

CURVA DE PHILLIPS SALARIAL NOVO KEYNESIANA PARA A ECONOMIA BRASILEIRA: IDENTIFICAÇÃO COM DADOS ESTADUAIS A PARTIR DE UMA ANÁLISE DE VETORES AUTORREGRESSIVOS PARA DADOS EM PAINEL

Alessandro Augusto Costa Xavier¹
Fábio Rodrigues de Moura²

Resumo: O presente trabalho tem como objetivo verificar empiricamente a curva de Phillips salarial novo-keynesiana para a economia brasileira com o uso de dados estaduais. O suporte teórico é baseado na curva de Phillips Novo Keynesiana desenvolvida por Galí (2011) e sua desagregação para muitas regiões em uma união monetária, conforme proposto por Levy (2019). A estratégia empírica utiliza-se de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) entre o segundo trimestre de 2012 e o último trimestre de 2019, em uma estrutura de Vetores Autorregressivos para Dados em Painel (PVAR). Os resultados sugerem que no segundo período após o choque há um decréscimo significativo de $-0,27$ pontos percentuais no crescimento dos salários nominais, que permanece abaixo do seu valor de equilíbrio durante cerca de 6 trimestres. Ao final de 8 trimestres, o crescimento salarial apresenta um impacto acumulado de $-0,70$ pontos percentuais após uma inovação da taxa de desemprego.

Palavras-chaves: Curva de Phillips Novo keynesiana; Taxa de Desemprego; PVAR.

Classificação JEL: E31, E24, C33.

Área de submissão: 5 – Crescimento econômico e desenvolvimento regional

Abstract: This study aims to empirically assess the New Keynesian Phillips Wage Curve for the Brazilian economy using state-level data. The theoretical support is based on New Keynesian Phillips Curve developed by Galí (2011) and its disaggregation for many regions in a monetary union, as proposed by Levy (2019). The empirical strategy uses data from the Continuous National Household Sample Survey (PNADC) between 2012 Q2 and 2019 Q4, in Panel Vector Autoregressive setting. The results suggest that in the second period after the shock there is a significant decrease of -0.27 percentage points in nominal wage growth, which remains below its equilibrium value for about 6 quarters. At the end of 8 quarters, wage growth has an accumulated impact of -0.70 percentage points after an innovation in the unemployment rate.

Keywords: Unemployment rate; New Keynesian Phillips curve; P-VAR.

¹ Mestrando do Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal de Sergipe – UFS. E-mail: augustoxav@hotmail.com

² Professor Doutor do Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal de Sergipe – UFS. E-mail: fabiromash@yahoo.com.br

1 INTRODUÇÃO

Conforme Hooper et al. (2020), a curva de Phillips pode estar morta ou hibernando, particularmente nos Estados Unidos, por causa da falta de volatilidade dos dados macroeconômicos. Os autores sugerem que a endogeneidade da política monetária pode ser superada ao considerar-se dados desagregados a nível estadual ou de regiões metropolitanas, já que dados desagregados possuem um número elevado de observações, além do tratamento exógeno que pode ser considerado, uma vez que a política monetária é nacional e, portanto, a mesma para todos os Estados e regiões de um país.

A política monetária e fiscal reage às condições agregadas do mercado de trabalho para compensar seu impacto sobre os salários e 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 estes 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 curva de Phillips Novo-keynesiana salarial. 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.

A economia brasileira no período de 2012 a 2019 (período no qual será considerado para estimações, apresentando elevado desemprego) foi marcada pelos efeitos da crise internacional e pela rápida resposta brasileira à crise. No decorrer do período, houve retração do crescimento, que pode ser explicado por situações desfavoráveis na economia internacional, além de um maior intervencionismo governamental com o intuito de evitar uma maior crise social e econômica no país.

Ao considerar-se as taxas de desemprego nacional apenas como a média ponderada dos Estados, pode-se deixar de analisar as assimetrias e diferenças de regimes na relação entre salário e desemprego no mercado de trabalho nos Estados brasileiros, já que existe heterogeneidade local, com suas próprias dinâmicas no mercado de trabalho.

Isto posto, o presente trabalho tem como objetivo verificar empiricamente a curva de Phillips salarial Novo-Keynesiana para a economia brasileira com o uso de dados estaduais em um modelo de Vetores Autorregressivos para Dados em Pannel. A amostra é formada a partir de dados da PNAD contínua o período que se inicia no segundo trimestre de 2012 até o último trimestre de 2019.

A construção de uma curva de Phillips salarial Novo-Keynesiana com base em dados estaduais pode superar armadilhas de endogeneidade, uma vez que se considera a heterogeneidade regional e as suas dinâmicas no mercado de trabalho³. Logo, a hipótese de trabalho é que a curva de Phillips salarial Novo-Keynesiana pode explicar a existência de um *trade-off* de curto prazo entre inflação de salários e Taxa de desemprego quando se considera a desagregação de dados a nível estadual para a economia brasileira.

Além desta introdução, este trabalho possui mais quatro seções. A segunda seção faz uma breve revisão de literatura sobre a curva de Phillips e a desagregação para muitas regiões.

³ Para estimações da curva de Phillips com dados desagregados ver por exemplo: Babb e Detmeister (2017), Bereja et al. (2019), Fitzgerald et al. (2020), Kiley (2014), Kumar et al. (2016), Mcleay e Tenreyro (2020), Hazell et al. (2020).

A terceira seção descreve os procedimentos metodológicos e os dados utilizados no modelo. Os resultados e discussão são apresentados na quarta seção. A quinta seção traz as considerações finais.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1 Revisão de literatura

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.

Posteriormente, Samuelson e Solow (1960) desenvolveram uma curva de Phillips para os Estados Unidos com a utilização da inflação de preços ao invés da taxa de crescimento salarial para o período de 1900 a 1960. Também obtiveram uma relação inversa entre taxa de desemprego e inflação de preços.

