

CURVAS DE SALÁRIO DINÂMICAS E EFEITOS SOBRE O SALÁRIO REAL E O DESEMPREGO DE LONGO PRAZO PARA A ECONOMIA BRASILEIRA¹

Roberto Santolin²

Mariangela Furlan Antigo³

Este artigo tem por objetivo estimar elasticidades salário-desemprego e verificar se diferentes grupos de indivíduos possuem diferenças quanto à flexibilidade dos salários reais. Para tanto, são utilizados dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de seis regiões metropolitanas – São Paulo, Rio de Janeiro, Recife, Salvador, Belo Horizonte e Porto Alegre – entre 2001 e 2015. Os resultados obtidos por meio de um modelo de curva de salário dinâmica e análises impulso-reposta sugerem que há inflexibilidade salarial no mercado de trabalho no curto prazo. Há diferenças substanciais entre as médias salariais e a taxa de desemprego entre os diferentes grupos avaliados. No entanto, após um choque adverso sobre a produtividade, caracterizado pelo aumento da taxa de desemprego no curto prazo, foi constatado que a inflexibilidade salarial é relativamente homogênea entre os grupos avaliados em um período de até seis anos. Indivíduos com nove anos ou mais de estudo possuem maior flexibilidade salarial apenas no longo prazo, em períodos de aproximadamente quinze anos.

Palavras-chave: mercado de trabalho; curva de salário dinâmica; desemprego.

DYNAMIC WAGE CURVES: EFFECTS ON REAL WAGES AND LONG TERM UNEMPLOYMENT FOR THE BRAZILIAN ECONOMY

The following work aims to estimate wage/unemployment elasticities and to verify if different groups of individuals have differences regarding real wages flexibility. Hence, we use data from the Household Sample National Survey (Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios – PNAD) for six metropolitan areas – São Paulo, Rio de Janeiro, Recife, Salvador, Belo Horizonte e Porto Alegre – between 2001 and 2015. Applying the Dynamic Wage Curve Model and impulse-response analysis to these data suggest that there is, in the short-term, wage inflexibility on the labour market. Furthermore, there are substantial differences between mean wages and unemployment rate amongst the assessed groups. However, after an adverse productivity shock, represented by an increase of unemployment rate in the short-term, it was perceived that wage inflexibility is relatively homogeneous amongst the assessed groups within a period of up to six years. Individuals with nine or more years of study do have more wage flexibility, but only in the long-term, comprising periods of approximately fifteen years.

Keywords: labor market; dynamic wage curve; unemployment.

JEL: E24; J51; J60.

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppev50n1art5>

1. Os autores agradecem aos pareceristas pelos comentários e sugestões. Quaisquer erros remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores.

2. Professor associado do Instituto Três Rios da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (ITR/UFRRJ); e professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Ouro Preto (PPEA/UFOP).

E-mail: <rsantolin@ufrj.br>.

3. Professora adjunta do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/FACE/UFMG). *E-mail:* <maantigo@cedeplar.ufmg.br>.

1 INTRODUÇÃO

Após duas décadas de estabilização dos preços, o desemprego ainda permanece como tema fundamental nos debates da política econômica brasileira. De acordo com a hipótese da curva de Phillips, sabe-se que a permanência de uma taxa de desemprego mais elevada reflete o custo social pago pela estabilização da inflação. Essa ideia remete ao trabalho seminal de Phillips (1958) e, em um segundo momento, a Friedman (1968) e a Phelps (1968), que definiram a inflação como procedente do desajuste entre a taxa de desemprego corrente e a *non-accelerating inflation rate of unemployment* (NAIRU), a taxa de desemprego de equilíbrio ou natural.

Enquanto o modelo de curva de Phillips proposto por Friedman (1968) e Phelps (1968) advoga uma NAIRU fixa ao longo do tempo, as teorias que pressupõem rigidez salarial motivadas por barganhas salariais possibilitaram uma nova abordagem teórica, pela qual a NAIRU poderia sofrer deslocamentos na presença de choques sobre a demanda e a oferta. Essa tese, denominada histerese do desemprego, foi particularmente utilizada para descrever o desemprego crescente e persistente na Europa pós-choque do petróleo, durante as décadas de 1970 e 1980, em contraposição a um equilíbrio de baixa taxa de desemprego alcançado pelos Estados Unidos nessa mesma época. A explicação para essa divergência focaliza-se no tamanho da flexibilidade salarial entre os países em que uma maior flexibilidade tende a ser acompanhada de taxas de desemprego menos persistentes.

Os trabalhos que se dedicaram a compreender a estrutura de flexibilidade salarial do mercado de trabalho brasileiro oferecem ambiguidades. Carneiro (1995; 1997) e Amadeo (1993; 1994) apresentaram evidências de uma relativa estrutura de rigidez salarial no Brasil. Carneiro e Henley (1994) verificaram que, no longo prazo, o processo de determinação de salários nominais exhibe um considerável grau de poder interno (*insider power*), na medida em que os salários são determinados pelo poder de mercado dos empregadores em vez de seguirem as flutuações da atividade econômica brasileira.

Um elevado grau de flexibilidade salarial e de contratação da mão de obra pode ser observado em Barros *et al.* (1997) e Corseuil *et al.* (2002), os quais apontam um mercado de trabalho caracterizado por uma flexibilidade de contratação da mão de obra superior à de países industrializados, não homogênea entre setores e empresas de tamanhos distintos. Somando-se a isso, Barros e Mendonça (1997) mostraram que o Brasil sofreu uma significativa flexibilidade salarial e, ao longo dos anos 1990, introduziu novos componentes de flexibilização das relações de trabalho, por meio de modalidades alternativas de contratos e terceirização, como evidenciaram Chahad (2002) e Cacciamali e Brito (2002).

Uma das características marcantes observadas nesse período foi o aumento das taxas de desemprego, cuja evolução desfavorável na década de 1990 foi ainda

agravada pela elevação simultânea da duração média dessas taxas devido às fortes alterações ocorridas na composição, passando a atingir os mais diversos segmentos da força de trabalho, e pela sua manutenção em patamares elevados. O problema do desemprego ganhou grande relevância recentemente e tem ocupado lugar de destaque no debate econômico nacional. Logo, busca-se, dessa forma, entender os reflexos dessas adversidades sobre a persistência do desemprego e como a flexibilidade ou não dos salários no Brasil torna-se importante para explicar esse fenômeno.

A contribuição deste artigo é estimar a curva de salário dinâmica, com base em Blanchflower e Oswald (1994) e Blanchard e Katz (1997), o que permite mostrar a relação entre o grau de flexibilidade dos salários e os impactos de choques de produtividade sobre o salário real e o desemprego de longo prazo. Neste sentido, obtêm-se elasticidades de longo prazo do desemprego sobre os salários elucidando o quão importante é a flexibilidade desses salários na redução da persistência do desemprego no longo prazo. Além disso, na tentativa de tornar mais clara a relação entre salários e desemprego, considerar-se-á essa relação segundo atributos individuais, como sexo, cor, idade e escolaridade. Por fim, o artigo procura ressaltar a importância de choques da produtividade para as mudanças na taxa de equilíbrio de longo prazo para o desemprego. Este enfoque específico (isto é, a relação entre choques na produtividade sobre o salário real e o desemprego de longo prazo) é uma contribuição em relação a outros trabalhos que trataram recentemente desse tema para o Brasil, como Silva, Monsueto e Porsse (2015) e Baltagi, Rokicki e Souza (2017).

O modelo empírico a seguir objetiva subsidiar a avaliação da hipótese sobre as características preponderantes na estrutura salarial nas regiões metropolitanas do Brasil. As técnicas econométricas para reduzir o problema da endogeneidade entre o salário e a taxa de desemprego serão incorporadas em conformidade ao modelo empírico proposto. Além disso, serão apresentadas sistematicamente as hipóteses subjacentes ao modelo da curva de salário dinâmica. O objetivo é mostrar a estreita relação que pode existir entre o grau de flexibilidade dos salários e os possíveis impactos sobre o salário real e o desemprego de longo prazo a partir de um choque de produtividade sobre a economia. Para este fim, o artigo está dividido em cinco seções, considerando esta introdução. Na próxima seção, apresenta-se uma revisão da literatura sobre a curva de salário dinâmica. Na terceira e na quarta seções, são descritos a metodologia e os resultados obtidos e, na última, descrevem-se algumas considerações gerais sobre o trabalho.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Relações negativas entre níveis de desemprego e salários em termos locais podem ser observadas por meio de uma curva de salário (Blanchflower e Oswald, 1994). Segundo os autores, a curva sintetiza o fato de um indivíduo empregado em uma

área de alto desemprego ganhar menos que um indivíduo idêntico que trabalha em uma região com baixa escassez de emprego. A especificação para a curva de salário é feita de acordo com a equação (1).

$$w_{irt} = \alpha X_{irt} + \beta u_{rt} + d_r + f_t + e_{irt} \quad (1)$$

Em que w_{irt} é o logaritmo da taxa de salário por pessoa i observada no mercado de trabalho local r no período t ; u_{rt} é o logaritmo da taxa de desemprego no mercado de trabalho r no período t ; X_{irt} é um conjunto de variáveis que mensuram as características do indivíduo i (como sexo, idade, educação, experiência, entre outras); d_r e f_t são, respectivamente, interceptos não restritos para diferentes mercados e períodos de tempo; e e_{irt} , o termo de erro.

Pioneiros nessa linha de pesquisa, Blanchflower e Oswald (1994) estabelecem a existência de uma curva salarial em diferentes países, com uma elasticidade estimada dos salários em relação ao desemprego local em torno de -0,1. Todavia, para outros autores, como Montuenga-Gómez e Ramos-Parreño (2005), a elasticidade dos salários em relação ao desemprego varia de país para país, ou seu valor é inferior ao padrão.

Card (1995) indica que a curva de salário deve ser tratada como uma nova possibilidade teórica, de contribuições relevantes para a economia, referenciando-se em modernos teoremas de competição imperfeita. Quando se confronta a curva de salário com a demanda por trabalho, obtém-se um quase-equilíbrio, caracterizado pela existência de desemprego involuntário e um nível de salários acima daquele obtido no equilíbrio de mercado. No entanto, a hipótese original da curva de Phillips sugere que o desemprego determina a taxa de mudança dos salários, ao passo que a especificação de Blanchflower e Oswald (1994) implica que o desemprego determina o nível de salários.

