de Phillips realizados a partir de uma análise de dados desagregados, particularmente para a União Europeia, Estados Unidos e Brasil. A Tabela 3 mostra os principais resultados obtidos neste trabalho, juntamente os achados dos estudos empíricos mais recentes sobre a CPSNK desagregada.

Tabela 3. Comparação entre os diferentes resultados para a curva de Phillips com dados desagregados

Autor	π_{jt-1}	$E_t\pi_{j,t+1}$	h_{jt}	Período
Resultado do estudo	0,0683 ^{3,5}	0,18	[-0,95; 0,27]	2012 a 2023 ⁸
Sachsida (2009)	0,089 ⁶	0,906 ⁶	0,001 ³	2002 a 2009 ⁸
Kiley (2015)	0,44 ⁶	-	-0,29 ¹	1985 a 2013 ⁷
Kumar e Orrenius (2016)	-	-	-0,67 ⁴	1982 a 2013 ⁷
Babb e Detmeister (2017)	0,46 ⁶	-	-0,27 ¹	1985 a 2016 ⁷
Levy (2019)	-	-	-0,33	2000 a 2016 ²
Fitzgerald et al. (2020)	-	-	-0,28	1977 a 2018 ⁷
Hooper et al. (2020)	0,131 ^{3,5}	-	-0,99 ⁴	1981 a 2017 ⁷
McLeay e Tenreyro (2020)	0,105 ⁶	0,225 ^{3,6}	-0,379	1990 a 2017 ⁷

Nota: 1-refere-se ao desemprego de longa duração; 2-refere-se a dados desagregados da União Europeia; 3-estatisticamente não significativo; 4-refere-se ao desemprego com a especificação não-linear; 5-refere-se à inflação de salários; 6-refere-se à inflação de preços; 7-refere-se a dados desagregados dos Estados Unidos; 8-refere-se a dados desagregados do Brasil.

Fonte: Elaboração própria.

As respostas acumuladas de -0,95 p.p. e 0,27 p.p. no crescimento dos salários, conforme apresentado na Tabela 3, considerando o hiato da taxa de desemprego e do produto, são semelhantes aos coeficientes identificados por Kiley (2015); Babb e Detmeister (2017) e Fitzgerald et al. (2020), que reportaram valores de -0,29, -0,27 e -0,28, respectivamente, para os Estados Unidos. Esses autores adotaram efeitos fixos de tempo e de região, além de outras medidas para o desemprego. Nesse sentido, a Tabela 4 apresenta as estimativas para a relação entre crescimento dos salários e taxa de desemprego para a economia brasileira no período analisado (2º trimestre de 2012 a 2º trimestre 2023) com os estimadores de MQO empilhado, estimador *within*

⁶A especificação não-linear segue uma versão convexa da taxa de desemprego. De acordo com Bishop et al. (2021), a equação toma o seguinte formato:

$$\pi_{jt}^w = \alpha + \beta_1 E_t \pi_{j,t+1}^p + \beta_2 \frac{h_{jt}^u}{u_{jt}} + \varepsilon_{jt}. \quad (8)$$

para efeitos fixos e mínimos quadrados generalizados para efeitos aleatórios, de forma semelhante à adotada pelos diferentes trabalhos apresentados na Tabela 3.

Tabela 4. Resultado das estimativas em painel

Variável	MGO	Within de	Within de	Within de	Efeito Aleatório
Resposta:	Empilhado	Efeitos Fixos	Efeitos Fixos	Efeitos Fixos	de
π_{jt}^u		(estados)	(trimestres)	(estados e trimestres)	estados e trimestres
π_{jt-1}	-0,041 (0,0288)	-0,0512* (0,0291)	-0,0119 (0,0292)	-0,0230 (0,0303)	-0,0130 (0,3143)
$E\pi_{jt+1}$	0,1709* (0,1024)	0,0501 (0,1293)	- -	- -	0,2588*** (0,0520)
u_{jt}	-0,1378** (0,0432)	-0,1822*** (0,0521)	-0,0465 (0,0661)	-0,0524 (0,0819)	-0,0829*** (0,0168)
u_{jt-1}	0,0984* (0,0414)	0,0690 (0,0456)	0,0390 (0,0660)	0,0274 (0,0822)	0,0746*** (0,0165)
Constante	2,2230** (0,7894)	- -	- -	- -	0,4865 (0,3143)
Observações	1214	1214	1188	1214	1214
R^2	0,0351	0,0165	-0,0039	-0,0636	0,0148

