

# Estimativa para a curva de salário no Brasil: evidências a partir de interações espaciais em tempos de recessão

Guilherme Cemin de Paula \*

André M. Marques †

21 de julho de 2019

In this paper, we verify the existence of spatial Brazilian wage curve based on individual real wages. Accounting for the endogeneity of unemployment and significant spatial autocorrelation as well as controlling for region and time effects, this paper analyzes the Brazilian National Household Sample Survey (PNAD) ranging from 2012 to 2019 and supports the claim that the real hourly wage workers suffer negative pressures in relation to the local unemployment and significant influences from unemployment rates from surrounding areas. We estimate the magnitude and test the significance of spatial spillovers affecting local labor markets. Accounting for neighboring states unemployment levels the estimates indicate lower (or higher) elasticity of workers' remuneration to the amount of excess of supply in the local labor market. The findings indicate that low skilled workers (-0,040), informal sector (-0,039) and women (-0,041) face the highest real wage elasticity on unemployment changes.

**Keywords:** labor market; spatial wage curve; unemployment.

**JEL Classification:** J61; J62; J64.

Este estudo testa a hipótese da curva de salários espacial para o Brasil. Utilizando um modelo com interações espaciais, efeitos fixos e potencial endogeneidade do desemprego, a partir de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua para o período de 2012 a 2019, verificou-se que o salário-hora real dos trabalhadores sofre pressões negativas em relação à taxa de desemprego local e influências significativas em relação à taxa de desemprego espacialmente ponderada dos estados vizinhos, indicando a existência da curva de salários e dependência espacial significativa. A negligência de interações espaciais no modelo implica uma superestimação da flexibilidade dos salários individuais no Brasil. A estimativa para grupos específicos indicou que as maiores elasticidades, que refletem a maior flexibilidade de salário e provavelmente refletem mercados mais competitivos, foram encontradas no grupo das mulheres (-0,041), dos trabalhadores do setor informal (-0,039) e trabalhadores com ensino fundamental (-0,040).

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

**JEL Classification:** J61; J62; J64.

**Área ANPEC:** 13 - Economia do Trabalho.

---

\*Doutorando em Economia. ORCID iD: 0000-0002-1663-0221. Universidade Federal da Paraíba, Programa de Pós-Graduação em Economia, Cidade Universitária, s/nº, Castelo Branco, 58051-900, João Pessoa, PB, Brasil. Telefone: (+55) 83 3216 7453. E-mail: [guilhermecemin@gmail.com](mailto:guilhermecemin@gmail.com)

†Professor Associado. Pesquisador do CNPq. ORCID iD: 0000-0002-6762-8439. Universidade Federal da Paraíba, Programa de Pós-Graduação em Economia, Cidade Universitária, s/nº, Castelo Branco, 58051-900, João Pessoa, PB, Brasil. Telefone: (+55) 83 3216 7453. E-mail: [00094751@ufrgs.br](mailto:00094751@ufrgs.br)

# 1 Introdução

O comportamento do mercado de trabalho influencia sobremaneira a performance das economias. Pois o seu bom funcionamento está associado ao volume de emprego criado, ao crescimento da produtividade, às condições de concorrência entre os agentes, treinamento e qualificação, arranjo institucional adequado, entre outros aspectos, que conjuntamente determinam os resultados econômicos em países e regiões.

O mercado de trabalho no Brasil está passando por um período de grandes dificuldades. O exame da série de desemprego medido na região metropolitana de São Paulo, a partir dos dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) indica que desde o ano de 2010, o valor mínimo para o desemprego nessa região foi de 9% ao mês (dezembro de 2011), e a máxima foi de 18,8% (maio de 2017), após a reversão em direção a uma tendência de alta que iniciou-se em janeiro de 2015. Isto corresponde a um aumento de aproximadamente 100% na taxa de desemprego em curto espaço de tempo, com claras implicações para a trajetória do salário real e o padrão de vida no Brasil.

A resposta do salário às mudanças no desemprego expressa a existência de custos de ajustamento quando ocorrem choques na economia: sem custos de ajustamento, o nível dos salários responderia rapidamente às mudanças nas condições econômicas. Entretanto, os custos normalmente são duradouros e elevados em termos de produção e bem-estar.

A determinação dos salários reais individuais dos trabalhadores e sua resposta às condições econômicas e características individuais vêm sendo objeto de estudo de diversos trabalhos para muitas economias, pelo menos desde a década de 1970. De forma pioneira, Mincer (1974) estudou as relações entre os salários e características relacionadas à produtividade do indivíduo, como os anos de estudo e a experiência no trabalho.

A partir do estudo de Mincer (1974), vários estudos subsequentes testaram a inclusão de novas variáveis com potencial de explicação para a formação dos salários reais individuais. Em um dos mais inovadores, Blanchflower e Oswald (1995; 2005) documentaram uma relação negativa sistemática entre salários reais individuais e o nível de desemprego da região do trabalhador (estimada em  $-0,10$ ) para as economias do Reino Unido e dos Estados Unidos.

Em face da invariância desse resultado em relação a vários países e bases de dados, os autores denominaram essa relação de curva de salário.<sup>1</sup> A interpretação mais elementar é de que essa elasticidade mede o grau de rigidez do salário real local, contendo informações sobre os custos de ajustamento do mercado de trabalho em resposta a mudanças nas condições econômicas.

A limitação básica da curva de salário originalmente formulada por Blanchflower e Oswald é a ausência de considerações em torno de aspectos regionais e da possível dependência entre as observações, conforme documentado nos trabalhos de Buettner (1999), Baltagi et al. (2012), entre outros. A suposição inicial da curva de salário é de que apenas o mercado de trabalho local exerce influência sobre a determinação do salário real individual (Longhi et al., 2006).

Entretanto, é razoável supor que em face da mobilidade do trabalho, facilidades de transporte e difusão de informações na economia, as condições competitivas locais estejam sujeitas às condições vigentes no mercado de trabalho em áreas próximas, quando as regiões são interconectadas. De acordo com Baltagi e Rokicki (2014), a negligência de potenciais *spillovers* espaciais levaria a um viés de *superestimação* da elasticidade do salário ao desemprego local, implicando equivocadamente maior flexibilidade salarial (menores custos) em resposta às mudanças nas condições econômicas.

---

<sup>1</sup>Baltagi e Blien (1998, p. 135-6) observam que “The wage curve is simply a standard wage equation normally used to estimate the returns to education of the male-female wage gap but with the addition of the local unemployment variable to set of regressors”.

Neste caso, a hipótese é de que o salário individual local não responde apenas ao nível de atividade local, mas, *também* recebe influência das condições de concorrência vigentes em outros mercados regionalmente interconectados por causa da mobilidade do fator trabalho e da política salarial das empresas. Em particular, a política salarial das empresas locais seria influenciada não apenas pelas condições do mercado local, mas, também pelo excesso de oferta de trabalho em outros mercados correlacionados.