Galí e Galter (1999) desenvolveram e estimaram um caso particular da *New Keynesian Phillips curve* para a economia americana. Os autores usaram medidas de custo marginal ao invés do hiato do produto como determinante para a inflação. Os autores concluíram que a nova curva de Phillips com expectativas de inflação com o olhar para o futuro (*forward-looking*) fornece uma alternativa empírica para a dinâmica inflacionária.

Para Roberts (1997), a Curva de Phillips para dados regionais prevê que uma possível mudança nos níveis de salários deve estar relacionada com a taxa de desemprego, porém há bases empíricas que apontam para uma curva de Phillips com expectativas adaptativas usando-se dados agregados. O autor propõe uma alternativa de medição, onde uma curva de Phillips com expectativas pode ser fundamentada por princípios microeconômicos a partir da relação negativa entre salário real e desemprego empregando-se dados agregados.

Blanchflower e Oswald (1994) informam que dados desagregados – tanto a nível estadual quanto a nível regional – podem fornecer uma alternativa empírica para a curva de Phillips de salários.

Galí (2011) fornece contribuições teóricas para uma curva de Phillips com inflação salarial e taxa de desemprego à luz de um modelo Novo-Keynesiano com fixação escalonada de salários, ao invés de uma curva de Phillips com inflação de preços. Uma das possíveis vantagens sinalizadas pelo autor é uma nova especificação para a curva de Phillips Novo-Keynesiana, onde encontra-se uma Taxa de desemprego que se opõe à falta de observância inerente ao markup salarial ou hiato do produto, que são forças essenciais na equação salarial Novo-Keynesiana.

Os fundamentos teóricos desenvolvidos por Galí (2011) para uma nova curva de Phillips keynesiana que considera a inflação salarial ao invés da inflação de preços proporcionaram diversos trabalhos para os Estados Unidos (ver por exemplo Ma (2002), Ball e Mazumber (2014) e Kelly (2015)). Os autores possuíam uma característica em comum de estimar a relação entre inflação salarial e taxa de desemprego com dados agregados (LEVY, 2019).

Os avanços na obtenção de dados a nível regional possibilitaram um número maior de trabalhos envolvendo estimações desagregadas, com foco para regiões metropolitanas e Estados. A maior preocupação em trabalhar com dados desagregados está associada aos problemas de endogeneidade quando se estima uma curva de Phillips Novo-Keynesiana salarial com dados agregados. Há estimativas que consideram as elasticidades do crescimento salarial em relação ao hiato do produto (ver, por exemplo, os artigos de Kumar e Orrenius (2016) e Bereja et al. (2019), que usaram dados regionais para os Estados Unidos). Já para a análise de uma curva de Phillips regional para outros países, especialmente os países membros da União Europeia, foram realizados trabalhos com a preocupação de avaliar a dinâmica da inflação de

preços ao invés de uma perspectiva de crescimento salarial (ver por exemplo Beck et al. (2009)) e mais recentemente um artigo de Bundesbank (2016) para uma análise em conjunto do papel sistemático do desemprego na Espanha, Alemanha e Itália.

Em termos de produção nacional, há poucos trabalhos que consideram a desagregação dos dados 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:

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

onde 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 esperança em t para a taxa de inflação na região i para o período seguinte, x_{it} ⁴ representa o custo marginal da empresa na região i , e ε_{it} é o termo de erro identicamente distribuído e independente. Após os resultados econométricos, o autor conclui que a soma dos coeficientes da expectativa de inflação e da inflação passada foi igual à unidade, confirmando a hipótese proposta por Blanchard e Galí (2007). O autor expõe que o coeficiente associado à expectativa de inflação apresentou importância muito superior ao coeficiente associado à inflação passada, além da taxa de desemprego não aparentar ser um determinante para a inflação. Segundo Sachsida, o artigo foi inovador ao considerar a nova metodologia de cálculo do desemprego, utilizando dados fornecidos pelo IBGE a partir de 2002, porém o autor ressalta que o período de março de 2002 a fevereiro de 2009 é curto para estimações econométricas.

2.2 A Curva de Phillips de salário Novo-Keynesiana

Nesta seção será apresentada uma breve estrutura da curva de Phillips Novo-Keynesiana para salários 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 (2) expõe a nova curva de Phillips salarial Novo-Keynesiana para cada estado j :

$$\pi_t^w = \beta E_t \{\pi_{t+1}^w\} - \kappa (\tau_t^w - \tau_t^j) \quad (2)$$

onde, $\kappa = \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta(1+\epsilon\varphi)}$. A participação da força de trabalho em cada submercado é dada pelo (logaritmo natural) compartilhado l_t^j dos trabalhadores de tal forma que a sua desutilidade do trabalho seja inferior ao salário real vigente, definido como $L_t^j(i)$, de tal modo que:

$$\frac{w_t^j}{p_t} = X_t C_t L_t^j(i)^\varphi. \quad (3)$$

Com a Log-linearização e agregando-se os submercados para os serviços de trabalho, temos:

$$w_t^j - p_t = c_t^j + \varphi l_t^j + \xi_t^j, \quad (4)$$

o desemprego é denotado por $u_t^j = l_t^j - n_t^j$. Sob salários flexíveis, a taxa natural de desemprego refletirá o aumento salarial variável no tempo, τ_t^j , vezes a elasticidade da oferta de trabalho. Com os salários escalonados, a taxa real de desemprego reflete a margem salarial

⁴ O autor adota como *proxy* a Taxa de desemprego aberto, de 30 dias, que era divulgada pelo IBGE na extinta Pesquisa Mensal de Emprego (PME).