Nota: *, ** e *** indicam significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente. *Dummies* de sazonalidade foram omitidas. Foi utilizado a especificação do modelo y_{jt}^u substituindo o hiato da taxa de desocupação h_{jt}^u pela sua medida em nível u_t e a inclusão dos termos em defasagem do crescimento salarial π_{t-1} e da taxa de desocupação u_{t-1} para fins de comparação. Realizou-se o Teste de Hausman para a escolha entre os estimadores de efeitos fixos ou aleatórios. A hipótese nula é rejeitada se os p-valores forem inferiores ao limiar de significância de 5%, favorecendo a adoção do modelo de efeitos fixos.

Fonte: Elaboração própria.

É possível verificar na Tabela 4 que o coeficiente da taxa de desemprego -0,18 p.p. obtido com o estimador *within* de efeitos fixos de trimestres apresenta significância estatística, porém ao analisar os coeficientes da taxa de desemprego para este trabalho com controles de efeitos fixos de tempo e aleatórios de tempo e estado, o coeficiente é não significativo ou com magnitude reduzida, uma das possíveis explicações para esse resultado é uma amostra trimestral com muitos períodos de tempo, já que este controle acaba capturando a magnitude da variável explicativa.

É importante ressaltar que o uso do estimador *within* de efeitos fixos ou do estimador de efeitos aleatórios para estimar a CPSNK é potencialmente inconsistente, devido à potencial correlação entre a taxa de desemprego e o termo de erro. Para resolver esse possível problema de endogeneidade, foi adotado o PVAR-GMM com os seus resultados e testes robustos apresentados anteriormente, foi possível verificar impactos de -0,95 p.p. e 0,27 p.p. para as diferentes especificações do custo marginal, o que permite enxergar uma CPSNK íngreme com dados desagregados para a economia brasileira.

5. Considerações finais

A partir dos resultados, é possível observar um trade-off de curto prazo entre inflação de salários e medidas de hiato para a economia brasileira a partir da desagregação de dados a nível estadual. De acordo com os principais resultados, após um choque de 1 desvio-padrão no hiato da taxa de desemprego, observa-se uma dimi-

nuição significativa de -0,27 p.p. no crescimento dos salários nominais no primeiro trimestre, e em seguida um impacto mais acentuado de -0,89 p.p. no segundo trimestre. Posteriormente, a trajetória do crescimento salarial converge para sua trajetória de longo prazo, resultando em um impacto acumulado de -0,95 p.p. no crescimento salarial após oito trimestres.

Foi constatada a existência de uma CPSNK não plana na economia brasileira ao considerar dados desagregados, utilizando uma medida alternativa do hiato da taxa de desemprego de longo prazo em relação ao crescimento salarial. Essa observação alinha-se a resultados encontrados em estudos prévios para Estados Unidos e União Europeia. No entanto, não se identificou uma relação significativa para outras medidas, como o hiato da taxa de desemprego de curto prazo, e a taxa de desemprego convexa. Vale destacar que a medida alternativa adotada para o crescimento salarial pode estar sujeita a erros de medição, ressaltando a necessidade de cautela na interpretação dos resultados.

De acordo com os principais resultados encontrados, é possível observar que as diferenças regionais são importantes para a relação estabelecida na curva de Phillips. Como, em geral, a política monetária responde apenas a choques agregados, a variação específica de cada estado pode ser usada para identificar a verdadeira relação entre inflação de salários e desemprego. Dado que a política monetária não compensa choques de demanda específicos de cada estado, é possível que os dados em nível estadual permitam encontrar uma inclinação significativa da curva de Phillips, mesmo quando a política monetária está estabilizando totalmente a demanda em nível nacional.