O objetivo do presente estudo é verificar esta segunda suposição para a economia brasileira utilizando os microdados da PNAD Contínua (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio Contínua) para o período de 2012 ao primeiro trimestre de 2019 incluindo os 27 estados da federação. Em particular, seguindo a sugestão de Baltagi e Rokicki (2014) e de Barufi et al. (2016), vários contrastes do mercado de trabalho brasileiro são explorados: entre homens e mulheres, setores público e privado, setores rural e urbano, setores formal e informal, etc.

Até onde foi possível averiguar, este é provavelmente o primeiro trabalho que documenta a curva de salários no Brasil utilizando uma detalhada base de dados que incorpora as informações da recente crise da economia brasileira utilizando metodologia que permite obter estimativas eficientes e não viesadas controlando para a potencial endogeneidade do desemprego e para autocorrelação espacial entre as observações.<sup>2</sup>

Se as condições competitivas do mercado de trabalho no Brasil forem limitadas localmente, a redução do nível de atividade local (elevação do desemprego) não deve provocar a saída de trabalhadores deste para outros mercados na mesma zona de influência (áreas interconectadas). Neste caso, espera-se que não haja evidência de *spillovers* espaciais significativos para determinados grupos com baixa ou nenhuma mobilidade, como trabalhadores vinculados ao setor público.

Os resultados do presente trabalho podem ajudar a explicar como o mercado de trabalho no Brasil opera e como ele é moldado conjuntamente pelas condições locais e por influências regionais significativas que transcendem as fronteiras dos estados. Adicionalmente, os resultados também fornecem informações sobre os diferentes custos de ajustamento no mercado de trabalho brasileiro (maior ou menor rigidez) pois cada categoria ou grupo de trabalhadores é analisado separadamente (por exemplo, homens e mulheres; trabalho qualificado e não qualificado; setor formal e informal, etc.).

O presente trabalho oferece contribuições para a literatura da curva de salário nos seguintes aspectos: (1) obtém-se a estimativa desagregada para os salários de vários grupos de trabalhadores individuais separadamente (como homens e mulheres, etc.) e não apenas para dados agregados (médias das variáveis); (2) o método de estimação segue a recomendação de Baltagi e Blien (1998), em que os coeficientes são obtidos permitindo-se efeitos fixos e potencial endogeneidade da taxa de desemprego; (3) a especificação adotada permite mensurar a magnitude da rigidez do salário local condicional à dependência entre as observações (Baltagi e Rokicki, 2014); (4) ao empregar uma amostra de tamanho consideravelmente grande, obtém-se estimativas mais precisas e maior poder para testes de hipóteses.

No Brasil, existem alguns trabalhos que estimam a curva de salários, porém, não incorporam os desenvolvimentos metodológicos mais recentes propostos no presente estudo, e, em outros casos, as estimativas limitam-se a grupos específicos de trabalhadores ou à utilização exclusiva de dados agregados, que podem mascarar resultados mais precisos e confiáveis obtidos com bancos de dados mais completos e desagregados.

Utilizando os dados da Pesquisa Mensal de Emprego para as regiões metropolitanas do Brasil no período de 1982 a 1994, Barros e Mendonça (1997) estimaram a curva de salários para a economia brasileira. Ao comparar seus resultados com as estimativas internacionais os autores concluem

---

<sup>2</sup>Houve mudança na periodicidade e no método de coleta dos dados em relação à PNAD anual, descontinuada em 2015, portanto, é provável que os resultados não sejam diretamente comparáveis com estudos que utilizaram a PNAD mais antiga.

que a flexibilidade salarial no Brasil é similar àquele estimado para os países industrializados com maior grau de flexibilidade que as demais economias.

Com dados da PNAD do período 1990 a 1999, ao fazer a distinção entre trabalho qualificado, semi-qualificado e trabalho não qualificado no Brasil, Reis (2006) estimou a elasticidade da curva de salários em  $-0,013$  para o primeiro grupo de trabalhadores e em  $-0,051$  para trabalho não qualificado, indicando que o salário é cerca de 2,5 vezes mais flexível para trabalhadores com pouca ou nenhuma qualificação no Brasil.

Barufi et al. (2016) encontram evidências da curva de salários para o Brasil controlando para autocorrelação espacial presente nos dados. Utilizando dados da PNAD anual para o período de 2003 a 2015 (e do Censo para 1991 e 2010), concluem que a resposta do salário às condições do mercado de trabalho (elasticidade) é sensível à inclusão de regiões vizinhas. Especificamente, o principal resultado obtido pelos autores é de que além de uma relação negativa com a taxa de desemprego da região do trabalhador, os salários individuais também apresentam uma relação com a taxa de desemprego das regiões vizinhas, caracterizando a influência de potenciais *spillovers* espaciais.

Os autores observam que a flexibilidade do setor informal é maior que a estimada para o setor formal, e que essa diferença é detectada quando efeitos fixos e dependência espacial significativa são explicitamente controlados na estimação.

Três importantes observações devem ser feitas em relação ao estudo de Barufi et al. (2016): (a) o período estudado pelos autores não inclui a recente crise econômica que afeta o mercado de trabalho no Brasil (apenas os períodos 2003 a 2015 e 1991 a 2010 são analisados), o que dificulta a comparabilidade dos resultados; (b) apenas trabalhadores do sexo masculino são incluídos na amostra (de 15 a 59 anos); (c) efeitos espaciais são incluídos, porém, os efeitos diretos, indiretos e totais não foram calculados, nem sua significância foi testada, o que impede a inferência sobre a magnitude e significância de *spillovers*. A abordagem proposta neste trabalho difere substancialmente nesses três aspectos em relação ao estudo de Barufi et al. (2016), conforme descrito detalhadamente na Metodologia.

Em outros países, os estudos tendem a corroborar a estimativa inicial de Blanchflower e Oswald (1995). Boushey (2002) estimou a curva de salários para as áreas metropolitanas dos Estados Unidos a partir de salários individuais por semana e por hora trabalhada no período 1986-1996. Os resultados indicam que a estimativa agregada (sem a distinção entre homens e mulheres) é diferente de estimativas individuais para os dois grupos de trabalhadores. Em particular, as elasticidades são significativamente maiores para dados agregados do que quando salários individuais de homens e mulheres são utilizados separadamente (a exemplo do presente estudo). Portanto, há indícios de que estimativa para diferentes grupos de trabalhadores por categorias pode diferir substancialmente de estimativas agregadas.