Em outras palavras, na curva de Phillips, o salário real é constante e os salários nominais tendem a se ajustar mediante diferenças entre a taxa de desemprego corrente e a taxa de desemprego natural. Por sua vez, a curva de salário prevê um salário real diferente entre as regiões e fortemente dependente da taxa de desemprego local. Nesse sentido, a curva de salário expressa uma relação negativa entre o nível de salários e a taxa de desemprego, ao passo que a curva de Phillips captura a relação negativa entre o crescimento dos salários (inflação salarial) e a taxa de desemprego. A relação agregada (anual) entre séries temporais do salário nominal e desemprego nos Estados Unidos é bem representada por uma curva de Phillips (Blanchard e Katz, 1997).

$$(w_t - w_{t-1}) = a_w + (p_{t-1} - p_{t-2}) - \beta u_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Em que p e w são *logs* do nível de preços e salários, u é a taxa de desemprego, a_w é uma constante e ε_t é o termo de erro. Considera-se $(p_{t-1} - p_{t-2})$ uma *proxy* para a inflação corrente esperada. Sob a interpretação (2), torna-se:

$$(w_t - p_t^e) = a_w + (w_{t-1} - p_{t-1}) - \beta u_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

A redução da taxa de desemprego conduz a um aumento esperado no salário real. Nesse sentido, os modelos de rigidez salarial apontam para um mercado de trabalho mais rígido, com um salário real mais alto que o salário reserva dos trabalhadores. Em outros termos, modelos de salário eficiência ou modelos de barganha sugerem uma pressuposição simplificadora sobre a forma funcional e os indicadores de rigidez do mercado de trabalho, como expressa a equação (4).

$$(w_t - p_t^e) = \mu b_t + (1 - \mu)y_t - \beta u_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Em que b representa o *log* do salário reserva e y o *log* da produtividade e parâmetro $\mu \in (0,1)$. O salário esperado depende tanto do salário reserva (o salário equivalente a estar desempregado) quanto do nível de produtividade.⁴

Como pode ser observado, o salário reserva e o nível de produtividade estão na equação (4), mas não em (3). Além disso, a curva de Phillips sistematiza uma relação entre a variação do salário real e o desemprego, ao passo que a equação (4) implica uma relação entre o nível do salário real (dado o salário real e a produtividade) e o desemprego.

Para Blanchard e Katz (1997), o salário reserva depende do valor do auxílio-desemprego. Em geral, institucionalmente, o auxílio-desemprego está associado aos salários prévios quando empregado,⁵ sugerindo que o salário reserva se moverá com defasagens, ou seja, ele depende da renda do não trabalho. Além disso, os autores indicam que seria razoável, ao menos com progresso tecnológico com variável do tipo Harrod-Neutra,⁶ que o crescimento da produtividade conduza a crescimentos proporcionais na renda do trabalho e não trabalho. Dessa forma, o salário reserva pode ser influenciado tanto pela produtividade quanto pelos

4. Em modelos de evasão, como Shapiro e Stiglitz (1984), a produtividade não afeta diretamente o salário tal que $\mu = 1$. Em modelos de barganha, como Mortensen e Pissarides (1994), propõe-se $\mu < 1$ desde que os salários dependam da produtividade.

5. No caso do Brasil, o cálculo possui como base a média salarial dos últimos três salários antes do mês de dispensa do trabalhador.

6. A variável tecnológica Harrod-Neutra, ou de tecnologia aumentadora de trabalho, considera que o progresso tecnológico ocorre quando uma unidade de trabalho se torna mais produtiva quando o nível de tecnologia é mais elevado.

salários defasados.⁷ Assim, a condição empiricamente razoável para que o progresso tecnológico não conduza a uma tendência persistente na taxa de desemprego é que o salário reserva seja homogêneo de grau 1 em termos do salário real e da produtividade de longo prazo. Em vez de trabalhar com uma relação generalizada de defasagens distributivas, assume-se uma simples relação entre o salário reserva e o nível de produtividade, dada por:

$$b_t = a + \lambda(w_{t-1} - p_{t-1}) + (1 - \lambda)y_t \quad (5)$$

Em que $\lambda \in (0,1)$. Substituindo esta expressão na relação do salário real na equação (4), tem-se que:

$$(w_t - p_t^e) = \mu a + \mu \lambda (w_{t-1} - p_{t-1}) + (1 - \mu \lambda) y_t - \beta u_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

A comparação entre as equações (3) e (6) sugere que uma relação teórica de equivalência com a curva de Phillips ocorre, se e somente se, $\mu \lambda = 1$. Para tanto, é necessário que duas condições sejam simultaneamente satisfeitas: *i*) não há efeito direto da produtividade sobre o salário real, dado o salário reserva ($\mu = 1$); e *ii*) não existe efeito direto da produtividade sobre o salário reserva ($\lambda = 1$).⁸

Autores como Roberts (1997), Blanchard e Katz (1997; 1999) e Montuenga-Gómez e Ramos-Parreño (2005) procuram reconciliar a curva de Phillips e a curva de salário, derivando uma curva de Phillips aumentada com o vetor de correção de erros para a produtividade do tipo Sargan (Sargan, 1964). Reescrevendo (6) com o termo de correção de erro do tipo Sargan, obtém-se:

$$(w_t - w_{t-1}) = \mu a + (p_t^e - p_{t-1}) - (1 - \mu \lambda)(w_{t-1} - p_{t-1} - y_{t-1}) + \dots \\ \dots (1 - \mu \lambda) \Delta y_t - \beta u_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

Em que y é o logaritmo do nível de produtividade e p , o nível de preços da economia. Se λ é positivo, esta equação implica um ajuste do salário real para um nível determinado pela produtividade e pela taxa de desemprego vigente, mesmo que haja defasagens. Cabe destacar que a equação salarial (7) é consistente com a representação da curva de Phillips padrão, equação (3), se e somente se, $\mu \cdot \lambda = 1$.

7. Para justificar a especificação dinâmica, Blanchard e Katz (1999) fornecem um raciocínio teórico para os salários defasados aparecerem na equação de regressão. Como o salário reserva não é diretamente observável, eles argumentam que ele é basicamente determinado por dois fatores: *i*) o subsídio de desemprego relacionado com lucros passados; e *ii*) a produtividade do trabalhador, entendida como a quantidade que o trabalhador poderia ganhar pela produção doméstica ou no mercado negro. Um exemplo de literatura sobre salários de aspiração é Akerlof e Yellen (1990).

8. Essas condições extremas são reproduzidas no modelo de salário eficiência de Shapiro e Stiglitz (1984). O salário reserva depende apenas do auxílio-desemprego, o qual é proporcional aos salários prévios.

Blanchard e Katz (1999) sugerem que o termo de correção, $(1 - \mu\lambda)$, é próximo a 0 para os Estados Unidos, enquanto em muitos países europeus este termo, em média, é próximo a 0,25, indicando que pelo menos um (se não ambos) dos componentes presentes em $\mu\lambda$ é menor que 1. Tal resultado decorre da participação ativa dos sindicatos europeus na negociação dos salários reais ($\mu < 1$) e da expressiva economia informal na Europa ($\lambda < 1$) (Abowd *et al.*, 2001).⁹

Nesse sentido, a derivação da curva de Phillips pela curva de salários se torna possível quando a produtividade do trabalho não influencia o processo de fixação de salários e a avaliação subjetiva do salário reserva. Cabe destacar que contribuições recentes, como de Gordon e Stock (1998), Whelan (1999), Staiger, Stock e Watson (2002),¹⁰ questionam tal suposição restritiva, com especificações nas quais a produtividade é explicitamente incluída desde o início.

As evidências empíricas mostram que a curva salarial apresenta diferentes elasticidades para diferentes grupos da população. Nesse sentido, na tentativa de mensurar o papel de atributos individuais, a equação (7) pode ser estimada separadamente para diferentes subgrupos populacionais considerando-se idade, sexo, raça e escolaridade. Espera-se obter diferentes elasticidades na curva de salário, corroborando, assim, estudos como os de Blanchflower e Oswald (1994) e Card (1995), que encontraram estimativas de diferentes elasticidades para subgrupos socioeconômicos distintos. Card (1995), por exemplo, verificou que a elasticidade do rendimento em relação ao desemprego é maior para os jovens, os não qualificados e os trabalhadores temporários e não sindicalizados. Berg e Contreras (2004) mostram que mulheres, trabalhadores não universitários e aqueles do setor público têm uma curva salarial com maior inclinação.

Entre os subgrupos, pode ser mais bem observável a hipótese de salário eficiência (Shapiro e Stiglitz, 1984; Akerlof e Yellen, 1990), a qual considera que os empregadores deliberadamente tomam a decisão de pagar salários acima daqueles determinados no equilíbrio de mercado. Tal decisão objetiva estimular a produtividade mais alta via aumento da taxa de esforço empreendida pelo trabalhador na produção, ou seja, a produtividade individual é função crescente do salário real.

9. Com respeito a μ , a maior influência das uniões sindicais no ajuste dos salários e regulamentos faz com que a rigidez contratual no mercado de trabalho na Europa exerça um papel mais importante no ajuste dos salários. As evidências de que há um efeito direto mais forte da produtividade da firma sobre os salários na França do que nos Estados Unidos foram obtidas por Abowd *et al.* (2001). Por meio de dados longitudinais de correspondências entre empregador e empregado (*matched employer-employee*), os autores observaram efeitos positivos da produtividade, intensidade de capital e lucratividade sobre os diferenciais salariais condicionais às características do trabalhador mais na França que nos Estados Unidos.

10. Bårdsen e Nymoen (2003) também derivam um modelo de correção de erros, que engloba a curva de salários e as especificações da curva de Phillips, para testar a hipótese de desemprego de equilíbrio para o caso norueguês. Os resultados obtidos, contudo, não são conclusivos, a curva de Phillips é rejeitada e a curva salarial não é suportada. Isto leva-os a afirmar que um quadro mais geral (incluindo uma equação modelando o desemprego) deve ser considerado.

Já o desemprego atua como um mecanismo que previne trabalhadores de “gazetear” quando os custos de monitoramento são muito altos para o empregador.

Em regiões com altas taxas de desemprego, os salários podem ser menores, porque os incentivos para gazetear são reduzidos pela menor probabilidade de obter um emprego, quando o indivíduo que gazeteia é detectado e despedido. Entretanto, em lugares onde o desemprego é mais baixo, os incentivos para gazetear são mais altos, dada a probabilidade mais alta de se obter um novo emprego. Atribuindo um índice regional, r , a equação (7) pode ser reescrita como:

$$\Delta w_{r,t} = a_r + \Delta p_t^e - \phi(w_{r,t-1} - p_{t-1} - y_{t-1}) - \beta u_{r,t} + \varepsilon_{r,t} \quad (8)$$

Em que ϕ é uma estimativa para $(1 - \mu\lambda)$.

