



UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO ACADÊMICO DO AGRESTE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

EDSON GERALDO NASCIMENTO DA PAZ

**CURVAS SALARIAIS PARA OS TRABALHADORES FORMAIS E INFORMAIS:
Uma análise para o Brasil urbano entre 2012 e 2023**

Caruaru-PE

2025

EDSON GERALDO NASCIMENTO DA PAZ

**CURVAS SALARIAIS PARA OS TRABALHADORES FORMAIS E INFORMAIS:
Uma análise para o Brasil urbano entre 2012 e 2023**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGECON, da Universidade Federal de Pernambuco, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia, nesta Universidade.

Área de concentração: Economia Regional

Orientadora: Prof^ª. Dr^ª Danyella Juliana Martins de Brito

Coorientador: Prof. Dr. Marcus Vinícius Amaral e Silva

Caruaru-PE

2025

.Catalogação de Publicação na Fonte. UFPE - Biblioteca Central

Paz, Edson Geraldo Nascimento da.

Curvas salariais para os trabalhadores formais e informais: uma análise para o Brasil urbano entre 2012 e 2023 / Edson Geraldo Nascimento da Paz. - Caruaru, 2025.

119f.: il.

Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Pernambuco, Centro Acadêmico do Agreste, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2025.

Orientação: Danyella Juliana Martins de Brito.

Coorientação: Marcus Vinícius Amaral e Silva.

Inclui Referências.

1. Mercado de Trabalho; 2. Curva de Salário Espacial; 3. Desigualdade; 4. Informalidade. I. Brito, Danyella Juliana Martins de. II. Silva, Marcus Vinícius Amaral e. III. Título.

UFPE-Biblioteca Central

EDSON GERALDO NASCIMENTO DA PAZ

**CURVAS SALARIAIS PARA OS TRABALHADORES FORMAIS E INFORMAIS:
Uma análise para o Brasil urbano entre 2012 e 2023**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGECON), da Universidade Federal de Pernambuco, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia Regional

Aprovado em: 21/03/2025.

BANCA EXAMINADORA

Participação via Videoconferência

Prof^a. Dr^a Danyella Juliana Martins de Brito (Orientadora)
Universidade Federal de Pernambuco - CAA/UFPE

Participação via Videoconferência

Prof^a. Dr^a Roberta de Moraes Rocha (Examinador Interno)
Universidade Federal de Pernambuco - CAA/UFPE

Participação via Videoconferência

Prof^a. Dr^a Diana Lúcia Gonzaga da Silva (Examinador Externo)
Universidade Federal da Bahia - UFBA

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais, Sr. Geraldo e Dona Maria, cuja existência é a minha maior inspiração. Este trabalho é reflexo do cuidado, da paciência e da força que vocês sempre me ensinaram, não apenas com palavras, mas com gestos que moldaram quem sou. Dedico a vocês, que são raiz e asas, toda a gratidão que transborda do que fui capaz de construir. Que este momento carregue consigo um pedaço de tudo o que aprendi ao caminhar ao lado de vocês.

RESUMO

Em um cenário econômico marcado por variações significativas nas taxas de desemprego e transformações no mercado de trabalho, este estudo tem como objetivo principal investigar a relação entre salários e desemprego no Brasil, com foco na compreensão das curvas salariais e suas implicações para o mercado de trabalho. Para alcançar esse objetivo, os salários individuais dos trabalhadores formais e informais são examinados, considerando especialmente o recorte geográfico das unidades federativas para o cálculo das taxas de desemprego regionais. Os dados são provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD-C), considerando o período de 2012 a 2023. A análise empírica consiste na estimação das curvas salariais com as devidas correções para a seletividade amostral dos indivíduos ocupados, bem como ponderando os possíveis efeitos espaciais da taxa de desemprego regional. Para corrigir a possível seletividade amostral, foi empregado um modelo *logit multinomial*, que examina a probabilidade de participação na força de trabalho, considerando explicitamente emprego formal, emprego informal e não emprego, com base em características domiciliares que determinam a situação ocupacional dos indivíduos. Um aspecto inovador desta pesquisa é a incorporação de pesos espaciais baseados em atividade econômica, capazes de captar as pressões salariais enfrentadas pelos trabalhadores devido ao aumento das taxas de desemprego em outros estados. Ademais, a ponderação da seleção para o emprego formal e informal parece ser importante ao se mensurar a magnitude das curvas salariais. Os resultados sugerem a validade da relação da curva salarial espacial no Brasil, tanto para trabalhadores formais quanto informais. A análise revela que os salários dos trabalhadores informais são mais sensíveis às taxas de desemprego da própria região e das localidades vizinhas, em comparação aos salários dos trabalhadores formais. Tal realidade é verificada para homens e mulheres, mas a magnitude da elasticidade salarial é ligeiramente mais expressiva para os trabalhadores homens informais, comparativamente ao estimado para as mulheres que trabalham no setor informal. Além disso, aqueles com maior nível de escolaridade apresentam uma visível sensibilidade aos choques econômicos, especialmente quando consideradas as influências espaciais, expondo que uma qualificação mais elevada não implica, necessariamente, uma maior estabilidade salarial.

Palavras-chaves: Mercado de Trabalho. Curva de Salário Espacial. Desigualdade. Informalidade.

ABSTRACT

In an economic scenario marked by significant fluctuations in unemployment rates and transformations in the labor market, this study's main objective is to investigate the relationship between wages and unemployment in Brazil, focusing on understanding wage curves and their implications for the labor market. To achieve this goal, individual wages of formal and informal workers are examined, with particular attention to the geographical distribution of the federal units for the calculation of regional unemployment rates. The data is sourced from the Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD-C), covering the period from 2012 to 2023. The empirical analysis consists of estimating wage curves with the necessary corrections for sample selectivity of employed individuals, as well as accounting for possible spatial effects of regional unemployment rates. To correct for potential sample selectivity, a multinomial logit model was employed, which examines the probability of labor force participation, explicitly considering formal employment, informal employment, and non-employment, based on household characteristics that determine individuals' employment status. An innovative aspect of this research is the incorporation of spatial weights based on economic activity, capable of capturing the wage pressures faced by workers due to rising unemployment rates in other states. Additionally, the weighting of selection for formal and informal employment seems important when measuring the magnitude of wage curves. The results suggest the validity of the spatial wage curve relationship in Brazil, both for formal and informal workers. The analysis reveals that informal workers' wages are more sensitive to unemployment rates in their own region and neighboring locations, compared to formal workers' wages. This pattern holds for both men and women, but the magnitude of wage elasticity is slightly more pronounced for informal male workers compared to what is estimated for women working in the informal sector. Moreover, individuals with higher education levels show greater sensitivity to economic shocks, especially when considering spatial influences, revealing that higher qualifications do not necessarily imply greater wage stability.

Keywords: Labor Market. Spatial Wage Curve. Inequality. Informality.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 — Exemplo da curva salarial.....	30
Figura 2 — Mapa térmico da atividade econômica inter-regional.....	38
Figura 3 — Logaritmo do salário médio por hora e logaritmo da taxa de desemprego em nível estadual, setores formal e informal, 2012 e 2023.....	62
Quadro 1 — Evidências empíricas da curva salarial internacional.....	23
Quadro 2 — Evidências empíricas da curva salarial brasileira.....	28
Quadro 3 — Variáveis selecionadas da PNAD-C.....	41

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 — Estatística descritiva	46
Tabela 2 — Estatística descritiva para mulheres	50
Tabela 3 — Estatística descritiva para homens.....	52
Tabela 4 — Taxa de desocupação das pessoas de 14 anos ou mais, por ano e região - Brasil urbano (%).....	56
Tabela 5 — Taxa de desocupação das pessoas de 14 anos ou mais, por ano e unidade da federação - Brasil urbano (%)	57
Tabela 6 — Condição de ocupação na força de trabalho 2012-2023 (%).....	59
Tabela 7 — Estimativas padrão da curva de salários para o Brasil urbano (2012-2023).....	60
Tabela 8 — Estimativas espaciais da curva de salários para o Brasil urbano (2012-2023)	63
Tabela 9 — Estimativas espaciais da curva de salários para o Brasil urbano: distinção entre formais e informais (2012-2023).....	66
Tabela 10 — Estimativas espaciais da curva de salários para homens no Brasil urbano: distinção entre formais e informais (2012-2023)	68
Tabela 11 — Estimativas espaciais da curva de salários para mulheres no Brasil urbano: distinção entre formais e informais (2012-2023)	69
Tabela 12 — Estimação da equação de seleção para o não emprego, emprego informal e emprego formal no Brasil urbano (2012-2023).....	71
Tabela 13 — Estimativas espaciais da curva de salários no Brasil urbano: distinção entre formais e informais, com correção de seleção (2012-2023)	73
Tabela 14 — Estimativas espaciais da curva de salários para homens no Brasil urbano: distinção entre formais e informais, com correção de seleção (2012-2023).....	75
Tabela 15 — Estimativas espaciais da curva de salários para mulheres no Brasil urbano: distinção entre formais e informais, com correção de seleção (2012-2023).....	76
Tabela 16 — Estimativas espaciais da curva de salários para baixa qualificação (3 anos ou menos de estudo) no Brasil urbano: distinção entre formais e informais, com correção de seleção (2012-2023)	78
Tabela 17 — Estimativas espaciais da curva de salários para alta qualificação (11 anos ou mais de estudo) no Brasil urbano: distinção entre formais e informais, com correção de seleção (2012-2023)	79

Tabela 18 — Estimativas espaciais da curva de salários no Brasil urbano: distinção entre formais e informais, com correção de seleção e excluindo o período da pandemia (2012-2019 2022-2023)	80
Tabela 19 — Estimativas espaciais da curva de salários no Brasil urbano: distinção entre formais e informais, com correção de seleção e excluindo o setor público (2012-2023) 82	
Tabela 20 — Resumo dos resultados	84
Tabela A1 — Estimativas padrão da curva de salários para o Brasil urbano (2012-2023)	92
Tabela A2 — Estimativas espaciais da curva de salários para o Brasil urbano (2012-2023)..	94
Tabela A3 — Estimativas espaciais da curva de salários para o Brasil urbano: diferenças entre formais e informais (2012-2023).....	96
Tabela A4 — Estimativas espaciais da curva de salários para homens no Brasil urbano: diferenças entre formais e informais (2012-2023)	98
Tabela A5 — Estimativas espaciais da curva de salários para mulheres no Brasil urbano: diferenças entre formais e informais (2012-2023)	101
Tabela A6 — Estimativas espaciais da curva de salários no Brasil urbano: diferenças entre formais e informais, com correção de seleção (2012-2023)	103
Tabela A7 — Estimativas espaciais da curva de salários para homens no Brasil urbano: diferenças entre formais e informais, com correção de seleção (2012-2023)	105
Tabela A8 — Estimativas espaciais da curva de salários para mulheres no Brasil urbano: diferenças entre formais e informais, com correção de seleção (2012-2023)	107
Tabela A9 — Estimativas espaciais da curva de salários para baixa qualificação (3 anos ou menos de estudo) no Brasil urbano: diferenças entre formais e informais, com correção de seleção (2012-2023)	110
Tabela A10 — Estimativas espaciais da curva de salários para alta qualificação (11 anos ou mais de estudo) no Brasil urbano: diferenças entre formais e informais, com correção de seleção (2012-2023)	112
Tabela A11 — Estimativas espaciais da curva de salários no Brasil urbano: diferenças entre formais e informais, com correção de seleção excluindo o período da pandemia (2012-2019 2022-2023)	115
Tabela A12 — Estimativas espaciais da curva de salários no Brasil urbano: diferenças entre formais e informais, com correção de seleção e excluindo o setor público (2012-2023)	117

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	12
2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	16
2.1. Evidências empíricas da hipótese da curva salarial na literatura internacional.....	21
2.2. Análise empírica da hipótese da curva salarial para o Brasil.....	25
3. ESTRATÉGIA EMPÍRICA	30
3.1. Modelo empírico	31
3.2. Construção das matrizes de peso espacial.....	35
<i>3.2.1. Matriz de peso espacial baseada em distância</i>	<i>35</i>
<i>3.2.2. Matriz de peso espacial baseada em contiguidade.....</i>	<i>36</i>
<i>3.2.3. Matriz de atividade econômica</i>	<i>37</i>
3.3. Base de dados.....	39
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	55
4.1 Evolução da taxa de desocupação e participação na força de trabalho	55
4.2 Curva salarial	59
4.3 Curva salarial espacial.....	62
4.4 Curvas salarial espacial para trabalhadores formais e informais.....	65
<i>4.4.1 Curva salarial espacial para trabalhadores formais e informais por gênero.....</i>	<i>67</i>
4.5 Curvas salarial espacial considerando a seleção no mercado de trabalho para formalidade, informalidade e não emprego	71
<i>4.5.1. Curvas salarial espacial para trabalhadores formais e informais por gênero, com correção de seleção.....</i>	<i>74</i>
<i>4.5.2. Curvas salarial espacial para trabalhadores formais e informais para alta e baixa qualificação, com correção de seleção</i>	<i>77</i>
4.6 Teste de robustez	80
5. CONCLUSÃO	85
REFERÊNCIAS	88

1. INTRODUÇÃO

A dinamicidade do mercado de trabalho exerce uma influência significativa no desempenho das economias. O bom funcionamento deste mercado está diretamente ligado à criação de empregos, ao crescimento da produtividade, às condições de concorrência entre empregadores e trabalhadores, à formação e qualificação da mão de obra e um arranjo institucional adequado. Esses elementos, quando inter-relacionados, determinam os resultados econômicos de diferentes países e regiões, refletindo-se na geração de empregos, na produtividade e na configuração salarial. Assim, as variações salariais em resposta às flutuações no desemprego representam um indicativo da flexibilidade do mercado de trabalho, permitindo uma melhor compreensão de sua capacidade de adaptação às condições econômicas e seus efeitos sobre o bem-estar coletivo (Souza, Machado, 2004; Santolin, Antigo, 2020; Paula, Marques, 2022).

A forma como os salários reais individuais se relaciona com as taxas de desemprego é um tema amplamente explorado na economia. Trabalhos de natureza macroeconômica, como Phillips (1958)¹, e microeconômica, como os de Blanchflower e Oswald (1990, 1994a, 1994b, 1995a, 1995b, 2005), proporcionaram um entendimento aprofundado sobre a elasticidade salarial em relação às condições econômicas. O conceito de curva salarial, que descreve a relação inversa entre os salários individuais e as taxas de desemprego locais, emergiu como uma regularidade empírica significativa no campo da economia do trabalho, sendo amplamente documentada por autores como Blanchflower e Oswald (1994a), Card (1995), Nijkamp e Poot (2005), Fingleton e Palombi (2013) e outros. A elasticidade salarial, conforme discutido por Blanchflower e Oswald (1995a; 2005), quantifica o grau de ajuste dos salários reais às variações nas taxas de desemprego.

No Brasil, a análise das curvas salariais ganha especial relevância diante da profunda desigualdade regional e da prevalência da informalidade no mercado de trabalho (Baltagi, Rokicki, Souza, 2017; Barufi, Haddad, Nijkamp, 2017). A segmentação entre os setores formal e informal evidencia disparidades substanciais, tanto no rendimento do trabalho, quanto no acesso a oportunidades de emprego (Paula, Marques, 2022; Barufi, Haddad, Nijkamp, 2023). Trabalhadores informais frequentemente estão sujeitos a condições precárias de trabalho, e conseqüentemente apresentam maior sensibilidade às flutuações salariais, o que exacerba as

¹ O estudo analisa as relações entre taxas de desemprego e mudanças nas taxas salariais ao longo de diferentes períodos históricos, com foco em fatores como negociações coletivas e procedimentos de arbitragem. Para mais informações, ler Phillips (1958).

desigualdades econômicas e sociais (Maurizio, 2012; Barufi, Haddad, Nijkamp, 2017; Engbom *et al.*, 2022).

Além disso, a dinamicidade salarial pode ser substancialmente distinta para homens e mulheres, sendo influenciada por fatores econômicos, sociais e culturais (Baltagi, Rokicki, 2014; Baltagi, Rokicki, Souza, 2017; Baltagi, Başkaya, 2022; Pulido-Estupiñan, 2024). A análise do impacto entre salários, taxas de desemprego e desigualdades regionais permite uma compreensão mais detalhada dos desafios enfrentados por diferentes grupos no mercado de trabalho, revelando como as desigualdades regionais podem se acentuar, especialmente em momentos de crise econômica, como a observada mais recentemente durante a pandemia da COVID-19, no período de 2020-2021 (Pereira, Maia, Gomes, 2018; Costa, Barbosa, Hecksher, 2021; Corseuil *et al.*, 2022).

Blanchflower e Oswald (2005) e Nijkamp e Poot (2005) demonstram a aplicabilidade das curvas salariais em diversas economias globais, tanto em países desenvolvidos, quanto em desenvolvimento. Inicialmente, os estudos sobre a curva salarial visavam fortalecer suas bases teóricas, mas, com o tempo, ampliaram sua abordagem para incluir modelos de mercado de trabalho não competitivos, que desafiam as premissas da teoria original (Blanchflower, Oswald, 1995a; Nijkamp, Poot, 2005). Com o aprofundamento da pesquisa, passou-se a incorporar a heterogeneidade dos rendimentos, considerando fatores como características demográficas dos trabalhadores e os fluxos inter-regionais do mercado de trabalho (Nijkamp, Poot, 2005; Baltagi, Başkaya, Hulagu, 2013; Barufi, Haddad, Nijkamp, 2017; Santolin, Antigo, 2020).

Longhi, Nijkamp e Poot (2006) alertam que muitos estudos tratam os mercados de trabalho locais como meras extensões dos mercados nacionais, desconsiderando a influência de regiões vizinhas (*spillovers*) e os custos de migração. Nesse contexto, vale destacar a importância de considerar a heterogeneidade dos rendimentos, visto que a relação entre salários e desemprego pode variar entre diferentes regiões e grupos demográficos, bem como ser influenciada pelas dinamicidades das atividades econômicas inter-regionais entre os estados (Longhi, Nijkamp, Poot, 2006; Baltagi, Başkaya, Hulagu, 2012, 2013; Pulido-Estupiñan, 2024).

Pesquisas como as de Baltagi, Blien e Wolf (2012), Barufi, Haddad e Nijkamp (2023), Baltagi e Başkaya (2022) e Pulido-Estupiñan (2024) corroboram essa perspectiva, ao mostrar que os salários são influenciados não apenas pela atividade local, mas também pelas condições de concorrência em mercados interconectados, devido à mobilidade da força de trabalho, políticas salariais e fluxos econômicos. Assim, desconsiderar os efeitos espaciais, pode levar a estimativas distorcidas da elasticidade salarial, superestimando a flexibilidade dos salários

frente às mudanças econômicas (Baltagi, Rokicki, 2014; Barufi, Haddad, Nijkamp, 2017; Baltagi, Başkaya, 2022).

A análise das curvas salariais, quando desagregada por segmentos do mercado de trabalho, revela como diferentes grupos — formais e informais — respondem às flutuações econômicas, destacando desigualdades salariais frequentemente negligenciadas. Ramos, Duque e Surinach (2010) demonstram que, na Colômbia, os salários dos trabalhadores informais são mais sensíveis às variações nas taxas de desemprego regionais, comparativamente aos salários dos trabalhadores formais². Essa tendência também é observada no Brasil (Baltagi, Rokicki, Souza, 2017) e na Turquia (Baltagi, Başkaya, 2022), indicando uma maior vulnerabilidade dos trabalhadores informais às condições do mercado de trabalho. Essas pesquisas denotam que fatores espaciais podem influenciar a seleção para o emprego, sugerindo que a proximidade de oportunidades de trabalho desempenha um papel decisivo na escolha entre emprego formal e informal, especialmente em resposta às variações nas taxas de desemprego nas regiões vizinhas (Baltagi, Başkaya, 2022).

No contexto nacional, diversas pesquisas têm investigado as curvas salariais no Brasil (Silva, Monsueto, Porsse, 2015; Baltagi, Rokicki, Souza, 2017; Santolin, Antigo, 2020; Paula, Marques, 2022; Barufi, Haddad, Nijkamp, 2023). De forma geral, os estudos apontam uma relação inversa entre desemprego e salários reais, com variações na elasticidade salarial dependendo da posição no mercado de trabalho, qualificação e gênero. No entanto, observa-se uma lacuna na literatura nacional no que tange à integração de análises espaciais e as curvas salariais. Tal investigação pode contribuir para um entendimento mais preciso das interações regionais e dos efeitos da atividade econômica no mercado de trabalho.

Diante das substanciais disparidades no rendimento do trabalho e em oportunidades que caracterizam o mercado de trabalho brasileiro, a presente pesquisa visa explorar a sensibilidade da curva salarial no contexto nacional urbano. A relevância deste estudo se justifica pelo fato de que tais desigualdades sociais e econômicas têm um impacto direto sobre as condições de emprego, exacerbando a dicotomia entre emprego formal e informal³. Dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) expõe que aproximadamente 39,4 milhões de pessoas estavam inseridas na economia informal em 2023, sem acesso a direitos trabalhistas,

² Embora parte da literatura utilize o termo “rendimento do trabalho” ao se referir aos ganhos dos trabalhadores informais, é comum na economia do trabalho agrupar todos esses ganhos sob o termo “salário”, para homogeneizar a nomenclatura e facilitar a comparação entre diferentes categorias de trabalhadores.

³ No contexto deste estudo, é considerado no “emprego formal” aqueles indivíduos cuja posição na ocupação principal é classificada como “empregado com carteira assinada” ou “empregador”. Por outro lado, “emprego informal” refere-se aos indivíduos cuja posição na ocupação principal é “empregado sem carteira assinada” ou “trabalhador por conta própria”.

constituindo um dos desafios mais prementes enfrentados pelo mercado de trabalho brasileiro (Maurizio, 2012; Manzano, Krein, Abílio, 2021; Engbom, *et al.*, 2022). Neste contexto, é importante investigar como as flutuações nas taxas de desemprego influenciam os salários individuais, sobretudo ao se considerar as distinções entre os trabalhadores formais e informais.

Portanto, o objetivo central deste estudo é investigar a relação entre salários e desemprego no Brasil, no período de 2012 a 2023, com foco no entendimento das curvas salariais e suas implicações para o mercado de trabalho⁴. Para tanto, são utilizados os microdados individuais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD-C) trimestrais, fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A metodologia consiste na estimação das curvas salariais por meio de modelos de dados de corte transversais empilhados com interações espaciais, seguindo a abordagem empírica utilizada por Baltagi e Başkaya (2022), para a Turquia, e Pulido-Estupiñan (2024), para Colômbia⁵.

Em síntese, a análise empírica compreende um procedimento de correção de seletividade amostral em dois estágios, que inclui um modelo *logit multinomial* para examinar a probabilidade de participação na força de trabalho, considerando explicitamente emprego formal, emprego informal e não emprego⁶. Na sequência, são estimadas as curvas salariais para os trabalhadores formais e informais, ponderando a correção para seletividade amostral e considerando os efeitos espaciais das taxas de desemprego em nível estadual.

Esta pesquisa oferece algumas contribuições empíricas inéditas para a literatura nacional, complementadas por uma cobertura abrangente de dados, o que permite análises mais precisas das flutuações na economia brasileira e seus impactos nas relações de trabalho e nos salários. Ademais, diferentes matrizes de peso espacial – com base em fatores como distância, contiguidade e atividade econômica – são aplicadas no exame das curvas salariais. Caracterizando um avanço na análise para o Brasil, já que a literatura tem negligenciado a influência de como os choques econômicos em uma região podem afetar os mercados formais e informais, através das relações de dependência entre os setores produtivos e fluxos econômico entre os estados.

⁴ A taxa de desemprego neste estudo é calculada com base no número de pessoas desocupadas que estão ativamente procurando emprego, em relação ao total da População Economicamente Ativa (PEA), que inclui tanto as pessoas empregadas quanto as desocupadas que estão em busca de trabalho.

⁵ A opção por utilizar cortes transversais empilhados justifica-se pela própria estrutura da PNAD-C, onde a composição dos indivíduos pesquisados muda ao longo dos anos devido ao esquema de rotação da amostra. Isso impede a formação de um painel longo. Assim, os cortes transversais empilhados são mais apropriados para capturar tendências agregadas da população, quando não é possível o acompanhamento contínuo dos mesmos indivíduos.

⁶ O não emprego abrange tanto indivíduos que estão desempregados quanto aqueles que estão fora da força de trabalho (Baltagi, Başkaya, 2022).

A escolha de modelar as curvas salariais espaciais sublinha a compreensão de que o mercado de trabalho brasileiro não pode ser plenamente compreendido sem considerar sua dimensão espacial. Essa abordagem é essencial para entender como as desigualdades socioeconômicas existentes no país são refletidas e amplificadas, pois as interações econômicas regionais impactam diretamente as condições salariais.

Embora estudos sobre as curvas salariais no Brasil apontem que os salários dos trabalhadores informais são mais sensíveis às flutuações nas taxas de desemprego, em comparação aos trabalhadores formais (Baltagi, Rokicki, Souza, 2017; Barufi, Haddad, Nijkamp, 2017; Santolin, Antigo, 2020), a literatura ainda carece de uma análise mais aprofundada sobre a influência dos fatores espaciais. Em especial, Barufi, Haddad e Nijkamp (2017, 2023) e Paula e Marques (2022) discutem explicitamente a necessidade de integrar essa dimensão espacial nas análises das curvas salariais nacionais, enfatizando que a segmentação entre os trabalhadores formais e informais exige uma abordagem mais abrangente e contextualizada. Portanto, os resultados da presente pesquisa indicam como as interações espaciais entre os estados brasileiros afetam a sensibilidade das curvas salariais para trabalhadores formais e informais em diferentes grupos demográficos.