Com a suposição de independência entre as observações, Kennedy e Borland (2000) estimaram a curva de salário para a Austrália utilizando salários individuais para um total de 42.413 observações incluindo homens e mulheres. Concluíram que a elasticidade do salário em relação ao desemprego local situa-se entre  $-0,07$  e  $-0,09$ , cujos valores ficam muito próximos da estimativa inicial de  $-0,10$  (Blanchflower e Oswald, 1995). Janssens e Konings (1998) estimam a resposta do salário ao desemprego na Bélgica em  $-0,04$  quando a estimação inclui homens e mulheres de forma agregada nos dados. Porém, separadamente, a estimativa não difere de  $-0,10$ , magnitude inicialmente obtida por Blanchflower e Oswald, (1995). Os autores argumentam que o mercado de trabalho das mulheres é mais competitivo e menos influenciado por sindicatos do que o mercado de trabalho para homens.

A partir de uma amostra com 40.852 indivíduos cobrindo 142 regiões da Alemanha no período 1981-1990, Baltagi e Blien (1998) encontraram evidência de diferenças na curva de salário entre jovens e adultos, homens e mulheres e também para trabalho de alta e baixa qualificação.

Similar a resultados para o Brasil, no caso da Alemanha os salários de trabalhadores com mais baixa qualificação respondem mais rapidamente às variações do desemprego. O mesmo ocorre para os trabalhadores jovens (-0,151) em relação aos adultos (-0,097).

Em contraste com o Brasil, a elasticidade do salário dos homens (estimada em -0,074) é menor que a elasticidade do salário das mulheres (estimada em -0,380). A estimativa para o total dos trabalhadores é -0,11. Esses resultados foram obtidos controlando-se para efeitos fixos e a potencial endogeneidade do desemprego em relação à variação nos salários, utilizando-se o desemprego defasado como instrumento da variável explicativa (FE-2SLS).

Baltagi et al. (2012) analisaram novamente o mercado de trabalho da Alemanha a partir de uma especificação que permite obter a magnitude e testar a significância para *spillovers* espaciais, além da estimativa de efeitos de curto e longo prazo do desemprego sobre o salário individual. Os autores não encontram evidência de dependência espacial na maioria das subamostras utilizadas (exceto nas zonas rurais), porém, no curto prazo a elasticidade é -0,023 e -0,047 no longo prazo. Na análise de sensibilidade a diferentes especificações da matriz W utilizada, os autores constataam a existência de *spillovers positivos* e significativos (0,020). Os autores observam que esse resultado inesperado pode ser devido à alta correlação do desemprego entre as regiões vizinhas.

Resultado similar foi obtido por Longhi et al. (2006) ao estimarem a curva de salário para 327 regiões da Alemanha ao longo do período 1990-1997. Os autores documentam a ocorrência de dependência espacial nos dados, e constataam que os salários são menos elásticos nas regiões mais aglomeradas (maior densidade populacional) e mais elásticos em regiões de mais difícil acesso, indicando que as empresas tem mais (menos) poder de mercado em regiões menos (mais) populosas. Entretanto, contrário ao sinal esperado, os resultados indicam, assim como em Baltagi et al. (2012), a ocorrência de *spillovers positivos* e significativos (de magnitude 0,1368). Os autores especulam que a causa deste resultado deve-se ao fato de que o desemprego é medido no local do trabalhador e o salário ter sido medido na localização das empresas.

Baltagi e Rokicki (2014) encontram evidências da curva de salário para a Polônia utilizando uma curva de salário com efeitos espaciais (potenciais *spillovers*). A estimativa para o mercado de trabalho regional da Polônia (16 regiões NUTS2) empregou microdados para o período de 1999 a 2010. Os autores constataam a relação negativa significativa com a taxa de desemprego local, em que os salários individuais também apresentam uma relação inversa com a taxa de desemprego das regiões vizinhas para grupos específicos (setor privado, trabalho temporário, pequenas, médias e grandes empresas). Entretanto, para trabalhadores com emprego permanente (*tenure*) e para o setor público os resultados indicam ausência e/ou *spillovers positivos* atuando do desemprego em regiões vizinhas para o salário local.

Na melhor especificação para os dados brasileiros, com explícito controle para interações espaciais entre o nível de desemprego em regiões próximas e o salário local, constata-se que um aumento de 100% no desemprego reduz em 2,8% o salário real no agregado. Entretanto, este mesmo aumento no desemprego reduz o salário real das mulheres em 4,1% e em 2,5% o salário real dos homens no Brasil.

Portanto, há indícios de que o mercado de trabalho para mulheres é mais competitivo no Brasil, que é o comportamento oposto ao mercado de trabalho da Polônia, em que a elasticidade do salário em relação ao desemprego é maior para os homens (-0,07 contra -0,03 para mulheres).

As maiores elasticidades, que refletem a maior flexibilidade de salário e provavelmente refletem mercados mais competitivos, foram encontradas no grupo das mulheres (-0,041), dos trabalhadores do setor informal (-0,039) e trabalhadores com ensino fundamental (-0,04).

Controlando-se para interações espaciais significativas, a curva de salário no Brasil (no agregado) exibe uma elasticidade que representa cerca de 1/3 da elasticidade inicialmente estimada. Entretanto, negligenciando-se as interações espaciais essa estimativa tende a ser o dobro da elasticidade inicialmente obtida por Blanchflower e Oswald (1995; 2005), implicando superestimação

do coeficiente.

Com controle explícito para as interações espaciais a estimativa para diferentes categorias mostra que a rigidez de salários não é homogênea entre os trabalhadores, exibindo nuances de acordo com as características do grupo. Diante da análise da literatura e dos resultados alcançados é possível concluir que os salários reais individuais no Brasil são relativamente menos flexíveis que a média das estimativas disponíveis para outras economias de similar grau de desenvolvimento.

Na próxima seção é apresentada a metodologia utilizada neste trabalho, destacando-se o método de estimação com efeitos fixos, a estimação com efeitos fixos e variável instrumental (FE2SLS) (sob a hipótese de que o desemprego é variável endógena) e a utilização de duas diferentes matrizes  $W$  de defasagem espacial (contiguidade e distância inversa) para as regressões com efeitos de interação espacial. Na seção 3 são apresentados os resultados obtidos e na seção 4 são sumariadas as principais conclusões.

## 2 Metodologia

### 2.1 Descrição dos dados

Como foi observado anteriormente, os dados foram obtidos a partir da divulgação da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio Contínua (PNAD Contínua), pesquisa realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados empregados no estudo foram apurados no período de 2012 ao primeiro trimestre de 2019, e cobrem os 27 estados da federação.

Após análise as variáveis utilizadas foram as seguintes: rendimento mensal habitual, horas trabalhadas habitualmente, ocupação, atividade, setor (público ou privado), situação do domicílio (rural ou urbano), tipo de trabalho (formal ou informal), tipo de área (região metropolitana ou outra região) e número de anos e meses de vínculo no trabalho principal; idade, sexo, anos de estudo, raça e unidade federativa onde trabalha cada pessoa. Para o cálculo da taxa de desemprego anual para cada estado foram utilizadas as seguintes variáveis: condição de atividade e de ocupação na semana de referência para pessoas de 10 anos ou mais de idade.