A equação (8) pode ser estimada com dados em painel substituindo todos os termos que não variam no tempo, mas são comuns em todos os mercados, por efeitos fixos do tempo. O modelo econométrico consiste em estimar a mudança no logaritmo nominal dos salários em cada índice r sobre o \log do salário nominal defasado e a taxa de desemprego no mercado; além de *dummies* de tempo e regiões. Assume-se que a expectativa de inflação e as variáveis de produtividade relevantes para fixação salarial sejam independentes das regiões e podem ser capturadas pelas *dummies* de tempo. Substituindo $\Delta w_{r,t} = w_{r,t} - w_{r,t-1}$, a equação (8) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$w_{r,t} = a_r + \phi w_{r,t-1} - \beta u_{r,t} + d_t + \varepsilon_{r,t} \quad (9)$$

Em que o coeficiente autorregressivo captura a dinâmica do modelo. A equação (9) expressa, assim, uma combinação entre a curva de Phillips e a curva de salário, uma vez que os dois casos extremos podem ser alcançados, ou o valor pode não ser alterado, conforme as condições a seguir.

- Se o coeficiente ϕ for igual a 1, isto é, $\mu\lambda = 0$, as pressuposições da curva de salário sobrepujariam as hipóteses da expressão agregada da curva de Phillips, que deve ser reajustada com o vetor de correção de erro para a produtividade.
- Se o coeficiente ϕ é igual a 0, isto é, $\mu\lambda = 1$, retornar-se-ia para a tradicional, a curva de Phillips, e a curva de salário não acrescentaria nenhuma informação relevante.
- O caso intermediário $0 < \phi < 1$, e conseqüentemente $0 < \mu\lambda < 1$, representa a curva de salário dinâmica, em que o impacto de mudanças regionais passadas do desemprego tem efeitos superiores a um período.

De acordo com Blanchard e Katz (1997; 1999), o valor $0 < \phi < 1$ é consistente com as formulações teóricas de competição imperfeita no mercado de trabalho, em que a produtividade da economia tem influência sobre a determinação dos salários. Mais especificamente, a estimativa de $\mu\lambda$ fornece elementos sobre a natureza do salário reserva e sobre a dependência dos salários correntes com relação aos defasados. Além disso, fornece um guia empírico para modeladores de política econômica ao avaliar o efeito de choques sobre a inflação de preços e sobre o *trade-off* inflação-desemprego. Se o desemprego está relacionado a variações salariais (curva de Phillips), choques sobre a oferta afetariam temporariamente a inflação de preços. Por sua vez, quando associados a níveis salariais, os choques continuariam a afetar as barganhas salariais e a inflação de preços nos períodos posteriores.

Com a estimativa do parâmetro ϕ , a hipótese de uma curva de Phillips pode ser testada de maneira direta. Se o valor não for significativamente diferente de 1, a hipótese nula não pode ser rejeitada, ao passo que, se o valor é próximo a 0, então se aceita a hipótese alternativa de uma curva de salário. Blanchflower e Oswald (1994) verificam que, para Estados Unidos e Reino Unido, a estimativa de ϕ não é significativa. Isso sugere que os salários se ajustam rapidamente à taxa de desemprego, questionando a validade da curva de Phillips. Contudo, essa conclusão contraria as evidências de estudos com dados macroeconômicos agregados, para o caso dos Estados Unidos, sempre favoráveis à curva de Phillips (King e Watson, 1994; Roberts, 1995). Por sua vez, Blanchard e Katz (1997) obtêm uma estimativa para os Estados Unidos em torno de 0,9. Como consequência dessas evidências, houve um crescimento expressivo na literatura com o objetivo de se aprofundar nas análises sobre a persistência salarial (Montuenga-Gómez e Ramos-Parreño, 2005).

Não obstante, se μ e λ são iguais ou menores que 1, também há implicações para a determinação da taxa natural de desemprego. Segundo Blanchard e Katz (1999), tomando-se a seguinte identidade:

$$w_t - p_t = y_t - x_t \quad (10)$$

Em que x representa qualquer fator que diminua os salários que as firmas podem pagar (consistente com o lucro zero para mercados de competição perfeita ou um equilíbrio *mark-up* para mercados não competitivos) condicionado ao nível da tecnologia.

Combinando as equações (7) e (10) e desconsiderando erros de expectativas, isto é, substituindo p_t^e por p_t , obtêm-se a taxa de desemprego de equilíbrio (u_t^*).

$$u_t^* = \frac{1}{\beta} (\mu\alpha - \mu\lambda\Delta y_t + \Delta x_t + (1 - \mu\lambda)x_{t-1} + \varepsilon_t) \quad (11)$$

Se for assumido que tanto x quanto y são constantes no tempo, e ε é igual a 0, obtém-se a equação reduzida para a taxa de desemprego de equilíbrio:

$$u^* = \frac{1}{\beta}(\mu\alpha + (1 - \mu\lambda)x) \quad (12)$$

Assim, para que x tenha um efeito permanente sobre a taxa natural de desemprego, $\mu\lambda$ deve ser menor que 1. Se $\mu\lambda$ é igual a 1, o tamanho de x não tem efeito sobre a taxa natural. Se $\mu\lambda$ é menor que 1, para um nível mais alto de x , mais alta é a taxa natural de desemprego. Se $\mu\lambda$ é de fato igual a 1 nos Estados Unidos, mas é menor que 1 na Europa, isto implica que fatores tais como o nível do preço da energia, a taxa de juros ou os impostos sobre a folha de pagamento não têm efeito sobre a taxa natural de desemprego nos Estados Unidos, mas terá efeito sobre a taxa natural na Europa.

A possibilidade de deslocamentos da taxa de desemprego natural na presença de choques de demanda e/ou oferta foi abordada em Blanchard e Summers (1986). Esse processo, denominado histerese do desemprego, implica que o desemprego de equilíbrio não é independente da taxa de desemprego corrente, dependendo, ao contrário, do histórico dele, de forma que um longo período de alto desemprego provoca seu aumento. Ball e Mankiw (2002) também mostram que variações na NAIRU podem estar correlacionadas com flutuações na produtividade. Particularmente, na década de 1970, nos Estados Unidos, a NAIRU aumentou quando o crescimento da produtividade reduziu.

A histerese do desemprego é uma hipótese alternativa à primeira geração de trabalhos que relacionam taxa de desemprego e inflação: na versão tradicional da curva de Phillips, pressupõe-se que os mercados de trabalho estão em competição perfeita, com salários e preços flexíveis. Nesse âmbito, uma plena flexibilidade salarial implica uma taxa de desemprego de equilíbrio constante no longo prazo. E, após choque significativo, a economia convergirá novamente para a mesma taxa de desemprego de equilíbrio anterior. Os argumentos de histerese relaxam a hipótese de competição perfeita e a persistência do desemprego se torna função de persistências salariais. A validade da histerese depende, assim, da suposição de modelos de concorrência imperfeita no mercado de trabalho, como os modelos de salário eficiência e incluído-excluído (*insiders-outsiders*), que têm como resultado a rigidez dos salários nominais (Lindbeck e Snower, 1987; 1989; Blanchard e Summers, 1988; Ball, 1996).

Em modelos de barganha salarial (Diamond, 1982; Lindbeck e Snower, 1989; Pissarides, 1990), a existência de fricções (custos de contratação e dispensa) no mercado de trabalho é fonte de negociação dos agentes, conduzindo a uma partilha da renda gerada entre empregadores e empregados. Nas regiões com alta

taxa de desemprego, o poder de barganha dos trabalhadores *insiders* é restrito porque existem poucas oportunidades de obter um emprego, resultando, assim, em menores negociações salariais. Do ponto de vista alternativo, essa teoria se estende ao fato de que os sindicatos não cuidam somente dos salários dos seus membros, mas, também, reduzem o número de pessoas desempregadas a serem contratadas, que poderiam também conduzir a menores salários. Uma relação negativa entre salários e taxa de desemprego em uma região de alto de desemprego é estabelecida sob ambas as interpretações. O processo coletivo de barganha salarial deve ser considerado a principal causa do deslocamento da taxa de desemprego, dado que a presença de *insiders* evita qualquer tipo de ajustamento instantâneo do salário e introduz, portanto, um substancial grau de persistência salarial.

Por sua vez, Pissarides (1992) assume que há uma deterioração das habilidades dos trabalhadores com a duração do desemprego, de forma que, enquanto os trabalhadores são “contratáveis”, a firma prefere aqueles que estão desempregados por um tempo menor. Por meio de um modelo de busca por emprego, o autor mostra que longas durações no desemprego desencorajam a abertura de novos empregos pelas firmas, dada a menor qualidade da disponibilidade de desempregados. A ocorrência de um choque negativo no emprego em um dado período reduz a contratação, prolongando, assim, a duração do desemprego, levando à perda de algumas qualificações dos trabalhadores desempregados. Por consequência, estes se tornam menos atrativos para as firmas, contribuindo para reduzir a oferta de postos de trabalho no próximo período, o que amplia a duração do desemprego. Nesse sentido, as firmas contratam aqueles trabalhadores desempregados com menor duração no desemprego, dado que, quanto mais tempo o trabalhador permanece desempregado, maior será a perda de habilidades desenvolvidas por treinamentos no processo de trabalho ou mesmo em cursos técnicos e profissionalizantes.

Em termos de recentes artigos que se dispõem a avaliar a curva de salário, observaram-se avanços sobre o tema direcionados aos aspectos metodológicos do coeficiente estimado da elasticidade do salário defasado e do desemprego sobre os salários. Em Baltagi, Blien e Wolf (2009; 2012), por exemplo, os autores propõem uma metodologia de painel em dois estágios, incluindo um termo dinâmico dos salários $w_{(t-1)}$, para avaliar o efeito curva de salário na região oeste da Alemanha para o período 1980-2004, abrangendo 326 unidades. A partir da proposta de Bell, Nickell e Quintini (2002), os autores realizaram um procedimento em dois estágios. No primeiro, regrediram-se os salários sobre os atributos individuais mais uma variável *dummy* sobre cada região. A variável *dummy* no segundo estágio foi utilizada como uma variável de renda livre dos efeitos dos atributos individuais. Os autores registram o efeito autorregressivo em torno de 0,5; além disso, os efeitos da elasticidade do desemprego sobre os salários foram relativamente pequenos, mas significativos, em torno de -0,02 e -0,04.