Esta dissertação está estruturada em cinco seções. A primeira é a introdução, seguida da fundamentação teórica que apresenta a evolução das pesquisas sobre curvas salariais e os principais resultados empíricos encontrados na literatura. Em seguida, a estratégia empírica é detalhada. A penúltima seção apresenta os resultados e discussão e, por fim, na conclusão são sintetizadas as principais contribuições do estudo e sugeridas possíveis direções para pesquisas futuras.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Durante a década de 1990, Blanchflower e Oswald (1990, 1994a, 1994b, 1995a, 1995b) realizaram uma extensa pesquisa em nível micro sobre a relação entre os salários individuais e as taxas de desemprego regionais, utilizando diversas bases de dados de múltiplos países. Essa investigação tem suas raízes em estudos anteriores, como o de Phillips (1958). De modo geral, observa-se uma correlação negativa entre o crescimento dos salários e as taxas de desemprego nos Estados Unidos, padrão empírico também documentado por Card (1995) para essa localidade. Com isso, trabalhadores em regiões com altas taxas de desemprego, em geral, recebem salários mais baixos do que aqueles em áreas com menor desemprego, mesmo possuindo características semelhantes.

Blanchflower e Oswald (1994a) propuseram diferentes teorias para explicar a existência da curva salarial, abrangendo modelos de salário eficiente, de contrato de trabalho e de negociação (coletiva ou individual). O modelo de contrato de trabalho aponta uma relação inversa entre salários e desemprego: em regiões com empregos menos atraentes, os salários são mais altos para compensar as condições desfavoráveis. No entanto, em áreas com maior desemprego, os salários tendem a ser mais baixos, pois a escassez de oportunidades leva os trabalhadores a aceitar menores remunerações (Card, 1995; Baltagi, Rokicki, 2014; Ramos, Nicodemos, Sanromá, 2015).

A abordagem proposta por Shapiro e Stiglitz (1984), conhecida como salário eficiente, parte do pressuposto de que os empregadores oferecerão bônus aos trabalhadores para evitar a improdutividade e, conseqüentemente, reduzir os custos de monitoramento da produtividade. Assim, durante períodos de alta taxa de desemprego, é comum que as empresas ofereçam bônus salariais menores, tendo em vista a maior procura dos trabalhadores por ocupações. Por outro lado, o modelo de rotatividade de funcionários, conforme proposto por Campbell e Orszag (1998), propõe que os empregadores oferecem salários mais altos como incentivo para manter os funcionários atuais e desencorajá-los a sair, o que permite que as empresas minimizem os custos associados à contratação de novos trabalhadores em mercados de trabalho competitivos.

Análises subseqüentes expandiram o escopo do estudo das curvas salariais, aprofundando-se nas contribuições de Nijkamp e Poot (2005) e Blanchflower e Oswald (2005). Estes últimos verificaram a aplicabilidade da curva salarial em mais de 40 países, incluindo economias ocidentais, em desenvolvimento e em transição, reforçando sua relevância global ao revelar consistentemente uma relação inversa significativa entre salários individuais e taxas de desemprego locais, com elasticidade aproximando-se de -0,1. Nesse contexto, a curva salarial é reconhecida como uma regularidade empírica na economia do trabalho, demonstrando essa relação inversa (Blanchflower, Oswald, 1990; Card, 1995; Nijkamp, Poot, 2005; Fingleton, Palombi, 2013). A elasticidade derivada quantifica o grau de ajuste dos salários reais em resposta às variações no desemprego, capturando os custos de ajuste do mercado de trabalho. Quando esses custos são elevados, os salários tendem a apresentar maior rigidez, impactando negativamente a produção e o bem-estar econômico (Blanchflower, Oswald, 1995a, 2005).

Diferente das abordagens anteriores, Longhi, Nijkamp e Poot (2006) discutem a teoria da concorrência monopsônica, destacando que os mercados de trabalho locais devem ser

integrados à economia nacional, e não tratados como entidades separadas⁷. Nessa perspectiva, os trabalhadores enfrentam custos relacionados à busca de emprego, migração, especialização, entre outros. Tais custos influenciam não apenas as dinâmicas do mercado de trabalho, mas também os fluxos econômicos entre as regiões, uma vez que a mobilidade da força de trabalho afeta a distribuição da renda e o desenvolvimento regional (Longhi, Nijkamp, Poot, 2006; Baltagi, Blien, Wolf, 2012; Baltagi, Rokicki, 2014; Pulido-Estupiñan, 2024). Embora salários elevados possam reduzir a duração do desemprego, e por conseguinte as taxas, ao estimular uma busca por trabalho mais intensa e a migração para regiões com melhores oportunidades; elevados custos associados à busca por trabalho também podem resultar em uma taxa de desemprego mais alta. Consequentemente, fica caracterizada a relação inversa entre salários e taxa de desemprego (Longhi, Nijkamp, Poot, 2006; Baltagi, Blien, Wolf, 2012; Baltagi, Rokicki, 2014; Ramos, Nicodemo, Sanromá, 2015; Barufi, Haddad, Nijkamp, 2017).

A evolução na pesquisa sobre a curva salarial concentra-se no fortalecimento dos fundamentos teóricos subjacentes e na exploração de novas abordagens para sua formulação. Isso inclui modelos de mercado de trabalho não competitivos, desafiando a visão inicialmente estabelecida pela teoria da curva salarial (Blanchflower, Oswald, 1995a; Nijkamp, Poot, 2005). Do ponto de vista metodológico, comumente utilizam-se técnicas de painel dinâmico e de econometria espacial, para controlar os efeitos de composição e considerar as repercussões inter-regionais. Com o avanço da compreensão das relações regionais na determinação das curvas salariais, a literatura passou a incorporar aspectos espaciais, como evidenciado nos trabalhos de Longhi, Nijkamp e Poot (2006) e Baltagi, Başkaya e Hulagu (2013). Esses autores expandiram a análise das curvas salariais, incluindo fatores como mudanças no mercado de trabalho e variações demográficas dos trabalhadores, buscando capturar a complexidade dos diferentes contextos estudados.

Dessa forma, os estudos convergem ao observar que o desemprego em regiões vizinhas (*spillovers*) exerce influência significativa sobre os mercados locais, pois os trabalhadores consideram as oportunidades de emprego nas áreas próximas, e essa mobilidade não apenas ajusta a oferta de trabalho, mas também afeta os fluxos econômicos regionais (Baltagi, Başkaya, Hulagu, 2013; Baltagi, Rokicki, 2014; Ramos, Nicodemo, Sanromá, 2015; Baltagi, Başkaya, 2022; Pulido-Estupiñan, 2024). Além disso, em regiões urbanas densamente povoadas, os trabalhadores frequentemente dispõem de múltiplas opções de empresas, criando uma dinâmica

⁷ Longhi, Nijkamp e Poot (2006) destacam que a literatura anterior analisava a relação entre salário e desemprego dentro de uma única região, desconsiderando o impacto das regiões vizinhas, tratando a área de estudo como uma entidade isolada e autônoma.

de competição entre empregadores. Em contraste, áreas rurais, com menor número de empresas, tendem a tornar os trabalhadores mais dependentes de poucos empregadores, o que pode resultar em aumento da sensibilidade das curvas salariais às variações no desemprego (Nijkamp, Poot, 2006; Baltagi, Blien, Wolf, 2012; Ramos, Nicodemo, Sanromá, 2015).

Nesse contexto, Baltagi e Başkaya (2022) destacam que a não consideração dos efeitos espaciais pode levar a estimativas distorcidas e inconsistentes da relação entre salários e taxas de desemprego em diferentes localidades. Como consequência, há o risco de superestimar a elasticidade salarial em relação ao desemprego local, o que pode comprometer a interpretação da sensibilidade salarial e, por consequência, dos custos associados em resposta às mudanças nas condições econômicas (Baltagi, Rokicki, 2014; Barufi, Haddad, Nijkamp, 2023). Nesse sentido, diversos estudos analisam as curvas salariais incorporando taxas de desemprego ponderadas espacialmente, ressaltando a importância de considerar essas interações para evitar vieses nas estimativas. Entre eles, destacam-se as pesquisas de Baltagi, Blien e Wolf (2012), Barufi, Haddad e Nijkamp (2017, 2023) e Pulido-Estupiñan (2024), que demonstram como o uso dessa abordagem melhora a precisão das análises.

Além da dimensão espacial, a literatura enfatiza a necessidade de considerar a heterogeneidade regional e demográfica na relação entre salários e desemprego. Esse aspecto é relevante, pois a dinâmica dessa relação pode variar significativamente entre diferentes regiões e entre grupos populacionais dentro de uma mesma localidade (Longhi, Nijkamp, Poot, 2006; Baltagi, Başkaya, Hulagu, 2012, 2013; Baltagi, Başkaya, 2022). Além disso, os salários individuais são influenciados não apenas pela atividade econômica local, mas também pelas interações com mercados interconectados, dada a mobilidade da mão de obra e as políticas salariais das empresas (Başkaya, Hulagu, 2013; Barufi, Haddad, Nijkamp, 2017; Pulido-Estupiñan, 2024).

Ademais, essa discussão torna-se ainda mais relevante ao analisarmos a segmentação do mercado de trabalho entre setores formal e informal, que gera diferenças substanciais nas curvas salariais e nas condições de emprego. De modo geral, trabalhadores informais enfrentam piores condições de trabalho, recebem salários mais baixos em comparação aos formais e são mais suscetíveis às flutuações econômicas, especialmente em períodos de crise (Baltagi, Başkaya, Hulagu, 2012, 2013; Corseuil *et al.*, 2022).

Ao expandir a análise sobre as respostas de cada grupo às flutuações econômicas, observamos que a segmentação entre formal e informal revela disparidades que poderiam ser negligenciadas em uma análise agregada. Essa vulnerabilidade traz à tona preocupações sobre a estabilidade do emprego informal, como apontado por Ramos, Duque e Surinach (2010, 2015)

e Pulido-Estupiñan (2024), que demonstram, por exemplo, que na Colômbia os salários dos trabalhadores informais reagem de maneira mais intensa às variações nas taxas de desemprego regionais, em comparação com os trabalhadores formais. Esse fenômeno não é isolado; estudos realizados na Turquia (Baltagi, Başkaya, Hulagu, 2012, 2013; Baltagi, Başkaya, 2022) e no Brasil (Baltagi, Rokicki, Souza, 2017; Barufi, Haddad, Nijkamp, 2017, 2023; Paula, Marques, 2022) corroboram essa tendência, confirmando a maior sensibilidade dos trabalhadores informais às condições adversas do mercado de trabalho.

A complexidade do mercado de trabalho informal revela a necessidade de adotar abordagens teóricas contrastantes para explicar essa dinâmica. Duas dessas abordagens são a teoria da segmentação e a teoria da vantagem comparativa. A primeira vê o emprego informal como uma solução de último recurso, enquanto a segunda o interpreta como uma escolha voluntária. Estudos empíricos, como os de Dickens e Lang (1985) e Heckman e Hotz (1986), fornecem evidências de um mercado competitivo, no qual o emprego informal resulta de uma decisão racional baseada na vantagem comparativa. Contudo, esses estudos tratam o setor informal como homogêneo, o que é contestado por Fields (2005). Uma perspectiva alternativa sugere que o setor informal é composto por diferentes estratos, como demonstrado por Paulson e Townsend (2005), combinando elementos de mercados segmentados e competitivos.

Dentro desse contexto, o estudo de Günther e Launov (2012) sobre o mercado de trabalho informal na Costa do Marfim revela dois segmentos distintos, com características salariais variadas e diferentes retornos à educação e experiência. A pesquisa investiga se o emprego informal é resultado de uma escolha voluntária ou de barreiras no acesso ao mercado formal. A presença de segmentos com características salariais distintas aponta que a participação no setor informal pode ser tanto uma escolha quanto uma necessidade.

Os resultados obtidos por Günther e Launov (2012) levanta a questão de saber se os trabalhadores estão no setor informal devido à pobreza ou à falta de oportunidades no mercado formal. Além disso, o estudo refuta a ideia de mobilidade irrestrita entre os setores, mostrando que muitos trabalhadores informais, especialmente os de menor remuneração, poderiam encontrar melhores condições no mercado formal. No entanto, uma parcela significativa de trabalhadores, particularmente no segmento de maior remuneração, parece ter uma vantagem comparativa na informalidade. Dessa forma, destaca-se que o setor informal abriga tanto aqueles que veem a informalidade como uma saída para o desemprego quanto aqueles que a escolhem com base em vantagens comparativas.

Nesse contexto, Ramos, Duque e Surinach (2010) ressaltam que o emprego informal pode emergir tanto da exclusão involuntária do setor formal quanto da escolha deliberada de

evitar impostos e contribuições sociais. Trabalhadores nesse setor, frequentemente em empregos precários, estão mais expostos às oscilações do mercado de trabalho local, especialmente quando comparados aos empregados formais. Baltagi e Başkaya (2022) corroboram essa visão, indicando que essa maior exposição no setor informal é amplificada por fatores geográficos. Barufi, Haddad e Nijkamp (2023) destacam ainda que a densidade populacional influencia essa dinâmica, enquanto Pulido-Estupiñan (2024) enfatiza a relevância das condições inter-regionais das atividades econômicas. A sensibilidade desses indivíduos às flutuações nas taxas de desemprego em regiões próximas, bem como em regiões economicamente conectadas, sugere que a proximidade de oportunidades de trabalho desempenha um papel decisivo na escolha entre o emprego formal e o informal.

Dessa maneira, investigar a dinamicidade espacial das curvas salariais e seu comportamento em diferentes segmentos do mercado é necessário para compreender as disparidades regionais e setoriais. Essa interação não só expõe as complexidades do mercado de trabalho informal, mas também contribui para a formulação de políticas que visem reduzir as desigualdades e promover uma inclusão mais eficaz. Portanto, essas considerações reforçam a importância de desenvolver a análise da hipótese da curva salarial, especialmente à luz das evidências empíricas presentes na literatura.

2.1 Evidências empíricas da hipótese da curva salarial na literatura internacional

Dando continuidade à análise das evidências empíricas, outros estudos internacionais também ressaltam a importância de fatores regionais e demográficos ao examinar a elasticidade salarial em diferentes panoramas econômicos. Nesse contexto, Ramos, Duque e Surinach (2010) destacam uma elasticidade salarial de -0,07 para a Colômbia, observando uma sensibilidade expressiva às variações nas taxas de desemprego regionais entre trabalhadores informais (-0,17). Em outra perspectiva, Baltagi, Blien e Wolf (2012) examinaram a evolução das taxas salariais ao longo do tempo na Alemanha Ocidental, investigando o impacto do desemprego local e nas regiões vizinhas sobre os salários individuais. Desse modo, identificam uma elasticidade salarial ao desemprego de -0,017, sendo mais forte entre os homens (-0,020) do que entre as mulheres (-0,018).

Ampliando a discussão, Baltagi, Başkaya e Hulagu (2012, 2013) apresentam contribuições significativas ao analisar o impacto do desemprego nos salários na Turquia durante os períodos de 2005 a 2008 e 2005 a 2009, respectivamente. No primeiro estudo, a elasticidade dos salários ao desemprego foi de -0,099, especificando uma relação inversa entre

nível de desemprego e salário real por hora dos indivíduos. No segundo estudo, Baltagi, Başkaya e Hulagu (2013) estimam uma elasticidade mais expressiva, de -0,107, com variações conforme o tipo de emprego (-0,071 para trabalhadores formais, e -0,263 para informais) e sexo dos trabalhadores (-0,156 para mulheres, e -0,092 para homens). Substancialmente, os salários dos trabalhadores informais mostraram-se mais sensíveis às flutuações nas taxas de desemprego, apontando uma maior vulnerabilidade desses trabalhadores às mudanças econômicas.

De maneira similar, Baltagi e Rokicki (2014) examinaram as curvas salariais polonesas, considerando os efeitos espaciais das taxas de desemprego. Eles estimam uma elasticidade total dos salários de -0,056, com sensibilidade variando entre -0,078, para os homens, e -0,038, para as mulheres. Os resultados revelam que a curva salarial é sensível ao uso de taxas de desemprego regionais específicas por sexo. Considerando os efeitos espaciais, a elasticidade do desemprego na própria região caiu de -0,056 para -0,047. Enquanto isso, o efeito regional mostrou-se significativo, destacando que os resultados da curva salarial espacial para a Polônia são sensíveis em magnitude, mas não em sinal e significância aos diferentes pesos espaciais (Baltagi, Rokicki, 2014).

Na sequência, Karatas (2017) revisa as curvas salariais da Turquia, incorporando taxas de desemprego específicas por grupo. A estimativa da elasticidade total dos salários em relação ao desemprego foi de -0,071. Os resultados mostram que a sensibilidade dos salários ao desemprego é de -0,073 para homens, e -0,063 para mulheres, refletindo que as mulheres são ligeiramente menos sensíveis aos aumentos na taxa de desemprego em comparação aos homens. O estudo também revelou que a elasticidade dos salários ao desemprego dentro de uma região foi de -0,056, enquanto a elasticidade ao desemprego nas regiões contíguas foi de -0,087. Tais achados preconizam que o desemprego em uma região afeta não apenas os salários locais, mas também os salários em regiões próximas.

Ainda observando as curvas salariais na Turquia, Baltagi e Başkaya (2022) atualizam a relação entre salários e desemprego, investigando como diferentes grupos reagem às variações no desemprego. Os resultados evidenciaram uma elasticidade salarial geral de -0,085, com trabalhadores informais apresentando uma elasticidade mais acentuada de -0,139. Ao analisar por sexo, os resultados mostraram uma elasticidade de -0,067 para mulheres e -0,091 para homens, resultados semelhantes aos encontrados por Karatas (2017), indicando que as mulheres apresentam uma resposta ligeiramente menor às variações nas condições do mercado de trabalho em comparação aos homens. Este estudo avançou metodologicamente ao enfatizar a

importância de considerar os efeitos espaciais e de migração, bem como a seleção para diferentes tipos de emprego (formal e informal) no entendimento das interações salariais.

Pulido-Estupiñán (2024) avança no estudo das curvas salariais ao implementar a matriz de atividade econômica inter-regionais, visando analisar a sensibilidade salarial entre as regiões da Colômbia. O estudo revela que a elasticidade salarial espacial na Colômbia é de -0,104. Seguindo a abordagem de Baltagi e Başkaya (2022), o autor considera os fatores que afetam a seleção nos mercados de trabalho formal e informal. Ao segmentar por tipo de emprego, observa-se que a variação dos trabalhadores informais é mais sensível às flutuações do desemprego regional, com uma elasticidade negativa de -0,997 em relação às taxas de desemprego nas regiões adjacentes. Em contraste, a elasticidade salarial dos trabalhadores formais se mostrou menor, cuja elasticidade é de -0,136.

A diversidade dos resultados empíricos, sintetizados no Quadro 2, revela uma relação complexa entre fatores institucionais, estruturais e culturais, que variam conforme o contexto. Ramos, Duque e Surinach (2010) e Pulido-Estupiñán (2024) na Colômbia, e Baltagi, Başkaya e Hulagu (2012) e Baltagi e Başkaya (2022) na Turquia, destacam diferenças significativas por sexo e setor na relação entre desemprego e salários, indicando a presença de determinantes adicionais que vão além do desemprego. Essas comparações permitem identificar padrões convergentes e distintivos nas dinâmicas do mercado de trabalho. Além disso, é importante considerar as interações econômicas entre regiões vizinhas na estimativa das curvas salariais, pois essas interações desempenham um papel relevante na determinação dos rendimentos individuais (Pulido-Estupiñán, 2024).

Quadro 1 – Evidências empíricas da curva salarial internacional

Autor	Local	Fonte de dados	Efeito (resultados)
Longhi, Nijkamp e Poot (2006) *	Alemanha Ocidental	Instituto de Pesquisa do Mercado de Trabalho e Profissões (1990-1997)	-0,02 Total
			-0,01 Total ⁽¹⁾
Ramos, Duque e Surinach (2010)	Colômbia	Pesquisa Contínua de Domicílios (CHS) Colombiana (2002-2006)	-0,070 Total
			-0,059 Formais (setor Privado)
			-0,179 Informais
			-0,076 Homens
Baltagi, Baskaya e Hulagu (2012)	Turquia	Pesquisa sobre a Força de Trabalho Domiciliar da Turquia (2005-2008)	-0,099 Total
			-0,069 Homens
			-0,237 Mulheres
Baltagi, Blien e Wolf (2012) *	Alemanha Ocidental		-0,017 Total ⁽²⁾
			-0,020 Homens

		Instituto de Pesquisa do Mercado de Trabalho e Profissões (1980-2004)	-0,011 Mulheres
Baltagi, Baskaya e Hulagu (2013)	Turquia	Pesquisa sobre a Força de Trabalho Domiciliar da Turquia (2005-2009)	-0,107 Total
			-0,071 Formais
			-0,263 Informais
			-0,156 Mulheres
			-0,092 Homens
Baltagi e Rokicki (2014) *	Polônia	Pesquisa da Força de Trabalho da Polônia (1999-2012)	-0,056 Total
			-0,078 Homens
			-0,038 Mulheres
Ramos, Nicodemo e Sanromá (2015) *	Espanha	Ministério do Trabalho e da Seguridade Social. Pesquisas Domiciliares e Empresariais (2000-2010)	-0,068 Total
			-0,016 Total ⁽²⁾
			-0,016 Total ⁽³⁾
Karatas (2017) *	Turquia	Pesquisa sobre a Força de Trabalho Domiciliar da Turquia (2004-2013)	-0,071 Total
			-0,073 Homens
			-0,063 Mulheres
			-0,056 Total ⁽⁴⁾
			-0,087 Total ⁽⁵⁾
Baltagi e Başkaya (2022) *	Turquia	Pesquisa sobre a Força de Trabalho Domiciliar da Turquia (2008-2014)	-0,098 Total
			-0,037 Formal
			-0,163 Informal
			-0,080 Mulheres
			-0,099 Homens
Pulido-Estupiñan (2024) *	Colômbia	Pesquisa da Força de trabalho da Colômbia (2016-2019)	-0,104 Total
			-0,097 Formal
			-0,136 Informal
			-0,053 Mulheres
			-0,152 Homens

Fonte: Elaboração própria, 2025. Nota: * Estimam modelos de dados empilhados com interações espaciais. (1) Sensibilidade obtida após defasagem espacial. (2) Sensibilidade obtida após defasagem dos salários. (3) Sensibilidade obtida após defasagem espacial dos salários e da taxa de desemprego. (4) Resultado proveniente da utilização do desemprego da própria região. (5) Elasticidade do desemprego regiões contíguas.

Ao revisar estudos internacionais sobre curvas salariais, constata-se uma convergência de resultados em relação à amplificada sensibilidade dos salários informais às condições do mercado de trabalho. Isso é evidenciado por Ramos, Duque e Surinach (2010), Baltagi, Başkaya e Hulagu (2012, 2013), Baltagi, Rokicki e Souza (2017), Baltagi e Başkaya (2022) e Pulido-Estupiñan (2024), que destacam que os trabalhadores informais são mais impactados pelas variações nas taxas de desemprego em comparação aos trabalhadores formais, levantando preocupações quanto à estabilidade dos empregos informais durante recessões econômicas. Além disso, diversos estudos ressaltam a relevância dos efeitos de interdependência espacial

das taxas de desemprego (Baltagi, Başkaya, Hulagu, 2012, 2013; Baltagi, Blien. Wolf, 2012; Baltagi, Rokicki, 2014; Ramos, Nicodemo, Sanromá, 2015; Karatas, 2017), assim como os impactos das migrações internas (Baltagi, Başkaya, 2022) e atividade econômica inter-regionais (Pulido-Estupiñan, 2024).

2.2 Análise empírica da hipótese da curva salarial para o Brasil

Na literatura nacional, as evidências não diferem significativamente daquelas encontradas em outros países. Souza e Machado (2004) e Garcia e Fajnzylber (2004) examinam a relação entre a taxa de desemprego e os rendimentos dos trabalhadores utilizando dados da PNAD. Ambos os estudos confirmam a existência de uma curva salarial no país, mas chegam a conclusões diferentes. Garcia e Fajnzylber (2004) identificam uma elasticidade salarial geral de -0,172, com variações significativas entre homens e mulheres. Eles observam que o aumento da taxa de desemprego impacta mais os salários reais das mulheres (-0,23) do que os dos homens (-0,126). Em contraste, Souza e Machado (2004) encontram uma elasticidade salarial que varia conforme o contexto regional. Eles encontram uma expressiva flexibilidade dos salários em relação ao desemprego nos mercados de trabalho urbanos (-0,235), em comparação com os rurais (-0,06) no período de 1981 a 1999.

Reis (2006), por sua vez, examina os dados da PNAD, referentes ao período de 1990 a 1999, e fornece evidências sobre a relação entre qualificação dos trabalhadores e elasticidade salarial no Brasil. O autor identifica que trabalhadores menos qualificados enfrentam uma maior sensibilidade salarial, sendo aproximadamente 2,5 vezes maior para aqueles com pouca ou nenhuma escolaridade. Silva, Monsueto e Porsse (2015) constataam a hipótese de curva de salário no período de 2002 a 2009 para o Brasil, lidando com o viés de seleção amostral dos ocupados, por meio do método de correção de Heckman (1979), e estima uma elasticidade dos salários em relação ao desemprego de -0,047.