A partir das variáveis coletadas foram criadas outras variáveis. Da remuneração e horas trabalhadas foi calculado o salário-hora real para cada trabalhador, em as horas semanais foram multiplicadas por 4,34524 (que é o número médio de semanas a cada mês), deflacionando-se as remunerações, finalmente, utilizando os deflatores divulgados pelo IBGE, baseados em Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculados para as diferentes Unidades Federativas. As variáveis de ocupação do trabalhador e atividade do serviço, que possuem alto nível de desagregação foram reagrupadas. A variável de ocupação foi reorganizada em 5 grupos: forças armadas, membros superiores do poder público, ciências e artes, técnicos de nível médio, serviços administrativos, serviços e vendedores, agropecuária, produção industrial, reparação e manutenção. A variável de atividade foi reagrupada em outras 13 atividades: agrícola; outras atividades industriais; construção; comércio e reparação; alojamento e alimentação; transporte, armazenamento e comunicação; administração pública; educação, saúde e serviços sociais; outros serviços; serviços domésticos; outras atividades; atividades mal definidas ou não declaradas.

A variável anos de estudo foi dividida em 4 grupos: trabalhadores com ensino fundamental incompleto como grau mais alto de escolaridade; médio incompleto como grau mais alto; superior incompleto como grau mais alto; e superior completo como grau mais baixo. Por fim, a variável raça foi dividida em 2 grupos, um contendo brancos e amarelos, e outro contendo pretos, pardos e indígenas.

Outra característica indesejável dos dados da PNAD – bastante estudada – é a existência de informações mal declaradas que acabam se tornando *outliers*. Para evitar esse problema foram feitos os seguintes ajustes nas variáveis: remuneração máxima de R\$ 100.000,00 e mínima no nível

do salário mínimo deflacionado para cada ano; idade máxima de 80 anos; máximo de 60 anos e mínimo de 10 horas semanais trabalhadas; máximo 60 anos de vínculo no trabalho. Além disso, foram excluídos os trabalhadores que produzem para consumo ou uso próprio, os que trabalham por conta própria e os desempregados.

Na Tabela 1 são apresentadas as medidas descritivas básicas das séries após os tratamentos efetuados. Essas informações oferecem um panorama geral de como os dados utilizados no modelo foram organizados.

Tabela 1: Estatísticas descritivas básicas.

Variável	N	Média	Desvio-padrão	Mín.	Máx.
Sal. Hr. Real	1.053.730	12,905	16,453	1,001	1.380,900
Tx. Desemprego (u)	1.053.730	9,567	3,552	2,583	21,669
Idade	1.053.730	37,321	12,267	14	79
Tempo no emprego	1.053.730	7,027	8,534	0	70
Anos de estudo	1.053.730	10,716	4,302	1	16
Raça	1.053.730	0,547	0,498	0	1
Sexo	1.053.730	1,380	0,485	1	2
UF	1.053.730	33,692	10,037	14	53
Ocupação	1.053.730	5,316	2,659	0	9
Atividade	1.053.730	3,817	3,383	0	11
Setor	1.053.730	1,626	1,017	1	4
Rural	1.053.730	0,266	0,442	0	1
Informal	1.053.730	0,276	0,447	0	1
Reg. Metrop.	1.053.730	0,323	0,468	0	1

Quanto às variáveis de maior importância na análise, destaca-se que a taxa de desemprego média no período foi de 9,6% com um desvio-padrão de 3,6%, enquanto que o salário-hora real médio foi de R\$ 12,90. O comportamento das variáveis taxa de desemprego e salário-hora real pode ser melhor observado na Figura 1. As séries dispostas na Figura 1 foram padronizadas<sup>3</sup> para fins de comparação. Como se presume teoricamente, existe uma aparente correlação inversa entre ambas as variáveis.

Para a geração das matrizes W foi utilizado o *shapefile* dos estados brasileiros disponibilizados pelo IBGE. Este arquivo contém as informações necessárias para a criação das duas matrizes de pesos espaciais. A matriz W é quadrada com dimensão 27 x 27, em que os elementos da diagonal principal são zero, pois nenhum estado é considerado vizinho de si mesmo.

Neste trabalho foram utilizadas duas matrizes de proximidade geográfica, mais exatamente a matriz de contiguidade do tipo *queen*, que apresenta pesos para regiões que compartilham fronteiras e vértices e é considerada padrão nessa literatura (Anselin e Rey, 1991; Anselin et al., 1996). E, a matriz de distância inversa, adotando-se a sugestão de Baltagi e Rokicki (2014).

A matriz W foi padronizada de modo que a soma das linhas resultam na unidade. No caso da W de contiguidade, a linha correspondente ao Rio Grande do Sul, por exemplo, recebe o valor 1 na interseção com a coluna correspondente à Santa Catarina, já que é o único estado com o qual faz fronteira. Já a linha correspondente à Santa Catarina apresenta o valor 0,5 nas intersecções com o Rio Grande do Sul e com o Paraná.

<sup>3</sup>Em que  $z = \frac{x-E(x)}{\sqrt{VAR(x)}}$ .

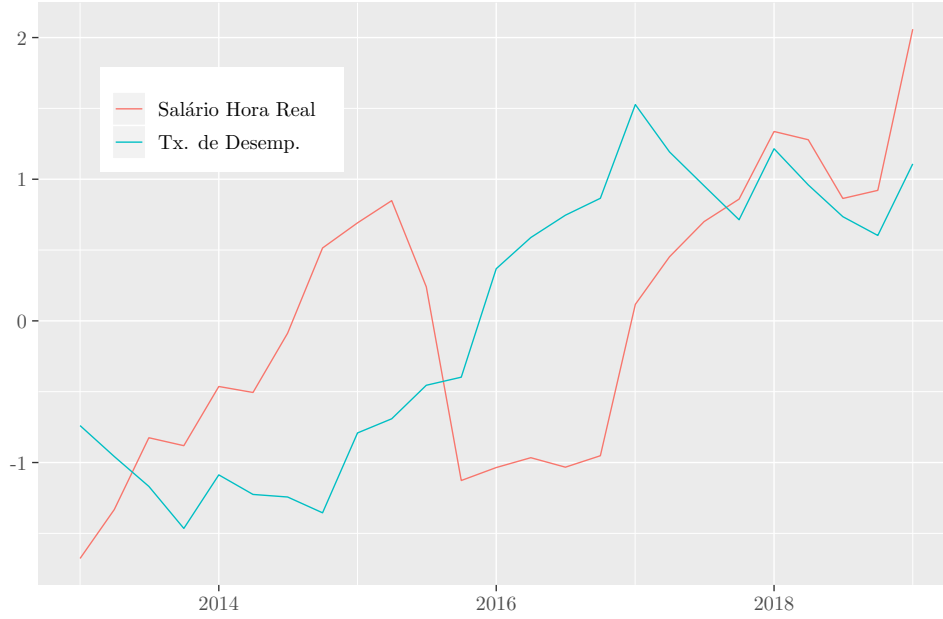


Figura 1: Salário real e taxa de desemprego no Brasil – em unidades de desvio-padrão.