Caso o Banco Central identifique uma curva de Phillips mais plana com dados agregados, isso implicará em uma maior “taxa de sacrifício” associada com o objetivo de trazer a inflação de volta à meta, o que poderia levar a autoridade monetária a conferir um peso maior do que o ideal à busca por reduzir a volatilidade da produção e do emprego em relação à inflação. Logo, estimações da curva de Phillips com dados desagregados possibilitam encontrar uma relação mais forte entre inflação e taxa de desemprego em relação às estimativas agregadas, possibilitando que o Banco Central reconsidere uma taxa de sacrifício que minimize as perdas de bem-estar da economia.

Para pesquisas futuras, com o intuito de aprimorar os resultados da relação entre desemprego e crescimento dos salários, poderá ser considerada a adição de medidas que capturem a produção industrial de cada estado brasileiro. A produção industrial poderá servir de proxy para o produto gerado nesses estados em vez da arrecadação do ICMS, capturando a dinâmica no mercado de trabalho.

Ademais, é possível a implementação de mais variáveis no sistema, a exemplo da expectativa de inflação salarial para o período seguinte, valor agregado setorial (como valor adicionado da agricultura, por exemplo) e um tratamento econométrico para a inflação não acelerada para a taxa de desemprego – NAIRU. Essas possíveis implemen-

tações visam explicar melhor a relação entre desemprego e crescimento dos salários com dados desagregados para a economia brasileira.

Referências

- Alves, S. A. L. e Areosa, W. (2005). Targets and inflation dynamics. *Central Bank of Brazil Working Paper*, (100).
- Andrews, D. W. e Lu, B. (2001). Consistent model and moment selection procedures for gmm estimation with application to dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 101(1):123–164.
- Areosa, W. D., McAleer, M., e Medeiros, M. C. (2011). Moment-based estimation of smooth transition regression models with endogenous variables. *Journal of Econometrics*, 165(1):100–111.
- Areosa, W. D. e Medeiros, M. (2007). Inflation dynamics in brazil: The case of a small open economy. *Brazilian review of econometrics*, 27(1):131–166.
- Arruda, E. F., Ferreira, R. T., e Castelar, I. (2011). Modelos lineares e não lineares da curva de phillips para previsão da taxa de inflação no brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 65:237–252.
- Babb, N. e Detmeister, A. K. (2017). Nonlinearities in the phillips curve for the united states: Evidence using metropolitan data.
- Beraja, M., Hurst, E., e Ospina, J. (2019). The aggregate implications of regional business cycles. *Econometrica*, 87(6):1789–1833.
- Bishop, J., Greenland, E., et al. (2021). Rdp 2021-09: Is the phillips curve still a curve? evidence from the regions. *Reserve Bank of Australia Research Discussion Papers*, (August).
- Blanchard, O. e Galí, J. (2007). Real wage rigidities and the new keynesian model. *Journal of money, credit and banking*, 39:35–65.
- Canova, F. e Ciccarelli, M. (2012). Clubmed? cyclical fluctuations in the mediterranean basin. *Journal of International Economics*, 88(1):162–175.
- Ciccarelli, M., Ortega, E., e Valderrama, M. T. (2012). Heterogeneity and cross-country spillovers in macroeconomic-financial linkages.
- Cogley, T. e Sbordone, A. M. (2006). Trend inflation and inflation persistence in the new keynesian phillips curve. *FRB of New York Staff Report*, (270).
- Correa, A. d. S. e Minella, A. (2010). Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: a phillips curve model with threshold for brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 64:231–243.