Baltagi, Rokicki e Souza (2017), ao analisarem o mesmo período que Silva, Monsueto e Porsse (2015), identificam uma elasticidade de -0,076 e, ao ampliar as análises, constataam que a distinção é mais sensível entre os trabalhadores informais (-0,251), evidenciando a sensibilidade dos salários informais às condições do mercado de trabalho. Estes achados destacam a natureza não linear da curva salarial e apontam que trabalhadores informais podem enfrentar pressões salariais distintas dos formais, especialmente durante recessões econômicas. Barufi, Haddad e Nijkamp (2017), contribuem para a compreensão da relação entre salários e ciclo econômico, destacando o papel do tamanho da cidade nessa dinâmica. Utilizando dados

da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) para o período de 2002 a 2015 e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1995 a 2013, os autores enfatiza que a influência do tamanho da cidade é mais marcante nos setores informais e em áreas menos densamente povoadas. Destacando a necessidade de considerar características locais não observadas para uma análise precisa da elasticidade dos salários em relação às taxas de desemprego locais.

Ao contrário dos estudos anteriores, Uchoa (2019) examina a curva salarial na região Nordeste do Brasil por meio de um modelo de regressão com efeitos espaciais, utilizando dados municipais para 1793 municípios, extraídos da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). A análise demonstra que a taxa de desemprego exerce um impacto negativo consistente sobre os salários reais, com coeficientes estimados variando entre -0,21 e -0,25. Esses coeficientes expressam que um aumento na taxa de desemprego está associado a uma diminuição nos salários reais. Com isso, reforçam que os modelos espaciais oferecem um ajuste superior aos modelos não espaciais, evidenciando que as variações em um município são influenciadas pelas variações em municípios vizinhos, revelando a formação de clusters de altos e baixos⁸. Além disso, a incorporação de efeitos espaciais, que capturam a dependência entre municípios, foram capazes de melhorar a precisão das estimativas.

Santolin e Antigo (2020) revisitaram o tema utilizando dados da PNAD para o período de 2001 a 2015. Eles examinam seis regiões metropolitanas brasileiras, com o objetivo de analisar a relação entre a flexibilidade dos salários e os impactos dos choques de produtividade sobre o salário real e o desemprego de longo prazo em diferentes grupos de trabalhadores⁹. Utilizando a estimação de modelos pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM), os resultados evidenciam que um choque de 1% no desemprego resultou em uma variação de -0,06% no salário real. Além disso, a elasticidade salarial foi de -0,023 para homens e -0,017 para mulheres. Como também, observaram que trabalhadores do sexo masculino, brancos e com maior nível educacional enfrentam menor persistência no desemprego devido à flexibilidade salarial nesses grupos, embora a persistência afete sobretudo aqueles com rendimentos mais baixos¹⁰.

⁸ A formação de clusters de altos e baixos significa que municípios com características semelhantes tendem a se agrupar. Ou seja, municípios com salários mais altos costumam estar próximos de outros também com salários altos (cluster de altos), enquanto municípios com salários mais baixos tendem a estar perto de outros com salários baixos (cluster de baixos). Isso mostra que há padrões espaciais na distribuição dos salários, indicando que o que acontece em um município pode influenciar os seus vizinhos (Uchoa, 2019).

⁹ As regiões metropolitanas examinadas foram São Paulo; Rio de Janeiro; Belo Horizonte; Recife, Salvador e Porto Alegre (Santolin, Antigo, 2022).

¹⁰ Para mais informações, ler Santolin e Antigo (2020)

Nessa perspectiva, Paula e Marques (2022) conduzem uma análise com os dados da PNAD, para o período de 2012 a 2019. Os autores utilizam o método de estimação em dois estágios com Mínimos Quadrados Fixos Generalizados (FE-2SLS), para investigar a relação entre o salário real por hora para 20 diferentes categorias de trabalhadores no Brasil, considerando as interações espaciais, efeitos fixos e a endogeneidade do desemprego. Paula e Marques (2022) identificam que o salário-hora dos trabalhadores é sensível, tanto à taxa de desemprego local, quanto à taxa ponderada nos estados vizinhos, evidenciando a existência da curva salarial com uma dependência espacial relevante, no Brasil.

Barufi, Haddad e Nijkamp (2023) atualizam a análise empírica do mercado de trabalho brasileiro a partir de diversas bases de dados. Utilizando a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) para o período de 2003 a 2014, os autores investigam a elasticidade salarial entre os setores formal e informal em seis regiões metropolitanas¹¹. Os resultados corroboram uma elasticidade salarial total de -0,012, com um efeito pouco expressivo para trabalhadores do setor formal (-0,003), enquanto no setor informal a elasticidade foi significativa, alcançando -0,161. Além disso, ao expandirem a análise para áreas rurais e urbanas, com dados da PNAD referentes a 1996-2013 e 2002-2009, os autores não encontraram evidências consistentes da existência de uma curva salarial.

No entanto, ao utilizarem o desemprego defasado no tempo como variável instrumental para o setor urbano, os resultados indicaram que a elasticidade salarial no setor informal não foi significativa. Por outro lado, no setor formal e no mercado de trabalho urbano como um todo, a elasticidade foi positiva e estatisticamente significativa (Barufi, Haddad e Nijkamp, 2023). Especificamente, os dados da PNAD (1996-2013) mostraram elasticidades de -0,051 para o total no setor rural, -0,134 para o setor rural informal e -0,054 para o setor rural formal. Já a PNAD (2002-2009) apontou elasticidades mais expressivas, com -1,500 para o total no setor rural, -4,661 no setor rural informal e -0,499 no setor rural formal. No setor urbano informal, a elasticidade foi de -0,447.

Por outro lado, ao considerarem o tamanho das cidades e a influência espacial, utilizando dados do Censo (2000-2010), os autores investigaram o impacto das características locais e da densidade do mercado de trabalho na negociação salarial e na flexibilidade dessas negociações, com foco nas diferenciações entre os setores formal e informal. A elasticidade salarial encontrada foi de -0,016, com valores semelhantes para os trabalhadores formais (-

¹¹ Assim como Santolin e Antigo (2022), Barufi, Haddad e Nijkamp (2023) conduziram suas análises para as seguintes regiões metropolitanas: Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre. Para mais informações, ler Barufi, Haddad e Nijkamp (2023).

0,023) e informais (-0,024). Em termos de sensibilidade à taxa de desemprego nas áreas vizinhas, o setor informal apresentou uma sensibilidade maior (-0,117) em comparação com o setor formal (-0,038).

Com isso, no contexto brasileiro, é importante destacar sua vasta extensão territorial e profundas disparidades regionais, que apresentam um cenário desafiador para a análise das relações entre desemprego e salários. O Quadro 2 sintetiza essas evidências empíricas, oferecendo uma visão comparativa das estimativas da curva salarial brasileira ao longo do tempo.

Quadro 2 – Evidências empíricas da curva salarial brasileira

Autor	Local	Fonte de dados	Efeito (resultados)
Garcia e Fajnzylber (2004)	Brasil	PNAD (1992-1999)	-0,172 Total
			-0,126 Homens
			-0,236 Mulheres
Souza e Machado (2004)	Brasil	PNAD (1981-1999)	-0,235 Urbanas
			-0,060 Rurais
Reis (2006)	Brasil	PNAD (1990-1999)	-0,051 Baixa qualificação
			-0,045 Média qualificação
			-0,013 Alta qualificação
Silva, Monsueto e Porsse (2015)	Brasil	PNAD (2002-2009)	-0,047 Total
Baltagi, Rokicki e Souza (2017)	Brasil	PNAD (2002-2009)	-0,076 Total
			-0,251 Informais
			-0,134 Homens
Barufi, Haddad e Nijkamp (2017) *	Brasil	PME (2002-2015)	-0,012 Total ⁽¹⁾
			-0,161 Informal
			-0,003 Formal ⁽¹⁾
		PNAD (1995-2013)	-0,085 Total
			-0,113 Informal
			-0,041 Formal ⁽¹⁾
Uchoa (2019)	Brasil	RAIS (2006-2018)	-0,21 Total
Santolin e Antigo (2020)	Brasil	PNAD (2001-2015)	-0,060 Total
			-0,023 Homens ⁽¹⁾
			-0,017 Mulheres ⁽¹⁾
Paula e Marques (2022) *	Brasil	PNAD (2012-2019)	-0,0261 Total
			-0,0229 Mulheres
			-0,0245 Homens
			-0,0129 Formal
			-0,0761 Informal
Barufi, Haddad e Nijkamp (2023) *	Brasil	PME (2003-2014)	-0,012 Total ⁽¹⁾
			-0,003 Formal ⁽¹⁾
			-0,161 Informal

		PNAD (1996-2013)	-0,051 Total Rural
			-0,134 Rural Informal
			-0,054 Rural Formal
		PNAD (2002-2009)	-1,500 Total Rural
			-4,661 Rural Informal
			-0,499 Rural Formal
			-0,447 Urbano Informal
		Censo Demográfico (2000-2010) *	-0,016 Total
			-0,024 Formal
-0,023 Informal			

Fonte: Elaboração própria, 2025. Notas: * Estimam modelos de dados empilhados com interações espaciais. (1) Não estatisticamente significativo.

O Quadro 2 revela uma complexa dinamicidade entre fatores históricos, socioeconômicos e institucionais que moldam as curvas salariais no Brasil. Estudos como os de Garcia e Fajnzylber (2004), Reis (2006), Silva, Monsueto e Porsse (2015) apontam variações salariais entre áreas urbanas e rurais e entre diferentes níveis de qualificação, evidenciando a importância das disparidades regionais e setoriais. Paula e Marques (2022) ampliam essa discussão ao destacar o impacto de fatores como sexo, escolaridade e localização geográfica na determinação dos salários, reforçando a complexidade das relações entre características individuais e remuneração no país.

Ao longo dos anos, diversos estudos contribuíram para o entendimento da sensibilidade salarial entre salários e desemprego, tanto no Brasil quanto em outros países, como Colômbia (Ramos, Duque, Surinach, 2010; Pulido-Estupiñán, 2024), Polônia (Baltagi, Rokicki, 2014), Espanha (Ramos, Nicodemo, Sanromá, 2015), Alemanha Ocidental (Baltagi, Blien, Wolf, 2012) e Turquia (Baltagi, Başkaya, Hulagu, 2012, 2013; Karatas, 2017; Baltagi, Başkaya, 2022). Nesse contexto, o presente estudo aprofunda a compreensão das curvas salariais no Brasil ao considerar, além das características individuais, as condições regionais e econômicas. A combinação de uma análise cuidadosa dos dados disponíveis com uma metodologia robusta, que incorpora fatores como a interação econômica entre os estados, possibilita uma investigação mais precisa das relações entre desemprego e salários, tanto para trabalhadores formais quanto informais. Assim, este estudo não só avança a literatura nacional sobre o tema das curvas salariais, como também oferece subsídios valiosos para a formulação de políticas públicas regionais voltadas ao mercado de trabalho.

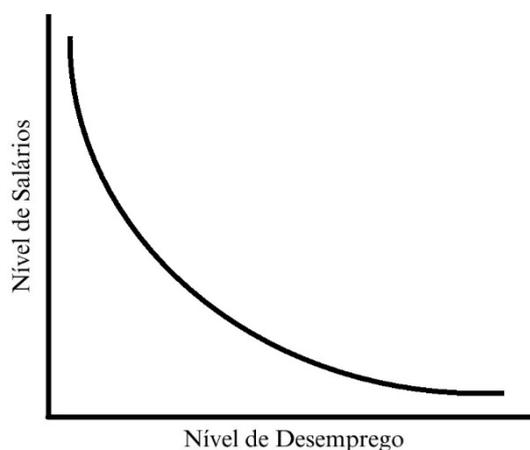
3. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

No estudo das curvas salariais, Blanchflower e Oswald (1995a) examinam a relação entre os níveis individuais de salários e as taxas de desemprego, expressa pela seguinte equação:

$$\ln(W) = \beta \ln(U) + \psi \quad (1)$$

Em que $\ln(W)$ representa o logaritmo natural dos salários reais, $\ln(U)$ denota o logaritmo da taxa de desemprego regional, e ψ inclui outros fatores que influenciam os salários reais. A partir dessa especificação, o coeficiente β reflete a elasticidade dos salários em relação ao desemprego, sinalizando quanto que os salários mudam proporcionalmente em resposta às variações nas taxas de desemprego. A relação inversa entre salário e desemprego, estrutura típica da curva de salários pode ser visualizada na Figura 1. De acordo com essa teoria, o esperado é que se o desemprego aumenta em uma região em um ano específico, os residentes vivenciam uma redução nos seus salários, mantendo outras variáveis constantes (Blanchflower, Oswald, 1995a; Card, 1995; Nijkamp, Poot, 2005; Longhi, Nijkamp, Poot, 2006; Fingleton, Palombi, 2013).

Figura 1 – Exemplo da curva salarial



Fonte: Adaptado de Blanchflower e Oswald (1995a), 2025.

Na análise das curvas salariais em diversos países, a literatura frequentemente utiliza a equação de Mincer (1975) como base para a modelagem empírica, testando novas variáveis

com potencial para explicar a formação dos salários reais individuais¹². Segundo Blanchflower e Oswald (1994a, 1995a), este fenômeno, amplamente documentado, evidencia a relação inversa entre salários e taxas de desemprego regional (Card, 1995; Nijkamp, Poot, 2005; Fingleton, Palombi, 2013).

3.1 Modelo empírico

Seguindo Blanchflower e Oswald (1995a) e Card (1995), foi estimada uma equação salarial minceriana aumentada (Mincer, 1975) na forma de:

$$\ln W_{irt} = \alpha + \beta \ln U_{rt} + \gamma X'_{irt} + \mu_r + \nu_t + \vartheta_{irt} \quad (2)$$

Onde $\ln W_{irt}$ é o logaritmo natural do salário real por hora do indivíduo i no estado r no ano t . $\ln U_{rt}$ é o logaritmo natural da taxa de desemprego na estado r no ano t . X'_{irt} é a matriz de variáveis de controle que representa as características individuais, tais como sexo, cor da pele, idade, características das famílias, tempo de serviço, escolaridade, setor e grupo de atividade e aspectos do local de residência (Baltagi, Rokicki, Souza, 2017; Santolin, Antigo, 2020; Paula, Marques, 2022). O termo μ_r representa o efeito fixo do estado, ν_t é o efeito fixo do tempo e ϑ_{irt} é o termo de erro.

Enquanto o modelo padrão da curva salarial controla os efeitos específicos do estado, por meio do μ_r , ele ignora a dimensão espacial do mercado de trabalho. A não consideração das influências dos mercados de trabalho vizinhos pode levar a estimativas tendenciosas e inconsistentes para as curvas salariais (Longhi, Nijkamp, Poot, 2006; Ramos, Nicodemo, Sanromá, 2015; Barufi, Haddad, Nijkamp, 2017; Baltagi, Başkaya, 2022). Para contabilizar os efeitos regionais, a equação padrão da curva salarial é aumentada com um termo espacial que leva em conta as taxas de desemprego ponderadas das regiões vizinhas. Ademais, seguindo Baltagi, Başkaya e Hulagu (2013), Baltagi e Başkaya (2022) e Barufi, Haddad e Nijkamp (2023), no presente estudo considera-se que trabalhadores formais e informais apresentam diferentes relações de curvas salariais espaciais. Portanto, a equação (3) será estimada separadamente para trabalhadores formais e informais. Neste contexto, S indica a condição da

¹² A determinação dos salários reais e sua relação com as condições econômicas e características individuais têm sido tema de estudo desde a década de 1970. O trabalho pioneiro de Mincer (1975) investigou como fatores como escolaridade e experiência profissional influenciam os salários, associando-os à produtividade dos indivíduos. Desde então, pesquisas subsequentes têm explorado a inclusão de novas variáveis para aprofundar a compreensão sobre a formação dos salários reais.

força de trabalho do indivíduo, sendo $S = f$ para trabalhadores formais e $S = inf$ para trabalhadores informais.

$$\ln W_{irt} = \alpha^S + \beta^S \ln U_{rt} + \theta^S \sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt} + \gamma^S X'_{irt} + \mu_r^S + v_t^S + \vartheta^S_{irt} \quad (3)$$

O termo $\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$ é uma medida das taxas de desemprego da vizinhança da localidade de análise, construída usando matrizes de ponderação espacial descritas detalhadamente na próxima seção (3.2). Nessa especificação, β^S corresponde à elasticidade dos salários reais por hora no estado r em relação às próprias taxas de desemprego, enquanto a elasticidade dos salários reais por hora no estado r em relação às taxas de desemprego de outras regiões depende da magnitude de θ^S e da matriz de ponderação. Mantendo outros fatores constantes, valores negativos de β^S denota que um aumento na taxa de desemprego do próprio estado r pode reduzir os salários individuais no mesmo estado r . Da mesma forma, o valor negativo de θ^S propõe que um aumento na taxa de desemprego nos estados vizinhos — seja pela proximidade geográfica ou pela interação econômica — pode reduzir os salários individuais no estado r (Baltagi, Başkaya, 2022; Pulido-Estupiñán, 2024).

Seguindo a lógica de Baltagi e Başkaya (2022), $|\beta^{inf}| > |\beta^f|$ evidencia que os salários dos trabalhadores informais são mais sensíveis às variações nas taxas de desemprego locais do que os salários dos trabalhadores formais. Da mesma forma, para a mesma matriz de ponderação, $|\theta^{inf}| > |\theta^f|$ indica que os trabalhadores informais têm uma elasticidade salarial maior em relação às taxas de desemprego das regiões vizinhas, comparado aos trabalhadores formais (Barufi, Haddad, Nijkamp, 2023; Pulido-Estupiñán, 2024).

Na análise, a classificação de um trabalhador como informal ocorre se a sua ocupação principal for como empregado sem carteira assinada, autônomo ou não remunerado¹³. A seleção nos mercados formal e informal pode não ser exógena, o que pode influenciar a sensibilidade dos salários ao desemprego e introduzir vieses se tal problema não for considerado (Günther, Launov, 2012; Baltagi, Başkaya, 2022). Para ajustar a seletividade, é utilizado um modelo de duas etapas baseado em Heckman (1979). Este procedimento considera, como condição na força de trabalho, o emprego formal (considerado homogêneo), o emprego informal (heterogêneo, com segmentos voluntários e involuntários) e o não emprego (indivíduos que não participam ativamente do mercado de trabalho).

¹³ Trabalhadores não remunerados, embora classificados como trabalhadores informais, são incluídos na seleção inicial da amostra. No entanto, são excluídos das estimativas da curva de salários, uma vez que não possuem rendimentos para a referida análise.

O processo de identificação na equação de seleção amostral é definido identificando variáveis que afetam a condição na força de trabalho, sem impactar diretamente os salários. Os determinantes da formalidade no trabalho foram investigados a partir das características domiciliares dos indivíduos, com base nos achados de Günther e Launov (2012) e Baltagi e Başkaya (2022). Os indivíduos i possuem j escolhas de três possibilidades mutuamente excludentes de situação ocupacional. A equação de seleção, portanto, é estimada por um modelo *logit multinomial*, em vez do *probit univariado* padrão utilizado por Heckman (1979). Assim, a condição de participação é dada por:

$$y_{irt} = \gamma Z'_{irt} + \vartheta_{iry} \quad (4)$$

Na equação acima, y_{irt} representa a condição de participação no mercado de trabalho do indivíduo i na região r no tempo t , com três estados distintos: $y_{irt} = 0$ representa os indivíduos em situação de não emprego, $y_{irt} = 1$ representa os indivíduos ocupados no setor informal e $y_{irt} = 2$ representa aqueles ocupados no setor formal. Na equação (4), a participação na força de trabalho dos indivíduos é determinada pelas características do domicílio (Z'_{irt}), considerando o número de crianças, número de idosos, tamanho da família e número de trabalhadores ativos no domicílio na composição. Na literatura sobre rendimentos de trabalhadores formais e informais, essas variáveis são consideradas fatores que influenciam a escolha entre emprego formal e informal, mas não afetam diretamente os salários (Baltagi, Başkaya, 2022).

Assim, o modelo *logit multinomial* estima a probabilidade de que o indivíduo i selecione a alternativa j ($j \in \{0, 1, 2\}$), a cada categoria de resposta ($p_{i1}, p_{i2}, \dots, p_{ij}$) que está associada uma probabilidade, onde indica as chances de um indivíduo i pertencer a uma categoria específica:

$$p_j \equiv Pr[y = j], \quad j = 0, 1, 2 \quad (5)$$

$$F(y) = P_{i0}^{y_0} \cdot P_{i1}^{y_1} \cdot P_{i2}^{y_2} = \prod_{j=0}^2 P_j^{y_j} \quad (6)$$

Esse modelo de probabilidade pode ser representado como descrito na equação 7:

$$P_{ij} = P(y_{irt} = j|Z'_i) = \frac{\exp(\gamma_j Z'_{irt})}{1 + \sum_{k=1}^2 \exp(\gamma_k Z'_{irt})} \quad (7)$$

$P(y_{irt} = j|Z'_{irt})$ representa a probabilidade de o trabalhador i estar na categoria j , onde j pode ser emprego formal, informal ou não emprego. Z'_{irt} são as variáveis explicativas, isto é, as características do domicílio do indivíduo i , e γ_j são os coeficientes que variam entre as categorias j . $\sum_{k=1}^j \exp(\gamma_k Z'_{irt})$ representa o somatório que assegura que as probabilidades somam 1, normalizando a função *logit*.

A correção da seletividade é realizada utilizando as razões inversas de Mills (*IMRs*), que são estimadores consistentes dos valores esperados condicionais dos resíduos derivados da equação de seleção da primeira etapa. Para isso, as *IMRs* m_{irt} foram calculadas da seguinte forma:

$$IMRs = m_{irt} = \frac{f(\hat{\gamma}_j Z'_{irt})}{P(y_{irt} = j|Z'_{irt})} \quad (8)$$

Onde a função $f(\hat{\gamma}_j Z'_{irt})$ representa a derivada da função *logit*, que descreve como a probabilidade de escolha da categoria j varia em resposta às variáveis explicativas Z'_{irt} . A densidade logística associada pode ser expressa como mostra a equação 9:

$$f(\hat{\gamma}_j Z'_{irt}) = P(y_{irt} = j|Z'_{irt}) \cdot (1 - P(y_{irt} = j|Z'_{irt})) \quad (9)$$

Dessa forma, na primeira etapa, estima-se a equação de seleção (4) para modelar a seleção explícita entre emprego formal, informal e não emprego. No segundo estágio, $\hat{\gamma}_j Z'_{irt}$ é utilizado como estimativa consistente de $\gamma_j Z'_{irt}$ na equação de salários (3), para todos os indivíduos empregados, considerando setor formal e informal separadamente (Baltagi, Başkaya, 2022). Logo, o modelo revisado, que incorpora as razões inversas de Mills, m_{irt} , é especificado da seguinte forma:

$$\ln W_{irt} = \alpha^s + \beta^s \ln U_{rt} + \theta^s \sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt} + \gamma^s X'_{irt} + \lambda^s m_{irt} + \mu_r^s + \nu_t^s + \vartheta^s_{irt} \quad (10)$$

A necessidade dessa correção surge da possibilidade de uma seleção não aleatória em segmentos do mercado de trabalho. Com essa abordagem, foi estimada a equação de salários utilizando os métodos de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) e Modelos de Efeitos Fixos com Variáveis Instrumentais em Dois Estágios (FE-2SLS). Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego das unidades da federação no período anterior foi empregado como instrumento, visando mitigar possíveis problemas de endogeneidade na relação entre salários e desemprego (Baltagi, Başkaya, 2022; Barufi, Haddad, Nijkamp, 2023; Pulido-Estupiñan, 2024).

Além disso, foram conduzidas análises para trabalhadores com alta e baixa qualificação, como também, análises de robustez para avaliar a estabilidade das estimativas. Primeiramente, os anos de 2020 e 2021 foram excluídos da amostra, permitindo excluir o impacto da pandemia na elasticidade salarial. Em seguida, o setor público foi removido da análise, possibilitando uma investigação mais precisa do comportamento da elasticidade salarial no setor privado.

3.2 Construção das matrizes de peso espacial

Para capturar as características espaciais da curva salarial, foram construídas três matrizes de peso espacial diferentes, conforme Baltagi e Başkaya (2022) e Pulido-Estupiñan (2024). As duas primeiras serão baseadas na proximidade geográfica e contiguidade, e a terceira baseada na atividade econômica inter-regionais entre as 27 unidades federativas.