Os autores também verificaram a sensibilidade dessa elasticidade para diferentes grupos populacionais (jovens *versus* idosos, homens *versus* mulheres, menos instruídos *versus* altamente qualificados, alemães nativos *versus* estrangeiros), sendo o efeito do coeficiente do desemprego sobre o salário mais forte quanto mais fraco o poder de barganha do grupo em particular.

Para o Brasil, Silva, Monsueto e Porsse (2015) avaliaram a curva de salário com o enfoque na flexibilidade salarial do mercado de trabalho brasileiro usando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) no período 2002-2009. O trabalho dos autores avaliou os resultados obtidos por Garcia (2002), o qual encontrou um grau de flexibilidade salarial menor para trabalhadores mais qualificados, ao utilizar a taxa de desemprego geral para quatro grupos, divididos em diferentes níveis de escolaridade (ensinos básico, fundamental, médio e superior). Barros e Mendonça (1997), por sua vez, encontraram uma tendência de menor flexibilidade para os trabalhadores que recebem maiores salários.

Silva, Monsueto e Porsse (2015) indicam que o procedimento em dois estágios para a estimativa da curva de salário possui potencialmente o problema de viés de seleção amostral no primeiro estágio. Segundo os autores, esse viés está associado ao fato de que seria vantajoso trabalhar se o salário potencial recebido fosse maior que o salário reserva. Uma vez que o salário reserva não é captado pelo questionário da PNAD, a omissão desta variável pode tornar as estimativas da equação de salários viesadas. Os autores utilizaram a correção de Heckman (1979), pela qual foi estimada uma equação de participação para obter a probabilidade de o indivíduo trabalhar com base nas variáveis de escolaridade em anos de estudo, escolaridade ao quadrado, experiência, experiência ao quadrado, chefe de família e presença de filhos. Os autores observaram que o coeficiente do logaritmo da taxa de desemprego variou em torno de -0,03 a -0,04.

Este coeficiente da curva de salário para o Brasil indica um grau de flexibilidade menor em relação aos estudos para as décadas de 1980 e 1990, conforme mostra Garcia (2002). Além disso, no segmento que reúne as ocupações com os mais altos níveis educacionais e salariais, os coeficientes de flexibilidade são maiores em comparação aos outros segmentos. Tal resultado foi de encontro ao obtido por Barros e Mendonça (1997), de que trabalhadores com maiores salários são mais flexíveis. Contudo, essa relação não parece ser unidirecional ou linear, uma vez que o segmento médio-baixo, com baixo nível educacional e salarial, apresentou níveis de flexibilidade superiores em relação aos níveis encontrados para o Brasil como um todo.

3 METODOLOGIA

3.1 Modelo empírico

De acordo com as hipóteses estabelecidas no modelo empírico, o modelo econométrico deve estimar consistentemente os coeficientes relativos à equação (9). No entanto, indivíduos no mesmo mercado de trabalho podem partilhar alguns componentes da variância que não estão inteiramente atribuídos em cada uma de suas características medidas (X_{irt}) ou na taxa de desemprego local. Nesse caso, o componente de erro e_{irt} , como especificado na equação (1), seria positivamente correlacionado entre os indivíduos do mesmo mercado local, e as estimativas convencionais viesariam o efeito do desemprego significativamente para baixo, tornando o modelo inconsistente (Moulton, 1990). Para evitar estes problemas, Blanchflower e Oswald (1994) e Baltagi, Blien e Wolf (2000) sugerem uma simples agregação tomando as médias a partir dos atributos de todos os indivíduos no mercado r no período t como variáveis a serem utilizadas nas estimativas – esse procedimento é denotado por células médias.

De acordo com Cameron e Trivedi (2005), o uso de células médias pode ocasionar problemas de erros de medidas nas variáveis, o que acarreta viés de atenuação nas estimativas. Esse mesmo problema foi apontado em Card (1995), ao criticar a metodologia de células médias adotada por Blanchflower e Oswald (1994) e mostrar diferenças substanciais nas estimativas entre células médias e microdados. Além disso, Card (1995) sugere a necessidade de controlar o efeito da posição do mercado de trabalho dos indivíduos utilizados na amostra, uma vez que a ausência desse controle ocasiona correlações arbitrárias entre o efeito específico do mercado de trabalho com os componentes permanentes dos salários e os componentes específicos do desemprego. A partir desse controle, a estimativa usa somente os desvios dos salários e o desemprego dos valores médios para estimar a curva de salários.

Além do erro de medida nas variáveis, um outro problema que ocorre frequentemente na estimação de modelos dinâmicos com dados em painel é a perda da consistência dos estimadores convencionais quando $N \rightarrow \infty$. O estimador de efeitos fixos torna-se inconsistente, com T fixo, porque a transformação dentro origina uma correlação de ordem $1/T$ entre a variável dependente defasada e o termo de perturbação. Adicionalmente, a heterogeneidade específica de cada região torna a variável dependente defasada no painel, tanto nas especificações de efeitos fixos como de efeitos aleatórios, correlacionada com o termo de erro composto. O procedimento padrão utilizado para estimar um painel dinâmico, especificamente de curtos períodos e amplo número de seções cruzadas, como aqui é proposto, baseia-se em Arellano e Bond (1991). O algoritmo consiste em transformar o modelo em primeiras diferenças (removendo os efeitos individuais) e, em seguida,

induzir um processo de média móvel de primeira-ordem ($MA(1)$) nos termos de erros idiossincráticos. Os coeficientes são estimados pelo método generalizado dos momentos (*generalized method of moments* – GMM) e o problema da endogeneidade é tratado com técnicas de variáveis instrumentais que incluem recursivamente todos os valores passados das variáveis endógenas do modelo. Dado o resultado de equilíbrio obtido na equação (9), em que o grau de flexibilidade salarial determina a taxa de desemprego de equilíbrio, pode-se concluir que as estimativas devem ser implementadas considerando a variável taxa de desemprego como variável endógena. Portanto, a equação a ser estimada é dada por:

$$\Delta w_{r,t} = \phi \Delta w_{r,t-1} + \beta \Delta u_{r,t} + \Delta d_{0t} + \Delta \varepsilon_{r,t} \quad (13)$$

Em que Δ é o símbolo de primeira diferença (por exemplo, $\Delta w_{r,t} = w_{r,t} - w_{r,t-1}$), o coeficiente do salário defasado fornece $\phi = 1 - \lambda$; e espera-se que o coeficiente da variável desemprego seja negativo ($\beta < 0$). As condições de ortogonalidade desejadas no GMM são dadas por:

$$E[\Delta w_{r,t-s} \Delta \varepsilon_{r,t-s}] = E[\Delta u_{r,t-s} \Delta \varepsilon_{r,t-s}] = 0 \text{ em que } s < (t-1) \quad (14)$$

E $s \geq 2$. No caso em que $\varepsilon_{r,t-s}$ é um $MA(1)$, pressupõe-se ausência de autocorrelação entre variáveis dependentes e independentes com a primeira diferença do distúrbio idiossincrático.

O método utiliza procedimentos para determinar de forma consistente e eficiente os parâmetros das variáveis dependentes do modelo. Para tanto, de acordo com Arellano e Bover (1995), o valor passado das variáveis endógenas, em nível e em diferenças, pode também ser utilizado como instrumento. Nesse caso, pressupõe-se adicionalmente a não autocorrelação serial de segunda ordem no termo de erro. Via de regra, supõe-se que as variáveis dependentes são correlacionadas com o termo de erro, $E[X_{i,t}, \varepsilon_{i,t}] \neq 0$, em que X são as variáveis independentes da equação (14). Contudo, $E[X_{i,s}, \varepsilon_{i,t}] = 0$, desde que $s \neq t$.

A estimação é realizada em dois passos. No primeiro, assume-se que ε_{it} seja independente e homocedástico tanto entre as unidades r quanto entre os períodos t ; no segundo, as hipóteses de homocedasticidade e independência são relaxadas de modo que os resíduos obtidos são usados para construir uma estimativa consistente da matriz de variância-covariância.

A consistência do estimador GMM depende dos valores defasados de as variáveis explicativas comportarem-se como instrumentos válidos na regressão a ser estimada. Para tanto, Arellano e Bond (1991) sugerem que a especificação do modelo seja examinada por meio de um teste de autocorrelação de segunda ordem

nos resíduos, com distribuição normal padronizada (Z), e um teste de validade das restrições de sobreidentificação (validade da exclusão dos instrumentos) fornecida pelo teste de Sargan. As hipóteses nulas de ambos os testes são de que os instrumentos utilizados são válidos.¹¹ Além disso, o desvio-padrão do segundo passo do GMM é viesado (Arellano e Bond, 1991). Utiliza-se, assim, a correção de Windmeijer (2005) para o cálculo dos desvios-padrão dos coeficientes estimados.

A estatística do teste de sobreidentificação de Sargan, que capta os desvios das restrições de momento em excesso, tem distribuição assintótica. Essa restrição é testada utilizando critérios da função GMM, com formulação baseada sobre o recálculo dos resíduos após a estimação da equação (14).

$$q = \left(\sum_{i=1}^n \hat{u}_i' Z_i \right) W \left(\sum_{i=1}^n Z_i' \hat{u}_i \right) \quad (15)$$

Em que q tem uma distribuição assintoticamente X^2 com graus de liberdade (Df) igual ao número de instrumentos subtraído do número de parâmetros estimados.

Uma limitação potencial da metodologia utilizada neste trabalho pode ser decorrente de um possível viés de seleção amostral em função da escolha metodológica utilizada no primeiro estágio. Conforme ressaltado na revisão de literatura, Silva, Monsueto e Porsse (2015) fizeram uso da correção de Heckman. A partir dos coeficientes obtidos pela equação de participação do modelo *probit*, os autores calcularam uma variável *lambda* chamada “razão inversa de Mills”, a qual descreve a probabilidade de o indivíduo estar ocupado. Em seguida, essa variável foi adicionada no primeiro passo da equação de salários do modelo painel em dois passos, corrigindo possíveis efeitos do viés de seleção.

Este trabalho seguiu uma proposta diferente a partir de Bell, Nickell e Quintini (2002) e Baltagi, Blien e Wolf (2009), pela qual a regressão no primeiro estágio não considera a “razão inversa de Mills”. A relação entre a taxa de salário e a taxa de desemprego, potencialmente endógena em razão da possível simultaneidade entre a taxa de desemprego e salário, é aqui tratada nas estimativas pelo uso da metodologia Arellano e Bond (1991) e Arellano e Bover (1995), em razão da endogeneidade presente em estimativas dinâmicas com dados em painel. Em outras palavras, ao não utilizar a “razão inversa de Mills”, aceita-se a existência de potenciais focos de endogeneidade nos dados utilizados, além do viés de seleção amostral, a própria simultaneidade entre o salário e o desemprego. Se o viés de seleção amostral estiver presente na variável de salários e não estiver correlacionado com a taxa de desemprego, ele não se faz presente. Caso, em contrapartida, o viés

11. Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) mostram que o estimador GMM derivado de distribuições em grandes amostras em N , mas com T finito, não possui os vieses causados pela presença da raiz unitária.

de seleção amostral estiver correlacionado com a variável de desemprego, haverá um viés de simultaneidade que será tratado por meio da metodologia de Arellano e Bond (1991) e Arellano e Bover (1995).