média. Podemos, assim, expressar a diferença entre o desemprego regional real u_j^t e a “taxa natural de desemprego” $u_t^{N_j}$, que prevaleceria com o nível de emprego $n_t^{N_j}$ atingíveis com salários flexíveis, em função da diferença entre as marcações reais prevalecentes na economia τ_t^j e os mukps variáveis com o tempo τ_t^j :

$$\tau_t^j - \tau_t^j = \varphi(l_t^j - n_t^j) - \varphi u_t^{N_j} \quad (5)$$

Logo, a curva de Phillips de salário Novo-Keynesiana para dados desagregados poderá ser expressa em termos de desvio de desemprego de seu nível natural variável no tempo:

$$\pi_t^w = \beta E_t\{\pi_{t+1}^w\} - \kappa\varphi(u_t^j - u_t^{N_j}) \quad (6)$$

Para as estimativas que serão apresentadas nesse artigo, será utilizada a seguinte modificação da equação (6).

$$\pi_{jt}^w = \alpha + \beta_1 \pi_{jt-1}^w + \beta_2 u_{jt-1} + \beta_3 u_{jt} + \varepsilon_{jt}, \quad (7)$$

onde π_{jt}^w representa o crescimento nominal dos salários no estado j , π_{jt-1} é a *proxy* para a expectativa (defasada) do crescimento dos salários, u_{jt-1} e u_{jt} são a taxa de desemprego defasada no período $t-1$ e a taxa de desemprego no período t respectivamente, sendo empregado a taxa de desocupação como *proxy* para a taxa de desemprego.

3 METODOS E DADOS

3.1 Vetores Autorregressivos para Dados em Painel (PVAR)

Para a análise empírica da curva de Phillips salarial novo-keynesiana, a nível estadual, partiu-se da estimação de um modelo de Vetores Autorregressivos para Dados em Painel (PVAR). O PVAR proposto assume o seguinte formato:

$$y_{it} = \alpha(1)y_{it-1} + \dots + \alpha(p)y_{it-p} + \eta_i + v_{it}, \quad (8)$$

onde $y_{it} = [\pi_{jt}^w, u_{jt}]$ é um vetor $m \times 1$ de variáveis endógenas, η_i é um vetor $m \times 1$ de efeitos fixos não observáveis, $\alpha(p)$ é a matriz $m \times m$ de coeficientes com p - defasagens, v_{it} é um vetor $m \times 1$ de erros idiossincráticos com média zero e matriz de covariância $v_{it}v_{it}' = \Sigma$. O indexador $i = [1, \dots, 27]'$ denota, neste estudo, as Unidades Federativas do Brasil, e t denota a janela temporal.

Como mostram Love e Zicchino (2006), uma vez que os efeitos fixos η_i estão correlacionados com as variáveis endógenas defasadas em um PVAR, faz-se necessário utilizar um estimador consistente que elimine esse viés. Os autores propõem o estimador GMM com transformação Helmert (desvios ortogonais para frente), que remove os efeitos fixos e preserva a ortogonalidade entre as variáveis transformadas e os regressores, semelhante ao empregado no System GMM. A transformação de Helmert de uma variável do sistema é dada por:

$$\tilde{y}_{it} = \left(y_{it} - \frac{\sum_{j=t+1}^{T_i} y_{ij}}{T_i - t} \right) \sqrt{\frac{T_i - t}{T_i - t + 1}}, \quad (9)$$

onde T_i é o último período disponível para a unidade i e $T_i - t$ é o número de observações disponíveis para o período seguinte. O uso da transformação Helmert nos permite reescrever a equação (17) como:

$$\tilde{y}_{it} = \sum_{l=1}^p \alpha \tilde{y}_{it-l} + \tilde{v}_{it} \quad (10)$$

A transformação de Helmert elimina o viés gerado pela correlação entre η_i e os regressores defasados. As variáveis transformadas na equação (10) são ortogonais às variáveis originais e permitem a consistência das estimativas via GMM.

A estatística J de Hansen é utilizada para testar o conjunto de instrumentos. A escolha da ordem ótima de defasagem é baseada nos menores valores para os critérios modificados de informação Bayesiano (MBIC), Akaike (MAIC) e Hannan-Quinn (MQIC) (ANDREWS; LU, 2001).

Serão estimadas funções de impulso-resposta generalizadas (GIRF), que são invariantes ao ordenamento das variáveis no sistema, e permitindo examinar a influência da taxa de desemprego no crescimento salarial médio de forma dinâmica ao longo do tempo.

3.2 Dados

A amostra é construída a partir de dados secundários do Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA) da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua – PNADC/T. Os dados têm frequência trimestral, com início no 2º trimestre de 2012 até o último trimestre de 2019 para 27 unidades federativas do Brasil. As séries de tempo são mostradas nas Figuras 1 e 2.

As variáveis utilizadas para a estimação do PVAR são:

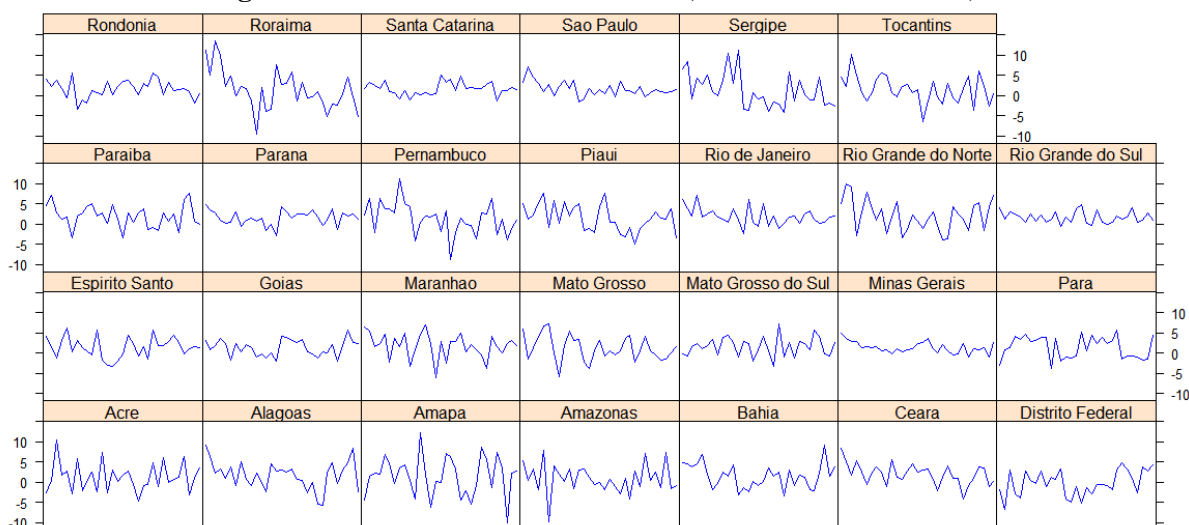
- a) Taxas de desocupação e de subutilização da força de trabalho, na semana de referência, das pessoas de 14 anos ou mais de idade (definida como a Tabela 4099 – variação % trimestral)
- b) Rendimento médio nominal, habitualmente recebido no mês de referência, do trabalho principal e de todos os trabalhos, por sexo (definida como a Tabela 5429 – variação % trimestral)

A escolha do período amostral, totalizando 837 observações, é justificável por se tratar do início da mediação da Taxa de desocupação da PNADC/T, representando uma nova proxy para a Taxa de desemprego, principalmente devido à extinção da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) em 2016. Não se optou pela escolha do fim do período até 2020 devido à perturbação na trajetória temporal dos dados causados pela pandemia do novo coronavírus.

Para o cálculo do crescimento trimestral dos salários nos estados será utilizado o Rendimento médio nominal. De acordo com a metodologia do IBGE, essa variável é formada pela divisão entre os rendimentos totais pelo número de pessoas ocupadas para cada trimestre. Esse cálculo fornece uma estimativa da taxa salarial trimestral por pessoa ocupada em cada unidade federativa.

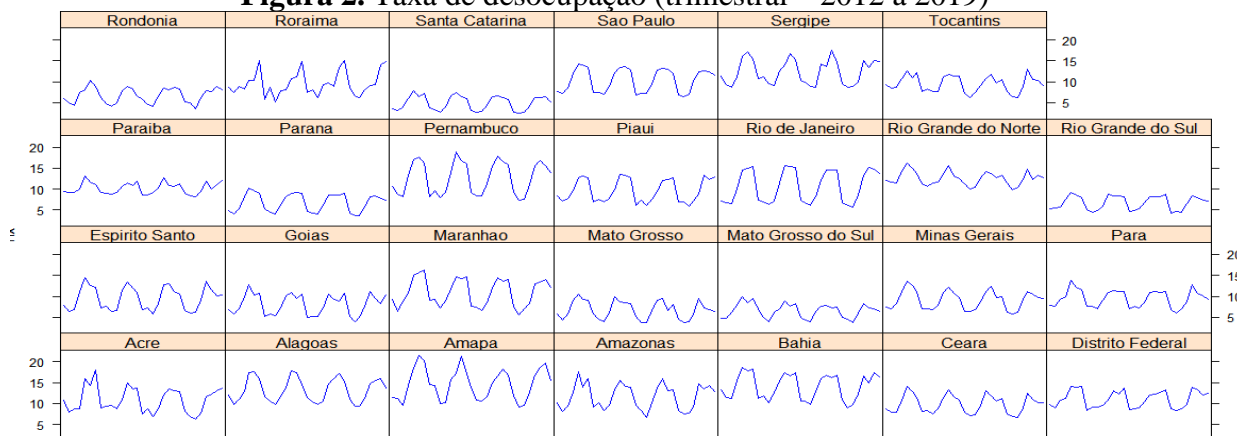
Será utilizado o filtro Hodrick-Prescott com frequência 1600 para o cálculo da diferença entre a taxa de desemprego atual e a natural a partir dos dados das taxas de desocupação e de subutilização da força de trabalho (desemprego cíclico).

Figura 1. Crescimento salarial nominal (trimestral -2012 a 2019)



Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da PNADC/T

Figura 2. Taxa de desocupação (trimestral – 2012 a 2019)



Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da PNADC/T

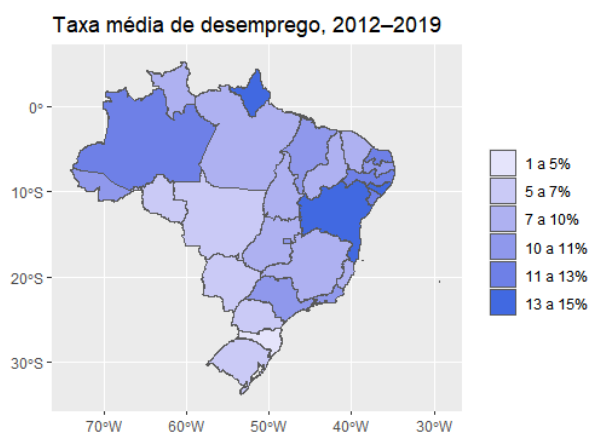
3.2.1 Análise Descritiva dos Dados

A Taxa de desocupação no Brasil para o ano de 2008 foi de 8,1% na média, com uma redução para 6,8% na média de 2014. Já para o período de 2015 a 2017, com a crise política e o desencadeamento de uma das maiores crises econômicas da história do país, a taxa de desemprego subiu consideravelmente, apresentando média de 8,5% para o ano de 2015 e de 11,3% no ano de 2016. Apesar de um melhor cenário internacional a partir de 2017, além de maior confiança dos agentes econômicos na política econômica do governo, o mercado de trabalho não apresentou melhora nos indicadores; foi observada no decorrer do ano uma relativa estabilidade na taxa de desemprego. No período de 2017 a 2019, a taxa de desemprego apresentou média 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 2019 a taxa de desemprego brasileira apresentou média de 9,8%, estados como Alagoas, Amapá e Bahia apresentaram taxas médias de desemprego de 13,2%, 14,6% e 14% 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 5%. A Figura 3 expõe as taxas médias de desemprego por estado para o período de 2012 a 2019.