3.2.1. Matriz de peso espacial baseada em distância

Uma abordagem de estimação amplamente adotada na análise da curva salarial espacial é o uso de matrizes de pesos espaciais, que capturam informações sobre a proximidade geográfica e/ou a contiguidade entre as regiões. Para garantir a comparabilidade dos resultados com a literatura existente, foi adotada essa metodologia, utilizando matrizes baseadas em distância inversa e contiguidade. Essa estratégia é consistente com estudos anteriores sobre a curva salarial espacial, como os de Baltagi, Blien e Wolf (2012), Baltagi e Rokicki (2014), Ramos, Nicodemo e Sanromá (2015), Barufi, Haddad e Nijkamp (2017), Paula e Marques (2022), e Baltagi e Başkaya (2022). Essa matriz de peso, denotada por Ω_1 , é uma matriz 27x27, onde o elemento típico mede as distâncias inversas entre dois centróides para cada uma das 27 localidades. Mais formalmente, Ω_1 é dada por:

$$\Omega_1 = \omega_{rj} = \begin{cases} (d_{rj})^{-1} & \text{se } r \neq j \\ 0 & \text{se } r = j \end{cases} \quad (11)$$

Onde $(d_{rj})^{-1}$ representa o inverso da distância calculada usando coordenadas de longitude e latitude entre os centróides das regiões r e j . Para cada uma das 27 unidades da federação, são consideradas suas capitais como os centróides, destacando o papel central da proximidade na formação das interações espaciais. Finalmente, Ω_1 foi normalizada por linha¹⁴.

3.2.2. Matriz de peso espacial baseada em contiguidade

A segunda matriz de pesos espaciais exógena, denotada por Ω_2 , é uma matriz invariante no tempo de dimensão 27x27. Sua construção é baseada no princípio de efeitos de transbordamento (*spillover*), considerando a proximidade geográfica entre regiões que compartilham fronteiras comuns. Essa abordagem busca capturar a interdependência espacial entre unidades geográficas adjacentes, refletindo a influência mútua decorrente da contiguidade territorial:

$$\Omega_2 = \omega_{rj} = \begin{cases} c_{rj} & \text{se } r \neq j \\ 0 & \text{se } r = j \end{cases} \quad (12)$$

Sendo c_{rj} igual a 0 para regiões não contíguas e 1 para as regiões contíguas. Finalmente, Ω_2 é normalizada na linha. Portanto, essa matriz permite interação espacial entre duas regiões apenas se e somente se elas são contíguas uma à outra. No entanto, uma desvantagem dessa abordagem é que duas regiões que não compartilham uma fronteira geográfica ainda podem estar próximas em termos de características econômicas e sociais, o que não é capturado com essa matriz (Barufi, Haddad, Nijkamp, 2017; Paula, Marques, 2022; Baltagi, Başkaya, 2022).

¹⁴ Essa normalização das matrizes é feita de modo que a soma de seus elementos em cada linha resulta em um, o que favorece a análise comparativa. Embora essa normalização contribua para aprimorar o arcabouço analítico, é importante reconhecer que essas matrizes não conseguem captar adequadamente as proximidades sociais entre cidades, as quais podem ocorrer independentemente da contiguidade territorial, da distância geográfica ou de vínculos econômicos (Pulido-Estupiñan, 2024).

3.2.3. Matriz de atividade econômica

Com base em Pulido-Estupiñan (2024), a matriz de atividade econômica (denominada Ω_3) é construída a partir da matriz de insumo-produto (MIP) inter-regional do Núcleo de Economia Regional e Urbana da USP (NEREUS), a qual representa as interações econômicas entre os estados brasileiros. Os dados são referentes ao ano de 2008, elaborados a partir das Contas Nacionais e Contas Regionais, conforme a metodologia descrita por Guilhoto *et al.* (2010). A escolha desse ano específico justifica-se pela disponibilidade dos dados necessários para a construção da matriz¹⁵. Esta matriz permite analisar as relações econômicas inter-regionais e intrarregionais por meio da intensidade comercial.

A MIP inter-regional adota como fundamento teórico a estrutura clássica dos modelos de Leontief, nos quais os setores econômicos demandam insumos uns dos outros para viabilizar a produção final. Assim, cada elemento da matriz representa o valor monetário dos insumos adquiridos por determinado setor em uma unidade da federação (UF) junto aos setores localizados em outras UFs. Este fluxo, que pode ser interpretado como uma *proxy* da integração econômica entre regiões, constitui a base para a construção da matriz Ω_3 .

Para fins desta pesquisa, os setores foram agregados por estado, de modo que se obtivesse uma matriz 27×27 (considerando os 26 estados e o Distrito Federal), onde cada célula representa o valor total de insumos intermediários que o estado j adquiriu do estado i . Essa escolha metodológica — priorizando os fluxos de compra — tem como fundamento a noção de que a dependência de uma economia regional em relação a outras pode ser mais bem representada pelas relações de demanda por insumos¹⁶. Em seguida, foi realizada a normalização das colunas da matriz, e a transposição da mesma, convertendo os valores brutos em proporções relativas, com o objetivo de construir uma matriz de pesos econômicos normalizados na linha. Essa nova matriz, Ω_3 , expressa a intensidade relativa das conexões comerciais entre os estados brasileiros, funcionando como uma matriz de vizinhança econômica

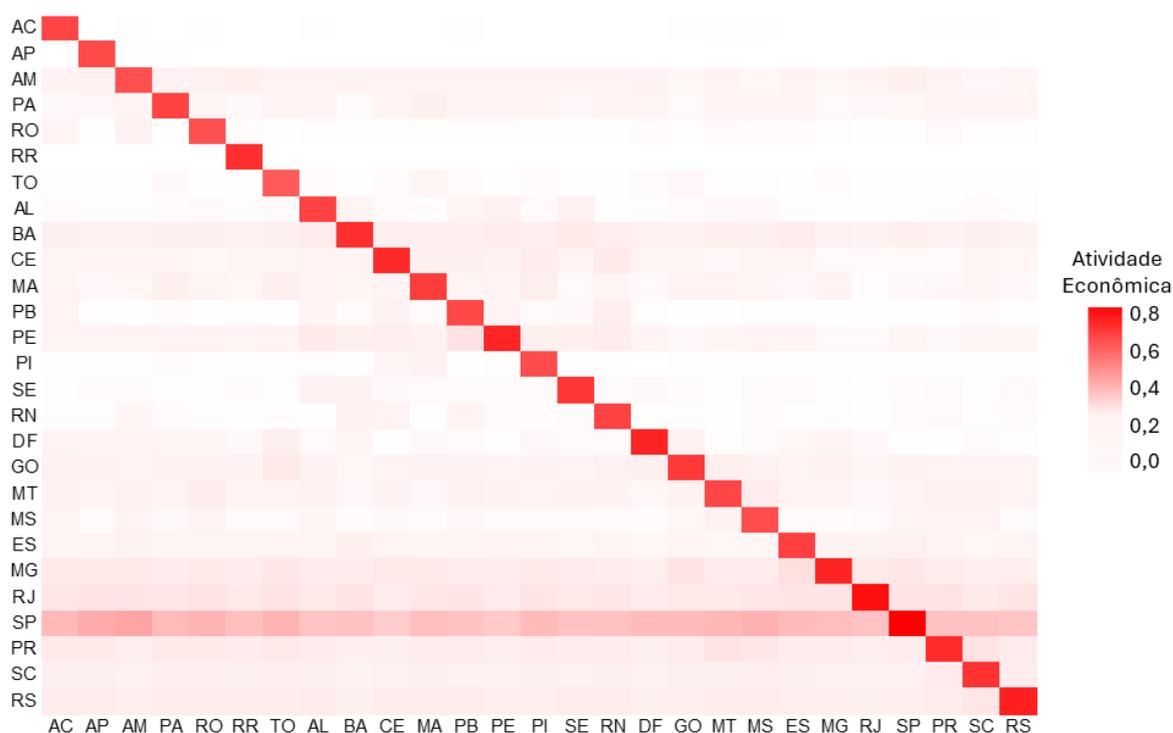
¹⁵ É possível argumentar que as relações interestaduais tendem a manter-se relativamente estáveis ao longo do tempo, uma vez que as interações econômicas, baseadas em fluxos comerciais e nas características estruturais das economias regionais, não apresentam variações abruptas. Embora fatores externos possam influenciar a dinamicidade econômica, a natureza das trocas interestaduais, especialmente no que diz respeito aos insumos intermediários e à interdependência entre as atividades econômicas, é caracterizada por uma continuidade, que não sofre modificações significativas. Dessa forma, espera-se que a utilização da matriz de 2008 como referência para capturar as relações econômicas inter-regionais, não comprometa a validade da análise para períodos subsequentes.

¹⁶ A utilização da estrutura de compras (ao invés da de vendas) fundamenta-se na ideia de que o volume de insumos adquiridos por um estado revela sua dependência econômica em relação a outros. Tal abordagem é comum na literatura de redes econômicas e análise de insumo-produto regional (Perobelli, Haddad, 2006; Haddad, Júnior, Nascimento, 2017).

baseada em intensidade de comércio — em contraste com as tradicionais matrizes espaciais baseadas apenas na contiguidade geográfica e distância.

A Figura 2 apresenta os níveis de atividade econômica entre os estados brasileiros. Cada célula da matriz sinaliza a interação econômica entre dois estados, com cores mais escuras apresentando maior intensidade de atividade. Um detalhe importante é a linha diagonal por apresentar os tons mais intensos, que destaca os elevados níveis de atividade econômica dentro de cada estado (relação intrarregional). Além disso, estados que possuem economias diversificadas e com uma industrialização mais intensa, como São Paulo (SP), Rio de Janeiro (RJ) e Paraná (PR) apresentam interações mais intensas com outros estados. Por outro lado, estados como Acre (AC), Amapá (AP) e Roraima (RR) possuem tons mais claros, sinalizando menor interação econômica, possivelmente devido a características regionais, menor industrialização e maior dependência de setores específicos. Esse padrão reforça a centralidade de São Paulo na economia nacional e a maior interconectividade econômica entre estados mais industrializados.

Figura 2 — Mapa térmico da atividade econômica inter-regional



Fonte: Elaboração própria com base na matriz inter-regional de insumo-produto de 2008 (NEREUS), 2025.

Ao incorporar essa matriz Ω_3 ao arcabouço analítico, busca-se uma interpretação mais abrangente das interações econômicas regionais, considerando a influência da proximidade

geográfica e das características locais das atividades produtivas. A utilização dessa estrutura de interdependência comercial é importante para ponderar as taxas de desemprego regionais, sob a premissa de que choques econômicos em estados fortemente integrados economicamente podem afetar, de forma indireta, os salários em outras regiões¹⁷. Assim, ao ponderar a taxa de desemprego regional a partir da matriz Ω_3 , incorpora-se à análise a influência exercida não apenas pelos estados vizinhos do ponto de vista geográfico, mas também por aqueles que mantêm vínculos econômicos mais intensos.

A utilização dessa matriz amplia o escopo tradicional da análise espacial ao incluir uma lógica funcional de vizinhança econômica, com base na intensidade de compra de insumos entre os estados. Assim, ao invés de considerar exclusivamente a proximidade territorial, passam a ser levadas em conta as relações comerciais que efetivamente estruturam os circuitos produtivos regionais. Desse modo, essa abordagem permite uma avaliação mais abrangente das interações salariais e da dinâmica do emprego, na medida em que considera os impactos provenientes da estrutura econômica regional e das conexões interestaduais. Com isso, a matriz inter-regional de insumo-produto contribui para um diagnóstico mais refinado das desigualdades regionais e dos seus efeitos sobre o mercado de trabalho brasileiro (Perobelli, Haddad, 2006; Haddad, Júnior, Nascimento, 2017; Araújo, Haddad, 2024).

3.3 Base de dados

A presente pesquisa estima as curvas salariais para o Brasil urbano utilizando os microdados trimestrais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua, conduzida pelo IBGE. A base de dados construída inclui informações empilhadas de indivíduos (dados de cortes transversais empilhados), referentes ao período de 2012 a 2023, e abrangendo os 27 estados da federação. Como destacado por Silva, Monsueto e Porsse (2015), a PNAD-C adota um desenho amostral rotativo, o que implica que os mesmos domicílios não são acompanhados ao longo do tempo.

As variáveis utilizadas na análise empírica incluem características do trabalho, do indivíduo, da família e do local de residência. As variáveis relacionadas ao trabalho englobam o logaritmo do salário habitual por hora trabalhada e a vinculação empregatícia (formal ou informal). Adicionalmente, são considerados o tempo de trabalho por faixas de duração e os

¹⁷ A formulação da matriz Ω_3 segue o princípio de que a interdependência econômica regional pode afetar variáveis como salários e emprego via mecanismos indiretos de transmissão, como encadeamentos produtivos e repercussões na demanda agregada regional.

grupos e áreas ocupacionais (Barufi, Haddad, Nijkamp, 2023). Tais variáveis visam capturar as dinâmicas do mercado de trabalho e a distribuição salarial entre diferentes segmentos ocupacionais.

A variável dependente adotada no estudo é o logaritmo do salário-hora real, calculado com base no salário nominal mensal do trabalho principal. Para ajustar os valores salariais às diferenças regionais e temporais no custo de vida, utilizou-se o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), fornecido pelo IBGE, com valores corrigidos para a média do último trimestre do ano de 2023 (Blanchflower, Oswald, 1995a; Baltagi, Rokicki, Souza, 2017; Barufi, Haddad, Nijkamp, 2023).

As características individuais incluem variáveis como sexo, idade, cor da pele e nível de escolaridade. Variáveis familiares, como a presença de cônjuge, ser principal responsável pela família, número de crianças e idosos no domicílio e quantidade de trabalhadores ativos na residência, também são incorporadas. Por fim, as variáveis relativas ao local de residência abrangem a localização em área metropolitana e a região geográfica (separada por estados). Esses fatores permitem analisar o impacto do contexto socioeconômico e geográfico no rendimento do trabalho.

O logaritmo da taxa de desemprego é a principal variável explicativa do modelo, sendo definida como a razão, em percentual, entre o número de pessoas desocupadas que estão ativamente procurando emprego e o total da população economicamente ativa (PEA). A PEA, por sua vez, inclui tanto as pessoas empregadas quanto as desocupadas. A taxa de desemprego anual é calculada considerando as condições de atividade e ocupação na semana de referência para pessoas com 14 anos ou mais¹⁸. As variáveis utilizadas na análise empírica estão descritas de forma detalhada no Quadro 3.

¹⁸ A taxa de desemprego foi calculada diretamente na base de dados, agregando as informações em nível anual, assegurando a comparabilidade dos resultados com outros estudos, visto que a literatura comumente utiliza a taxa de desemprego anual na análise das curvas salariais (Baltagi, Rokicki, Souza, 2017; Paula, Marques, 2022; Barufi, Haddad, Nijkamp, 2023).

Quadro 3 – Variáveis selecionadas da PNAD-C

Variável	Tipo	Dicionário PNAD-C	Descrição e Codificação	Referências
Características do trabalho				
Logaritmo do salário habitual por hora trabalhada	Contínua	VD4016, V4039	Logaritmo do rendimento mensal habitual real do trabalho principal por horas trabalhadas no mês.	Blanchflower e Oswald (1995); Ramos, Nicodemo e Sanromá (2015); Barufi, Haddad e Nijkamp (2017); Barufi, Haddad e Nijkamp (2023); Pulido-Estupinan (2024)
Condição de ocupação na força de trabalho	Categórica	VD4001, VD4002, VD4009, VD4012	0- Não trabalha; 1- Trabalha no setor informal; 2-Trabalha no setor formal.	Baltagi e Başkaya (2022)
Logaritmo da taxa de desemprego anual de cada estado	Contínua	VD4001, VD4002, UF	Logaritmo da taxa de desemprego, que compreende o número de indivíduos com 14 anos ou mais desocupados e ativamente procurando emprego dividido pelo total de indivíduos na população economicamente ativa (desempregados e empregados) multiplicado por 100.	Silva, Monsueto e Porsse (2015); Karatas (2017); Santolin e Antigo (2020); Paula e Marques (2022)
Vínculo empregatício				
Trabalha no setor formal	Binária	VD4009	1 - se o indivíduo tem como posição na ocupação principal “empregado com carteira assinada” ou “empregador”; 0 caso contrário.	Garcia e Fajnzylber (2003); Souza e Machado (2004); Ramos, Duque e Surinach, (2010); Baskaya, e Hulagu (2013); Baltagi, Rokicki, e Souza (2014); Paula e Marques (2022); Baltagi e Başkaya (2022); Barufi, Haddad e Nijkamp (2023); Pulido-Estupinan (2024)
Trabalha no setor informal	Binária	VD4009	1 – se o indivíduo tem como posição na ocupação principal “empregado sem carteira assinada”, “trabalhador por conta própria” ou “não remunerado”; 0 caso contrário.	
Grupos de ocupação				
Diretores e gerentes	Binária	VD4011	1 - Se a ocupação principal for "Diretores e gerentes" (categoria omitida); 0 - Caso contrário.	Garcia e Fajnzylber (2003); Baltagi, Baskaya e Hulagu (2012); Baltagi, Rokicki e Souza (2014); Ramos, Nicodemo e Sanromá (2015); Barufi, Haddad e Nijkamp (2017); Karatas (2017); Baltagi e Başkaya (2022)
Profissionais das ciências e intelectuais	Binária	VD4011	1 - Se a ocupação principal for "Profissionais das ciências e intelectuais"; 0 - Caso contrário.	
Técnicos e profissionais de nível médio	Binária	VD4011	1 - Se a ocupação principal for "Técnicos e profissionais de nível médio"; 0 - Caso contrário	
Trabalhadores de apoio administrativo	Binária	VD4011	1 - Se a ocupação principal for "Trabalhadores de apoio administrativo"; 0 - Caso contrário.	

Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	Binária	VD4011	1 - Se a ocupação principal for "Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados"; 0 - Caso contrário.	
Trabalhadores qualificados da agropecuária, florestais, da caça e da pesca	Binária	VD4011	1 - Se a ocupação principal for "Trabalhadores qualificados da agropecuária, florestais, da caça e da pesca"; 0 - Caso contrário.	
Trabalhadores qualificados, operários e artesões da construção, das artes mecânicas e outros ofícios	Binária	VD4011	1 - Se a ocupação principal for "Trabalhadores qualificados, operários e artesões da construção, das artes mecânicas e outros ofícios"; 0 - Caso contrário.	
Operadores de instalações e máquinas e montadores	Binária	VD4011	1 - Se a ocupação principal for "Operadores de instalações e máquinas e montadores"; 0 - Caso contrário.	
Ocupações elementares	Binária	VD4011	1 - Se a ocupação principal for "Ocupações elementares"; 0 - Caso contrário.	
Membros das forças armadas, policiais e bombeiros militares	Binária	VD4011	1 - Se a ocupação principal for "Membros das forças armadas, policiais e bombeiros militares"; 0 - Caso contrário.	
Ocupações mal definidas	Binária	VD4011	1 - Se a ocupação principal for "mal definidas"; 0 - Caso contrário.	
Grupo de atividade				
Setor agrícola e pecuário	Binária	VD4010	1 - se o indivíduo trabalha no setor de Agricultura ou agropecuária (categoria omitida); 0 caso contrário.	
Setor industrial	Binária	VD4010	1 - se o indivíduo trabalha no setor industrial; 0 caso contrário.	
Setor de construção civil	Binária	VD4010	1 - se o indivíduo trabalha no setor de construção civil; 0 caso contrário.	
Setor de serviços	Binária	VD4010	1 - se o indivíduo trabalha no setor de serviços; 0 caso contrário.	
Setor social	Binária	VD4010	1 - se o indivíduo trabalha no setor de educação, saúde e serviços sociais; 0 caso contrário.	
Setor de administração pública	Binária	VD4010	1 - se o indivíduo trabalha no setor de administração pública; 0 caso contrário.	
Tempo de trabalho				Baltagi, Rokicki e Souza (2014); Ramos, Nicodemo e Sanromá (2015); Paula e Marques (2022); Baltagi e Başkaya (2022)
Menos de 1 mês de trabalho	Binária	V4040	1 - se o tempo de trabalho do indivíduo era menos de 1 mês (categoria omitida); 0 caso contrário.	

De 1 mês a menos de 1 ano de trabalho	Binária	V4040	1 - se o tempo de trabalho do indivíduo era de 1 mês a menos de 1 ano; 0 caso contrário.	
De 1 ano a menos de 2 anos de trabalho	Binária	V4040	1 - se o tempo de trabalho do indivíduo era de 1 ano a menos de 2 anos; 0 caso contrário.	
2 anos ou mais de trabalho	Binária	V4040	1 - se o tempo de trabalho do indivíduo era de 2 anos ou mais; 0 caso contrário.	
Características do indivíduo				
Sexo				
Masculino	Binária	V2007	1 - se o indivíduo é do sexo masculino; 0 caso contrário.	Garcia e Fajnzylber (2003); Ramos, Duque e Surinach, (2010); Baltagi, Baskaya e Hulagu (2012, 2013); Baltagi, Rokicki e Souza (2014); Baltagi e Rokicki (2014); Karatas (2017); Paula e Marques (2022); Uchoa (2019); Santolin e Antigo (2020); Baltagi e Başkaya (2022); Pulido-Estupinan (2024)
Feminino	Binária	V2007	1 - se o indivíduo é do sexo feminino (categoria omitida); 0 caso contrário.	
Cor da pele				
Preta e parda	Binária	V2010	1 - se o indivíduo declarou-se de cor da pele preta ou parda (categoria omitida); 0 caso contrário.	Garcia e Fajnzylber (2003); Santolin e Antigo (2009); Baltagi, Rokicki e Souza (2014); Paula e Marques (2022)
Branca e amarela	Binária	V2010	1 - se o indivíduo declarou-se de cor da pele branca ou amarela; 0 caso contrário.	
Idade				
	Contínua	V2009	Idade do indivíduo.	Baltagi, Baskaya e Hulagu (2013); Baltagi, Rokicki e Souza (2017); Barufi, Haddad e Nijkamp (2023)
Idade ao quadrado	Contínua	V2009	Idade do indivíduo ao quadrado	
Escolaridade				
Indivíduos sem escolaridade	Binária	VD3004	1 - se o indivíduo é sem escolaridade (categoria omitida); 0 caso contrário.	Paula e Marques (2022)
Indivíduos com ensino fundamental incompleto	Binária	VD3004	1 - se o indivíduo possui ensino fundamental incompleto; 0 caso contrário.	
Indivíduos com ensino fundamental completo	Binária	VD3004	1 - se o indivíduo possui ensino fundamental completo; 0 caso contrário.	
Indivíduos com ensino médio incompleto	Binária	VD3004	1 - se o indivíduo possui ensino médio incompleto; 0 caso contrário.	
Indivíduos com ensino médio completo	Binária	VD3004	1 - se o indivíduo possui ensino médio completo; 0 caso contrário.	
Indivíduos com ensino superior incompleto	Binária	VD3004	1 - se o indivíduo possui ensino superior incompleto; 0 caso contrário.	
Indivíduos com ensino superior completo	Binária	VD3004	1 - se o indivíduo possui ensino superior completo; 0 caso contrário.	

Características das famílias e domicílios				
Vive com cônjuge	Binária	VD2002, VD2004, UPA, Estrato, V1008, V1014	1 - se o indivíduo vive com cônjuge; 0 caso contrário.	Baltagi, Baskaya e Hulagu (2013); Baltagi e Rokicki (2014); Baltagi, Rokicki e Souza (2014); Karatas (2017); Barufi, Haddad e Nijkamp (2017); Baltagi e Başkaya (2022)
Principal responsável pela família	Binária	V2005	1 - se o indivíduo é responsável pelo domicílio; 0 caso contrário.	
Quantidade de crianças	Contínua	UPA, Estrato, V1008, V1014, V2005, VD2004	Quantidade de crianças menores de 14 anos de idade na família.	
Quantidade de idosos	Contínua	UPA, Estrato, V1008, V1014, V2005, VD2004	Quantidade de idosos com mais de 65 anos de idade na família.	
Tamanho da família (número de membros)	Contínua	UPA, Estrato, V1008, V1014, V2005, VD2004	Total de pessoas que vivem no domicílio.	
Trabalhadores ativos	Contínua	UPA, Estrato, V1008, VD4001	Quantidade de indivíduos ocupados no domicílio.	
Características do local de residência				
Área de residência				
Não residente de área metropolitana	Binária	V1023	1 - se o indivíduo não vive em área metropolitana (categoria omitida); 0 caso contrário.	Baltagi, Baskaya e Hulagu (2013); Karatas (2017); Paula e Marques (2022); Baltagi e Başkaya (2022); Barufi, Haddad e Nijkamp (2023)
Residente de área metropolitana	Binária	V1023	1 - se o indivíduo vive em área metropolitana; 0 caso contrário.	
Unidades da Federação				
Rondônia	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside em Rondônia (categoria omitida); 0 - Caso contrário	Baltagi, Rokicki, Souza (2014); Barufi, Haddad e Nijkamp (2017); Paula e Marques (2022)
Acre	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside no Acre; 0 - Caso contrário	
Amazonas	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside no Amazonas; 0 - Caso contrário	
Roraima	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside em Roraima; 0 - Caso contrário	
Pará	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside no Pará; 0 - Caso contrário	
Amapá	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside no Amapá; 0 - Caso contrário.	
Tocantins	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside no Tocantins; 0 - Caso contrário.	