- De Campos, M. J. C., Lima, R. C., e de Campos, L. H. R. (2010). Investigação sobre o relacionamento do desemprego, dos salários e da inflação no brasil pós-real. *Revista Economia & Desenvolvimento*, 9(1):109–148.
- Dogan, E., Chishti, M. Z., Alavijeh, N. K., e Tzeremes, P. (2022). The roles of technology and kyoto protocol in energy transition towards cop26 targets: evidence from the novel gmm-pvar approach for g-7 countries. *Technological Forecasting and Social Change*, 181:121756.
- Fasolo, A. M. e Portugal, M. S. (2004). Imperfect rationality and inflationary inertia: a new estimation of the phillips curve for brazil. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 34:725–776.
- Fitzgerald, T. J., Jones, C., Kulish, M., Nicolini, J. P., et al. (2020). Is there a stable relationship between unemployment and future inflation? 614.
- Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *The American Economic Review*, 58(1):1–17.
- Galí, J. (2011). The return of the wage phillips curve. *Journal of the European Economic Association*, 9(3):436–461.
- Galí, J. e Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of monetary Economics*, 44(2):195–222.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. Princeton university press.
- Hazell, J., Herreno, J., Nakamura, E., e Steinsson, J. (2022). The slope of the phillips curve: evidence from us states. *The Quarterly Journal of Economics*, 137(3):1299–1344.
- Hodrick, R. J. e Prescott, E. C. (1997). Postwar us business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, credit, and Banking*, 29(1):1–16.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W., e Rosen, H. S. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica: Journal of the econometric society*, Página 1371–1395.
- Hooper, P., Mishkin, F. S., e Sufi, A. (2020). Prospects for inflation in a high pressure economy: Is the phillips curve dead or is it just hibernating? *Research in Economics*, 74(1):26–62.
- IBGE (2014). *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua. Notas Metodológicas*. Number 1. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., e Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115(1):53–74.
- Kiley, M. T. (2015). An evaluation of the inflationary pressure associated with short- and long-term unemployment. *Economics Letters*, 137:5–9.

- Kumar, A. e Orrenius, P. M. (2016). A closer look at the phillips curve using state-level data. *Journal of Macroeconomics*, 47:84–102.
- Levin, A., Lin, C.-F., e Chu, C.-S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1):1–24.
- Levy, A. (2019). The euro area phillips curve: identification with regional data. *Unpublished manuscript, Department of Economics, Massachusetts Institute of Technology*, 9.
- Lima, E. C. R. (2003). The nairu, unemployment and the rate of inflation in brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 57:899–930.
- Love, I. e Zicchino, L. (2006). Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel var. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46(2):190–210.
- Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer Science & Business Media.
- Machado, V. d. G. e Portugal, M. S. (2014). Phillips curve in brazil: an unobserved components approach. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 44:787–814.
- Mankiw, N. G. e Reis, R. (2002). Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the new keynesian phillips curve. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4):1295–1328.
- McLeay, M. e Tenreyro, S. (2020). Optimal inflation and the identification of the phillips curve. *NBER Macroeconomics Annual*, 34(1):199–255.
- Minella, A., De Freitas, P. S., Goldfajn, I., e Muinhos, M. K. (2003). Inflation targeting in brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of international Money and Finance*, 22(7):1015–1040.
- Muinhos, M. K. (2004). Inflation targeting in an open financially integrated emerging economy: The case of brazil. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 34:269–296.
- Nobrega, W. C. L., da Nóbrega Besarria, C., e de Oliveira, F. A. (2020). Unemployment rate and wage growth in brazil: Evidence from a markov-switching model. *Economia Aplicada*, 24(2):171–194.
- Oliveira, L. e Feijó, F. T. (2015). Curva de phillips com mudança de regime markoviano: Uma análise da economia brasileira para o período 1995-2014. *XLIII Encontro Nacional de Economia, Florianópolis*, 8:a11.
- Ozcan, B., Tzeremes, P. G., e Tzeremes, N. G. (2020). Energy consumption, economic growth and environmental degradation in oecd countries. *Economic Modelling*, 84:203–213.