Figura 3. Taxa média de desemprego nos estados brasileiros (2012-2019)



Fonte: Elaboração própria a partir dos Dados da PNADC/T

4 Resultados

Foi realizado então o teste de raiz unitária em painel *Im-Pesaran-Shin* (IPS) com no máximo quatro lags. Conclui-se que as variáveis são estacionárias em nível. A Tabela 1 mostra os resultados do teste IPS, em que se rejeita a hipótese nula de não estacionariedade ao nível de 1% de significância.

Tabela 1 – Teste IPS de raiz unitária em painel

Variável	Estatística	p-valor
π_{jt}^w	-20.425	0,000***
u_{jt}	-27.664	0,000***

Fonte: Elaboração própria

(1)*** indica significância estatística aos níveis de 1%.

Com o intuito de medir a relação entre o crescimento dos salários nominais e a taxa de desemprego, será estimado um PVAR via System GMM a lá Blundell e Bond (1998), com 8 defasagens nos instrumentos, método *two-step*, desvios ortogonais para frente e inclusão de dummies trimestrais.

O tratamento econométrico inicia-se com a escolha da ordem de defasagem. A Tabela 2 contém os resultados que dão suporte à escolha da defasagem ótima para o PVAR com base nos critérios Bayesiano, Akaike e Hannan-Quinn modificados. Foram testadas até quatro defasagens. Todos os testes indicam a escolha ótima de uma defasagem.

Tabela 2 - Critérios de seleção das ordens de defasagem do modelo PVAR

PVAR	Defasagens	MBIC	(MQIC	MAIC
	1	-202,1284	-110,9984	-43,58185
	2	-189,8036	-104,8023	-41,70632
	3	-180,3945	-101,4501	-42,64427
	4	-173,384	-100,4217	-45,8739

Fonte: Elaboração própria

A Tabela 3 mostra os coeficientes estimados para a forma reduzida do PVAR. O PVAR é estável, com autovalores no interior do círculo unitário (0,4877 e 0,0323). Nota-se que o coeficiente estimado da taxa de desemprego na equação dos salários é negativo e significativo a 10%, com magnitude em torno de -0,15.

Tabela 3 – Resultado das estimativas PVAR

Variáveis	π_t^w	u_t
π_{t-1}	0,0683 (0,0700)	0,0985*** (0,0243)
u_{t-1}	-0,1531** (0,0692)	0,4518*** (0,0275)
<i>Dummy</i> 2º Trimestre	-1,3243** (0,6266)	-1,0902* (0,6530)
<i>Dummy</i> 3º Trimestre	-1,6904** (0,7523)	-1,0935* (0,6210)
<i>Dummy</i> 4º Trimestre	-1,3409** (0,5887)	-1,2768*** (0,3965)
Constante	2,5622*** (0,5314)	1,1014** (0,4857)
Test Hansen-J		24,4181 p-valor = 0,6592

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *, ** e *** indicam significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Erros-padrão robustos em parênteses.

A Figura 4 ilustra os resultados da função de Impulso-Resposta generalizada. Os resultados evidenciam que um choque não esperado de um ponto percentual na Taxa de desemprego gera uma redução no crescimento médio dos salários nominais, em relação ao equilíbrio, de -0,1521 pontos percentuais no período inicial do impacto (embora não significativo). No segundo período após o choque há um decréscimo de -0,27 pontos percentuais no crescimento dos salários nominais, que permanece abaixo do seu valor de equilíbrio durante cerca de 6 trimestres. Ao final de 8 trimestres, o crescimento salarial apresenta um impacto acumulado e significativo de -0,70 pontos percentuais após uma inovação da taxa de desemprego. A resposta acumulada de -0,70 p.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.

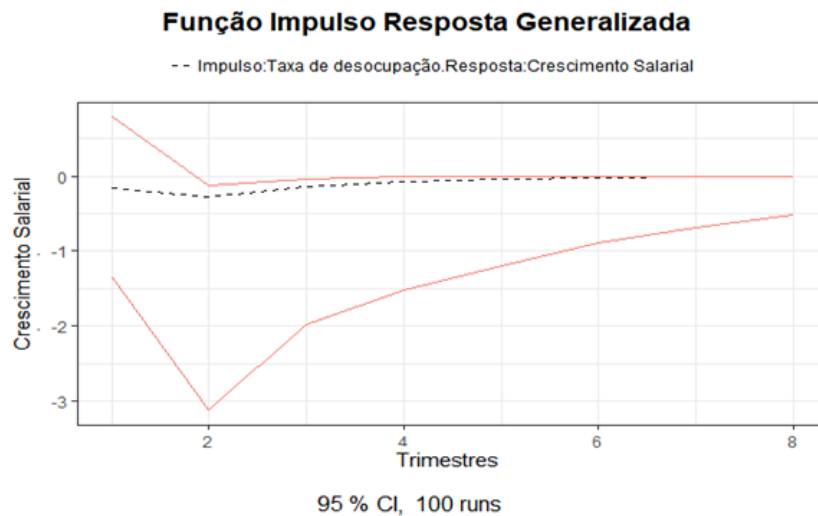


Figura 4. Função Impulso-Resposta Generalizada do PVAR

Nota: Intervalo de confiança de 95% gerado a partir de 100 replicações de Monte Carlo.