## 2.2 Descrição do modelo empírico

A motivação básica para a escolha do modelo utilizado no presente trabalho está baseado nas considerações teóricas de LeSage (2014) em favor do modelo de efeitos espaciais do tipo SLX para fins de estimação, testes de significância e facilidade de interpretação dos efeitos diretos e indiretos (*spillovers*). Esta mesma especificação foi utilizada por Baltagi e Rokicki (2014).

Quando *spillovers* locais são significativos, a negligência desses efeitos em modelos de regressão leva a viés de variável relevante omitida no modelo (LeSage e Pace, 2009; LeSage, 2014). Buettner (1999), em seu estudo para o mercado de trabalho da Alemanha, conclui que a negligência das interações espaciais ligadas ao mercado de trabalho leva à estimativa viesada da resposta do salário ao desemprego local. O modelo que descreve a curva de salário no Brasil é expresso por:

$$\log(w_{irt}) = \alpha + \beta \log(u_{rt}) + \chi \left( \sum_s W_{rs} \log(u_{st}) \right) + X'_{irt} \gamma + \mu_r + \lambda_t + v_{irt}, \quad (1)$$

onde  $w_{irt}$  é o salário-hora real de cada indivíduo  $i$ ,  $u_{rt}$  é a taxa de desemprego de cada estado  $r$ ,  $W_{rs}$  é a matriz de pesos espaciais para expressar o relacionamento entre cada estado  $r$  e seu vizinho  $s$ ;  $u_{st}$  é a taxa de desemprego nos estados vizinhos,  $X'_{irt}$  é uma matriz com todas as outras variáveis clássicas de determinação do salário descritas anteriormente. Finalmente,  $\mu_r$  é o efeito região,  $\lambda_t$  é o efeito tempo comum a todos os estados, e  $v_{irt}$  é o termo de erros com as propriedades tradicionais. Os coeficientes de interesse neste trabalho são  $\beta$  e  $\chi$ .

A hipótese inicialmente formulada por Blanchflower e Oswald (1995) é de que  $\beta \neq 0$ . Entretanto, a negligência de interação espacial (assumindo  $\chi = 0$ ) influencia a estimativa de  $\beta$ . A partir da especificação adotada, o teste de significância e a magnitude deste coeficiente indicarão se essa suposição é coerente com os dados do mercado de trabalho no Brasil.

Para fins de interpretação dos resultados do modelo adotado neste estudo, observa-se que a derivada parcial do salário local em relação ao desemprego do próprio estado é dada por  $\partial w_i / \partial u_i = \beta$  (efeito direto); enquanto que o efeito indireto é obtido pela derivada parcial do salário local em relação ao desemprego de estados vizinhos:  $\partial w_i / \partial u_j = \chi$ .



Conforme argumenta LeSage (2014), uma das vantagens da especificação acima é a possibilidade de *interpretar diretamente a magnitude* desses dois efeitos e *testar sua significância estatística* com a estatística  $t$  calculada.<sup>4</sup>

É importante observar que a estimativa da equação (1) com a restrição de que  $\chi = 0$ , isto é, desprezando-se as interações espaciais, resulta na curva de salário inicialmente proposta por Blanchflower e Oswald (1995; 2005), em que o  $\beta$  representa a elasticidade do salário-hora real em relação ao desemprego que, mesmo variando entre os países, costuma aproximar-se de -0,10.

Neste trabalho são apresentados os resultados para a versão tradicional da curva de salário (sob a restrição de que  $\chi = 0$ ) e também são apresentados os resultados para a curva de salário espacial em que além de  $\beta$  tem-se a estimativa de  $\chi$ , que expressa a elasticidade do salário-hora real local em relação à taxa de desemprego nos estados vizinhos para diferentes grupos de trabalhadores.

Na análise de sensibilidade foram utilizadas duas matrizes  $W$ : seguindo o trabalho de Anselin (1991), foi utilizada uma matriz  $W$  de contiguidade do tipo *queen*, e, adotando a sugestão de Baltagi e Rokicki (2014), foi empregada uma  $W$  de distância inversa. Não foram constatadas alterações sensíveis nem em magnitude, sinal ou significância dos resultados alcançados.

Quando  $\chi$  for estatisticamente significativo há evidência de *spillovers* espaciais, em que o salário-hora real local responde às variações do desemprego nos estados vizinhos: a magnitude e significância de  $\chi$  sugerem que as empresas levam em consideração as condições do mercado de trabalho em regiões interconectadas e que a mobilidade do fator trabalho é elevada, aumentando a concorrência no mercado de trabalho local.

A especificação do tipo *Spatial Lag X* (SLX) adotada na equação (1) difere substancialmente da modelo SAR utilizado no estudo de Barufi et al. (2016). Primeiro, o modelo SLX pode ser estimado por OLS, não sendo necessário o emprego do estimador de máxima verossimilhança. Segundo, a significância e magnitude de potenciais *spillovers* espaciais pode ser obtida diretamente através da derivada do valor esperado de (1), sem a necessidade de calcular as matrizes de efeitos diretos, indiretos e totais e suas medidas de dispersão. Portanto, a obtenção dos coeficientes é computacionalmente mais simples e sua interpretação pode ser feita de forma tradicional.

Barufi et al. (2016) não apresentam a magnitude de potenciais *spillovers* nem testam a sua significância (o que permitiria a comparação com os resultados do presente estudo), pois os autores não calcularam os efeitos diretos, indiretos e totais com suas medidas de dispersão. A interpretação corrente de modelos de regressão (com base apenas nos  $\beta$ s) não se aplica aos modelos SAR e Spatial Durbin, pois ambos os modelos envolvem efeitos de realimentação endógenos com multiplicação dos coeficientes estimados.<sup>5</sup>

### 3 Resultados e discussão

Em face dos eventos recentes registrados no mercado de trabalho do Brasil, referidos na Introdução e, para fins de interpretação, a resposta do salário ao desemprego é interpretada como a variação proporcional do salário a um aumento de 100% na taxa de desemprego. A estimativa inicial de

---

<sup>4</sup>Com relação ao modelo SAR escolhido por Barufi et al. (2016), LeSage observa que “Global spillover specifications are more difficult to estimate and correct interpretation of estimates from these specifications is more difficult” (LeSage, 2014, p. 15).