Maranhão	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside no Maranhão; 0 - Caso contrário.
Piauí	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside no Piauí; 0 - Caso contrário.
Ceará	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside no Ceará; 0 - Caso contrário.
Rio Grande do Norte	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside no Rio Grande do Norte; 0 - Caso contrário.
Paraíba	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside na Paraíba; 0 - Caso contrário.
Pernambuco	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside em Pernambuco; 0 - Caso contrário.
Alagoas	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside em Alagoas; 0 - Caso contrário.
Sergipe	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside em Sergipe; 0 - Caso contrário.
Bahia	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside na Bahia; 0 - Caso contrário.
Minas Gerais	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside em Minas Gerais; 0 - Caso contrário.
Espírito Santo	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside no Espírito Santo; 0 - Caso contrário.
Rio de Janeiro	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside no Rio de Janeiro; 0 - Caso contrário.
São Paulo	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside em São Paulo; 0 - Caso contrário.
Paraná	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside no Paraná; 0 - Caso contrário.
Santa Catarina	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside em Santa Catarina; 0 - Caso contrário.
Rio Grande do Sul	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside no Rio Grande do Sul; 0 - Caso contrário.
Mato Grosso do Sul	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside no Mato Grosso do Sul; 0 - Caso contrário.
Mato Grosso	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside no Mato Grosso; 0 - Caso contrário.
Goiás	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside em Goiás; 0 - Caso contrário.
Distrito Federal	Binária	UF	1 - Se o indivíduo reside no Distrito Federal; 0 - Caso contrário.

Fonte: Elaboração própria, 2025.

A classificação dos trabalhadores em formais, informais e não ocupados foi realizada com base em uma variável que combina o status ocupacional com características de informalidade. Inicialmente, foram identificados os indivíduos ocupados, definidos como aqueles que exerceram alguma atividade laboral durante a semana de referência. Entre os ocupados, a distinção foi feita entre trabalhadores formais, compostos por empregados com carteira assinada e empregadores; e trabalhadores informais, que englobam empregados sem carteira assinada, trabalhadores por conta própria e não remunerados. Já os indivíduos classificados como não ocupados incluem tanto aqueles fora da força de trabalho quanto os desempregados. Adicionalmente, a amostra é composta apenas de indivíduos com idade entre 18 e 65 anos, residentes de áreas urbanas.

Dessa maneira, a amostra final contempla 956.633 indivíduos ocupados na semana de referência, distribuídos entre as 27 unidades federativas. Desses, 578.581 são classificados como trabalhadores formais e 378.052 como trabalhadores informais. Ao analisar a estatística descritiva apresentada na Tabela 1 é possível identificar a distribuição das variáveis relacionadas ao mercado de trabalho, perfil sociodemográfico e características familiares dos indivíduos examinados. O rendimento do trabalho principal apresenta uma média de R\$ 2.837,87, mas com um desvio-padrão elevado (R\$ 3.973,26), sinalizando alta dispersão e possível concentração de valores em faixas salariais muito discrepantes. Esse padrão é reforçado ao observar o rendimento do trabalho por hora, que possui uma média de R\$ 18,85, mas um desvio considerável de R\$ 28,96, destacando a elevada desigualdade na remuneração dos trabalhadores. Quanto a transformação logarítmica das do rendimento, tanto do trabalho principal quanto do rendimento por hora, reduz a variabilidade, tornando as distribuições mais simétricas para as análises da curva salarial.

Tabela 1 — Estatística descritiva

Variável	Observações	Média	Desvio padrão	Mín.	Máx.
Rendimento do trabalho principal	956.633	2837,866	3973,263	1,9547	370698,2
Log rendimento do trabalho principal	956.633	7,5515	0,8585	0,6702	12,8231
Rendimento do trabalho por hora	956.633	18,8473	28,9575	0,0106	3767,996
Log rendimento do trabalho por hora	956.633	2,5463	0,8069	-4,5447	8,2343
Vínculo empregatício					
Não trabalha	1.485.151	0,3474	0,4762	0	1
Trabalha no setor informal	1.485.151	0,2629	0,4402	0	1
Trabalha no setor formal	1.485.151	0,3897	0,4877	0	1
Logaritmo da taxa de desemprego	1.485.151	2,2628	0,3771	1,1609	3,3053

Grupos ocupacionais					
Diretores e gerentes	969.164	0,0473	0,2122	0	1
Profissionais das ciências e intelectuais	969.164	0,1172	0,3217	0	1
Técnicos e profissionais de nível médio	969.164	0,0892	0,285	0	1
Trabalhadores de apoio administrativo	969.164	0,0879	0,2832	0	1
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	969.164	0,2289	0,4201	0	1
Trabalhadores qualificados da agropecuária, florestais, da caça e da pesca	969.164	0,0223	0,1477	0	1
Trabalhadores qualificados, operários e artesões da construção, das artes mecânicas e outros ofícios	969.164	0,1418	0,3489	0	1
Operadores de instalações e máquinas e montadores	969.164	0,0872	0,2821	0	1
Ocupações elementares	969.164	0,166	0,3721	0	1
Membros das forças armadas, policiais e bombeiros militares	969.164	0,0105	0,1018	0	1
Ocupações mal definidas	969.164	0,0017	0,0412	0	1
Grupo de Atividade					
Trabalhador no setor de agropecuária	1.485.151	0,0264	0,1604	0	1
Trabalhador no setor de indústria	1.485.151	0,0852	0,2792	0	1
Trabalhador no setor de construção civil	1.485.151	0,0534	0,2249	0	1
Trabalhador no setor de serviços	1.485.151	0,7035	0,4567	0	1
Trabalhador no setor social	1.485.151	0,083	0,2759	0	1
Trabalhador no setor de administração pública	1.485.151	0,0485	0,2147	0	1
Tempo de trabalho					
Menos de 1 mês	969.164	0,0298	0,1701	0	1
De 1 mês a menos de 1 ano	969.164	0,1802	0,3844	0	1
De 1 ano a menos de 2 anos	969.164	0,1019	0,3025	0	1
2 anos ou mais	969.164	0,6881	0,4633	0	1
Sexo					
Mulher	1.485.151	0,5302	0,4991	0	1
Homem	1.485.151	0,4698	0,4991	0	1
Cor da pele					
Pretos e pardos	1.485.151	0,5684	0,4953	0	1
Branços e Amarelos	1.485.151	0,4316	0,4953	0	1
Idade					
	1.485.151	39,6317	13,3452	18	65
Idade ao quadrado					
	1.485.151	1748,764	1095,512	324	4225
Escolaridade					
Sem instrução	1.485.151	0,0368	0,1883	0	1
Fundamental incompleto	1.485.151	0,2487	0,4323	0	1
Fundamental completo	1.485.151	0,091	0,2876	0	1
Médio incompleto	1.485.151	0,0657	0,2477	0	1
Médio completo	1.485.151	0,3311	0,4706	0	1
Superior incompleto	1.485.151	0,0655	0,2475	0	1

Superior completo	1.485.151	0,1612	0,3677	0	1
Características da família					
Principal responsável pela família					
Não	1.485.151	0,5699	0,4951	0	1
Sim	1.485.151	0,4301	0,4951	0	1
Tamanho da família (número de membros)	1.485.151	3,4472	1,5472	1	24
Crianças	1.485.151	0,6674	0,9357	0	14
Idosos	1.485.151	0,1705	0,4454	0	10
Trabalhadores Ativos	1.485.151	1,5911	1,0051	0	13
Área de residência					
Mora em área metropolitana	1.485.151	0,5429	0,4982	0	1
Não mora em área metropolitana	1.485.151	0,4571	0,4982	0	1
Unidades da Federação					
Rondônia	1.485.151	0,0154	0,1231	0	1
Acre	1.485.151	0,017	0,1294	0	1
Amazonas	1.485.151	0,026	0,1592	0	1
Roraima	1.485.151	0,0108	0,1032	0	1
Pará	1.485.151	0,0306	0,1721	0	1
Amapá	1.485.151	0,0103	0,1008	0	1
Tocantins	1.485.151	0,0131	0,1135	0	1
Maranhão	1.485.151	0,0427	0,2021	0	1
Piauí	1.485.151	0,0203	0,1409	0	1
Ceará	1.485.151	0,0455	0,2083	0	1
Rio Grande do Norte	1.485.151	0,0214	0,1447	0	1
Paraíba	1.485.151	0,0245	0,1546	0	1
Pernambuco	1.485.151	0,0374	0,1897	0	1
Alagoas	1.485.151	0,0326	0,1775	0	1
Sergipe	1.485.151	0,0173	0,1305	0	1
Bahia	1.485.151	0,0396	0,1949	0	1
Minas Gerais	1.485.151	0,0817	0,2739	0	1
Espírito Santo	1.485.151	0,0401	0,1962	0	1
Rio de Janeiro	1.485.151	0,0902	0,2865	0	1
São Paulo	1.485.151	0,0928	0,2901	0	1
Paraná	1.485.151	0,0581	0,2339	0	1
Santa Catarina	1.485.151	0,0671	0,2502	0	1
Rio Grande do Sul	1.485.151	0,0562	0,2303	0	1
Mato Grosso do Sul	1.485.151	0,0233	0,1508	0	1
Mato Grosso	1.485.151	0,0263	0,1601	0	1
Goiás	1.485.151	0,0374	0,1898	0	1
Distrito Federal	1.485.151	0,0226	0,1486	0	1
Ano de referência					
2012	1.485.151	0,0852	0,2791	0	1
2013	1.485.151	0,0873	0,2822	0	1
2014	1.485.151	0,0909	0,2875	0	1
2015	1.485.151	0,0925	0,2898	0	1
2016	1.485.151	0,0962	0,2949	0	1

2017	1.485.151	0,0974	0,2964	0	1
2018	1.485.151	0,0961	0,2947	0	1
2019	1.485.151	0,0922	0,2893	0	1
2020	1.485.151	0,0477	0,2131	0	1
2021	1.485.151	0,0554	0,2287	0	1
2022	1.485.151	0,0785	0,269	0	1
2023	1.485.151	0,0807	0,2723	0	1

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023.

No que diz respeito ao vínculo empregatício, verifica-se que 34,74% da população analisada não trabalha (incluindo os desocupados e inativos), enquanto 26,29% estão no setor informal e 38,97% no setor formal, evidenciando um percentual expressivo de formalidade. Além disso, a maior concentração de trabalhadores encontra-se no setor de serviços (70,35%), enquanto setores como a indústria (8,52%), construção civil (5,34%) e agropecuária (2,64%) apresentam participação bem menor. Quanto à escolaridade, destaca-se que 24,87% da população possuem ensino fundamental incompleto, enquanto 16,12% possuem ensino superior completo, evidenciando uma distribuição heterogênea do nível educacional. No recorte por sexo e cor da pele, há uma ligeira predominância de mulheres (53,02%) e uma maioria de indivíduos que se identificam como pretos ou pardos (56,84%).

As estatísticas descritivas, separadamente, para homens e mulheres podem ser observadas nas Tabelas 2 e 3. Os homens apresentam um rendimento médio do trabalho principal de R\$ 3.188,20, enquanto as mulheres possuem uma média de R\$ 2.405,46, resultando em uma diferença de aproximadamente 32,5% a favor dos homens. Quando analisada a remuneração por hora, os homens ganham, em média, cerca de R\$ 15,1% (R\$ 20,01 contra R\$ 17,40) a mais do que as mulheres.

Quando se trata de vínculo empregatício, a presença de mulheres que não trabalha é substancialmente maior (44,53%) do que entre os homens (23,69%). No setor informal, observa-se uma maior participação masculina (31,30% contra 21,85%), tal como no setor formal, onde os homens também apresentam maior presença (45,01% contra 33,62%). No entanto, embora as mulheres apresentem maior nível educacional – com 18,53% delas possuindo ensino superior completo contra 13,41% dos homens –, essa vantagem não se reflete diretamente na equidade salarial, evidenciando que fatores estruturais ainda limitam a ascensão das mulheres no mercado de trabalho.

Tabela 2 — Estatística descritiva para mulheres

Variável	Observações	Média	Desvio padrão	Mín.	Máx.
Rendimento do trabalho principal	428.163	2405,458	3096,589	4,2076	200718,7
Log rendimento do trabalho principal	428.163	7,3991	0,8653	1,4369	12,2097
Rendimento do trabalho por hora	428.163	17,4086	25,1101	0,0234	3767,996
Log rendimento do trabalho por hora	428.163	2,4861	0,7987	-3,7561	8,2343
Vínculo empregatício					
Não trabalha	787.366	0,4453	0,497	0	1
Trabalha no setor informal	787.366	0,2185	0,4132	0	1
Trabalha no setor formal	787.366	0,3362	0,4724	0	1
Logaritmo da taxa de desemprego	787.366	2,2655	0,3761	1,1609	3,3053
Grupos ocupacionais					
Diretores e gerentes	436.715	0,0425	0,2018	0	1
Profissionais das ciências e intelectuais	436.715	0,1624	0,3689	0	1
Técnicos e profissionais de nível médio	436.715	0,0874	0,2824	0	1
Trabalhadores de apoio administrativo	436.715	0,1209	0,326	0	1
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	436.715	0,2902	0,4539	0	1
Trabalhadores qualificados da agropecuária, florestais, da caça e da pesca	436.715	0,0081	0,0894	0	1
Trabalhadores qualificados, operários e artesões da construção, das artes mecânicas e outros ofícios	436.715	0,051	0,22	0	1
Operadores de instalações e máquinas e montadores	436.715	0,0305	0,1718	0	1
Ocupações elementares	436.715	0,2032	0,4024	0	1
Membros das forças armadas, policiais e bombeiros militares	436.715	0,002	0,0445	0	1
Ocupações mal definidas	436.715	0,0019	0,0433	0	1
Grupo de Atividade					
Trabalhador no setor de agropecuária	787.366	0,0082	0,0904	0	1
Trabalhador no setor de indústria	787.366	0,0561	0,2302	0	1
Trabalhador no setor de construção civil	787.366	0,0039	0,0625	0	1
Trabalhador no setor de serviços	787.366	0,7738	0,4184	0	1
Trabalhador no setor social	787.366	0,1188	0,3236	0	1
Trabalhador no setor de administração pública	787.366	0,039	0,1937	0	1
Tempo de trabalho					
Menos de 1 mês	436.715	0,0273	0,1629	0	1
De 1 mês a menos de 1 ano	436.715	0,1908	0,3929	0	1
De 1 ano a menos de 2 anos	436.715	0,1091	0,3118	0	1
2 anos ou mais	436.715	0,6728	0,4692	0	1
Sexo					
Mulher	787.366	1	0	1	1
Cor da pele					

Pretos e pardos	787.366	0,562	0,4961	0	1
Branco e Amarelos	787.366	0,438	0,4961	0	1
Idade	787.366	40,0906	13,3177	18	65
Idade ao quadrado	787.366	1784,62	1099,409	324	4225
Escolaridade					
Sem instrução	787.366	0,0352	0,1842	0	1
Fundamental incompleto	787.366	0,2333	0,4229	0	1
Fundamental completo	787.366	0,0848	0,2786	0	1
Médio incompleto	787.366	0,0599	0,2374	0	1
Médio completo	787.366	0,3341	0,4717	0	1
Superior incompleto	787.366	0,0674	0,2507	0	1
Superior completo	787.366	0,1853	0,3885	0	1
Características da família					
Principal responsável pela família					
Não	787.366	0,6261	0,4838	0	1
Sim	787.366	0,3739	0,4838	0	1
Tamanho da família (número de membros)	787.366	3,4374	1,5407	1	24
Crianças	787.366	0,7026	0,9529	0	14
Idosos	787.366	0,1774	0,4507	0	10
Trabalhadores Ativos	787.366	1,53	1,006	0	13
Área de residência					
Mora em área metropolitana	787.366	0,5383	0,4985	0	1
Não mora em área metropolitana	787.366	0,4617	0,4985	0	1
Unidades da Federação					
Rondônia	787.366	0,0153	0,1226	0	1
Acre	787.366	0,0173	0,1304	0	1
Amazonas	787.366	0,0254	0,1574	0	1
Roraima	787.366	0,0105	0,1019	0	1
Pará	787.366	0,0305	0,1721	0	1
Amapá	787.366	0,0101	0,1001	0	1
Tocantins	787.366	0,0129	0,1127	0	1
Maranhão	787.366	0,0432	0,2032	0	1
Piauí	787.366	0,0207	0,1423	0	1
Ceará	787.366	0,046	0,2096	0	1
Rio Grande do Norte	787.366	0,0215	0,1449	0	1
Paraíba	787.366	0,0248	0,1557	0	1
Pernambuco	787.366	0,0383	0,1919	0	1
Alagoas	787.366	0,0335	0,18	0	1
Sergipe	787.366	0,0177	0,1318	0	1
Bahia	787.366	0,0401	0,1962	0	1
Minas Gerais	787.366	0,0809	0,2727	0	1
Espírito Santo	787.366	0,0399	0,1956	0	1
Rio de Janeiro	787.366	0,0913	0,288	0	1
São Paulo	787.366	0,092	0,2891	0	1
Paraná	787.366	0,0574	0,2326	0	1
Santa Catarina	787.366	0,0654	0,2473	0	1

Rio Grande do Sul	787.366	0,0561	0,2302	0	1
Mato Grosso do Sul	787.366	0,0231	0,1501	0	1
Mato Grosso	787.366	0,0257	0,1583	0	1
Goiás	787.366	0,0374	0,1897	0	1
Distrito Federal	787.366	0,023	0,15	0	1
Ano de referência					
2012	787.366	0,0853	0,2793	0	1
2013	787.366	0,0874	0,2824	0	1
2014	787.366	0,0907	0,2872	0	1
2015	787.366	0,0924	0,2896	0	1
2016	787.366	0,0954	0,2938	0	1
2017	787.366	0,097	0,2959	0	1
2018	787.366	0,0956	0,294	0	1
2019	787.366	0,0921	0,2892	0	1
2020	787.366	0,0482	0,2141	0	1
2021	787.366	0,0557	0,2294	0	1
2022	787.366	0,0788	0,2694	0	1
2023	787.366	0,0814	0,2734	0	1

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023.

Tabela 3 — Estatística descritiva para homens

Variável	Observações	Média	Desvio padrão	Mín.	Máx.
Rendimento do trabalho principal	528.470	3188,20	4531,465	1,9547	370698,2
Log rendimento do trabalho principal	528.470	7,6749	0,8329	0,6702	12,8231
Rendimento do trabalho por hora	528.470	20,013	31,6865	0,0106	2884,224
Log rendimento do trabalho por hora	528.470	2,5950	0,8102	-4,5447	7,967
Vínculo empregatício					
Não trabalha	697.785	0,2369	0,4252	0	1
Trabalha no setor informal	697.785	0,3130	0,4637	0	1
Trabalha no setor formal	697.785	0,4501	0,4975	0	1
Logaritmo da taxa de desemprego	697.785	2,2597	0,3782	1,1609	3,3053
Grupos ocupacionais					
Diretores e gerentes	532.449	0,0512	0,2203	0	1
Profissionais das ciências e intelectuais	532.449	0,0802	0,2715	0	1
Técnicos e profissionais de nível médio	532.449	0,0907	0,2872	0	1
Trabalhadores de apoio administrativo	532.449	0,0609	0,2392	0	1
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	532.449	0,1786	0,383	0	1
Trabalhadores qualificados da agropecuária, florestais, da caça e da pesca	532.449	0,034	0,1812	0	1
Trabalhadores qualificados, operários e artesões da construção, das artes mecânicas e outros ofícios	532.449	0,2163	0,4117	0	1
Operadores de instalações e máquinas e montadores	532.449	0,1337	0,3403	0	1
Ocupações elementares	532.449	0,1355	0,3423	0	1

Membros das forças armadas, policiais e bombeiros militares	532.449	0,0174	0,1308	0	1
Ocupações mal definidas	532.449	0,0016	0,0394	0	1
Grupo de Atividade					
Trabalhador no setor de agropecuária	697.785	0,0470	0,2115	0	1
Trabalhador no setor de indústria	697.785	0,1181	0,3227	0	1
Trabalhador no setor de construção civil	697.785	0,1093	0,312	0	1
Trabalhador no setor de serviços	697.785	0,6241	0,4844	0	1
Trabalhador no setor social	697.785	0,0425	0,2018	0	1
Trabalhador no setor de administração pública	697.785	0,0591	0,2358	0	1
Tempo de trabalho					
Menos de 1 mês	532.449	0,0319	0,1757	0	1
De 1 mês a menos de 1 ano	532.449	0,1715	0,377	0	1
De 1 ano a menos de 2 anos	532.449	0,096	0,2946	0	1
2 anos ou mais	532.449	0,7006	0,458	0	1
Sexo					
Homem	697.785	1	0	1	1
Cor da pele					
Pretos e pardos	697.785	0,5757	0,4942	0	1
Branco e Amarelos	697.785	0,4243	0,4942	0	1
Idade					
	697.785	39,1138	13,3571	18	65
Idade ao quadrado					
	697.785	1708,304	1089,682	324	4225
Escolaridade					
Sem instrução	697.785	0,0387	0,1929	0	1
Fundamental incompleto	697.785	0,266	0,4419	0	1
Fundamental completo	697.785	0,0979	0,2972	0	1
Médio incompleto	697.785	0,0721	0,2587	0	1
Médio completo	697.785	0,3276	0,4694	0	1
Superior incompleto	697.785	0,0635	0,2438	0	1
Superior completo	697.785	0,1341	0,3407	0	1
Características da família					
Principal responsável pela família					
Não	697.785	0,5066	0,5065	0	1
Sim	697.785	0,4934	0,4934	0	1
Tamanho da família (número de membros)	697.785	3,4583	1,5545	1	24
Crianças	697.785	0,6276	0,9144	0	14
Idosos	697.785	0,1628	0,4391	0	10
Trabalhadores Ativos	697.785	1,6602	0,9996	0	13
Área de residência					
Mora em área metropolitana	697.785	0,5481	0,4977	0	1
Não mora em área metropolitana	697.785	0,4519	0,4977	0	1
Unidades da Federação					
Rondônia	697.785	0,0155	0,1237	0	1
Acre	697.785	0,0167	0,1282	0	1
Amazonas	697.785	0,0267	0,1611	0	1

Roraima	697.785	0,011	0,1045	0	1
Pará	697.785	0,0306	0,1722	0	1
Amapá	697.785	0,0104	0,1016	0	1
Tocantins	697.785	0,0133	0,1145	0	1
Maranhão	697.785	0,0421	0,2008	0	1
Piauí	697.785	0,0198	0,1394	0	1
Ceará	697.785	0,0448	0,207	0	1
Rio Grande do Norte	697.785	0,0213	0,1444	0	1
Paraíba	697.785	0,0241	0,1533	0	1
Pernambuco	697.785	0,0363	0,1871	0	1
Alagoas	697.785	0,0315	0,1748	0	1
Sergipe	697.785	0,0169	0,129	0	1
Bahia	697.785	0,0389	0,1934	0	1
Minas Gerais	697.785	0,0826	0,2753	0	1
Espírito Santo	697.785	0,0404	0,1969	0	1
Rio de Janeiro	697.785	0,089	0,2847	0	1
São Paulo	697.785	0,0936	0,2913	0	1
Paraná	697.785	0,0589	0,2354	0	1
Santa Catarina	697.785	0,069	0,2534	0	1
Rio Grande do Sul	697.785	0,0563	0,2305	0	1
Mato Grosso do Sul	697.785	0,0235	0,1515	0	1
Mato Grosso	697.785	0,027	0,1622	0	1
Goiás	697.785	0,0375	0,19	0	1
Distrito Federal	697.785	0,0221	0,1469	0	1
Ano de referência					
2012	697.785	0,085	0,2789	0	1
2013	697.785	0,0871	0,282	0	1
2014	697.785	0,0912	0,2879	0	1
2015	697.785	0,0927	0,29	0	1
2016	697.785	0,097	0,296	0	1
2017	697.785	0,0978	0,297	0	1
2018	697.785	0,0967	0,2955	0	1
2019	697.785	0,0923	0,2895	0	1
2020	697.785	0,0471	0,212	0	1
2021	697.785	0,0549	0,2279	0	1
2022	697.785	0,0782	0,2685	0	1
2023	697.785	0,0799	0,2711	0	1

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023.

Em uma perspectiva de grupos ocupacionais e setor de atividade, as mulheres possuem uma maior presença em carreiras acadêmicas e científicas (16,24% contra 8,02%) e em funções de apoio administrativo (12,09% contra 6,01%). Já nos setores de operação de máquinas, indústria e construção civil, a participação masculina é expressivamente superior com 13,37% contra 3,05%, 11,81% contra 5,61% e 10,93% contra 0,04% respectivamente. Já no setor de

serviços, as mulheres são predominantes (77,38% contra 62,41%), reforçando as diferenças ocupacionais por gênero.

A segmentação da força de trabalho formal e informal por gênero e por alta qualificação e baixa qualificação permite aprofundar a análise das desigualdades salariais. Ademais, o exame das diferenças regionais entre os estados contribui para uma compreensão mais detalhada das interações entre as curvas salariais e as taxas de desemprego.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção são apresentados e discutidos os resultados obtidos para a estimação das curvas salariais, considerando diferentes grupos demográficos e setores de emprego no Brasil urbano. Inicialmente, são expostas as evoluções da taxa de desocupação e participação na força de trabalho, considerando a dimensão estadual. Em seguida, são analisados os resultados dos modelos de curva salarial, com foco na distinção entre trabalhadores formais e informais. Além disso, é discutida a seleção para o trabalho formal, informal e a condição de não emprego, considerando também análises separadas por gênero e por níveis de qualificação (alta e baixa), a partir da perspectiva da curva salarial espacial.