Fonte: Elaboração própria.

4.1 Checagem de Robustez

Começamos nossa análise de robustez com a hipótese de diminuição do período considerado para a estimação do PVAR. A janela temporal foi reduzida para o intervalo entre o primeiro trimestre de 2014 ao último trimestre de 2019, período conturbado na economia brasileira que ficou marcado pela segunda posse da presidenta Dilma Rousseff. No ano de 2014 o Brasil obteve um crescimento do PIB de 0,5%, crescimento relativamente baixo comparado aos anos de 2012 e 2013, que apresentaram crescimento de 1,8% e 1,9% respectivamente.

A Figura 4 ilustra os resultados da função de Impulso-Resposta generalizada para o novo período analisado com uma defasagem (os testes de estacionariedade e escolha de defasagem estão apresentados no apêndice A). O PVAR é estável, com autovalores no interior do círculo unitário (0,24 e -0,05) e estatística Hansen apresentando o valor de 24,90 (p-valor 0,63). O coeficiente de u_{t-1} neste PVAR apresentou magnitude de -0,0957, com erro-padrão robusto de 0,050 (significativo a 10%).

Os resultados evidenciam que um choque não esperado de um ponto percentual na Taxa de desemprego gera uma redução no crescimento médio dos salários nominais de -0,20 pontos percentuais no período inicial do impacto, que permanece abaixo do seu valor de equilíbrio durante cerca de 5 trimestres. Ao final de 8 trimestres, o crescimento salarial apresenta um impacto acumulado de -0,45 pontos percentuais após uma inovação da taxa de desemprego (entre

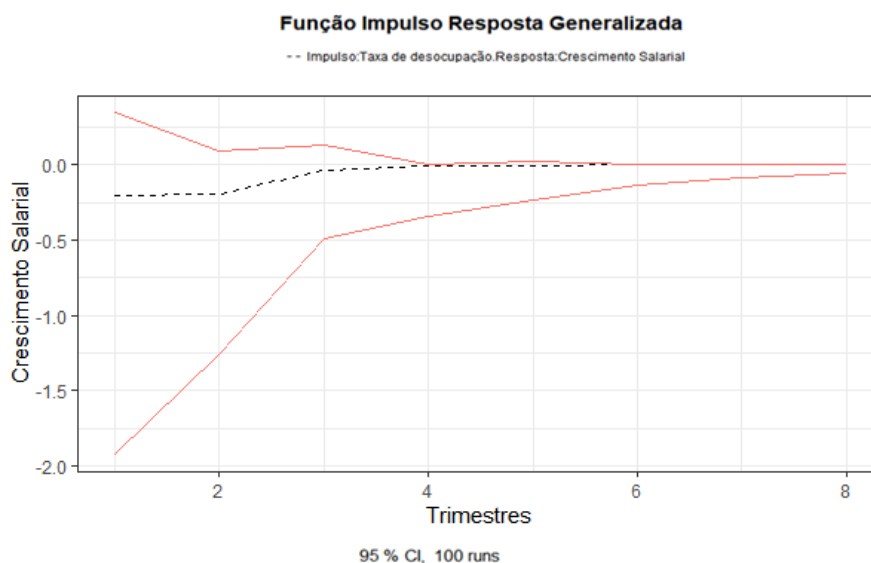


Figura 5. Função Impulso-Resposta Generalizada do PVAR

Nota: Intervalo de confiança de 95% gerado a partir de 100 replicações de Monte Carlo.

Fonte: Elaboração própria.

Com o intuito de verificar uma análise detalhada da equação (7), partiu-se para estimação de um painel dinâmico com a mesma quantidade de instrumentos do PVAR apresentados na Tabela 3. Utilizando o estimador System GMM, busca-se verificar se a soma dos coeficientes u_t e u_{t-1} apresentam magnitude maior do que o apresentado pelo PVAR. Os resultados na Tabela 4 apontam que a soma de dos parâmetros estimados u_t e u_{t-1} é aproximadamente igual a -0,25, além de não apresentar significância estatística.

Tabela 4 – Painel dinâmico

Variáveis	π_t^w
π_{t-1}	0,0409 (0,0839)
u_t	-0,2139* (0,1106)
u_{t-1}	-0,0372 (0,0706)
<i>Dummy</i> 2º Trimestre	-1,7046*** (0,2781)
<i>Dummy</i> 3º Trimestre	-1,8855*** (0,4415)
<i>Dummy</i> 4º Trimestre	-1,6388*** (0,3234)
Constante	2,8274*** (0,3507)
Teste Hansen-J	1,77 p-valor = 0,7766

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *, ** e *** indicam significância a 10%,5% e 1%, respectivamente. Erros-padrão robustos em parênteses.

4.2 Comparação com os resultados estimados da curva de Phillips para dados desagregados

O objetivo desta subseção é comparar os resultados encontrados neste trabalho com outros estudos sobre a curva de Phillips, realizados a partir de uma análise de dados desagregados para a União Europeia, Estados Unidos e Brasil. A primeira entrada da Tabela 5 mostra os resultados obtidos neste trabalho.

Tabela 5 – Comparação entre os diferentes resultados para curva de Phillips com dados desagregados

Autores	π_{t-1}	π_{t+1}	u_t	Período
Presente estudo	0,0683 ^{3,5}	-	[-0,70; -0,45; -0,25]	2012 a 2019 ⁸
Sachsida (2009)	0,089 ⁶	0,906 ⁶	0,001 ³	2002 a 2009 ⁸
Kiley (2014)	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
Leavy (2019)	-	-	-0,33	2000 a 2016 ²
Fitzgerald et al. (2020)	-	-	-0,28	1977 a 2018 ⁷
Hooper et a. (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

Fonte: Elaboração própria.