- Phelps, E. S. (1968). Money-wage dynamics and labor-market equilibrium. *Journal of political economy*, 76(4, Part 2):678–711.
- Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the united kingdom, 1861-1957. *economica*, 25(100):283–299.
- Roberts, J. M. (1995). New keynesian economics and the phillips curve. *Journal of money, credit and banking*, 27(4):975–984.
- Sachsida, A. (2009). Reexaminando a curva de phillips brasileira com dados de seis regiões metropolitanas. Texto para discussão, Texto para Discussão.
- Sachsida, A., Schettini, B. P., e Gouvêa, R. R. (2017). Inflação, desemprego e choques cambiais: Estimativas var para a economia brasileira. *Análise Econômica*, 35(67).
- Samuelson, P. A. e Solow, R. M. (1960). Analytical aspects of anti-inflation policy. *The American economic review*, 50(2):177–194.
- Schwartzman, F. F. (2006). Estimativa de curva de phillips para o brasil com preços desagregados. *Economia Aplicada*, 10:137–155.
- Sigmund, M. e Ferstl, R. (2021). Panel vector autoregression in r with the package panelvar. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 80:693–720.
- Tombini, A. A. e Alves, S. A. L. (2006). The recent brazilian disinflation process and costs. *Central Bank of Brazil Working Paper Series*, 109.
- Tristão, T. S. e Torrent, H. d. S. (2015). Relações não lineares na curva de phillips: uma abordagem semi-paramétrica. *Economia aplicada*, 19(4):679–703.
- Tzeremes, P., Dogan, E., e Alavijeh, N. K. (2023). Analyzing the nexus between energy transition, environment and ict: A step towards cop26 targets. *Journal of Environmental Management*, 326:116598.
- Woodford, M. e Walsh, C. E. (2005). Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy. *Macroeconomic Dynamics*, 9(3):462–468.

Apêndice:

A.

A.1. Critérios de seleção dos modelos PVAR-GMM

PVAR-GMM	Instrumentos	J	MMSC_BIC,n	MMSC_HQIC,n	MMSC_AIC,n
$y_{jt}^u = [\pi_{jt}^w, E_t \pi_{j,t+1}^p, h_{jt}^u]$	3	19,60(0,355)	-205,4666	-111,4805	-44,3943
	4	22,78 (0,697)	-265,6048	-145,1851	-59,2310
	5	19,46 (0,98)	-332,2217	-185,3584	-44,3943
$y_{jt}^p = [\pi_{jt}^w, h_{jt}^p]$	3	19,60(0,355)	-205,4666	-111,4805	-44,3943
	4	22,78 (0,697)	-265,6048	-145,1851	-59,2310
	5	13,19 (0,65)	-142,0569	-77,0780	-30,8020

Nota: o p-valor do teste de Hansen entre parênteses. Foram escolhidos 4 instrumentos para o modelo y_{jt}^u e 5 para o modelo y_{jt}^p .

Fonte: Elaboração própria.

A.2. Autovalores dos modelos PVAR – GMM

PVAR-GMM	π_{jt}^w	$E_t \pi_{j,t+1}^p$	h_{jt}^u	h_{jt}^p
$y_{jt}^u = [\pi_{jt}^w, E_t \pi_{j,t+1}^p, h_{jt}^u]$	0,195	0,195	0,08	-
$y_{jt}^p = [\pi_{jt}^w, h_{jt}^p]$	0,307	-	-	0,02

Nota: Os autovalores apresentados na tabela estão expressos em valor absoluto.

Fonte: Elaboração própria.

B.

A.3. Teste de raiz unitária em painel (2º trimestre de 2012 a 2º trimestre 2019)

Variáveis	IPS	LLC
π_{jt}^w	-20,45***	-19,685***
$E_t \pi_{j,t+1}^p$	-29,38***	-26,37***
π_{jt}^{hw}	-19,146***	-18,678***
h_{jt}^u	-15,367***	-14,709***
h_{jt}^{uL}	-24,729***	-23,292***
h_{jt}^{uS}	-15,18***	-14,211***
u_{jt}^C	-15,288***	-14,498***

Nota: *** indica significância de 1%. O número de defasagens foi determinado com base no critério de informação de Akaike (AIC), e o componente de intercepto foi incluído no teste. Para obter mais informações sobre os testes consultar (Im et al., 2003; Levin et al., 2002).

Fonte: Elaboração própria.