3.2 Fonte de dados e variáveis selecionadas

A fonte de dados empregada neste trabalho é a PNAD/IBGE. As regiões metropolitanas e os municípios autorrepresentativos da PNAD são aqueles que têm probabilidade igual a 1 de estarem na amostra, no entanto, a representatividade estatística garantida pelo IBGE está restrita apenas para as regiões metropolitanas. Os municípios considerados não autorrepresentativos são aqueles que incorrem na probabilidade de estarem na PNAD e não têm representatividade estatística garantida. Por esse motivo, optou-se pela exclusão dos municípios autorrepresentativos e não autorrepresentativos, dada a não confiabilidade estatística dessas unidades de análise.

Neste contexto, o banco de dados foi construído sobre taxas médias de desemprego de seis regiões metropolitanas do Brasil: São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Salvador, Recife e Porto Alegre, o que permite manter vínculos comparativos com os resultados encontrados por trabalhos que mensuram a flexibilidade salarial no Brasil.

O cômputo da variável salário real teve como ano-base 2014 e foi realizado sobre a amostra dos trabalhadores com carteira assinada. Seguindo a proposta de Card (1995) e Bell, Nickell e Quintini (2002), a construção do pseudopainel seguiu dois passos. No primeiro, por meio de regressões de mínimos quadrados ordinários (MQO), controlou-se o efeito de doze agrupamentos de atividade em níveis *cross sections* e, em sequência, os atributos individuais foram divididos em dez subgrupos: *i*) sexo: homens e mulheres; *ii*) raça: brancos e não brancos (negros e pardos); *iii*) idade: 18 a 34 anos, 35 a 49 anos e indivíduos entre 50 e 64 anos de idade; e *iv*) escolaridade: zero a quatro anos de estudo (baixa escolarização), cinco a oito anos de estudo (média escolarização) e nove anos ou mais de estudo (alta escolarização). Formou-se, por fim, um pseudopainel de 216 *cross sections* entre 2001 e 2015.

Para o cômputo do desemprego, foram considerados todos os indivíduos da amostra que estavam desocupados na data da pesquisa e que procuraram emprego na semana, no mês ou no ano de referência. Para a taxa média de salário-hora, foram desconsiderados funcionários públicos estatutários, militares e empregadores, dado que o mecanismo de dinâmica salarial destes não está sujeito às forças do mercado de trabalho, como prevê o arcabouço teórico utilizado neste trabalho.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A tabela 1 descreve as estatísticas de média e de desvio-padrão das variáveis salário-hora e taxa de desemprego. Por meio da decomposição da variância,

observa-se que o desvio-padrão durante os anos (*between*) superou o desvio-padrão dentro das seções cruzadas (*within*), mostrando, assim, que as flutuações do salário-hora e da taxa de desemprego, ocorridas ao longo do período, foram mais relevantes que as diferenças regionais. As estatísticas descritivas delimitam características marcantes no mercado de trabalho brasileiro.

TABELA 1
Estatísticas descritivas, média e desvio-padrão da taxa de salário e desemprego: dados anuais (2001-2015)

Variáveis		Média	Desvio-padrão	Variáveis		Média	Desvio-padrão
Banco completo				Branco			
Salário-hora (<i>w</i>)	Global	1,654	0,454	Salário-hora (<i>w</i>)	Global	1,749	0,504
	Entre		0,375		Entre		0,425
	Dentro		0,257		Dentro		0,268
Desemprego (<i>u</i>)	Global	2,108	0,736	Desemprego (<i>u</i>)	Global	2,035	0,751
	Entre		0,570		Entre		0,605
	Dentro		0,467		Dentro		0,481
Homens				Alta escolarização			
Salário-hora (<i>w</i>)	Global	1,774	0,448	Salário-hora (<i>w</i>)	Global	2,067	0,369
	Entre		0,373		Entre		0,340
	Dentro		0,244		Dentro		0,137
Desemprego (<i>u</i>)	Global	1,910	0,688	Desemprego (<i>u</i>)	Global	1,974	0,721
	Entre		0,469		Entre		0,638
	Dentro		0,503		Dentro		0,372
Mulheres				Média escolarização			
Salário-hora (<i>w</i>)	Global	1,534	0,428	Salário-hora (<i>w</i>)	Global	1,504	0,320
	Entre		0,338		Entre		0,283
	Dentro		0,269		Dentro		0,182
Desemprego (<i>u</i>)	Global	2,308	0,730	Desemprego (<i>u</i>)	Global	2,163	0,753
	Entre		0,639		Entre		0,679
	Dentro		0,425		Dentro		0,456
Não brancos				Baixa escolarização			
Salário-hora (<i>w</i>)	Global	1,560	0,377	Salário-hora (<i>w</i>)	Global	1,391	0,345
	Entre		0,299		Entre		0,302
	Dentro		0,231		Dentro		0,235
Desemprego (<i>u</i>)	Global	2,183	0,714	Desemprego (<i>u</i>)	Global	2,191	0,716
	Entre		0,610		Entre		0,627
	Dentro		0,449		Dentro		0,488

Fonte: PNAD.
Elaboração dos autores.

Em relação ao banco com todas as variáveis (banco completo), em média, indivíduos brancos, homens e com alta escolarização (mais de nove anos de estudo) possuem taxas de salários mais altas e convivem, em média, com menores taxas de desemprego. Por sua vez, indivíduos mulheres, não brancos e com baixa escolarização (zero a quatro anos de estudo) estão em situação oposta.

As estimativas para as equações de dinâmicas salariais das regiões metropolitanas brasileiras entre 2001 e 2015 são apresentadas nas tabelas 2 e 3. Foram estimados dezesseis modelos na tentativa de captar alterações no desemprego de equilíbrio de acordo com grupos socioeconômicos distintos. Os testes de Sargan e de autocorrelação de segunda ordem revelam boas adequações aos modelos considerados. Os sinais dos coeficientes estão de acordo com a teoria apresentada, quando estatisticamente significativos, na maior parte dos resultados. Na tabela 2, os modelos (1) e (2) apresentam, respectivamente, a estimativa do painel dinâmico do GMM do primeiro e segundo passos com o banco de dados completo. Inicialmente, a estimativa foi realizada a partir da segunda defasagem nos instrumentos em primeira diferença, e na primeira defasagem nos instrumentos em nível. No entanto, o teste de Sargan rejeitou a hipótese de validade dos instrumentos utilizados. Tal resultado pode indicar que os resíduos sigam um processo $MA(1)$, o que sugere que há necessidade de aumentar, em uma defasagem, os instrumentos utilizados. Após esse procedimento, os testes de autocorrelação de segunda ordem e de Sargan não rejeitam a validade dos instrumentos, conforme os resultados apresentados no modelo (2).

Como pode ser observado nos modelos (1) e (2), os coeficientes estimados em ambos os passos possuem resultados análogos, o que sugere robustez na estimativa realizada, além de significativos. Observa-se que um choque de 1% na taxa de desemprego ($u_{r,t}$) esteve associado a uma queda de aproximadamente 0,06% na taxa de salário real. Outros trabalhos realizados para o Brasil encontraram valores próximos.

Silva, Monsueto e Porsse (2015), ao estimar uma curva de salário dinâmica para os estados brasileiros, no período de 2002 a 2009, a partir do método de Arellano e Bond (1991), encontrou o valor de -0,047 para a elasticidade salário-desemprego; enquanto Baltagi, Rokicki e Souza (2017), ao estimarem uma curva de salário para o Brasil, a partir da proposta de Blanchflower e Oswald (1994), também no período de 2002 a 2009, estimaram o parâmetro em -0,08.¹² Em termos da estimativa do parâmetro autorregressivo ($w_{r,t-1}$), os resultados indicam um valor entre 0,17 e 0,19. Tal resultado é consistente com a hipótese de uma curva de salário dinâmica, em que o efeito de mudanças na taxa do desemprego possui efeitos superiores a um período.

12. A melhor constatação de que o problema de endogeneidade foi contornado é verificar que os dados obtidos neste trabalho se assemelham aos resultados obtidos para a elasticidade salário-desemprego por Silva, Monsueto e Porsse (2015) e Baltagi, Rokicki e Souza (2017), que estimaram a curva de salário para o Brasil.

TABELA 2
Regiões metropolitanas do Brasil: equações de dinâmicas salariais, dados anuais (2001-2015)

Modelos	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Salário-hora ($w_{t,t-1}$)	0,174*** (0,052)	0,189** (0,080)	0,063 (0,055)	0,001 (0,062)	0,037 (0,031)	0,091 (0,065)
Taxa de desemprego ($u_{t,t}$)	-0,060*** (0,020)	-0,054* (0,031)	-0,023 (0,023)	-0,017 (0,020)	-0,002 (0,017)	-0,044** (0,021)
Constante	-0,195** (0,079)	-0,067 (0,060)	-0,275*** (0,072)	-0,094 (0,085)	-18,500*** (6,916)	-0,133* (0,071)
Teste de Wald de significância conjunta para ($w_{t,t-1}$) e ($u_{t,t}$)						
χ^2	20,99	11,11	1,96	0,06	1,42	6,47
p-valor	0,00	0,00	0,37	0,97	0,49	0,04
Teste de Sargan						
χ^2	-	135,65	98,36	98,65	0,85	91,49
p-valor	-	0,11	0,89	0,88	0,39	0,96
Teste de autocorrelação						
Z	-	-1,51	-1,97	-2,11	0,85	-1,52
p-valor	-	0,12	0,04	0,03	0,39	0,12
Modelos	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Salário-hora ($w_{t,t-1}$)	-0,029 (0,035)	0,323*** (0,072)	-0,082 (0,073)	-0,077** (0,037)	-0,104*** (0,038)	0,216*** (0,043)
Taxa de desemprego ($u_{t,t}$)	-0,008 (0,015)	-0,035* (0,021)	-0,005 (0,023)	0,006 (0,022)	0,000 (0,022)	-0,094*** (0,019)
Constante	-20,114** (10,051)	0,094** (0,046)	-0,066 (0,059)	-31,721 (25,236)	7,440 (10,150)	35,833*** (5,191)
Teste de Wald de significância conjunta para ($w_{t,t-1}$) e ($u_{t,t}$)						
χ^2	1,06	21,01	1,35	4,45	7,70	44,18
p-valor	0,58	0,00	0,50	0,10	0,02	0,00
Teste de Sargan						
χ^2	64,68	66,38	54,20	57,35	59,79	61,78
p-valor	1	1	1	1	1	1
Teste de autocorrelação						
Z	-0,55	0,65	-2,13	-0,22	-0,98	0,90
p-valor	0,57	0,51	0,03	0,82	0,32	0,36

Fonte: PNAD.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Coeficientes significantes a 1% (*), 5% (***) e 10% (***) e erros-padrão entre parênteses.