<sup>5</sup>Por exemplo, o efeito direto no modelo SAR é dado por  $\frac{(3-\rho^2)}{3(1-\rho^2)}\beta_k$ , e o efeito indireto (*spillover*) é dado por  $\frac{(3\rho+\rho^2)}{3(1-\rho^2)}\beta_k$ , para  $k$  variáveis explicativas e  $N = 3$ . Após a obtenção desses valores é necessário testar a sua significância para aferir sua validade na população, obtendo suas medidas de dispersão através de simulações. O método válido para inferência com modelos espaciais do tipo SAR e Spatial Durbin consiste na obtenção das referidas matrizes de efeitos e suas medidas de dispersão correspondentes, cujos procedimentos são descritos em LeSage e Pace (2009) e também em Elhorst (2010).

Blanchflower e Oswald (1995), em que  $\hat{\beta} = -0,10$ , implica que para um aumento de 100% no desemprego o salário real cairia 10%, em média.

A Tabela 2 apresenta os resultados das regressões referentes à estimativa da equação (1) para todos os grupos de trabalhadores estudados com a restrição de  $\chi = 0$  (ausência de interações espaciais), e com a suposição de que a taxa de desemprego local é exógena ao salário real, refletindo assim mudanças nas condições macroeconômicas sem interações espaciais.

Tabela 2: Elasticidade salário hora real - desemprego (FE)

Grupo	Coef.	Sign.	Erro-Padrão
Total	-0,0220	***	0,0050
Homens	-0,0121	.	0,0064
Mulheres	-0,0410	***	0,0077
Idade (min, 29)	-0,0170	*	0,0077
Idade (30, 44)	-0,0276	***	0,0077
Idade (45, max)	-0,0163		0,0103
Fund. Inc.	-0,0200	*	0,0083
Médio Inc.	-0,0123		0,0111
Sup. Inc.	-0,0175	*	0,0080
Sup. Com.	-0,0200	.	0,0120
Exp. (0, 2)	0,0002		0,0075
Exp. (2, 10)	-0,0386	***	0,0074
Exp. (10, max)	-0,0214	.	0,0119
Privado	-0,0040		0,0052
Público	-0,0211	*	0,0101
Branco	-0,0273	***	0,0082
N. Branco	-0,0207	***	0,0063
Rural	-0,0253	***	0,0058
Urbano	-0,0061		0,0092
Formal	-0,0309	***	0,0057
Informal	-0,0298	**	0,0096

\*\*\* p-valor < 0,01%, \*\* p-valor < 1%, \* p-valor < 5%, . p-valor < 10%

Com essas suposições, um aumento de 100% no desemprego reduz em 4,1% o salário real das mulheres e em 1,2% o salário real dos homens no Brasil. No total, o salário real é reduzido em 2,2% para o choque de desemprego. Os trabalhadores rurais sofrem uma redução de 2,5% enquanto os trabalhadores urbanos não são afetados pelas mudanças no desemprego. Isto implicaria que na economia brasileira os salários seriam 5 vezes menos flexíveis em relação à estimativa inicial para o Reino Unido e Estados Unidos.

A magnitude desses coeficientes, quando comparados com estudos para outras economias, e especialmente a grande incerteza acerca dos coeficientes obtidos (medida pela grande dispersão dos coeficientes) indica que as suposições de exogeneidade do desemprego e de ausência de interações espaciais não são as mais adequadas a essa base de dados.

A Tabela 3 apresenta os resultados das regressões referentes à estimativa da equação (1) para todos os grupos de trabalhadores estudados com a restrição de  $\chi = 0$  (ausência de interações espaciais), e com a suposição de que a taxa de desemprego local é endógena, utilizando-se como instrumento a taxa de desemprego defasada em um ano (Baltagi e Blein, 1998), o que permite a explícita influência do salário sobre o desemprego local, sem a ocorrência de interações espaciais.

Tabela 3: Elasticidade salário hora real - desemprego (FE2SLS)

Grupo	Coef.	Sign.	Erro-padrão
Total	-0,2024	***	0,0455
Homens	-0,3583	***	0,0648
Mulheres	-0,0208		0,0612
Idade (min, 29)	-0,2345	**	0,0755
Idade (30, 44)	-0,2252	**	0,0686
Idade (45, max)	-0,0768		0,0912
Fund. Inc.	-0,4785	***	0,0831
Médio Inc.	-0,2688	.	0,1403
Sup. Inc.	-0,1329	.	0,0761
Sup. Com.	-0,0729		0,0806
Exp. (0, 2)	-0,4175	***	0,0764
Exp. (2, 10)	-0,1476	*	0,0656
Exp. (10, max)	-0,0948		0,0988
Privado	-0,4351	***	0,0519
Público	0,0242		0,0660
Branco	-0,1540		0,1146
N. Branco	-0,1457	***	0,0413
Rural	-0,1078	*	0,0503
Urbano	-0,4824	***	0,0969
Formal	-0,1145	*	0,0557
Informal	-0,1813	**	0,0676

\*\*\* p-valor < 0,01%, \*\* p-valor < 1%, \* p-valor < 5%, . p-valor < 10%

Com essas suposições, um aumento de 100% no desemprego reduz em 2,1% o salário real das mulheres e em 35,83% o salário real dos homens no Brasil. No total, o salário real é reduzido em 2,2% para o choque de desemprego. Os trabalhadores rurais sofrem uma redução de 10,78% enquanto os trabalhadores urbanos experimentam uma redução de 48,24% em seus salários, em média. Este coeficiente é 5 vezes maior do que a estimativa para homens na Polônia (-0,09), sob a hipótese de endogeneidade do desemprego.

Este resultado contradiz claramente a hipótese teórica de Longhi et al. (2006) e Barufi et al. (2016), de que o salário é mais sensível em áreas menos densas (áreas rurais) e de mais difícil acesso. Em áreas de elevada aglomeração as oportunidades de emprego em geral são melhores, indicando que o coeficiente para os trabalhadores urbanos está visivelmente superestimado, provavelmente indicando negligência de efeitos espaciais presente nos dados.

Portanto, em face da magnitude desses coeficientes e em virtude de sua elevada incerteza (medida pela grande dispersão dos coeficientes), é possível concluir que as suposições de endogeneidade do desemprego e de ausência de interações espaciais também não são as mais adequadas a essa base de dados.

A Tabela 4 apresenta os resultados das regressões referentes à estimativa da equação (1) para todos os grupos de trabalhadores estudados *sem* a restrição de  $\chi = 0$  (com interações espaciais), e com a suposição de que a taxa de desemprego local é exógena ao salário real, refletindo assim mudanças nas condições macroeconômicas país *com* interações espaciais.

Apenas os resultados para a matriz *W* do tipo *queen* foram analisados, pois não foram constatadas alterações substantivas de magnitude, sinal e significância comparando-se os resultados alcançados para os dois tipos de matrizes *W*.