A.4. Critérios de seleção de ordem para os PVAR-GMM (2º trimestre de 2012 a 2º trimestre 2019)

PVAR-GMM	Instrumentos	J	MMSC_BIC,n	MMSC_HQIC,n	MMSC_AIC,n
$y_{jt}^h = [\pi_{jt}^{hw}, E_t \pi_{j,t+1}^p, h_{jt}^u]$	3	17,73 (0,473)	-194,362	-104,7421	-41,2913
	4	5,79 (0,999)	-265,954	-157,046	-76,204
	5	12,61 (0,999)	-318,791	-185,977	-87,389
$y_{jt}^{uL} = [\pi_{jt}^w, E_t \pi_{j,t+1}^p, h_{jt}^{uL}]$	3	24,66 (0,134)	-188,553	-102,783	-39,3321
	4	16,21 (0,948)	-256,9688	-65,7803	-147,0767
	5	7,61 (0,99)	-325,5425	-191,5305	-92,3885
$y_{jt}^{uS} = [\pi_{jt}^w, E_t \pi_{j,t+1}^p, h_{jt}^{uS}]$	3	24,66 (0,134)	-188,552	-102,783	-39,332
	4	16,21 (0,948)	-256,968	-147,076	-59,2310
	5	7,61 (0,999)	-325,5452	-191,5305	-92,388
$y_{jt}^C = [\pi_{jt}^w, u_{jt}^C]$	7	23,90 (0,46)	-175,989	-95,5810	-36,095
	8	23,97(0,68)	-202,572	-111,4424	-44,0259
	9	24,96 (0,80)	-228,232	-126,3816	-51,0377

Nota: p-valor do teste de Hansen entre parênteses. Foram escolhidos 3 instrumentos para os modelos $y_{jt}^h, y_{jt}^{uL}, y_{jt}^{uS}$ e 9 para o modelo y_{jt}^C .

Fonte:Elaboração própria.

A.5. Autovalores dos modelos PVAR – GMM (2º trimestre de 2012 a 2º trimestre 2019)

PVAR-GMM	π_{jt}^w	$E_t \pi_{j,t+1}^p$	h_{jt}^u	h_{jt}^{uL}	h_{jt}^{uS}	h_{jt}^C
$y_{jt}^h = [\pi_{jt}^{hw}, E_t \pi_{j,t+1}^p, h_{jt}^u]$	0,551	0,551	0,09	-	-	-
$y_{jt}^{uL} = [\pi_{jt}^w, E_t \pi_{j,t+1}^p, h_{jt}^{uL}]$	0,869	0,869	-	0,02	-	-
$y_{jt}^{uS} = [\pi_{jt}^w, E_t \pi_{j,t+1}^p, h_{jt}^{uS}]$	0,856	0,308	-	-	0,11	-
$y_{jt}^C = [\pi_{jt}^w, u_{jt}^C]$	0,238	-	-	-	-	0,05

Nota: os autovalores apresentados na tabela estão expressos em valor absoluto.

Fonte:Elaboração própria.