2. Todos os modelos incluem variáveis *dummies* de tempo.

3. Variáveis incluídas: (1) todos os indivíduos do modelo entre 2001 e 2015, estágio 1, instrumentos a partir da terceira defasagem; (2) todos os indivíduos do modelo entre 2001 e 2015, estágio 2, instrumentos a partir da terceira defasagem; (3) apenas homens, instrumentos a partir da terceira defasagem; (4) apenas mulheres, instrumentos a partir da terceira defasagem; (5) apenas não brancos; (6) apenas brancos, instrumentos a partir da terceira defasagem; (7) indivíduos com idade entre 18 e 34 anos; (8) indivíduos com idade entre 35 e 49 anos; (9) indivíduos com idade entre 50 e 64 anos, instrumentos a partir da terceira defasagem; (10) indivíduos com zero a quatro anos de estudo; (11) indivíduos com cinco a oito anos de estudo; e (12) indivíduos com nove anos ou mais de estudo.

Bell, Nickell e Quintini (2002), para o período de 1976 a 1997, estimaram o valor do coeficiente autorregressivo em 0,54 e -0,05 para a variável desemprego para o Reino Unido, e, para a mesma região, Barth *et al.* (2002) estimaram para o período de 1991 a 1997 o valor 0 para o coeficiente autorregressivo, enquanto a elasticidade salário-desemprego foi de -0,1. Para os Estados Unidos, entre 1983 e 2000, Barth *et al.* (2002) obtiveram o valor de 0,72 para o salário defasado e de -0,12 na variável desemprego. Baltagi, Blien e Wolf (2012), ao estimarem uma curva de salário dinâmica para a Alemanha, no período de 1980 a 2004, encontraram o coeficiente autorregressivo em torno de 0,55, enquanto o coeficiente do desemprego foi de aproximadamente -0,01. Albæk *et al.* (2000), para a Escandinávia, no período 1980-1991, obtêm o parâmetro de 0,52 para o salário defasado e de -0,001 para a variável desemprego.

As estimativas dos parâmetros da curva de salário dinâmica, em geral, indicam um coeficiente autoregressivo dos Estados Unidos próximo de 1, isto é, λ mais próximo de 0. Por sua vez, os países europeus têm λ mais próximo de 1. As estimativas do parâmetro β em valor absoluto tendem ser maiores nos Estados Unidos, o que também suporta a conclusão de que os países europeus têm menos flexibilidade salarial.

No entanto, diferentemente do que foi discutido nas evidências comparativas apresentadas por Blanchard e Katz (1999), aparentemente um coeficiente também importante para se avaliar o grau de flexibilização salarial é a estimativa do parâmetro β , e não apenas o parâmetro ϕ . Conforme indicam as evidências empíricas observadas, a combinação de um baixo valor β , associado a um valor na estimativa no parâmetro ϕ significativamente diferente de 0, porém longe de ser igual a 1, parece também caracterizar a situação de rigidez salarial europeia na Alemanha e na Escandinávia, por exemplo. Os resultados observados sugerem que os salários são pouco flexíveis no curto prazo, uma vez que o parâmetro β é economicamente insignificante; no entanto, o ajuste tende a acontecer no longo prazo. No caso do Reino Unido, o ajuste de curto prazo é mais acentuado, enquanto o ajuste de longo prazo é mais lento, ou inexistente.

Com base nesse *benchmark*, é possível afirmar que os resultados encontrados para o Brasil são consistentes com uma flexibilidade salarial de curto prazo restrita. Um choque médio nos salários, dado um aumento de 1% no desemprego, é próximo ao observado no Reino Unido. Além disso, foi estimado um coeficiente autorregressivo em torno de 0,2, logo, o parâmetro $\mu\lambda$ situa-se em torno de 0,8. Isso sugere que, após um choque inicial, o ajuste de longo prazo é relativamente lento, o que pode influenciar a taxa de desemprego de equilíbrio da economia brasileira. Aparentemente, a dinâmica do mercado de trabalho brasileiro se assemelha às evidências empíricas observadas para o Reino Unido.

Tal combinação, conforme discutido nas equações (11) e (12), pode estar associada ao fenômeno do deslocamento da taxa natural de desemprego da economia, denominado por Blanchard e Summers (1986) como histerese do desemprego. Gomes e Silva (2006) detectam a histerese no desemprego, indicando, assim, alto grau de persistência do desemprego no Brasil metropolitano (São Paulo, Belo Horizonte, Salvador, Porto Alegre e Recife), com exceção apenas do Rio de Janeiro.

Por sua vez, Portugal e Madalozzo (1998) e Lima (2003) verificaram que a taxa de desemprego natural sofreu deslocamentos ao longo do tempo. Os resultados mostraram que, após 1996, a taxa de desemprego corrente da economia brasileira foi aproximadamente igual à taxa de desemprego de equilíbrio, o que, *per se*, poderia ser um indício da presença da histerese nas flutuações da taxa de desemprego. Oliveira, Portugal e Abrita (2016), ao estimar uma NAIRU para a economia brasileira no período 2000-2013, observam mudanças estruturais na taxa de desemprego, condizentes com choques de produtividade.

Considerando a análise por sexo, os modelos (3) e (4) restringem a amostra para homens e mulheres, respectivamente. Em ambos os casos, inicia-se a estimativa a partir da terceira defasagem. Embora o teste de Sargan não rejeite a validade dos instrumentos usados, o teste de autocorrelação de segunda ordem rejeita os instrumentos, o que inviabiliza a análise nestas duas amostragens. Já os modelos (5) e (6) realizam a estimativa para os grupos de indivíduos não brancos e brancos. Para ambos os grupos, os testes não rejeitam a validade dos instrumentos utilizados. O parâmetro da variável taxa de desemprego foi estatisticamente significativo.

Os modelos relacionados à faixa etária (modelos 7 a 9) indicam que apenas aquele com indivíduos com idade entre 35 a 49 anos (modelo 8) apresentou resultados compatíveis com a curva de salário dinâmica observados nos modelos (1) e (2), ou seja, no qual o coeficiente estimado para a variável autorregressiva foi positivo, e o coeficiente da taxa de desemprego foi negativo. Ambas são significativas ao nível de 10%.

Quando a restrição é realizada tomando os grupos em termos de anos de escolaridade, apenas indivíduos com nove anos ou mais de estudo (modelo 12) são os que possuem as estimativas compatíveis com a curva de salário observadas nos modelos (1) e (2). Indivíduos com escolaridade entre zero e quatro anos, (modelo 8) e cinco a oito anos (modelo 9) possuem sinais negativos no coeficiente autoregressivo, e significativos ao nível de 10% de significância. Embora esse resultado se distancie teoricamente das hipóteses da curva de salário, é possível inferir que tal estimativa indique um ajuste cíclico dos salários desses indivíduos ao longo do tempo em torno de um salário médio de longo prazo. Em momentos nos quais o salário aumentou acima (abaixo) da produtividade da economia, no período posterior houve a redução (aumento) da taxa de salário. Tal resultado pode

indicar que esses indivíduos não possuem flexibilidade salarial e o ajuste de salário ocorre por meio dos reajustes do salário mínimo, por exemplo.¹³

TABELA 3
Regiões metropolitanas do Brasil: equações dinâmicas salariais para indivíduos com escolaridade igual a nove anos ou mais, dados anuais (2001-2015)

Modelos	(13)	(14)	(15)	(16)
Salário-hora ($w_{t,t-1}$)	0,325*** (0,067)	0,431*** (0,099)	0,408*** (0,097)	0,208** (0,082)
Taxa de desemprego ($u_{t,t}$)	-0,080** (0,032)	-0,042 (0,039)	-0,063* (0,038)	-0,058* (0,033)
Constante	33,574*** (6,947)	28,434*** (9,379)	28,867** (12,299)	44,096*** (14,391)
Teste de Wald de significância conjunta para ($w_{t,t-1}$) e ($u_{t,t}$)				
χ^2	38,47	31,73	20,30	12,11
p-valor	0,00	0,00	0,00	0,00

Fonte: PNAD.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Coeficientes significantes a 1% (*), 5% (**) e 10% (***) e erros-padrão entre parênteses.

2. Todos os modelos incluem variáveis *dummies* de tempo.

3. Variáveis incluídas: (13) indivíduos com idade entre 35 e 49 anos e com nove anos ou mais de estudo; (14) indivíduos do sexo masculino com idade entre 35 e 49 anos e com nove anos ou mais de estudo; (15) indivíduos do sexo feminino com idade entre 35 e 49 anos e com nove anos ou mais de estudo; e (16) indivíduos do sexo feminino não brancos e com nove anos ou mais de estudo.

Em suma, as estimativas apontam para maiores elasticidades salário-desemprego para os brancos, com idade entre 35 e 49 anos, e, especialmente, para os mais escolarizados. Nesse sentido, na presença de flutuações econômicas, a taxa de desemprego nesses grupos possui maior impacto sobre seus salários. Os resultados da curva de salário dinâmica desses grupos socioeconômicos parecem estar captando uma mudança estrutural em termos do grau de escolaridade dos trabalhadores. Em 2001, a porcentagem de indivíduos com nove anos ou mais de estudo foi de 58,35%, enquanto a quantidade de homens no mercado de trabalho foi de 46,9%, e de indivíduos com idade entre 35 e 49 anos foi de 33,6%. Em 2015, houve um aumento de indivíduos no mercado com escolaridade igual e superior a nove anos, cerca de 78,03%, enquanto as porcentagens de indivíduos com idade entre 35 e 49 anos e de homens permaneceram semelhantes às porcentagens observadas em 2001, 33,6% e 46,9%, respectivamente.