Tabela 4: Elasticidade sal. hr. real - desemp. com matriz de contiguidade (FE)

Grupo	Coef.w	Sign.w	Erro-padrão.w	Coef.	Sign.	Erro-padrão
Total	0,0536	***	0,0078	-0,0277	***	0,0049
Homens	0,0804	***	0,0100	-0,0252	***	0,0062
Mulheres	0,0117		0,0117	-0,0406	***	0,0075
Idade (min,29)	0,0518	***	0,0119	-0,0246	**	0,0076
Idade (30,44)	0,0374	**	0,0123	-0,0315	***	0,0076
Idade (45,max)	0,0816	***	0,0162	-0,0259	**	0,0100
Fund. Inc.	0,1091	***	0,0127	-0,0398	***	0,0082
Médio Inc.	0,0202		0,0166	-0,0141		0,0107
Sup. Inc.	0,0348	**	0,0126	-0,0225	**	0,0077
Sup. Com.	0,0244		0,0198	-0,0280	*	0,0119
Exp. (0,2)	0,0870	***	0,0115	-0,0163	*	0,0073
Exp. (2,10)	0,0107		0,0117	-0,0387	***	0,0073
Exp. (10,max)	0,0314	.	0,0189	-0,0278	*	0,0118
Privado	0,0845	***	0,0080	-0,0207	***	0,0051
Público	0,0042		0,0168	-0,0237	*	0,0102
Branco	0,0408	***	0,0119	-0,0260	***	0,0078
N. Branco	0,0766	***	0,0108	-0,0314	***	0,0063
Rural	0,0245	**	0,0091	-0,0267	***	0,0057
Urbano	0,1300	***	0,0143	-0,0254	**	0,0091
Formal	0,0182	*	0,0085	-0,0328	***	0,0054
Informal	0,0745	***	0,0160	-0,0391	***	0,0098

\*\*\* p-valor < 0,01%, \*\* p-valor < 1%, \* p-valor < 5%, . p-valor < 10%

Os resultados apresentados na Tabela 4 mostram coeficientes que apresentam a menor dispersão (portanto, maior precisão) em relação a todos demais modelos estimados e sua magnitude não sugere superestimação, quando comparados com os estudos para outras economias. Em todos os grupos de trabalhadores a resposta do salário ao desemprego local é negativa e estatisticamente significativa, excetuando-se apenas os trabalhadores com ensino médio, para os quais o salário não responde ao desemprego.

Os *spillovers* espaciais são estatisticamente significativos, excetuando-se apenas o caso de mulheres, trabalhadores com ensino médio, superior, com experiência entre 2 e 10 anos e vinculados ao setor público. Para estas categorias específicas de trabalhadores, as interações espaciais não influenciam as condições do mercado de trabalho local.

Os sinal do coeficiente  $\chi$  é positivo e significativo para quase todos os grupos. Este resultado é coerente com os resultados alcançados para os dados do mercado de trabalho regional da Alemanha nos estudos de Longhi et al. (2006), Baltagi e Blien (1998) e Baltagi e Rokicki (2014). A explicação oferecida por Baltagi e Rokicki (2014) para este sinal inesperado é a presença de alta correlação entre as taxas de desemprego regionais. Blanchflower e Oswald (1995, p. 160) descartam completamente a possibilidade de correlação positiva entre salário e desemprego, porém, reconhecem que esta correlação, quando existe, pode indicar que em equilíbrio todas as regiões oferecem a mesma utilidade esperada (os indivíduos têm em conta todas as amenidades e características repulsivas das regiões).

A partir da Tabela 4 as seguintes conclusões podem ser extraídas. Primeiro, com a suposição de desemprego exógeno e explícito controle para interações espaciais entre o nível de desemprego em regiões próximas e o salário local, constata-se que um aumento de 100% no desemprego reduz em 2,8% o salário real no agregado. Entretanto, este mesmo aumento no desemprego reduz o salário real das mulheres em 4,1% e em 2,5% o salário real dos homens no Brasil. Portanto, há

indícios de que o mercado de trabalho para mulheres é mais competitivo no Brasil. Caso oposto ao da Polônia, em que a elasticidade do salário em relação ao desemprego é maior para os homens (-0,07 contra -0,03 para mulheres).

Segundo, tendo em conta a hipótese teórica de Longhi et al. (2006), os resultados sugerem uma ligeira diferença entre trabalhadores rurais (-0,027) e urbanos (-0,025), em que os salários urbanos apresentam uma elasticidade menor quando comparados aos rurais. Esta diferença pode ser explicada pelo efeito das aglomerações urbanas que implicam maior produtividade e também maiores oportunidades de emprego do que em regiões menos densas e de mais difícil acesso.

Terceiro, quando são comparados os trabalhadores por nível de escolaridade, como uma medida aproximada de qualificação, os resultados não são muito diferentes das estimativas de Reis (2006) com dados da PNAD anual para a década de 1990 no Brasil. Os trabalhadores com ensino fundamental enfrentam uma redução de 3,9% no salário real para um aumento de 100% no desemprego. Esta magnitude não é muito diferente de -0,05 estimada inicialmente por Reis (2006). A mesma observação é válida para os trabalhadores com alta qualificação, com ensino superior, cuja elasticidade foi estimada em -0,028.

Quarto, as maiores elasticidades, que refletem a maior flexibilidade de salário e provavelmente refletem mercados mais competitivos, foram encontradas no grupo das mulheres (-0,041), dos trabalhadores do setor informal (-0,039) e trabalhadores com ensino fundamental (-0,04), em contraste com as menores elasticidades referentes aos trabalhadores com ensino médio (-0,014) e com pouca experiência (-0,016).

Controlando-se para interações espaciais significativas, a curva de salário no Brasil (no agregado) exibe uma elasticidade que representa cerca de 1/3 da elasticidade inicialmente estimada. Entretanto, a estimativa para diferentes categorias mostra que a rigidez de salários não é homogênea entre os trabalhadores, exibindo nuances de acordo com as características do grupo.

E, para as categorias específicas de trabalhadores, constatou-se uma superestimação da resposta do salário ao desemprego local quando as interações espaciais são negligenciadas no modelo, conforme se observou nas Tabelas 2 a 4. Tendo em conta esses aspectos, é possível concluir que os salários reais individuais no Brasil são relativamente menos flexíveis que a média das estimativas disponíveis para outras economias de similar grau de desenvolvimento.

## 4 Conclusões

O presente trabalho teve por objetivo verificar a existência de uma curva de salário espacial para o Brasil, baseando-se nas contribuições de Baltagi e Rokicki (2014) e Baltagi e Blien (1998). Constatou-se que o salário-hora real individual dos trabalhadores é pressionado para baixo pelo aumento da taxa de desemprego local e para cima por pressão do mercado de trabalho de estados vizinhos.