A.6. Estatísticas Descritivas para as demais variáveis utilizadas no modelo

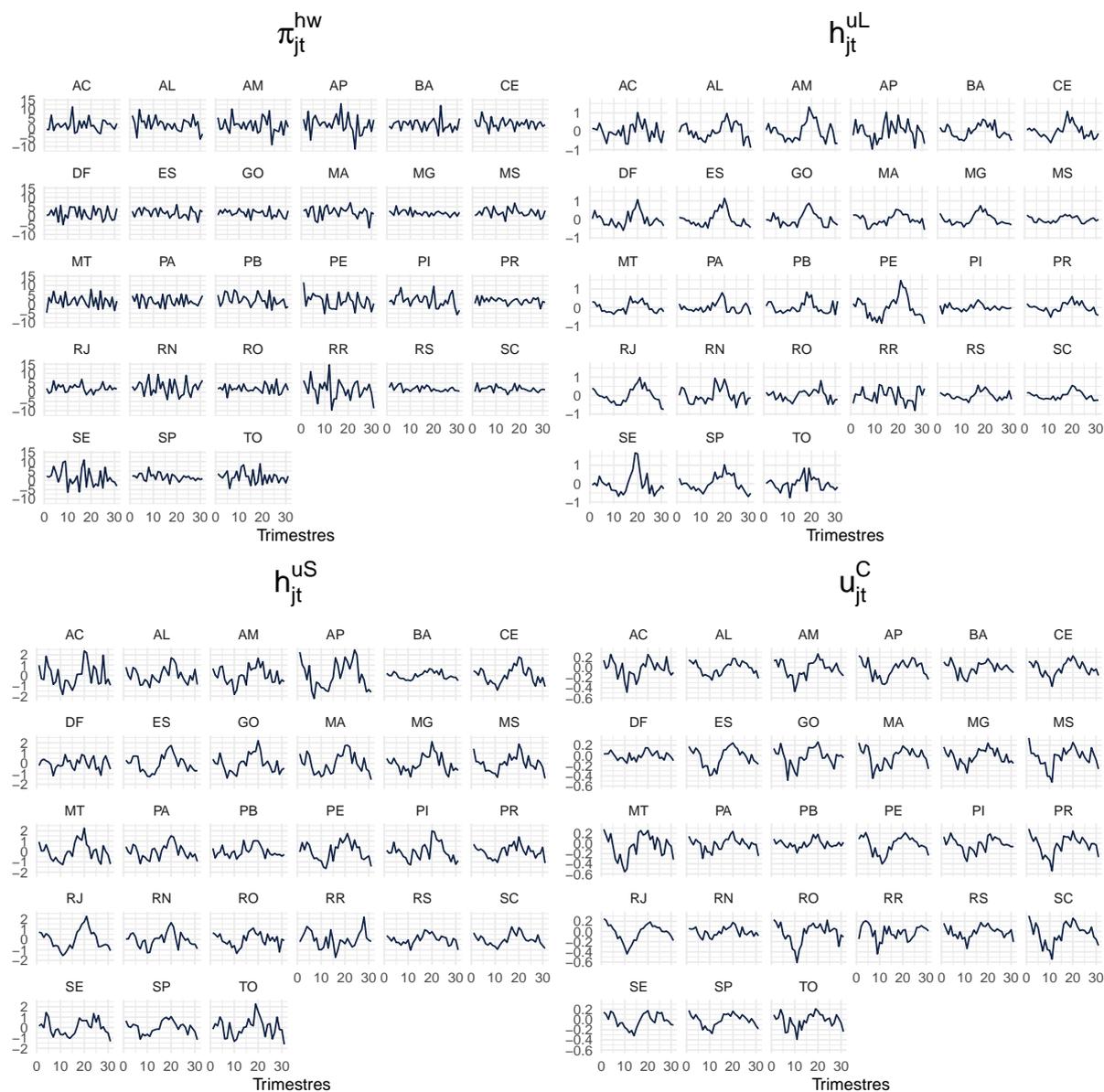
Variáveis	Observações	Média	Mediana	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
π_{jt}^w	838	0,0171	0,0165	0,0308	-0,1143	0,1472
u_{jt}^S	838	0,0285	0,0282	0,0075	0,0103	0,0554
u_{jt}^L	838	0,0094	0,0085	0,0045	0,0016	0,0248
u_{jt}^C	838	0,02	-0,004	0,15	-0,61	0,34

Nota: o intervalo temporal abrange do segundo trimestre de 2012 até o último trimestre de 2019.

Fonte: Elaboração própria.

C.

A.6. Evolução temporal das séries temporais (2º trimestre de 2012 a 2º trimestre 2019).



Nota: as variáveis π_{jt}^{hw} , h_{jt}^{uL} , h_{jt}^{uS} e u_{jt}^C denotam, respectivamente, o crescimento salarial por hora, o hiato da taxa de desemprego de longo prazo, o hiato da taxa de desemprego de curto prazo e a taxa de desemprego convexa no estado j .

Fonte:Elaboração própria.