Com base nesses resultados, novas estimativas foram realizadas com subgrupos socioeconômicos restritos a indivíduos com escolaridade igual ou superior a nove

13. Tal resultado é compatível com um modelo do tipo teia de aranha (*cobweb cycle*), devido ao ajuste do salário mínimo realizado com base no ano anterior em termos de inflação e crescimento econômico.

anos de estudo.¹⁴ Os exercícios apresentados servem para corroborar a robustez das análises já realizadas, e são variantes dos indivíduos com escolaridade igual ou superior a nove anos de estudo. O modelo (13), além da escolaridade, restringe-se aos indivíduos com idade entre 35 e 49 anos. Os resultados são próximos aos observados nos modelos (8) e (12), como esperado. O modelo (14) restringe a amostra do modelo (13) para do sexo masculino. Por sua vez, o modelo (15) faz a estimativa para o sexo feminino; e, finalmente, o modelo (16) restringe a amostra do modelo (15) apenas para mulheres não brancas. Conforme pode ser observado, as estimativas dos subgrupos analisados na tabela 3 possuem sinais e níveis de significância consistentes com as análises já discutidas.

Por fim, a partir dos dados obtidos nas estimativas dos grupos analisados, consistentes com a hipótese do salário dinâmico, é realizada uma análise impulso-resposta a partir do choque de um desvio-padrão (tabela 1) da taxa de desemprego de curto prazo sobre os salários reais médios. Nessa análise, considera-se que, no tempo $t = 1$, eixos horizontais e os logaritmos do salário e do desemprego estejam em seus valores médios iniciais. No período $t = 2$, a partir da equação (9), ocorre um choque de produtividade, de curto prazo, caracterizado pelo aumento da taxa de desemprego em um desvio-padrão. Já a partir da equação (11), o choque de redução salarial, captado pela variável x_{t-1} , faz com que o desemprego convirja para um novo patamar no longo prazo.

A análise impulso-resposta foi realizada sobre um período relativamente longo de vinte anos. Tal escolha deve-se às diferenças observadas em termos de convergência para a trajetória de longo prazo de cada estimativa. Como pode ser observado, os modelos (1), (6), (8) e (16) possuem convergência para uma trajetória de equilíbrio relativamente rápida, enquanto os modelos (13), (14) e (15) possuem trajetórias em direção ao estado estacionário relativamente mais lentas, em termos da variável salário real e desemprego de longo prazo.

As diferenças observadas têm relação com o salário médio observado em cada caso. Para os modelos (1), (6) e (8), que possuem na amostra indivíduos com diferentes níveis de escolaridade, a convergência de longo prazo ocorre no sexto ano. Em média, após o choque de um desvio-padrão sobre a taxa de desemprego, o modelo (1) indica que a redução no salário real de equilíbrio foi de 4%; enquanto os modelos (6) e (8) registraram uma queda de 2,6% e 3,7%, respectivamente. Em termo do aumento do desemprego, o modelo (1) indica que há um crescimento estimado no desemprego de longo prazo de 45,7%; no modelo (6), esse crescimento foi de 40,8%, enquanto no modelo (8) o acréscimo do desemprego foi estimado em 54%.

14. Devido à redução na amostragem, e conseqüente perda do grau de liberdade, não foi possível realizar os testes de Sargan e de autocorrelação de segunda ordem, relativos ao segundo passo do GMM.

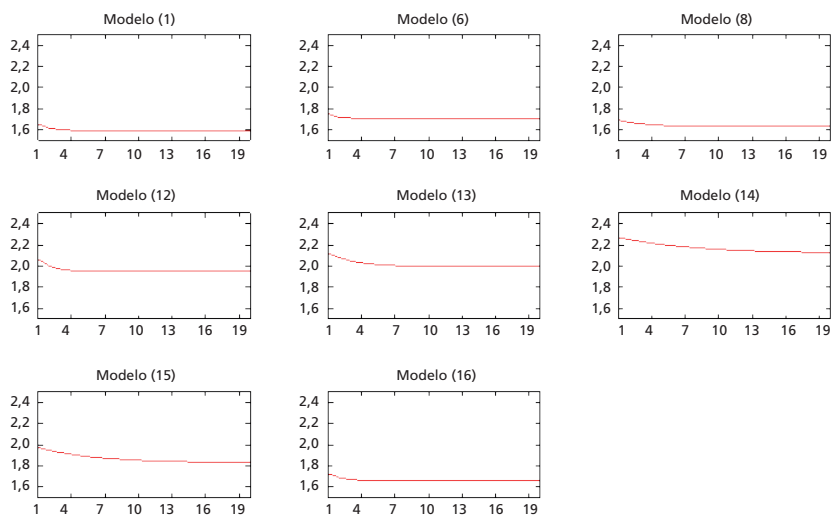
No modelo (12), a redução do salário real após o choque inicial sobre o desemprego foi, também até o sexto período, de 5,64%; enquanto o desemprego de longo prazo possui um crescimento estimado em sua taxa de 50%. No modelo (13), essa redução foi de 5,15%, e o crescimento da taxa de desemprego também foi de cerca de 50,25%; enquanto no modelo (14) a redução até o sexto período do salário real foi de 3,52%, e o desemprego cresceu 54,2%. No entanto, nos modelos (14) e (15), nota-se que as trajetórias não apresentam a mesma convergência ao equilíbrio observado nos outros. A redução em direção ao equilíbrio de longo prazo é relativamente mais lenta. No décimo quinto período, a redução salarial aumenta para 6,16%, enquanto o desemprego aumenta para 59,2%. No modelo (15), até o sexto período, a redução do salário real foi estimada em 4,56%, e o desemprego de longo prazo aumenta em 45%. No décimo quinto período, a redução é estimada em 7,1%, e o aumento da taxa de desemprego é estimado em 61%. No modelo (16), a redução estimada do salário real e o desemprego convergem no sexto período, e a redução do salário real foi estimada em 3,48%, enquanto a estimativa é que a taxa de desemprego cresce em 41%.

Neste sentido, os resultados observados na figura 1 sugerem que, ao menos no médio prazo, as mudanças percentuais tanto dos salários reais quanto do desemprego são relativamente próximas. A possibilidade de uma flexibilidade mais alta para os indivíduos com alta escolaridade seria observada em prazos mais longos, superiores a dez anos. Porém, para tal resultado ser observado, seria necessário que não houvesse choques adicionais ao longo de uma década, o que pode ser considerado improvável. O mesmo diagnóstico pode ser visualizado em termos do crescimento da taxa de desemprego de longo prazo. Na hipótese de ausência de choques adicionais sobre a produtividade, estima-se que a taxa de desemprego aumente entre 40% e 50% a partir de um choque de um desvio-padrão, enquanto a redução salarial foi estimada entre 2,5% a 5,5%, indicando uma relação salário-desemprego inelástica.

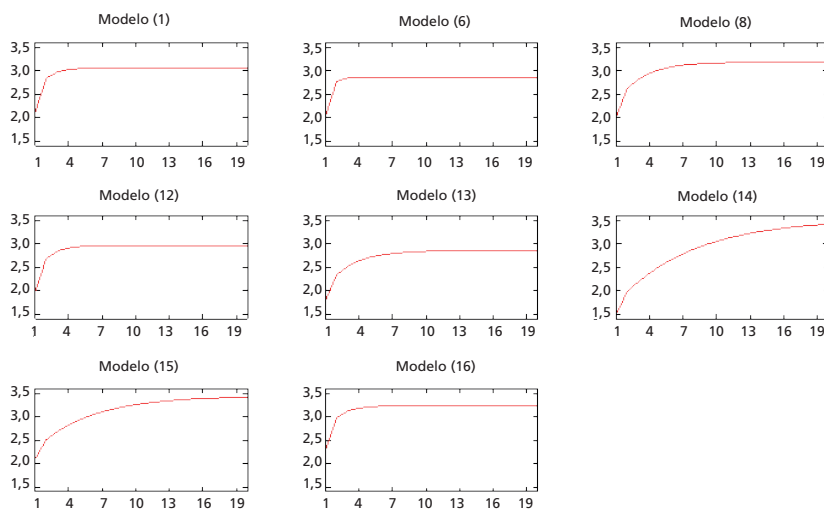
Em suma, a dinâmica observada entre salário real e desemprego evidencia que a dinâmica inflacionária brasileira deve ser formalizada por modelos microeconômicos que mantêm uma estrutura de concorrência imperfeita no mercado de trabalho, logo, que pressupõem rigidez nos salários. Percebe-se, assim, que o Brasil apresenta um comportamento mais semelhante ao Reino Unido que aos Estados Unidos. Especificamente, isso sugere que o desemprego também está associado aos níveis salariais, e não apenas às variações salariais, como prevê a tradicional curva de Phillips. Dessa forma, o entendimento do fenômeno de histerese no Brasil indica que um dos possíveis determinantes da persistência do desemprego ocorre principalmente no âmbito do mercado de trabalho formal, devido à inflexibilidade salarial observada, e que as características individuais, considerando também diferentes atributos produtivos, não são preponderantes para determinar quais grupos permanecem na histerese nos períodos posteriores a flutuações macroeconômicas adversas.

FIGURA 1
Análise impulso-resposta sobre a trajetória dos salários reais e do desemprego de longo prazo a partir do choque de um desvio-padrão sobre o desemprego de curto prazo

Resposta sobre os salários reais:



Resposta sobre o desemprego de longo prazo:



Fonte: PNAD.

Elaboração dos autores.

Obs.: (1) todos os indivíduos do modelo entre 2001 e 2015, estágio 1, instrumentos a partir da terceira defasagem; (6) apenas brancos, instrumentos a partir da terceira defasagem; (8) indivíduos com idade entre 35 e 49 anos; (13) indivíduos com idade entre 35 e 49 anos e com nove anos ou mais de estudo; (14) indivíduos do sexo masculino com idade entre 35 e 49 anos e com 9 anos ou mais de estudo; (15) indivíduos do sexo feminino com idade entre 35 e 49 anos e com nove anos ou mais de estudo; (16) indivíduos do sexo feminino não brancos e com nove anos ou mais de estudo.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo buscou contribuir para o entendimento da flexibilidade salarial e do desemprego de longo prazo no Brasil por meio da estimativa de uma curva de salário dinâmica, entre 2001 e 2015, para seis regiões metropolitanas brasileiras – São Paulo, Rio de Janeiro, Recife, Salvador, Belo Horizonte e Porto Alegre. A análise se concentra no setor formal brasileiro e os resultados mostram que o salário real do trabalhador brasileiro apresenta baixa flexibilidade na presença de choques de produtividade, caracterizados por choques sobre o desemprego de curto prazo. Na análise da relação entre salários e desemprego, segundo atributos individuais, indivíduos mais escolarizados apresentam taxas salariais mais flexíveis e, por isso, menos persistência do desemprego no longo prazo, apenas para períodos superiores a quinze anos. Evidencia-se, assim, que a permanência no desemprego de longo prazo tende a não ser associada às características individuais dos trabalhadores.