Nota:1Refere-se ao desemprego de longa duração.

2 Refere-se à Dados desagregados da União Europeia.

3 Estatisticamente não significante.

4Refere-se ao desemprego com a especificação não-linear.

5Refere-se à inflação de salários

6Refere-se à inflação de preços.

7Refere-se à Dados desagregados dos Estados Unidos.

8Refere-se à Dados desagregados do Brasil.

A Tabela 6 apresenta também as estimativas de mínimos quadrados ordinários (OLS) em pooling e painel linear de efeitos fixos (estimador within one-way e two-way) para a curva de Phillips proposta neste estudo. De forma geral, os autores apresentados na Tabela 5 também utilizam desses estimadores para testar a sensibilidade dos resultados.

Tabela 6 – Resultados para os estimadores OLS e efeitos fixos para a curva de Phillips com dados desagregados por estado

Variável dependente π_t^w	OLS Pooling	Efeitos Fixos (Estados)	Efeitos Fixos (Tempo)	Efeitos Fixos (Tempo e Estado)
π_{t-1}	0,4928*** (0,0186)	0,4935*** (0,0185)	0,4949*** (0,0191)	0,4960*** (0,0191)
u_t	-0,1975*** (0,0434)	-0,2112*** (0,0439)	-0,0621 (0,0830)	-0,0984 (0,0882)
u_{t-1}	0,0822* (0,0421)	0,0874* (0,0421)	-0,0385 (0,0720)	-0,0240 (0,0734)
<i>Dummy</i> 2º Trimestre	-1,6881*** (0,2244)	-1,6967*** (0,2233)	-	-
<i>Dummy</i> 3º Trimestre	-2,0077*** (0,2256)	-2,0199*** (0,2246)	-	-
<i>Dummy</i> 4º Trimestre	-1,7784*** (0,2282)	-1,7945*** (0,2272)	-	-

Constante	2,9331*** (0,1713)	-	-	-
Observações	810	810	810	810
R ²	0,4943	0,5060	0,4613	0,4727

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *,**e *** indicam significância a 10%,1% e 0%, respectivamente. Erros-padrão robustos em parênteses.

É possível verificar que o coeficiente da taxa de desemprego via efeitos fixos estaduais, de -0,21, apresenta significância estatística e assemelha-se aos resultados encontrados por Kiley (2014), Babb e Detmeister (2017) e Fitzgerald et al. (2020): -0,29, -0,27 e -0,28 respectivamente. Estes autores adotaram efeitos fixos de tempo e de região, além de outras medidas para o desemprego, porém ao analisar os coeficientes da taxa de desemprego para este trabalho com controles de efeitos fixos e de tempo, o coeficiente é não significativo. É possível que o elevado número de dummies trimestrais na janela amostral completa (em contraste com os estudos feitos com dados anuais) pode ter capturado informação relevante da taxa de desemprego no modelo. É importante ressaltar, porém, que o modelo em painel linear com efeitos fixos, com a especificação utilizada neste trabalho, pode apresentar potencial endogeneidade via correlação entre a taxa de desemprego e o termo de erro, o que motiva a utilização do estimador System GMM via PVAR.

5 Considerações Finais

A partir dos resultados, é possível observar um *trade-off* de curto prazo entre inflação de salários e Taxa de desemprego para a economia brasileira a partir da desagregação de dados a nível estadual. Nossas estimativas sugerem que no segundo período após o choque há um decréscimo significativo de -0,27 pontos percentuais no crescimento dos salários nominais, que permanece abaixo do seu valor de equilíbrio durante cerca de 6 trimestres. Ao final de 8 trimestres, o crescimento salarial apresenta um impacto acumulado de -0,70 pontos percentuais após uma inovação da taxa de desemprego. Também foi possível verificar uma curva de Phillips não-plana para a economia brasileira com dados desagregados, assim como foi observado em alguns trabalhos explicitados na subseção anterior para os Estados Unidos e União Europeia.

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 captem a produção industrial de cada estado brasileiro. A produção industrial poderá servir de *proxy* para o produto gerado nesses estados, 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, produtividade do trabalho, valor agregado setorial (como valor adicionado da agricultura, por exemplo), e escolaridade. Essas possíveis implementações visam explicar melhor a relação entre desemprego e crescimento dos salários com dados desagregados para a economia brasileira.

REFERÊNCIAS

ARELLANO, M; BOND, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The Review of Economic Studies**. v. 58, n. 2, p. 277-297. Disponível em: < <https://www.semanticscholar.org/paper/Some-Tests-of-Specification-for-Panel-Data%3A-Monte-Arellano-Bond/ec9ee35477bd1ecd186131926ca77b38109fec14>>

BABB, N., DETMEISTER, A. K. (2017). Nonlinearities in the Phillips Curve for the United States: Evidence Using Metropolitan Data. **Finance and Economics Discussion Series 2017-070, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.)**. Disponível em: <

<https://www.federalreserve.gov/econres/feds/nonlinearities-in-the-phillips-curve-for-the-united-states-evidence-using-metropolitan-data.htm> >

BECK, G.W., HUBRICH, K., MARCELLINO, M. (2009). Regional inflation dynamics within and across euro area countries and a comparison with the United States. **Economic Policy**, v.24. n. 57, p. 142–184. Disponible em: <<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp681.pdf>>

BEREJA, M., HURST, E., OSPINA, J. (2019). The aggregate implications of regional business cycles. **Econometrica**, v. 87, n. 6, p. 1789-1833. Disponible em: <<https://economics.mit.edu/files/17103>>

BLANCHARD, O., GALÍ, J. (2007). Real wage rigidities and the new Keynesian Model. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 39, p. 35-65

BLANCHFLOWER, D. G., OSWALD, J. (1999). The wage curve. **MIT press**.