4.1 Evolução da taxa de desocupação e participação na força de trabalho

A Tabela 4 exibe as taxas de desemprego por região no período de 2012 a 2023, evidenciando variações significativas no tempo e no espaço. No contexto nacional, as taxas de desemprego apresentaram um comportamento oscilante ao longo do período, destaca-se uma relativa estabilidade entre 2012 e 2014, com a taxa nacional se mantendo entre 7,87% e 7,42%. Entretanto, a partir de 2015, nota-se um aumento do desemprego, alcançando o pico de 13,23% em 2017. De acordo com Corseuil *et al.* (2022) esse aumento coincide com a crise econômica que afetou o país durante o período, marcada por queda no Produto Interno Bruto (PIB) e aumento na inflação. Após 2017, há uma tendência de recuperação gradual, com redução na taxa de desemprego até 2019. Contudo, o advento da crise sanitária em 2020 reverte temporariamente essa tendência, resultando em um aumento das taxas para 13,57% no contexto nacional, sendo o desemprego uma das consequências da pandemia (Costa, 2020; Costa, Barbosa, Hecksher, 2021; Corseuil *et al.*, 2022). A partir de 2022, os indicadores mostram uma recuperação, com o desemprego retornando a níveis próximos aos de 2012, atingindo 7,99% em 2023.

Tabela 4 — Taxa de desocupação das pessoas de 14 anos ou mais, por ano e região - Brasil urbano (%)

Ano	Região					Brasil
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	
2012	9,51	10,55	7,53	5,39	6,31	7,87
2013	9,37	10,49	7,86	4,93	6,00	7,90
2014	8,71	9,12	7,53	4,58	6,39	7,42
2015	10,43	10,24	9,35	6,18	7,97	9,02
2016	12,9	13,53	12,03	8,27	9,48	11,63
2017	14,04	15,37	13,78	9,21	11,27	13,23
2018	14,51	14,97	13,12	8,34	9,61	12,58
2019	13,83	14,45	12,53	8,27	10,87	12,23
2020	15,09	16,7	13,71	8,51	13,17	13,57
2021	14,21	17,65	13,63	7,91	10,84	13,40
2022	9,93	12,6	9,00	5,65	7,25	9,15
2023	9,24	11,65	7,58	4,89	5,96	7,99

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023.

As taxas de desemprego variam significativamente entre as regiões, com o Norte e o Nordeste apresentando as maiores taxas ao longo dos anos, com picos em 2018 e 2021, chegando a 14,51% e 17,65%, respectivamente. A taxa de desemprego no Norte teve uma variação considerável ao longo dos anos, aumentando de 9,51% em 2012 para 15,09% em 2020. Após 2020, houve uma diminuição gradual, com a taxa caindo para 9,24% em 2023. As taxas no Centro-Oeste também mostraram um aumento até 2020 (13,17%), seguido de uma redução até 5,96% em 2023. O Sudeste e o Sul, por outro lado, apresentam taxas mais baixas, comparado ao desemprego nacional. O Sudeste, maior centro econômico do país, apresenta taxas próximas à taxa de desemprego nacional, oscilando entre 7,53% em 2012 e 13,78% em 2017; e o Sul evidencia as menores taxas de desemprego ao longo do período, com valores mínimos de 4,58%, em 2014, e máximo de 9,21%, em 2017.

A análise das taxas de desemprego por região indica, não apenas as dinamicidades gerais do mercado de trabalho brasileiro, mas também as desigualdades regionais persistentes, se tornando ainda mais evidente em momentos de crise econômica, como os observados entre 2015 e 2017, e na pandemia da COVID-19, entre 2020 e 2021 (Pereira, Maia, Gomes, 2018; Costa, Barbosa, Hecksher, 2021; Corseuil *et al.*, 2022). Nesse período, todas as regiões registraram aumentos significativos nas taxas de desemprego, com destaque para o Norte (15,09%), Nordeste (16,71%) e Sudeste (13,71%). A partir de 2022, as trajetórias de recuperação foram distintas; o Nordeste, por exemplo, reduziu sua taxa para 11,65% em 2023, mas permaneceu acima da média nacional, reforçando as disparidades regionais.

A Tabela 5 apresenta as taxas de desemprego dos estados brasileiros, destacando variações significativas tanto ao longo do tempo quanto entre as unidades federativas. De maneira geral, verifica-se que essas taxas exibem oscilações consideráveis, caracterizadas por picos e reduções que refletem distintas interações econômicas e sociais em cada contexto regional.

Tabela 5 — Taxa de desocupação das pessoas de 14 anos ou mais, por ano e unidade da federação - Brasil urbano (%)

Estado	Ano											
	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
Rondônia	6,66	6,31	4,88	6,35	7,85	9,42	11,16	11,00	12,68	9,48	8,62	3,42
Acre	11,20	10,64	10,09	12,10	11,22	15,43	12,99	16,52	12,90	13,32	10,81	8,64
Amazonas	11,55	11,73	9,24	11,17	16,25	17,81	16,00	17,25	20,90	16,98	10,89	11,18
Roraima	7,30	9,61	7,29	9,54	8,77	9,36	12,17	15,32	18,27	10,44	6,82	7,19
Pará	8,54	8,53	9,05	10,82	12,71	13,42	14,03	12,03	12,25	13,09	10,54	10,07
Amapá	15,65	15,18	12,27	11,12	16,86	16,78	22,66	17,42	13,76	19,56	12,04	11,91
Tocantins	8,30	7,13	7,42	10,20	10,79	10,82	13,22	13,07	13,85	15,76	4,84	5,94
Maranhão	9,90	10,34	8,24	9,49	12,52	14,42	14,96	15,30	16,84	16,25	10,46	8,36
Piauí	6,74	8,92	6,73	9,80	9,13	13,13	13,48	11,44	12,20	14,13	9,84	9,04
Ceará	8,77	8,20	7,29	8,81	12,08	12,86	11,90	11,64	12,82	13,52	8,95	8,49
Rio Grande do Norte	10,95	10,97	11,32	10,38	12,93	14,23	12,38	12,71	13,84	14,38	9,94	10,96
Paraíba	10,73	9,96	8,96	10,47	11,97	10,05	9,44	12,06	12,28	15,28	11,32	9,00
Pernambuco	9,85	9,81	8,27	9,51	14,17	16,83	16,59	15,79	18,13	21,80	13,64	14,93
Alagoas	12,92	12,15	11,34	12,53	13,75	18,10	17,60	15,96	15,72	16,17	11,03	9,40
Sergipe	11,33	10,84	9,88	9,14	12,21	15,04	18,36	17,10	27,26	15,94	13,02	11,86
Bahia	12,38	12,18	10,52	11,52	15,80	17,87	17,04	15,88	19,22	20,40	16,45	14,46
Minas Gerais	7,17	7,67	7,06	8,64	11,71	12,87	11,16	10,31	12,20	12,68	6,91	5,76
Espírito Santo	8,43	8,43	8,03	9,61	13,31	14,71	12,12	11,77	13,19	10,10	7,76	6,69
Rio de Janeiro	7,95	7,67	7,14	8,10	11,53	14,50	14,83	15,05	14,99	15,95	12,30	10,41
São Paulo	7,48	7,97	7,82	10,05	12,24	13,84	13,41	12,67	14,03	13,47	8,79	7,45
Paraná	5,56	4,81	4,06	6,35	8,60	9,47	8,86	9,09	8,90	7,33	5,81	5,25
Santa Catarina	3,66	3,89	3,19	4,49	6,89	8,23	6,34	6,61	6,34	6,38	4,36	3,59
Rio Grande do Sul	6,21	5,61	5,88	6,97	8,75	9,55	9,07	8,48	9,47	9,52	6,32	5,44
Mato Grosso do Sul	5,99	4,82	4,36	6,87	6,29	10,06	8,15	8,48	11,82	9,44	6,09	4,40
Mato Grosso do Sul	5,68	4,59	3,98	7,44	10,30	10,23	8,42	9,38	10,92	7,63	4,75	3,47
Goiás	5,27	5,71	6,72	7,38	9,28	11,04	9,19	11,12	13,10	11,15	7,15	5,65
Distrito Federal	9,54	9,09	9,75	10,66	11,80	13,67	12,99	14,07	16,11	14,28	10,76	10,57

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023.

Os estados da região Norte, como Amazonas e Amapá, frequentemente apresentam taxas de desemprego mais elevadas. Por exemplo, o Amazonas registrou picos de 17,81%, em 2017, e 20,90%, em 2020; enquanto o Amapá teve um salto de 15,65%, em 2012, para 22,66% em 2018. Já em estados do Sul, como Santa Catarina e Paraná, as taxas são mais baixas e apresentaram menores flutuações ao longo do período analisado, com Santa Catarina mantendo-se entre 3,66% e 6,38% durante todo o período. No Nordeste, Pernambuco, Bahia e Sergipe tiveram aumentos notáveis, especialmente em 2020. Por exemplo, em Pernambuco as taxas saltaram de 16,83%, em 2017, para 21,80% de desempregados, em 2021; enquanto Sergipe registrou um aumento de 15,04%, em 2016, para 27,26%, em 2020.

Em contraste, estados da região Sudeste, como Minas Gerais, São Paulo e Rio de Janeiro, apresentaram variações menos intensas. Minas Gerais, por exemplo, teve uma recuperação significativa de 12,87% em 2017 para 5,76% em 2023. São Paulo, com sua grande relevância em relação a economia nacional, teve uma trajetória mais estável, com a taxa de desemprego variando entre 7,45% e 14,03%, durante o período. Além disso, os estados do Centro-Oeste, como Goiás e o Distrito Federal, apresentaram um aumento gradual nas taxas de desemprego até 2020, seguido de uma leve redução em 2023. O Distrito Federal, que possui uma taxa de desemprego relativamente alta em comparação com outras regiões, apresentou variações de 9,54% em 2012 para 10,57% em 2023.

De modo geral, os indicadores estaduais refletem a heterogeneidade das trajetórias regionais no Brasil, com maiores desafios de desemprego nos estados do Norte e Nordeste, enquanto os estados do Sul e Sudeste demonstram uma recuperação mais rápida e taxas mais baixas. Costa, Barbosa e Hecksher (2021) destacam que a crise sanitária da COVID-19 exacerbou essas desigualdades, com impactos particularmente severos no Nordeste. Além das diferenças nas taxas de desemprego, a distribuição das condições de ocupação ao longo dos anos também revela a evolução da participação dos trabalhadores nas modalidades formal e informal, bem como o aumento do não emprego (situação dos desocupados e inativos). As variações anuais nesses indicadores sugerem tanto o impacto de eventos econômicos e sociais quanto as transformações estruturais mercado de trabalho (Pereira, Maia, Gomes, 2018; Costa, Barbosa, Hecksher, 2021; Corseuil *et al.*, 2022). Considerando o recorte amostral desta análise, que abrange indivíduos entre 18 e 65 anos, a Tabela 6 evidencia um aumento no número de desocupados e inativos, especialmente nos anos de 2020 e 2021.

Tabela 6 — Condição de ocupação na força de trabalho 2012-2023 (%)

Ano	Não trabalha	Informal	Formal
2012	32,21	24,82	42,97
2013	31,34	24,68	43,98
2014	31,90	24,36	43,74
2015	32,26	24,30	43,44
2016	33,37	24,92	41,72
2017	34,30	25,66	40,04
2018	33,57	26,31	40,13
2019	32,40	27,23	40,37
2020	38,61	24,18	37,21
2021	35,53	26,73	37,74
2022	31,09	28,71	40,19
2023	30,46	28,21	41,33

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023.

A informalidade apresenta uma tendência de crescimento a partir de 2016, atingindo seu pico em 2022 (28,71%), enquanto o emprego formal teve uma queda entre 2016 e 2020, com uma recuperação modesta a partir de 2021, mas sem retornar aos patamares anteriores. Já a parcela da população que não trabalha atingiu seu ápice em 2020 (38,61%). Esses resultados apontam para uma flexibilização crescente nas relações de trabalho, em que as condições informais parecem ser uma alternativa mais comum, especialmente em contextos de choques econômicos, demandando uma análise mais aprofundada sobre as causas e a possível seleção no mercado de trabalho (Ramos, Duque, Surinach, 2010; Günther, Launov, 2012; Costa, 2020; Baltagi, Başkaya, 2022). Diante dessas mudanças nas condições de ocupação, se faz necessário compreender como essas interações impactam a evolução dos salários ao longo do tempo, tanto para trabalhadores formais, quanto informais. Nesse contexto, na próxima seção são examinadas as variações salariais, utilizando a curva salarial.

4.2 Curva salarial

A Tabela 7 apresenta os resultados empíricos da curva salarial padrão para o período de 2012 a 2023, conforme descrito na equação 2, considerando a amostra completa e separadamente para trabalhadores formais e informais. A diferença entre as colunas 1, 3 e 5 e 2, 4 e 6 refere-se ao método de estimação utilizado: no primeiro grupo aplica-se Mínimos Quadrados Ordinários (OLS), enquanto a segunda utiliza Mínimos Quadrados em Dois Estágios (2SLS), com objetivo de corrigir possíveis problemas de endogeneidade. Para isso, a

taxa de desemprego defasada de um ano é usada como variável instrumental¹⁹. Ambas as abordagens incluem efeitos fixos de ano e UF's.

Tabela 7 — Estimativas padrão da curva de salários para o Brasil urbano (2012-2023)

	Amostra Completa		Trabalhadores formais		Trabalhadores informais	
	OLS	FE-2SLS	OLS	FE-2SLS	OLS	FE-2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln U_{rt}$	-0,0590*** (0,0074)	-0,0593*** (0,0074)	-0,0369*** (0,0082)	-0,0372*** (0,0082)	-0,0777*** (0,0133)	-0,0778*** (0,0133)
R^2	0,4547	0,4547	0,5128	0,5128	0,3451	0,3451
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap		2.083,6030		3.429,1447		1.535,2864
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap		0,0000		0,0000		0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	956.633	956.633	578.581	578.581	378.052	378.052

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O *p-value* indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com *pweight* no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana. Os resultados completos das estimativas são apresentados em Apêndice (Tabela A1).

Na amostra completa (colunas 1 e 2), a elasticidade entre salários e a taxa de desemprego regional no modelo OLS é de -0,0590. Essa elasticidade permanece praticamente inalterada na especificação FE-2SLS (-0,0593), indicando que os efeitos da endogeneidade da taxa de desemprego são mínimos no modelo agregado²⁰. Em ambos os casos, o desemprego exerce um efeito negativo e significativo sobre os salários reais. A interpretação básica dos resultados é que, para cada aumento de 1% na taxa de desemprego, os salários reais caem, aproximadamente 0,06%. Assim, a relação entre a taxa de desemprego e os salários reais por hora no Brasil, para o conjunto da população trabalhadora, é moderada, mas estatisticamente significativa. Para

¹⁹ A utilização da taxa de desemprego defasada como variável instrumental para corrigir a endogeneidade segue a recomendação da literatura, conforme sugerido por Blanchflower e Oswald (1995a), Baltagi, Baskaya e Hulagu (2012, 2013), Paula e Marques (2022), Baltagi e Başkaya (2022), Barufi, Haddad e Nijkamp (2023) e Pulido-Estupiñan (2024).

²⁰ A especificação com o estimador FE-2SLS é considerada a mais robusta, pois os testes realizados rejeitaram fortemente a hipótese de instrumentos fracos e a exogeneidade do desemprego, validando a confiabilidade do modelo. O teste de Kleibergen-Paap Wald F confirma a rejeição da hipótese nula de instrumentos fracos em todas as especificações, enquanto o teste LM de Kleibergen-Paap assegura que o modelo não apresenta problemas de subidentificação.

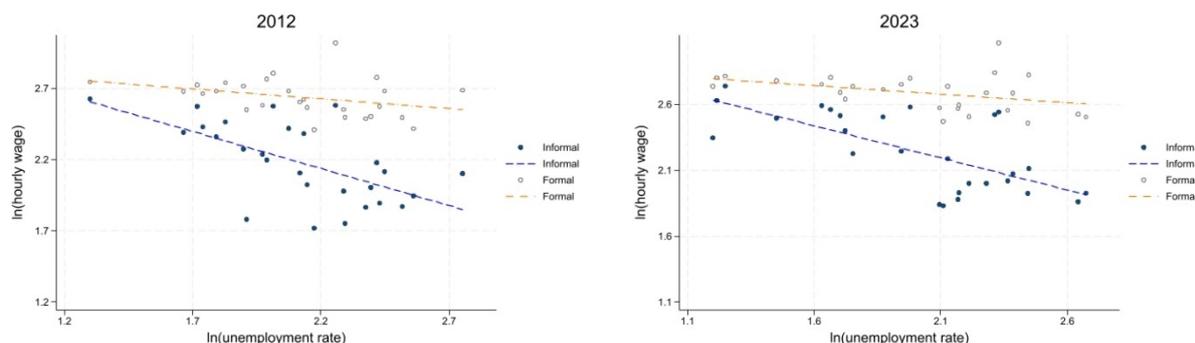
Baltagi e Rokicki (2014), o aumento do desemprego reduz os salários devido ao crescimento da oferta de trabalho, o que tende a diminuir o poder de barganha dos trabalhadores.

Esses resultados são consistentes com estudos anteriores realizados para o Brasil, tais como Silva, Monsueto e Porsse (2015), Baltagi, Rokicki e Souza (2017) e Santolin e Antigo (2020), que também encontraram elasticidades moderadas, entre -0,05 e -0,07, evidenciando uma relação negativa e significativa entre desemprego e salários. Esses achados corroboram a existência da curva de salários, como discutido por Blanchflower e Oswald (1994a), embora a elasticidade observada para o Brasil urbano seja inferior às estimativas de Baltagi e Başkaya (2022) e de Pulido-Estupiñan (2024).

Ao analisar os resultados por modalidade de trabalho, observa-se que os trabalhadores informais (colunas 5 e 6) mostram-se mais sensíveis, comparativamente aos trabalhadores formais. Isso resume uma redução de, aproximadamente 0,08% no salário real por hora para cada aumento de 1% na taxa de desemprego. De acordo com Pulido-Estupiñan (2024), a reduzida elasticidade no setor formal pode ser explicada pela maior rigidez contratual e pela proteção trabalhista, que limitam a flexibilidade salarial diante de variações na taxa de desemprego. Em contrapartida, a expressiva elasticidade no setor informal sugere maior elasticidade salarial e maior vulnerabilidade às flutuações econômicas, algo também observado por Ramos, Duque e Surinach (2010) para a Colômbia, Baltagi, Baskaya e Hulagu (2013) para a Polônia, e Paula e Marques (2022) para o Brasil.

De maneira geral, os resultados corroboram a literatura existente, que expressa que trabalhadores informais são mais suscetíveis às variações nas taxas de desemprego do que os trabalhadores formais, devido à natureza menos protegida e mais volátil dos empregos informais (Günther, Launov, 2012; Maurizio, 2012; Engbom *et al.*, 2022). A Figura 2 ilustra a relação entre o logaritmo da taxa de desemprego e o logaritmo do salário por hora nos setores formal e informal no Brasil urbano. Para os dados de 2012, observa-se que a curva do setor informal (linha azul tracejada) apresenta uma inclinação negativa marcante, relatando uma forte relação inversa entre a taxa de desemprego e os salários. Em contraste, a curva do setor formal (linha laranja tracejada) evidencia uma inclinação suave, indicando uma baixa elasticidade salarial em relação ao desemprego.

Figura 3 — Logaritmo do salário médio por hora e logaritmo da taxa de desemprego em nível estadual, setores formal e informal, 2012 e 2023



Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012 e 2023.

Os dados de 2023 mostram que a inclinação negativa da curva para o setor informal permanece evidente, embora ligeiramente menos inclinada em comparação a 2012. Já os salários formais continuam apresentando baixa elasticidade em relação ao desemprego, com uma curva salarial mais similar a uma reta horizontal. Ambos os setores apresentam uma redução nos níveis salariais médios em 2023, o que pode refletir o impacto acumulado de crises econômicas e sociais, como a recessão de 2015-2017 e os efeitos da pandemia (Pereira, Maia, Gomes, 2018; Costa, Barbosa, Hecksher, 2021; Corseuil *et al.*, 2022). Contudo, a redução foi mais expressiva no setor informal, destacando a vulnerabilidade desse segmento.

Assim, os resultados aqui apresentados estão em consonância com a literatura que aborda a dualidade do mercado de trabalho, especialmente no que diz respeito à sensibilidade expressiva do mercado informal às flutuações econômicas, como demonstrado tanto em estudos internacionais (Ramos, Duque, Surinach, 2010; Baltagi, Baskaya, Hulagu, 2013; Baltagi, Başkaya, 2022; Pulido-Estupiñan, 2024), quanto em trabalhos nacionais (Baltagi, Rokicki, Souza, 2017; Paula, Marques, 2022; Barufi, Haddad, Nijkamp, 2023). Por fim, é importante destacar que as estimativas apresentadas não consideram efeitos espaciais, que podem impactar os salários em regiões vizinhas (Baltagi, Başkaya, 2022; Barufi, Haddad, Nijkamp, 2023; Pulido-Estupiñan, 2024).

4.3 Curva salarial espacial

A Tabela 8 apresenta os resultados da curva salarial espacial para o Brasil urbano, no período de 2012 a 2023, conforme descrito na equação 3. Cada coluna representa uma matriz de pesos espaciais distinta, utilizando o procedimento de estimação FE-2SLS. Cada

especificação estima o efeito do desemprego na região, $\ln U_{rt}$, e nas regiões vizinhas, tanto geográficas quanto economicamente relacionadas, $\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$, sobre os salários, considerando a amostra completa.

Tabela 8 — Estimativas espaciais da curva de salários para o Brasil urbano (2012-2023)

	Baseado em Contiguidade	Baseado em Distância	Baseado em Atividade Econômica
	(1)	(2)	(3)
$\ln U_{rt}$	-0,0604*** (0,0074)	-0,0591*** (0,0074)	-0,0712*** (0,0077)
$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$	-0,0523*** (0,0125)	-0,0463 (0,0342)	-0,2538*** (0,0632)
R^2	0,4547	0,4547	0,4547
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap	2.083,6030	2.083,6030	1.535,2864
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap	0,0000	0,0000	0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim
Observações	956.633	956.633	956.633

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O *p-value* indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com *pweight* no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana. Os resultados completos das estimativas são apresentados em Apêndice (Tabela A2).

Os resultados obtidos a partir das diferentes matrizes de pesos espaciais evidenciam a relevância dos efeitos regionais na influência dos salários. Ao considerar a matriz de contiguidade (coluna 1), que leva em conta apenas as regiões vizinhas imediatas, observa-se que a taxa de desemprego regional tem um impacto negativo significativo sobre os salários, com uma elasticidade de -0,0523. Enquanto a elasticidade dos salários em relação à taxa de desemprego local é ligeiramente mais alta, -0,0604, o que aponta um maior impacto do desemprego diretamente na região de análise. Quando a matriz de distância inversa é utilizada (coluna 2), o comportamento dos dados revela uma elasticidade de -0,0591, demonstrando um efeito semelhante, embora ligeiramente menor. Em relação ao impacto do desemprego nas regiões vizinhas, a análise aponta um coeficiente que não é estatisticamente significativo.

Por outro lado, ao considerar a matriz de atividade econômica (coluna 3), que leva em conta as interações econômicas entre os estados, os resultados destacam uma elasticidade dos salários reais em relação à taxa de desemprego local de $-0,0712$. A estimativa referente à elasticidade dos salários a taxa de desemprego ponderada nos estados “vizinhos” é $-0,2538$, o que revela uma influência maior do desemprego nos estados vizinhos. Esses resultados mostram que as condições de emprego nos estados adjacentes têm um papel mais forte na formação dos salários locais, refletindo uma maior interdependência econômica entre as regiões.

Assim como observado na Tabela 8, a literatura sobre que aborda a influência do desemprego regional na elasticidade salarial apresenta uma dicotomia relevante. Por um lado, estudos como os de Paula e Marques (2022) e Pulido-Estupiñan (2024) argumentam que o desemprego em regiões vizinhas resulta em uma perda de sensibilidade sobre os salários locais, quando comparado ao desemprego da mesma região, sugerindo que fatores locais, com o impacto do mercado de trabalho interno são mais determinantes. Por outro lado, pesquisas como as de Baltagi e Rokicki (2014), Karatas (2017), Baltagi e Başkaya (2022) e Barufi, Haddad e Nijkamp (2023) destacam que altas taxas de desemprego nas regiões vizinhas (*spillover*) aumentam a sensibilidade dos salários locais, indicando uma forte interdependência regional.

Essa dicotomia reflete, em parte, diferenças metodológicas e contextuais entre os estudos, como a definição de “vizinhança” (geográfica vs. econômica) e o grau de integração regional das áreas analisadas. No presente estudo, os resultados obtidos a partir das diferentes matrizes de pesos espaciais ajudam a esclarecer essa controvérsia. Quando utilizada a matriz de contiguidade (coluna 1), que considera apenas as regiões geograficamente adjacentes, os resultados alinham-se com os achados de Paula e Marques (2022) e Pulido-Estupiñan (2024), mostrando que o desemprego nas regiões vizinhas tem um impacto limitado sobre os salários locais. Por outro lado, ao empregar a matriz de atividade econômica (coluna 3), que captura interações econômicas mais amplas entre os estados, os resultados corroboram os estudos de Baltagi e Rokicki (2014), Karatas (2017), Baltagi e Başkaya (2022) e Barufi, Haddad e Nijkamp (2023), indicando que o desemprego nas regiões vizinhas exerce uma influência significativa sobre os salários locais.