Os fundamentos microeconômicos que sustentam a histerese baseiam-se explicitamente na inflexibilidade salarial associada à estigmatização dos empregadores por indivíduos desempregados por longos períodos – ou, ainda, por questões de barganhas salariais resultantes do processo de conluio entre trabalhadores. Nesse sentido, aumentar a flexibilização do mercado do trabalho pode reduzir a tendência do aumento do desemprego após choques recessivos, dado que o efeito de histerese não é propagado quando há possibilidade de livre negociação entre trabalhadores e empresários em torno de condições de trabalho. No entanto, em termos de bem-estar do trabalhador, este resultado pode ser enganoso. Ao se pensar na redução da taxa de desemprego, não se pode esquecer os incentivos sociais que estão associados às leis trabalhistas. Não parece que uma significativa flexibilização do mercado de trabalho seja a saída para a melhoria da qualidade de vida dos trabalhadores com menor taxa de salário. Ao contrário, a reversão deste quadro deveria estar associada à provisão de políticas que resultem em choques positivos sobre a produtividade e, ainda, sobre o investimento em capital humano, o que, por conseguinte, tenderá a gerar uma maior qualificação e capacitação dos trabalhadores, além de afetar positivamente o crescimento das médias salariais.

REFERÊNCIAS

- ABOWD, J. M. *et al.* The relative importance of employer and employee effects on compensation: a comparison of France and the United States. **Journal of the Japanese and international Economies**, v. 15, n. 4, p. 419-436, 2001.
- ALBÆK, K. R. *et al.* Dimensions of the unemployment relationship in the Nordic countries: wage flexibility without wage curves. **Research in Labor Economics**, v. 19, p. 345-381, 2000.

AKERLOF, G.; YELLEN, J. The fair wage-effort hypothesis and unemployment. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 105, n. 2, p. 255-284, 1990.

AMADEO, E. J. Do relative wages together with relative prices? **Revista Brasileira de Economia**, v. 47, n. 1, p. 33-52, 1993.

_____. Bargaining power, markup power, and wage differentials in Brazil. **Cambridge Journal of Economics**, v. 18, p. 313-322, 1994.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte-Carlo evidence and an application to employment equations. **Review of Economic Studies**, v. 58, p. 277-297, 1991.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995.

BALL, L. **Disinflation and the NAIRU**. [s.l.]: NBER, 1996. (Working Paper, n. 5520).

BALL, L.; MANKIW, N. G. The NAIRU in theory and practice. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 16, n. 4, p. 115-136, 2002.

BALTAGI, B.; BLIEN, U.; WOLF, K. The East German wage curve 1993-1998. **Economics Letters**, v. 69, p. 9-14, 2000.

_____. New evidence on the dynamic wage curve for Western Germany: 1980-2004. **Labour Economics**, v. 16, p. 47-51, 2009.

_____. A dynamic spatial panel data approach to the German wage curve. **Economic Modelling**, v. 29, n. 1, p. 12-21, 2012.

BALTAGI, B.; ROKICKI, B.; SOUZA, K. The Brazilian wage curve: new evidence from the National Household Survey. **Empirical Economics**, v. 53, n. 1, p. 267-286, 2017.

BÅRDSEN, G.; NYMOEN, R. Testing steady-state implications for the NAIRU. **Review of Economics and Statistics**, v. 85, n. 4, p. 1070-1075, 2003.

BARROS, R. P. *et al.* Uma avaliação empírica do grau de flexibilidade do mercado de trabalho brasileiro. **Planejamento e Políticas Públicas**, v. 15, 1997.

BARROS R. P.; MENDONÇA R. S. **Flexibilidade do mercado de trabalho brasileiro: uma avaliação empírica**. Rio de Janeiro: Ipea, 1997. (Texto para Discussão, n. 0452).

BARTH, E. *et al.* **Explaining variations in wage curves: theory and evidence**. Oslo: University of Oslo Press, 2002.

BELL, B.; NICKELL, S.; QUINTINI, G. Wage equations, wage curves and all that. **Labour Economics**, v. 9, p. 341-360, 2002.

BERG, J.; CONTRERAS, D. Political-economic regime and the wage curve: evidence from Chile, 1957-96. **International Review of Applied Economics**, n. 18, p. 151-165, 2004.

BLANCHARD, O.; KATZ, L. What do we know and we do not know about the natural rate of unemployment. **Journal of Economic Perspectives**, v. 1, n. 1, p. 51-73, 1997.

_____. Wage dynamics: reconciling theory and evidence. **American Economic Review**, v. 89, p. 69-74, 1999.

BLANCHARD, O.; SUMMERS, L. H. **Hysteresis and the European unemployment problem**. [s.l.]: NBER, 1986. (Working Paper, n. 1950).

_____. Beyond the natural rate hypothesis. **American Economic Review**, v. 78, n. 2, p. 182-87, May 1988.

BLANCHFLOWER, D.; OSWALD, A. **The wage curve**. Cambridge, MA: MIT Press, 1994.

CACCIAMALI, M. C.; BRITO, A. A flexibilização restrita e descentralizada das relações de trabalho no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos do Trabalho**, v. 2, n. 2, p. 91-120, 2002.

CAMERON, A.; TRIVEDI, P. **Microeconometrics: methods and applications**. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2005.

CARD, D. The wage curve: a review. **Journal of Economic Literature**, v. 33, p. 785-799, 1995.

CARNEIRO, F. G. Insider power in Brazilian wage determination. **Studies in Economics**, n. 95/96, 1995.

_____. Efficiency wage, insiders – outsiders e determinação de salários: teoria e evidência. **Revista de Economia Política**, v. 17, n. 2, abr./jun. 1997.

CARNEIRO, F. G.; HENLEY, A. Wage determination under chronic inflation: the case of Brazil. **Studies in Economics**, n. 94/97, 1994.

CHAHAD, J. P. C. Emprego flexível e mercado de trabalho no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 2002, Nova Friburgo. **Anais...** Nova Friburgo: ANPEC, 2002.

CORSEUIL, C. H. *et al.* Criação, destruição e realocação do emprego no Brasil. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 855).

DIAMOND, P. Wage determination and efficiency equilibrium. **Review of Economic Studies**, v. 49, p. 217-227, 1982.

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

GOMES, F. A. R.; SILVA C. G. Hysteresis vs. NAIRU and convergence vs. divergence: the behavior of regional unemployment rates in Brazil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., 2006, Salvador, Bahia. **Anais...** Salvador ANPEC, 2006.

HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W. K.; ROSEN, H. S. Estimating vector autoregressions with panel data. **Econometrica**, v. 56, p. 1371-1395, 1988.

GARCIA, L. **A curva de salário para o Brasil**: uma análise microeconômica a partir dos dados da PNAD de 1981 a 1999. 2002. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, Minas Gerais, 2002.

GORDON, R. J.; STOCK, J. H. Foundations of the goldilocks economy: supply shocks and the time-varying NAIRU. **Brookings Papers on Economic Activity**, n. 2, p. 297-346, 1998.

HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, 1979.

KING, R. G., WATSON, M. W. The post-war US Phillips curve: a revisionist econometric history. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 41, 1994.

LIMA, E. C. R. The NAIRU, unemployment and the rate of inflation in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 4, Apr. 2003.

LINDBECK, A.; SNOWER, D. Efficiency wages versus insiders and outsiders. **European Economic Review**, v. 3, n. 1/2, p. 407-416, 1987.

_____. **The insider-outsider theory of employment and unemployment**. Cambridge, MA: MIT Press, 1989.

MONTUENGA-GÓMEZ, V. M.; RAMOS-PARREÑO, J. M. Reconciling the wage curve and the Philips curve. **Journal of Economic Surveys**, v. 19, n. 5, p. 735-765, Dec. 2005.

MORTENSEN, D. T.; PISSARIDES, C. A. Job creation and job destruction in the theory of unemployment. **Review of Economic Studies**, n. 61, p. 397-415, 1994.

MOULTON, B. R. An illustration of a pitfall in estimating the effects of aggregate variables on micro units. **Review of Economic and Statistics**, v. 72, p. 334-338, 1990.

OLIVEIRA, L.; PORTUGAL, M.; ABRITA, M. Taxa de desemprego não aceleradora da inflação: uma estimação da NAIRU para a economia brasileira no período de 2000 até 2013. **Nova Economia**, v. 26, n. 2, 2016.

PHELPS, E. Money-wage dynamics and the labor-market equilibrium. **Journal of Political Economy**, v. 76, p. 678-711, 1968.

PHILLIPS, A. W. The relation between unemployment and the rate of change of money wages rates in the United Kingdom, 1861-1957. **Econometrica**, v. 25, n. 100, 1958.

PISSARIDES, C. A. Equilibrium unemployment theory. [s.l.]: MIT Press, 1990.

_____. Loss of skill during unemployment and the persistence of employment shocks. **Quarterly Journal of Economics**, London, v. 107, n. 4, p. 1371-1391, Nov. 1992.

PORTUGAL, M. S.; MADALOZZO, R. C. Um modelo de NAIRU para o Brasil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 26., 1998, Vitória, Espírito Santo. **Anais...** Vitória ANPEC, 1998.

ROBERTS, J. New Keynesian economics and the Phillips curve. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 27, n. 4, p. 975-984, 1995.

_____. The wage curve and the Phillips curve. **Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Series**, 1997.

SARGAN, J. D. Wages and prices in the United Kingdom: a study of econometric methodology. **Econometric Analysis for National Economic Planning**, p. 25-63, 1964.

SHAPIRO, C; STIGLITZ, J. Equilibrium unemployment as a discipline device. **American Economic Review**, v. 74, p. 433-444, 1984.

SILVA, A.; MONSUETO, S.; PORSSE, A. Flexibilidade do mercado de trabalho: uma análise comparativa entre segmentos socioeconômicos no Brasil (2002-2009). **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 45, n. 1, abr. 2015.

STAIGER, D.; STOCK, J. H.; WATSON, M. H. Prices, wages, and the U.S. NAIRU in the 1990s. *In*: KRUEGER, A. B.; SOLOW, R. (Ed.). **The roaring nineties: can full employment be sustained?** New York: The Russell Sage Foundation and The Century Foundation Press, 2001. p. 3-60.

WHELAN, K. Real wage dynamics and the Phillips curve. **Federal Reserve Board Finance and Economic Discussion Series Paper**, n. 2000-2002, 1999.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. **Journal of Econometrics**, v. 126, p. 25-51, 2005.