Este resultado explicita dois aspectos relevantes para o mercado de trabalho brasileiro (não mutuamente exclusivos): boa parte dos trabalhadores tende a migrar para estados vizinhos quando se defronta com condições adversas no mercado de trabalho local; e, as empresas, por sua vez, analisam o cenário econômico da região toda quando negociam regras de ajuste salarial.

Especula-se que esses aspectos revelados pelos dados sejam tão mais importantes, quanto maior a mobilidade da mão de obra, a difusão de informações e a integração entre os mercados de trabalho dos diferentes estados e regiões do Brasil.

Para as categorias específicas de trabalhadores, constatou-se uma superestimação da resposta do salário ao desemprego local quando as interações espaciais são negligenciadas no modelo. Tendo em conta esses aspectos, é possível concluir que os salários reais individuais no Brasil são relativamente menos flexíveis que a média das estimativas disponíveis para outras economias de similar grau de desenvolvimento.

Um aspecto que pode ser explorado em trabalhos subsequentes que abordem este tema é a possibilidade de estimar a curva de salário por dois estágios (com efeitos fixos) a exemplo do estudo de Baltagi e Rokicki (2014), pois o emprego de MQG factível pode fornecer indícios acerca da robustez dos resultados apresentados neste estudo.

## Referências

- [1] Amadeo, E. J., Horton, S. (1991) (Eds.) *Labour productivity and flexibility*, London, MacMillan Press.
- [2] Anselin, L., Rey, S. (1991) Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models, *Geographical Analysis*, vol. 23(2), pp. 112-131.
- [3] Baltagi, B. H.; Blien, U. (1998) The German wage curve: evidence from IAB employment sample, *Economics Letters*, vol. 61, pp. 135-142.
- [4] Baltagi, B. H.; Blien, U., Wolf, K. (2012) A dynamic spatial panel data approach to the German wage curve, *Economic Modelling*, vol. 29, pp. 12-21.
- [5] Baltagi, B. H.; Rokicki, B. (2014) The spatial Polish wage curve with gender effects: Evidence from the Polish Labor Survey, *Regional Science and Urban Economics*, vol. 49, pp. 36-47.
- [6] Barufi, A. M. B.; Haddad, E. A.; Nijkamp, P. (2016) New evidence on the wage curve: non-linearities, urban size, and spatial scale in Brazil, *Anais do 44º Encontro Nacional de Economia*, Foz do Iguaçu/PR.
- [7] Barros, R. P.; Mendonça, R. S. P. (1997) Flexibilidade do Mercado de Trabalho Brasileiro: uma Avaliação Empírica, *Texto para Discussão nº 452*, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- [8] Blanchflower, D. G.; Oswald, A. J. (1995) An Introduction to the Wage Curve, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9(3), pp. 153-167.
- [9] Blanchflower, D. G.; Oswald, A. J. (2005) The wage curve reloaded, *NBER Working Paper Series 11338*, National Bureau of Economic Research.
- [10] Boushey, H. (2002) Reworking the Wage Curve: exploring the consistency of the model across time, space and demographic group, *Review of Political Economy*, vol. 14(3), pp. 293-311.
- [11] Buettner, T. (1999) The effect of unemployment, aggregate wages, and spatial contiguity on local wages: An investigation with German district level data, *Papers in Regional Science*, vol. 78, pp. 47-67.
- [12] Card, D. (1995) The wage curve: A review, *Journal of Economic Literature*, vol. 33(2), pp. 785-799.
- [13] Elhorst, J. P. (2010) Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar, *Spatial Economic Analysis*, vol. 5(1), pp. 9-28.
- [14] Janssens, S.; Konings, J. (1998) One more wage curve: the case of Belgium, *Economics Letters*, vol. 60, pp. 223-227.

- [15] Kennedy, S.; Borland, J. (2000) A wage curve for Australia?, *Oxford Economic Papers*, vol. 52, pp. 774-803.
- [16] LeSage, J.; Pace, R. K. (2009) *Introduction to Spatial Econometrics*, Boca Raton, CRC Press.
- [17] LeSage, J. (2014) What Regional Scientists Need to Know about Spatial Econometrics, *Review of Regional Studies*, vol. 44, pp. 13-32.
- [18] Longhi, S.; Nijkamp, P.; Poot, J. (2006) Spatial Heterogeneity and the wage curve revisited, *Journal of Regional Science*, vol. 46, pp. 707-731.
- [19] Mincer, J. (1974) Education, Experience, and the Distribution of Earnings and Employment: An Overview, *National Bureau of Economic Research*.
- [20] Reis, M. C. (2006) Os Impactos das Mudanças na Demanda por Trabalho Qualificado sobre o Desemprego por Nível de Qualificação durante os Anos Noventa no Brasil, *Revista Brasileira de Economia*, vol. 60(3), pp. 297-319.

## 5 Apêndice

Tabela 5: Elasticidade sal. hr. real - desemp. com matriz de distância inversa (FE)

Grupo	Coef.w	Sign.w	Erro-padrão.w	Coef.	Sign.	Erro-padrão
Total	0,1746	***	0,0203	-0,0295	***	0,0049
Homens	0,2300	***	0,0257	-0,0255	***	0,0062
Mulheres	0,0687	*	0,0319	-0,0427	***	0,0075
Idade (min,29)	0,1763	***	0,0309	-0,0272	***	0,0076
Idade (30,44)	0,1341	***	0,0320	-0,0332	***	0,0076
Idade (45,max)	0,2180	***	0,0434	-0,0253	*	0,0099
Fund. Inc.	0,2930	***	0,0321	-0,0387	***	0,0081
Médio Inc.	0,1083	*	0,0438	-0,0172		0,0107
Sup. Inc.	0,0996	**	0,0330	-0,0227	**	0,0077
Sup. Com.	0,1353	*	0,0546	-0,0307	**	0,0119
Exp. (0,2)	0,2828	***	0,0301	-0,0191	**	0,0073
Exp. (2,10)	0,0497		0,0306	-0,0397	***	0,0073
Exp. (10,max)	0,0635		0,0505	-0,0265	*	0,0118
Privado	0,2510	***	0,0208	-0,0221	***	0,0051
Público	0,0659		0,0464	-0,0261	*	0,0102
Branco	0,1759	***	0,0341	-0,0299	***	0,0078
N. Branco	0,2070	***	0,0271	-0,0291	***	0,0062
Rural	0,1069	***	0,0241	-0,0289	***	0,0057
Urbano	0,3481	***	0,0362	-0,0235	**	0,0090
Formal	0,0626	**	0,0227	-0,0337	***	0,0054
Informal	0,2106	***	0,0410	-0,0377	***	0,0097

\*\*\* p-valor < 0,01%, \*\* p-valor < 1%, \* p-valor < 5%, · p-valor < 10%