Essa divergência nos resultados sugere que a relação entre desemprego regional e elasticidade salarial depende criticamente do tipo de impacto regional considerado. Em contextos de maior integração econômica, como capturado pela matriz de atividade econômica, o desemprego nas regiões vizinhas tende a ter um impacto mais pronunciado, refletindo a maior interdependência entre as economias regionais (Perobelli, Haddad, 2006; Araújo, Haddad, 2024). Por outro lado, em contextos onde a dinamicidade é predominantemente geográfica,

como na matriz de contiguidade, o desemprego local parece ser mais relevante. Essa nuance ajuda a reconciliar a dicotomia na literatura, destacando a importância de considerar tanto fatores geográficos quanto econômicos na análise da elasticidade salarial.

O valor do coeficiente de determinação, R^2 , indica que os modelos explicam aproximadamente 45,5% da variação nos salários. Esse poder explicativo é considerado moderado, mas consistente com a literatura existente, reforçando a validade dos resultados obtidos (Rokicki, Souza, 2017; Barufi, Haddad, Nijkamp, 2023). Com isso, os resultados aqui apresentados destacam a importância dos efeitos espaciais na determinação dos salários. No entanto, é importante explorar como essa sensibilidade varia entre trabalhadores formais e informais, bem como entre diferentes grupos demográficos. As próximas seções abordarão essas questões de forma detalhada.

4.4 Curvas salarial espacial para trabalhadores formais e informais

A Tabela 9 apresenta os resultados das estimativas das curvas salariais espaciais, diferenciando trabalhadores formais e informais e considerando os efeitos espaciais. De modo geral, a elasticidade salarial associada ao desemprego local é negativa para ambos os grupos, refletindo que o aumento do desemprego leva à redução dos salários. No entanto, a magnitude dessa relação varia significativamente entre os grupos.

Para os trabalhadores informais, a elasticidade salarial local varia de -0,0773 a -0,0841, dependendo da matriz utilizada. Os coeficientes negativos observados relatam que um aumento de 1% no desemprego local reduz os salários dos trabalhadores informais em aproximadamente 0,08%. Já entre os trabalhadores formais, a elasticidade salarial local é menos sensível, variando de -0,0373 a -0,0552. Embora também negativa, essa relação tem uma magnitude inferior à observada para os trabalhadores informais, evidenciando uma sensibilidade limitada ao desemprego local. Essa resposta mais intensa do salário do trabalhador informal ao aumento do desemprego local, comparativamente ao setor formal, evidencia a precariedade desse segmento, cujos salários estão diretamente atrelados às condições locais de oferta e demanda, portanto, mais sensíveis a choques econômicos (Ramos, Duque, Surinach, 2010).

Esses resultados corroboram aos achados de outros estudos, que apontam uma expressiva flexibilidade salarial no setor informal em diferentes contextos econômicos. Exemplos incluem Baltagi, Baskaya e Hulagu (2013), Baltagi e Rokicki (2014) e Baltagi e Başkaya (2022) para países europeus; Ramos, Duque e Surinach (2010) e Pulido-Estupiñan (2024) para a Colômbia; além de Baltagi, Rokicki e Souza (2017), de Paula e Marques (2022)

e Barufi, Haddad e Nijkamp (2023) para o Brasil, os quais também observaram uma curva salarial mais acentuada para os trabalhadores informais.

Tabela 9 — Estimativas espaciais da curva de salários para o Brasil urbano: distinção entre formais e informais (2012-2023)

	Baseado em Contiguidade		Baseado em Distância		Baseado em Atividade Econômica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal
$\ln U_{rt}$	-0,0782*** (0,0133)	-0,0393*** (0,0082)	-0,0773*** (0,0133)	-0,0373*** (0,0082)	-0,0841*** (0,0137)	-0,0552*** (0,0084)
$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$	-0,0515** (0,0226)	-0,0603*** (0,0137)	-0,0738 (0,0616)	-0,0493 (0,0378)	-0,1559 (0,1191)	-0,3460*** (0,0711)
R^2	0,3451	0,5128	0,3451	0,5128	0,3451	0,5128
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap	1.535,2864	3.388,8018	1.535,2864	3.429,1447	1.206,2964	2.501,2585
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	378.052	578.581	378.052	578.581	378.052	578.581

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O *p-value* indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com *pweight* no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana. Os resultados completos das estimativas são apresentados em Apêndice (Tabela A3).

Ao conduzir as análises do efeito do desemprego nas regiões vizinhas $\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$, verifica-se que, nas aplicações baseadas em distância e atividade econômica, os resultados para os trabalhadores informais não são significativos. Isso sugere que a proximidade geográfica ou a atividade econômica das regiões vizinhas não exerce influência substancial sobre seus salários, possivelmente devido à natureza mais local dos mercados informais. Por outro lado, quando a matriz de contiguidade é aplicada, os valores dos transbordamentos espaciais são -0,0515 para trabalhadores informais (coluna 1) e -0,0603 para trabalhadores formais (coluna 2). Já no caso dos trabalhadores formais, os coeficientes baseados na atividade econômica (coluna 6) expõem um impacto considerável dos choques em regiões vizinhas, com um

coeficiente de $-0,3460$. Isso demonstra que a atividade econômica regional exerce uma influência substancial sobre os salários dos trabalhadores formais.

Essa assimetria entre os setores pode ser explicada por suas distintas características institucionais e estruturais. Enquanto os trabalhadores informais são mais sensíveis ao desemprego local, os salários dos trabalhadores formais mostram-se mais sensíveis ao desemprego nas regiões vizinhas. No setor formal, a rigidez institucional, decorrente de contratos de longo prazo, acordos coletivos e benefícios trabalhistas, reduz a flexibilidade salarial frente a choques econômicos adversos, ampliando a vulnerabilidade dos trabalhadores formais às oscilações do mercado de trabalho regional (Ramos, Duque, Surinach, 2010; Pulido-Estupiñan, 2024). Ademais, a concentração de atividades produtivas em polos econômicos específicos gera efeitos de encadeamento que amplificam a propagação de choques regionais, reforçando a interdependência observada nos resultados (coluna 2 e 6).

Por outro lado, no setor informal, a ausência de vínculos empregatícios formais e a maior rotatividade da mão de obra permitem um ajuste mais rápido às condições locais de oferta e demanda. Entretanto, essa flexibilidade também pode ser interpretada como um sinal de fragilidade estrutural, pois mostra que os trabalhadores informais estão sujeitos a variações salariais mais intensas sem mecanismos institucionais de proteção (Baltagi, Baskaya, Hulagu, 2013; Gunther, Launov, 2012; Costa, 2020). Assim, embora os salários dos trabalhadores informais não apresentem uma resposta significativa a choques espaciais, essa característica pode ser reflexo das condições precárias de inserção no mercado de trabalho, nas quais as flutuações já são uma constante e os mecanismos de barganha salarial são limitados.

4.4.1 Curva salarial espacial para trabalhadores formais e informais por gênero

As diferenças nos resultados econômicos e comportamentais entre homens e mulheres decorrem de uma série de fatores sociais, econômicos e culturais, os quais influenciam de maneira distinta o mercado de trabalho. No contexto da economia brasileira, estudos anteriores identificam que os homens apresentam uma elevada sensibilidade salarial aos ajustes nas taxas de desemprego, em comparação com as mulheres (Baltagi, Rokicki, Souza, 2017; Santolin, Antigo, 2020; Paula, Marques, 2022). Tal padrão também é observado em outras localidades, como para Alemanha (Baltagi, Blien, Wolf, 2012), Polônia (Baltagi, Rokicki, 2014), Turquia (Karatas, 2017; Baltagi, Başkaya, 2022) e Colômbia (Pulido-Estupiñan, 2024).

Por outro lado, algumas pesquisas identificam maior elasticidade salarial entre as mulheres, sugerindo uma resposta mais acentuada aos choques no mercado de trabalho, quando

comparadas aos homens (Garcia, Fajnzylber, 2004; Baltagi, Başkaya, Hulagu, 2012, 2013). De acordo com Pulido-Estupiñan (2024), tais divergências nos resultados evidenciam a importância de incorporar o componente espacial nas análises econômicas, visando compreender com maior precisão a interação entre fatores geográficos e de gênero na sensibilidade dos salários.

Essa perspectiva se justifica não apenas pela inconsistência dos achados na literatura, mas também pela necessidade de captar a heterogeneidade territorial nas dinâmicas de emprego e remuneração, especialmente quando se considera a intersecção entre gênero e informalidade no mercado de trabalho (Günther, Launov, 2012). A abordagem espacial permite superar as limitações das análises agregadas, fornecendo estimativas mais robustas das elasticidades salariais ao considerar especificidades regionais. Diante do exposto, as Tabelas 10 e 11 apresentam as estimativas das curvas salariais espacial para homens e mulheres, respectivamente, considerando o status de formalidade ou informalidade dos trabalhadores.

Tabela 10 — Estimativas espaciais da curva de salários para homens no Brasil urbano: distinção entre formais e informais (2012-2023)

	Baseado em Contiguidade		Baseado em Distância		Baseado em atividade Econômica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal
$\ln U_{rt}$	-0,0762*** (0,0163)	-0,0493*** (0,0116)	-0,0754*** (0,0163)	-0,0467*** (0,0116)	-0,0809*** (0,0167)	-0,0666*** (0,0119)
$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$	-0,0492* (0,0281)	-0,0783*** (0,0190)	-0,0818 (0,0771)	-0,1055** (0,0526)	-0,1253 (0,1538)	-0,3821*** (0,0986)
R^2	0,3730	0,5069	0,3730	0,5069	0,3730	0,5069
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap	1.535,2864	1.573,3722	1.535,2864	1.613,7151	1.206,2964	1.129,6006
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	214.478	313.992	214.478	313.992	214.478	313.992

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O p -value indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com *pweight* no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana. Os resultados completos das estimativas são apresentados em Apêndice (Tabela A4).

Os resultados da Tabela 10 mostram que, para os homens, a elasticidade salarial local é negativa para ambos os grupos de trabalhadores, com coeficientes variando de -0,0467 a -0,0666 para os trabalhadores formais. No setor informal, essa variação é mais acentuada, sendo de -0,0754 a -0,0809, a depender da matriz utilizada, evidenciando que os trabalhadores homens no mercado informal apresentam sensibilidade salarial mais acentuada em comparação com os formais.

Tabela 11 — Estimativas espaciais da curva de salários para mulheres no Brasil urbano: distinção entre formais e informais (2012-2023)

	Baseado em Contiguidade		Baseado em Distância		Baseado em Atividade Econômica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal
$\ln U_{rt}$	-0,0801*** (0,0221)	-0,0261** (0,0114)	-0,0788*** (0,0220)	-0,0251** (0,0114)	-0,0862*** (0,0230)	-0,0389*** (0,0116)
$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$	-0,0556 (0,0367)	-0,0320* (0,0192)	-0,0808 (0,0991)	0,0369 (0,0533)	-0,1620 (0,1850)	-0,2718*** (0,1007)
R^2	0,3181	0,5230	0,3181	0,5230	0,3181	0,5231
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap	1.492,6865	1.976,8010	1.492,6865	2.017,1439	1.250,6292	1.492,6865
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	163.574	264.589	163.574	264.589	163.574	264.589

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O p -value indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com $pweight$ no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana. Os resultados completos das estimativas são apresentados em Apêndice (Tabela A5).

Para as mulheres, observa-se uma sensibilidade semelhante, porém com algumas diferenças notáveis (Tabela 11). No setor informal, a elasticidade salarial ao desemprego varia entre -0,0788 e -0,0862. Assim como ocorre entre os homens, as mulheres informais são mais impactadas pelo aumento do desemprego local, com reduções salariais aproximadamente entre 0,08% e 0,09%, considerando um aumento de 1% no desemprego local. No entanto, a magnitude dessa elasticidade é ligeiramente maior, quando comparada ao estimado para os

homens informais (entre -0,0754 e -0,0809), sugerindo uma resposta salarial um pouco mais intensa entre as mulheres informais. Esse resultado corrobora estudos que destacam uma maior sensibilidade dos salários das mulheres a choques locais (Garcia, Fajnzylber, 2004; Baltagi, Başkaya, Hulagu, 2012, 2013).

Para as trabalhadoras formais, a elasticidade salarial local varia entre -0,0251 e -0,0389, demonstrando uma sensibilidade reduzida dos salários ao desemprego local, comparativamente as trabalhadoras informais. Esse comportamento está alinhado com os achados da literatura, que sugerem que a maior rigidez do mercado de trabalho formal feminino resulta em salários menos afetados por choques de desemprego local (Baltagi e Rokicki, 2014; Santolin e Antigo, 2020; Baltagi e Başkaya, 2022).

Adicionalmente há indicativos de que, independentemente da matriz de pesos espaciais utilizada, as mulheres no setor formal apresentam elasticidades salariais mais baixas em resposta ao desemprego local, em comparação aos homens. Enquanto os salários dos homens, especialmente no setor formal, são mais sensíveis às variações nas taxas de desemprego local, os das mulheres respondem de forma mais moderada, o que está em consonância com a literatura (Baltagi, Blien, Wolf, 2012; Baltagi, Rokicki, 2014; Baltagi, Rokicki, Souza, 2017; Karatas, 2017; Paula, Marques, 2022; Baltagi, Başkaya, 2022; Pulido-Estupiñan, 2024). Esses resultados sugerem que os salários das trabalhadoras formais são menos responsivos às mudanças no desemprego local e nas condições de proximidade geográfica.

Ao analisar o efeito do desemprego nas regiões vizinhas, verifica-se que, para os trabalhadores formais masculinos, os *spillovers* são negativos e significativos, considerando todas as matrizes espaciais (colunas 2, 4 e 6 da Tabela 10). Já para os trabalhadores informais, tanto homens, quanto mulheres, não são identificados efeitos estatisticamente relevantes. No entanto, para as trabalhadoras formais, os *spillovers* são negativos e significativos, considerando especialmente a matriz espacial de atividade econômica, -0,2718 (coluna 6 da Tabela 11).

Em contraste com os achados de Pulido-Estupiñan (2024), esses resultados resumem que, para homens e mulheres, as taxas de desemprego local e regional afetam os salários de maneira complexa, com *spillovers* espaciais geralmente evidenciando uma expressiva sensibilidade, comparativamente aos efeitos locais. Esse comportamento converge com os achados de Baltagi e Rokicki (2014), para a Polônia, e de Baltagi e Başkaya (2022), para a Turquia, nos quais os *spillovers* espaciais se mostraram mais fortes do que os efeitos locais.

4.5 Curvas salarial espacial considerando a seleção no mercado de trabalho para formalidade, informalidade e não emprego

Esta seção apresenta as estimativas das curvas salariais espaciais por meio de um procedimento em duas etapas, que corrige o viés de seleção no status de emprego²¹. O status de emprego é classificado em três categorias: emprego formal, emprego informal e não emprego. Com base em Gunther e Launov (2012) e Baltagi e Başkaya (2022), a equação de seleção é modelada considerando variáveis que afetam a probabilidade de participação no mercado de trabalho, mas que não influenciam diretamente os salários, como tamanho da família, número de crianças, número de idosos e quantidade de trabalhadores ativos no domicílio – garantindo a identificação do modelo e corrigindo o viés de seleção²².

A Tabela 12 apresenta os resultados da regressão *multinomial*, que estima a probabilidade de um indivíduo estar empregado no segmento formal, informal ou não está trabalhando, utilizando o último como categoria base. Os resultados são reportados, tanto para a amostra total, quanto separadamente para homens e mulheres.

Tabela 12 — Estimação da equação de seleção para o não emprego, emprego informal e emprego formal no Brasil urbano (2012-2023)

Categoria de Emprego	Variáveis	Total	Homens	Mulheres
		(1)	(2)	(3)
Não Emprego tomado como base (<i>Status de Emprego</i> = 0)				
Painel A: Emprego Informal (<i>Status de Emprego</i> = 1)	Tamanho da família	-1,2313*** (0,0052)	-1,1922*** (0,0071)	-1,5554*** (0,0094)
	Número de crianças	1,3059*** (0,0069)	1,6201*** (0,0110)	1,5034*** (0,0110)
	Número de idosos	0,9085*** (0,0093)	0,7623*** (0,0128)	1,2781*** (0,0152)
	Número de trabalhadores	2,5062*** (0,0074)	2,4295*** (0,0113)	2,9578*** (0,0125)
	Constante	-0,6809*** (0,0103)	-0,0511*** (0,0158)	-1,1012*** (0,0151)
	Tamanho da família	-1,2678***	-1,2484***	-1,5565***

²¹ Seguindo Baltagi e Başkaya (2022), para lidar com a presença de múltiplos estados ocupacionais, a equação de seleção é estimada por um modelo *logit multinomial*, em vez do *probit univariado* tradicionalmente adotado no modelo de seleção de Heckman (1979). Na segunda etapa, a equação da curva salarial espacial é estimada com a correção para seletividade, incorporando as Razões de *Mills Inversas (IMR)*, que fornecem estimadores consistentes dos valores esperados condicionais dos resíduos da equação de seleção.

²² Essa abordagem assegura que a seleção no mercado de trabalho seja modelada de forma exógena à determinação dos salários condicionais. Para mais detalhes, ver Günther e Launov (2012).

Painel B: Emprego Formal (<i>Status de Emprego = 1</i>)				
		(0,0048)	(0,0067)	(0,0085)
	Número de crianças	1,2656***	1,6486***	1,3649***
		(0,0064)	(0,0107)	(0,0098)
	Número de idosos	0,8707***	0,6568***	1,3102***
		(0,0090)	(0,0131)	(0,0138)
	Número de trabalhadores	2,5780***	2,5207***	2,9927***
		(0,0071)	(0,0111)	(0,0118)
	Constante	-0,2075***	0,4054***	-0,6006***
		(0,0096)	(0,0151)	(0,0141)
Número de Observações:		1.485.151	697.785	787.366

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. O Painel A relata os coeficientes estimados para a probabilidade de se tornar um trabalhador informal em comparação com não empregado, quando a variável associada aumenta. O Painel B relata os coeficientes estimados para a probabilidade de se tornar um trabalhador formal em comparação com não empregado, quando a variável associada aumenta.

Os resultados da Tabela 12 revelam que fatores familiares têm um papel importante na seleção para o mercado de trabalho formal e informal. Em todas as amostras, a equação de seleção depende significativamente do tamanho da família, do número crianças e idosos, e do número de indivíduos que participam ativamente do mercado de trabalho. Os resultados estão alinhados aos observados por Baltagi e Başkaya (2022).

Portanto, a partir daqui são apresentadas as estimativas das curvas salariais espaciais para trabalhadores formais e informais após a correção para a seleção no status de emprego. De maneira geral, as Razões Inversas de Mills (*IMR*) são estatisticamente significativas nas regressões da segunda etapa para trabalhadores formais e informais, com algumas exceções. Como destacado por Baltagi, Baskaya e Hulagu (2013), Silva, Monsueto e Porsse (2015) e Baltagi, Rokicki e Souza (2017), essa constatação evidencia a necessidade de corrigir o viés de seleção, para garantir estimativas mais precisas das curvas salariais. Conforme observado por Baltagi e Başkaya (2022), a significância dos coeficientes estimados para as *IMR* reforça que o processo de seleção no status de emprego e a distinção entre formalidade e informalidade não ocorrem de maneira aleatória.

A Tabela 13 apresenta as estimativas espaciais das curvas salariais, diferenciando os setores formal e informal e aplicando a correção de seleção para os casos de emprego formal, informal e não emprego, considerando as especificações das matrizes de pesos espaciais. As estimativas do efeito do desemprego sobre os salários apontam um impacto negativo e significativo tanto no setor formal quanto no informal. No setor informal, os coeficientes variam entre -0,0750 e -0,0821, enquanto no setor formal os valores situam-se entre -0,0364 e -0,0554.

Para o setor informal, os coeficientes na Tabela 9, sem correção para seletividade, oscilam entre -0,0773 e -0,0841, enquanto no setor formal os valores variam entre -0,0373 e -0,0542.

Na Tabela 13, para os trabalhadores formais, os coeficientes associados a elasticidade dos salários em relação às taxas de desemprego nas regiões vizinhas variam entre -0,0608 e -0,3482. Em todas as matrizes de pesos, exceto na matriz baseada em distância, os resultados apontam que os trabalhadores formais são mais sensíveis às variações das taxas de desemprego em outras regiões, quando comparados aos trabalhadores informais.

Tabela 13 — Estimativas espaciais da curva de salários no Brasil urbano: distinção entre formais e informais, com correção de seleção (2012-2023)

	Baseado em Contiguidade		Baseado em Distância		Baseado em Atividade Econômica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal
$\ln U_{rt}$	-0,0760*** (0,0133)	-0,0384*** (0,0082)	-0,0750*** (0,0133)	-0,0364*** (0,0082)	-0,0821*** (0,0137)	-0,0544*** (0,0084)
$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$	-0,0531** (0,0226)	-0,0608*** (0,0137)	-0,0794 (0,0616)	-0,0510 (0,0378)	-0,1627 (0,1191)	-0,3482*** (0,0711)
m_0	0,0166*** (0,0039)	0,0048 (0,0034)	0,0166*** (0,0039)	0,0048 (0,0034)	0,0166*** (0,0039)	0,0048 (0,0034)
m_1	0,0286*** (0,0110)	0,0155** (0,0073)	0,0286*** (0,0110)	0,0155** (0,0073)	0,0285*** (0,0110)	0,0156** (0,0073)
R^2	0,3457	0,5130	0,3457	0,5129	0,3457	0,5130
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap	1.535,2864	3.388,8018	1.535,2864	3.429,1447	1.206,2964	2.501,2585
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	378.052	578.581	378.052	578.581	378.052	578.581

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O *p-value* indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com *pweight* no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana. Os resultados completos das estimativas são apresentados em Apêndice (Tabela A6).

No contexto da correção de seleção, os vieses de não emprego (m_0) e o específico do setor formal ou informal (m_1) desempenham papéis distintos nos dois segmentos do mercado de trabalho. No setor informal, os coeficientes de m_0 são estatisticamente significativos. Esse

resultado sugere que os trabalhadores que ingressam no setor informal possuem características não observáveis que os tornam mais propensos a participarem desse setor. Já no setor formal, os coeficientes de m_0 não são significativos, mostrando que não há evidências de viés de seleção afetando os salários no setor formal. Isso sugere que fatores não observáveis que influenciam a entrada no mercado de trabalho não têm um impacto significativo sobre os salários dos trabalhadores que ingressam no setor formal. Esse achado está alinhado com a literatura sobre o mercado informal, que frequentemente se apresenta como uma alternativa acessível para trabalhadores em situação de vulnerabilidade ou desemprego prolongado (Ramos, Duque, Surinach, 2010; Costa, 2010; Baltagi, Başkaya, 2022).

A análise dos coeficientes de m_1 revela que, no setor informal e formal, os resultados são significativos em todas as especificações. Esses resultados enfatizam que a seleção tanto para o setor informal quanto para o formal está associada a características não observáveis que favorecem os salários nesses mercados. A significância dos coeficientes de m_1 evidencia a importância da correção do viés de seleção para evitar distorções na comparação salarial entre trabalhadores formais e informais.

Ao controlar os vieses de não emprego m_0 e os específicos do setor (m_1), a correção de seleção fornece estimativas mais robustas dos efeitos reais, permitindo uma interpretação mais precisa das diferenças regionais e setoriais. Isso destaca a necessidade de considerar esses efeitos ao estimar as curvas salariais, pois, sem essa correção, os resultados poderiam subestimar ou distorcer o impacto real do desemprego e da localização no mercado de trabalho (Baltagi, Baskaya, Hulagu, 2013; Silva, Monsueto, Porsse, 2015; Baltagi, Rokicki, Souza, 2017). Dessa forma, a correção de seleção não apenas aprimora a precisão das estimativas, mas também possibilita uma compreensão mais clara das dinamicidades do mercado de trabalho formal e informal, sendo uma importante ferramenta para auxiliar na avaliação dos efeitos do desemprego.

4.5.1. Curvas salarial espacial para trabalhadores formais e informais por gênero, com correção de seleção

As Tabelas 14 e 15 apresentam as estimativas das curvas salariais espaciais, com ajuste para a seleção amostral, considerando os mercados de trabalho formal e informal, e análises separadas por gênero. Na Tabela 14, que apresenta os resultados para os homens, a comparação com a Tabela 10 (sem ajuste) revela que a correção afeta as magnitudes dos coeficientes. Especificamente, reduz a sensibilidade dos trabalhadores formais ao desemprego dentro da

própria região, enquanto o efeito oposto é observado no setor informal. Além disso, a sensibilidade ao desemprego nas regiões vizinhas aumenta para ambos os grupos, sem comprometer a significância estatística. Um padrão semelhante é observado para as mulheres ao comparar os resultados da Tabela 11 (sem ajuste) com os da Tabela 15. Embora as magnitudes dos coeficientes sofram alterações notáveis, a significância das estimativas permanece inalterada. Isso indica que a correção por seleção aprimora a precisão das estimativas salariais sem distorcer a interpretação dos efeitos do desemprego nos setores formal e informal.