BLUNDELL, R., BOND, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143. Disponible em: <<https://www.ucl.ac.uk/~uctp39a/Blundell-Bond-1998.pdf>>

BUNDESBANK, D. (2016). Wage dynamics amid high euro-area unemployment. **Monthly Report**, p. 33-55, 2016. Disponible em: <<https://www.bundesbank.de/resource/blob/707622/f75c2130dd74efc44b065a904fac882c/mL/2016-12-wage-data.pdf>>

FITZGERALD, T. J., JONES, C., KULISH, M., NICOLINI, J, P. (2020). Is There a Stable Relationship between Unemployment and Future Inflation? **Federal Reserve Bank of Minneapolis**. Disponible em: <<https://callumjones.github.io/files/phillipscurve.pdf> >

GALÍ, J. (2011). The return of the wage Phillips curve. **Journal of the European Economic Association** 9.3, pp. 436–461. Disponible em: <https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/economy-finance/dp085_en.pdf>

GALÍ, J., GERTLER, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. **Journal of Monetary Economics**, v.44, n.2, p. 195-222. Disponible em: <https://www.nber.org/system/files/working_papers/w7551/w7551.pdf>

HAZELL, J., HERRENO, J., NAKAMURA, E., STEINSSON, J. (2020). The slope of the Phillips Curve: evidence from US states. **National Bureau of Economic Research**. Disponible em: <<https://eml.berkeley.edu/~enakamura/papers/StateLevelCPIs.pdf>>

HOOPER, P., MISHKIN, F, S., SUFI, A. (2020) Prospects for inflation in a high pressure economy: Is the Phillips curve dead or is it just hibernating?. **Research in Economics**, v. 74, n. 1, p.26-62. Disponible em: <<https://ideas.repec.org/a/eee/reecon/v74y2020i1p26-62.html>>

KILEY, T. (2014). An Evaluation of the Inflationary Pressure Associated with Short- and Long-term Unemployment. **Finance and Economics Discussion Series 2014-28, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.)**. Disponible em:

<https://www.federalreserve.gov/econres/feds/an-evaluation-of-the-inflationary-pressure-associated-with-short-and-long-term-unemployment.html>>

KUMAR, A., ORRENIUS, P, M. (2016). A closer look at the Phillips curve using state-level data. **Journal of Macroeconomics**, v. 47, p. 84-102. Disponível em: <<https://www.dallasfed.org/~media/documents/research/papers/2014/wp1409.pdf> >

LEVY, A. (2019). The euro area Phillips curve: Identification with regional data. **Massachusetts: MIT Economics Department**. Disponível em: <<http://economics.mit.edu/files/16976>>

LOVE, I., ZICCHINO, L. (2006). Financial development and dynamic investment behavior: evidence from panel VAR. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, 46, 190-210. Disponível em: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.472.3042&rep=rep1&type=pdf> >

MCLEAY, M., TENREYRO, S. (2020). Optimal inflation and the identification of the Phillips curve. **NBER Macroeconomics Annual**, v. 34, n. 1, p. 199-255. Disponível em: <<https://personal.lse.ac.uk/tenreyro/inflation1.pdf>>

NOBREGA, W. C. L., DA NOBREGA BESARRIA, C., DE OLIVEIRA, F. A. (2020). Unemployment rate and wage growth in Brazil: evidence from a Markov-switching model. **Economia Aplicada**, v.24, n. 2, pp. 171-194. Disponível em: <<https://www.revistas.usp.br/ecoa/article/view/151926>>, acesso em: mai 2021

PHILLIPS, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. **Economica**, v. 25, n. 100, p. 283-299. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1111/j.1468-0335.1958.tb00003.x>>, acesso em: mar 2021.

ROBERTS, J. M. (1997). The wage curve and the Phillips curve. **Available at SSRN 94270**. Disponível em: <<https://www.federalreserve.gov/pubs/feds/1997/199757/199757pap.pdf>>, acesso em: mai 2021.

SACHSIDA, A. (2009). Reexaminando a curva de Phillips brasileira com dados de seis regiões metropolitanas. **Texto para Discussão, No. 1430, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)**, Brasília. Disponível em: <<https://www.econstor.eu/bitstream/10419/91428/1/615107117.pdf>>, acesso em: mar 2021

SAMUELSON, P., SOLOW, R. M. (1960). Analytical aspects of anti-inflation policy. **The American Economic Review**. v. 50, n. 2, pp. 177-194. Disponível em: <https://elearning.uniroma1.it/pluginfile.php/390167/mod_resource/content/2/Samuelson%20and%20Solow.pdf>, acesso em: mai 2021.

Apêndice A

Apêndice A1 – Teste de Estacionariedade *Im-Pesaran-Shin* (IPS)

Tabela A1 - Teste de Estacionariedade da Série (IPS)

VARIÁVEL	COEFICIENTE	P-VALOR
π_{jt}^w	-18,851	0,000***
u_{jt}	-22.896	0,000***

Fonte: Elaboração própria

(1)*** indica significância estatística aos níveis de 1%.

Apêndice A2 – Critérios de seleção de defasagem

Tabela A2 - Critérios de seleção das ordens de defasagem do modelo PVAR

PVAR	Defasagens	$MMSC_{BIC,n}$	$MMSC_{HQIC,n}$	$MMSC_{AIC,n}$
	1	-192,2523	-107,4915	-43,0983
	2	-179,3133	-100,5359	-40,4218
	3	-167,5594	-94,6835	-38,8123
	4	-156,5966	-89,5331	-37,8689