Tabela 14 — Estimativas espaciais da curva de salários para homens no Brasil urbano: distinção entre formais e informais, com correção de seleção (2012-2023)

	Baseado em Contiguidade		Baseado em Distância		Baseado em Atividade Econômica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal
$\ln U_{rt}$	-0,0812*** (0,0161)	-0,0457*** (0,0115)	-0,0801*** (0,0161)	-0,0429*** (0,0115)	-0,0881*** (0,0165)	-0,0643*** (0,0118)
$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$	-0,0563** (0,0284)	-0,0809*** (0,0189)	-0,1007 (0,0763)	-0,1204** (0,0523)	-0,1858 (0,1507)	-0,4097*** (0,0981)
m_0	-0,0074 (0,0058)	-0,0065 (0,0053)	-0,0074 (0,0058)	-0,0065 (0,0053)	-0,0073 (0,0058)	-0,0065 (0,0053)
m_1	0,0613*** (0,0143)	0,0289*** (0,0100)	0,0613*** (0,0143)	0,0289*** (0,0100)	0,0612*** (0,0143)	0,0289*** (0,0100)
R^2	0,3778	0,5082	0,3778	0,5082	0,3778	0,5082
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap	2.864,3444	2.960,9095	2.904,6873	3.070,5728	2.259,2012	1.864,2763
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	233.188	322.464	233.188	322.464	233.188	322.464

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O *p-value* indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com *pweight* no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana. Os resultados completos das estimativas são apresentados em Apêndice (Tabela A7).

Ao estabelecer a correção da seletividade, observa-se que, independentemente da matriz de pesos espaciais utilizada, as mulheres apresentam elasticidades salariais mais baixas em

resposta ao desemprego local, tanto no setor formal quanto no informal, comparativamente aos homens. Diferentemente dos homens, cujos salários, especialmente no setor formal, são mais sensíveis às variações nas taxas de desemprego local, os salários das mulheres reagem de forma mais moderada em ambos os setores (Baltagi, Blien, Wolf, 2012; Baltagi, Rokicki, 2014; Baltagi, Rokicki, Souza, 2017; Karatas, 2017; Paula, Marques, 2022; Baltagi, Başkaya, 2022; Pulido-Estupiñan, 2024).

Tabela 15 — Estimativas espaciais da curva de salários para mulheres no Brasil urbano: distinção entre formais e informais, com correção de seleção (2012-2023)

	Baseado em Contiguidade		Baseado em Distância		Baseado em Atividade Econômica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal
$\ln U_{rt}$	-0,0764*** (0,0216)	-0,0252** (0,0113)	-0,0750*** (0,0215)	-0,0241** (0,0114)	-0,0826*** (0,0225)	-0,0373*** (0,0115)
$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$	-0,0594* (0,0360)	-0,0334* (0,0190)	-0,0980 (0,0970)	0,0289 (0,0527)	-0,1642 (0,1795)	-0,2575*** (0,0997)
m_0	-0,0085 (0,0075)	-0,0262*** (0,0053)	-0,0086 (0,0075)	-0,0262*** (0,0053)	-0,0085 (0,0075)	-0,0262*** (0,0053)
m_1	0,1163*** (0,0184)	0,0991*** (0,0108)	0,1163*** (0,0184)	0,0990*** (0,0107)	0,1162*** (0,0184)	0,0990*** (0,0108)
R^2	0,3224	0,5246	0,3224	0,5246	0,3224	0,5246
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap	1.976,8010	1.206,2964	2.017,1439	1.206,2964	1.452,3436	3.187,0874
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	173.824	269.264	173.824	269.264	173.824	269.264

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O p -value indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com $pweight$ no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana. Os resultados completos das estimativas são apresentados em Apêndice (Tabela A8).

Os coeficientes de m_0 , que capta o viés de não emprego, não são estatisticamente significativos para os homens, sugerindo que não há um forte viés de seleção no ingresso ao mercado de trabalho masculino. No entanto, para as mulheres, m_0 é negativo e significativo no setor formal, indicando que aquelas que não estão empregadas possuem características não

observadas que reduzem sua probabilidade de entrada nesse segmento. Esse resultado sugere que o mercado formal impõe barreiras mais rígidas às mulheres, filtrando um perfil mais específico de trabalhadoras, o que reforça a desigualdade de oportunidades por sexo. Já os coeficientes de m_1 são positivos e significativos para homens e mulheres.

4.5.2. Curvas salarial espacial para trabalhadores formais e informais para alta e baixa qualificação, com correção de seleção

Além disso, foram criadas categorias para trabalhadores de baixa e alta qualificação, com base nos anos de estudo (até 3 anos para baixa qualificação e 11 anos ou mais para alta qualificação). Essa categorização permite analisar como diferentes níveis de qualificação influenciam a sensibilidade dos salários às variações no desemprego (Reis, 2006; Pulido-Estupiñan, 2024). As Tabelas 16 e 17 apresentam os resultados das curvas salariais para trabalhadores formais e informais, considerando alta e baixa qualificação, o componente espacial e a correção de seleção.

A Tabela 16 exibe as estimativas para trabalhadores com menor nível de escolaridade. De maneira geral, a despeito da visível importância da correção para seletividade amostral, o coeficiente estimado para relação entre a taxa de desemprego não demonstrou impacto estatisticamente significativo sobre os salários, considerando 95% ou mais de confiança²³. Este resultado pode ser interpretado à luz da legislação brasileira, que estabelece um salário mínimo nacional a ser observado por todos os empregadores, conforme regulamentado pela Consolidação das Leis do Trabalho (CLT) e ajustado anualmente por legislação específica (Brasil, 1943, 2023)²⁴.

²³ Embora os resultados não revelem uma relação estatisticamente significativa entre desemprego e salários para trabalhadores menos qualificados, não se pode concluir de forma definitiva que esses trabalhadores são menos afetados pelo desemprego. A ausência de significância pode refletir limitações dos dados ou a complexidade das interações entre essas variáveis, que podem não ter sido capturadas adequadamente na análise.

²⁴ O salário mínimo funciona como um piso salarial legal que protege os trabalhadores formais, limitando, na prática, a flexibilidade dos salários frente às variações no mercado de trabalho. Ou seja, mesmo em contextos de aumento do desemprego — o que teoricamente exerceria pressão sobre os salários — a presença do salário mínimo pode restringir tais efeitos, garantindo uma remuneração mínima legal independentemente da dinâmica local de oferta e demanda por trabalho.

Tabela 16 — Estimativas espaciais da curva de salários para baixa qualificação (3 anos ou menos de estudo) no Brasil urbano: distinção entre formais e informais, com correção de seleção (2012-2023)

	Baseado em Contiguidade		Baseado em Distância		Baseado em Atividade Econômica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal
$\ln U_{rt}$	-0,0756*	-0,0217	-0,0745*	-0,0239	-0,0723*	-0,0409
	(0,0426)	(0,0348)	(0,0425)	(0,0350)	(0,0418)	(0,0337)
$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$	-0,1141	0,0006	-0,3081	0,1221	0,3953	-0,5364
	(0,0695)	(0,0575)	(0,1892)	(0,1534)	(0,4204)	(0,3392)
m_0	0,0488***	0,0303**	0,0486***	0,0304**	0,0490***	0,0296**
	(0,0131)	(0,0148)	(0,0131)	(0,0148)	(0,0131)	(0,0148)
m_1	-0,0641**	-0,0265	-0,0636**	-0,0268	-0,0642**	-0,0249
	(0,0315)	(0,0281)	(0,0315)	(0,0281)	(0,0315)	(0,0281)
R^2	0,2055	0,2036	0,2055	0,2037	0,2054	0,2039
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap	1.113,0986	1.231,8292	1.098,2573	1.202,1465	964,6855	935,0029
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	36.143	17.410	36.143	17.410	36.143	17.410

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O *p-value* indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com *pweight* no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana. Os resultados completos das estimativas são apresentados em Apêndice (Tabela A9).

O referido mecanismo pode explicar, ao menos em parte, a ausência de significância estatística na relação entre desemprego e salários para o grupo formal de menor qualificação (Tabela 16). Como grande parte desses trabalhadores já recebe remuneração próxima ou igual ao mínimo legal, variações na taxa de desemprego tendem a ter impacto mais limitado sobre seus salários, especialmente quando comparados a grupos com maior escolaridade e maior dispersão salarial. Para os trabalhadores com alta escolaridade, o impacto direto do desemprego regional sobre os salários é significativo para todos os trabalhadores, independentemente do setor de atuação (Tabela 17). No setor informal, os coeficientes variam entre -0,0692 e -0,0877, enquanto no setor formal, situam-se entre -0,0355 e -0,0585.

Tabela 17 — Estimativas espaciais da curva de salários para alta qualificação (11 anos ou mais de estudo) no Brasil urbano: distinção entre formais e informais, com correção de seleção (2012-2023)

	Baseado em Contiguidade		Baseado em Distância		Baseado em Atividade Econômica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal
$\ln U_{rt}$	-0,0716*** (0,0195)	-0,0384*** (0,0099)	-0,0692*** (0,0194)	-0,0355*** (0,0099)	-0,0877*** (0,0204)	-0,0585*** (0,0101)
$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$	-0,0899** (0,0350)	-0,0842*** (0,0165)	-0,2071** (0,0955)	-0,0832* (0,0458)	-0,3912** (0,1724)	-0,4375*** (0,0850)
m_0	-0,0021 (0,0058)	-0,0004 (0,0042)	-0,0022 (0,0058)	-0,0004 (0,0042)	-0,0021 (0,0058)	-0,0004 (0,0042)
m_1	0,0803*** (0,0175)	0,0269*** (0,0093)	0,0805*** (0,0175)	0,0268*** (0,0093)	0,0800*** (0,0175)	0,0268*** (0,0093)
R^2	0,3581	0,5084	0,3581	0,5083	0,3581	0,5084
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap	2.904,6873	2.339,8870	2.904,6873	2.420,5727	2.460,9156	1.734,7438
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	188.712	432.949	188.712	432.949	188.712	432.949

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O *p-value* indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com *pweight* no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana. Os resultados completos das estimativas são apresentados em Apêndice (Tabela A10).

De modo geral, os resultados indicam que, para trabalhadores altamente qualificados no mercado informal, um aumento na taxa de desemprego local está associado a uma maior redução salarial. Apesar da maior qualificação, esses trabalhadores podem enfrentar maior concorrência em mercados locais com elevado desemprego, o que afeta negativamente seus salários. Já no setor formal, embora os efeitos sejam menos intensos do que no setor informal, os trabalhadores de alta qualificação também são impactados pelo desemprego local, mas de forma mais suavizada.

Ao analisar os efeitos espaciais (*spillovers*), observa-se que, para os trabalhadores com alta qualificação, os efeitos do desemprego nas regiões vizinhas foram negativos e

estatisticamente significativos, tanto para informais quanto para formais. Assim, para os referidos trabalhadores, tanto no mercado formal quanto no informal, um aumento na taxa de desemprego da região vizinha resulta em uma redução mais forte nos salários reais, do que a redução advinda de um aumento na taxa de desemprego do estado.

Esses achados estão alinhados com as conclusões de Silva, Monsueto e Porsse (2015), que argumentam que a sensibilidade expressiva dos trabalhadores qualificados pode estar associada ao seu status e maior valorização econômica em períodos de crescimento. Além disso, Paula e Marques (2022) destacam que, em cenários de recessão, trabalhadores mais qualificados enfrentam maior pressão no mercado de trabalho e são frequentemente os primeiros a perder empregos formais em contextos de escassez de vagas. Esse fenômeno pode amplificar sua sensibilidade salarial, explicando a elasticidade observada no presente estudo.

4.6 Teste de robustez

Para testar a robustez das estimativas e verificar a estabilidade das relações observadas nas curvas salariais espaciais, foi realizada, primeiro, uma análise excluindo o período da pandemia (Tabela 18); e, na sequência, uma análise excluindo o setor público (Tabela 19). A exclusão do período pandêmico (2020-2021) justifica-se pelo impacto econômico que a crise sanitária impôs ao mercado de trabalho. Durante esse intervalo, o desemprego atingiu níveis elevados, e as condições econômicas apresentaram alta volatilidade, o que pode ter distorcido a relação tradicional entre salários e indicadores econômicos (Costa, Barbosa, Hecksher, 2021; Corseuil *et al.*, 2022).

Tabela 18 — Estimativas espaciais da curva de salários no Brasil urbano: distinção entre formais e informais, com correção de seleção e excluindo o período da pandemia (2012-2019 | 2022-2023)

	Baseado em Contiguidade		Baseado em Distância		Baseado em atividade Econômica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal
$\ln U_{rt}$	-0,0710*** (0,0134)	-0,0422*** (0,0082)	-0,0689*** (0,0133)	-0,0396*** (0,0083)	-0,0778*** (0,0136)	-0,0575*** (0,0083)
$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$	-0,0516** (0,0209)	-0,0529*** (0,0134)	-0,0780 (0,0582)	-0,0241 (0,0371)	-0,1785 (0,1194)	-0,3146*** (0,0713)
m_0	0,0216*** (0,0038)	0,0056* (0,0033)	0,0216*** (0,0038)	0,0056* (0,0033)	0,0217*** (0,0038)	0,0056* (0,0033)

	0,0151	0,0139**	0,0152	0,0139**	0,0150	0,0140**
m_1	(0,0108)	(0,0070)	(0,0108)	(0,0070)	(0,0108)	(0,0070)
R^2	0,3448	0,5118	0,3448	0,5118	0,3448	0,5119
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap	2.783,6586	2.302,9296	2.824,0015	2.412,5929	2.218,8583	1.754,613
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	339.079	524.569	339.079	524.569	339.079	524.569

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O *p-value* indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com *pweight* no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana. Os resultados completos das estimativas são apresentados em Apêndice (Tabela A11).

Ao remover o período da pandemia (2020-2021) da análise, busca-se examinar a sensibilidade salarial em um contexto menos influenciado por choques externos severos. Na Tabela 18, que exclui o período da pandemia, observa-se que, de maneira geral, os coeficientes relevantes permanecem negativos, estatisticamente significativos e estáveis, corroborando o impacto adverso do desemprego regional sobre os salários em ambos os setores. No entanto, as Razões Inversas de Mills (*IMR*) revelam que os coeficientes da segunda etapa perdem significância estatística apenas para os trabalhadores informais, sugerindo que a correção de seleção é mais relevante nesse grupo durante períodos sem choques intensos.

A exclusão do setor público possibilita avaliar como a presença do governo no mercado de trabalho afeta as estimativas espaciais das curvas salariais. Segundo Ramos, Duque e Surinach (2010), os salários do setor público não respondem diretamente às condições locais do mercado de trabalho, uma vez que são centralizados e menos sujeitos a negociação. Baltagi, Rokicki e Souza (2017) recomendam a restrição da amostra ao setor privado para evitar interferências nas estimativas. Assim, o setor público possui características próprias, como maior estabilidade no emprego e políticas de proteção ao trabalhador, que podem atenuar os efeitos do desemprego sobre os salários, especialmente no mercado formal. Dessa forma, a realização dessas exclusões contribui para testar a robustez das estimativas e verificar a consistência das relações identificadas, garantindo que os resultados obtidos não sejam meramente reflexo de particularidades temporais ou estruturais do mercado de trabalho. Vale ressaltar que a exclusão dos trabalhadores do setor público altera apenas as estimativas para os

trabalhadores formais. Logo, as colunas 1, 3 e 5 da Tabela 19 replica os resultados das referidas colunas da Tabela 13.

Tabela 19 — Estimativas espaciais da curva de salários no Brasil urbano: distinção entre formais e informais, com correção de seleção e excluindo o setor público (2012-2023)

	Baseado em Contiguidade		Baseado em Distância		Baseado em atividade Econômica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal
$\ln U_{rt}$	-0,0760*** (0,0133)	-0,0578*** (0,0093)	-0,0750*** (0,0133)	-0,0557*** (0,0093)	-0,0821*** (0,0137)	-0,0769*** (0,0095)
$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$	-0,0531** (0,0226)	-0,0485*** (0,0152)	-0,0794 (0,0616)	-0,0200 (0,0423)	-0,1627 (0,1191)	-0,3726*** (0,0788)
m_0	0,0166*** (0,0039)	0,0008 (0,0037)	0,0166*** (0,0039)	0,0008 (0,0037)	0,0166*** (0,0039)	0,0008 (0,0037)
m_1	0,0286*** (0,0110)	0,0122 (0,0086)	0,0286*** (0,0110)	0,0122 (0,0086)	0,0285*** (0,0110)	0,0121 (0,0086)
R^2	0,3457	0,4799	0,3457	0,4799	0,3457	0,4800
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap	1.535,2864	1.533,0294	1.535,2864	1.573,3722	1.206,2964	1.129,6006
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	378.052	429.108	378.052	429.108	378.052	429.108

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O p -value indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com $pweight$ no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana. Os resultados completos das estimativas são apresentados em Apêndice (Tabela A12).

A Tabela 19, que exclui o setor público da análise, revela que no setor formal o impacto do desemprego sobre os salários se intensifica, considerando todos os modelos examinados. Esses resultados sugerem que o setor público atua como um fator de estabilidade, suavizando o impacto da taxa de desemprego sobre os salários, especificamente no mercado formal. Quanto aos efeitos espaciais do desemprego nas regiões vizinhas, representados pela variável $\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$, observa-se uma sensível redução na magnitude dos coeficientes após a exclusão do setor público. Essas pequenas variações reforçam a importância de considerar diferentes contextos — como choques econômicos e a atuação do setor público — ao analisar

a sensibilidade das curvas salariais espaciais. Além disso, as *IMR* mostram uma mudança relevante onde os coeficientes da segunda etapa passam não ser estatisticamente significativo para os trabalhadores formais. Esse resultado indica que a presença do setor público atua como um fator de estabilidade para a correção de seleção no mercado formal, enquanto o setor informal mantém sua vulnerabilidade às condições do mercado de trabalho.

Um resumo detalhado dos principais resultados obtidos na presente pesquisa é apresentado na Tabela 20. A estimação das curvas salariais espaciais evidenciou que os salários no Brasil urbano não se distribuem uniformemente, sendo fortemente influenciados por fatores econômicos locais e interações espaciais, como os fluxos de atividade econômica entre as regiões. Essas interações desempenham um forte papel na dinamicidade salarial, especialmente no mercado informal, onde as flutuações nas taxas de desemprego, particularmente nas regiões vizinhas, têm impacto mais intenso, mostrando maior vulnerabilidade à volatilidade do mercado de trabalho e aos choques externos. No setor formal, a resposta do salário às variações no desemprego foi mais atenuada, possivelmente devido à rigidez salarial, benefícios trabalhistas e da maior estabilidade no emprego.

Em resumo, os resultados demonstram que a sensibilidade salarial no Brasil é moldada por uma combinação de fatores regionais, setoriais e temporais. As interações espaciais contribuem na formação das curvas salariais. Esses achados fornecem uma base para o desenvolvimento de políticas públicas que busquem reduzir desigualdades regionais e setoriais, promovendo maior equidade no mercado de trabalho brasileiro.

Tabela 20 — Resumo dos resultados

	$\ln U_{rt}$			$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$			Número de Observações
	Baseado em Contiguidade	Baseado em Distância	Baseado em Atividade Econômica	Baseado em Contiguidade	Baseado em Distância	Baseado em Atividade Econômica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
Curvas salariais espaciais							
Total	-0,0604***	-0,0591***	-0,0712***	-0,0523***	-0,0463	-0,2538***	956.633
Formal	-0,0393***	-0,0373***	-0,0552***	-0,0603***	-0,0493	-0,3460***	578.581
- Homens Formais	-0,0493***	-0,0467***	-0,0666***	-0,0783***	-0,1055**	-0,3821***	313.992
- Mulheres Formais	-0,0261**	-0,0251**	-0,0389***	-0,0320*	0,0369	-0,2718***	264.589
Informal	-0,0782***	-0,0773***	-0,0841***	-0,0515**	-0,0738	-0,1559	378.052
- Homens Informais	-0,0762***	-0,0754***	-0,0809***	-0,0492*	-0,0818	-0,1253	214.478
- Mulheres Informais	-0,0801***	-0,0788***	-0,0862***	-0,0556	-0,0808	-0,1620	163.574
Curvas salariais com correção							
Formal	-0,0384***	-0,0364***	-0,0544***	-0,0608***	-0,0510	-0,3482***	578.581
- Homens Formais	-0,0457***	-0,0429***	-0,0643***	-0,0809***	-0,1204**	-0,4097***	322.464
- Mulheres Formais	-0,0252**	-0,0241**	-0,0373***	-0,0334*	0,0289	-0,2575***	269.264
- F. Baixa Qualificação	-0,0217	-0,0239	-0,0409	0,0006	0,1221	-0,5364	17.410
- F. Alta Qualificação	-0,0384***	-0,0355***	-0,0585***	-0,0842***	-0,0832*	-0,4375***	432.949
Informal	-0,0760***	-0,0750***	-0,0821***	-0,0531**	-0,0794	-0,1627	378.052
- Homens Informais	-0,0812***	-0,0801***	-0,0881***	-0,0563**	-0,1007	-0,1858	233.188
- Mulheres Informais	-0,0764***	-0,0750***	-0,0826***	-0,0594*	-0,0980	-0,1642	173.824
- I. Baixa Qualificação	-0,0756*	-0,0745*	-0,0723*	-0,1141	-0,3081	0,3953	36.143
- I. Alta Qualificação	-0,0716***	-0,0692***	-0,0877***	-0,0899**	-0,2071**	-0,3912**	188.712
Robustez 1 (com correção)							
Formal (retirada pandemia)	-0,0422***	-0,0396***	-0,0575***	-0,0529***	-0,0241	-0,3146***	524.569
Informal (retirada pandemia)	-0,0710***	-0,0689***	-0,0778***	-0,0516**	-0,0780	-0,1785	339.079
Robustez 2 (com correção)							
Formal (retirado s. público)	-0,0578***	-0,0557***	-0,0769***	-0,0485***	-0,0200	-0,3726***	429.108
Informal (retirado s. público)	-0,0760***	-0,0750***	-0,0821***	-0,0531**	-0,0794	-0,1627	378.052

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Nota: $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os resultados para a curva de salário padrão foi de -0,0596 para a amostra total, -0,0356 para trabalhadores formais e -0,0811 para informais, todos estatisticamente significativos a 1%.

5. CONCLUSÃO

A relação entre salários e desemprego tem sido um tema de grande relevância na pesquisa econômica aplicada, especialmente no que diz respeito às variações observadas nos mercados de trabalho locais. Com intuito de se aprofundar na compreensão da referida relação no Brasil urbano, a presente pesquisa investiga o comportamento das curvas salariais e suas repercussões no mercado de trabalho, no período de 2012 a 2023. Para isso, foram utilizados microdados trimestrais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua, abrangendo as 27 unidades da federação. Além de contribuir para a literatura sobre curvas salariais espaciais, a pesquisa investiga se há distinções significativas entre as curvas salariais de trabalhadores formais e informais.

A análise empírica revelou padrões esperados entre salários e taxas de desemprego, considerando diversas dimensões, como setores informal e formal, gênero e níveis educacionais. Do ponto de vista metodológico, uma das contribuições deste estudo foi a incorporação de técnicas avançadas para mitigar problemas de endogeneidade na estimação das curvas salariais, como a correção do viés de seleção amostral e a inclusão de uma matriz baseada em atividade econômica, garantindo maior precisão nos resultados.

Primeiramente, verificou-se que a relação da curva salarial espacial se aplica tanto a trabalhadores formais quanto informais. Esse resultado é consistente em todas as especificações, especialmente após o controle pela seleção para o emprego formal, emprego informal e não emprego, um aspecto não incorporado em estudos anteriores sobre curvas salariais brasileiras. Considerar essa dimensão influencia as elasticidades salariais estimadas, e permite uma melhor comparação entre as curvas salariais espaciais dos trabalhadores formais e informais. Portanto, as conclusões da presente pesquisa consideram tais resultados.

Os resultados apontam que, ponderando o nível de atividade econômica entre os estados para o exame da taxa de desemprego, a elasticidade do salário estimada para o mercado de trabalho brasileiro urbano é de aproximadamente -0,05, considerando o setor formal, sugerindo que um aumento de 1% na taxa de desemprego local resulta em uma redução de 0,05% no salário-hora real. Para os trabalhadores informais, essa redução é de 0,08%, sendo esse grupo mais sensível às variações do desemprego local, em comparação com os formais, estando alinhado aos achados de Baltagi e Başkaya (2022), Paula e Marques (2022), Barufi, Haddad e Nijkamp (2023) e Pulido-Estupiñan (2024). Esses achados reforçam a relevância da segmentação do mercado de trabalho ao considerar a sensibilidade salarial a choques de desemprego. Ao considerar a dimensão espacial, observa-se que os salários dos trabalhadores

formais são mais sensíveis ao impacto do desemprego nas regiões vizinhas, com uma elasticidade de aproximadamente $-0,35$. O setor formal parece ter uma integração mais forte com os fluxos econômicos regionais do entorno. Isto é, o salário dos trabalhadores formais na unidade da federação j é mais influenciado pelo desemprego nos estados mais conectados a unidade da federação j , em termos de impacto econômico.

A análise sob uma perspectiva de gênero revela uma dicotomia na sensibilidade ao desemprego entre homens e mulheres nos setores formal e informal. As trabalhadoras formais apresentam uma atenuada sensibilidade a choques no desemprego local, em comparação aos homens formais. Por outro lado, no setor informal, as sensibilidades salariais às flutuações do desemprego são similares para homens e mulheres. Adicionalmente, os padrões de *spillover* espacial indicam que os homens formalmente empregados são mais sensíveis às taxas de desemprego no entorno, comparativamente às mulheres formalmente empregadas. Nesse sentido, um aumento de 1% no desemprego dos estados vizinhos, considerando a atividade econômica inter-regional, resulta em uma redução de aproximadamente 0,41% nos salários dos homens formais e de 0,26% nos salários das mulheres formais.

Outro aspecto relevante refere-se ao nível educacional. Trabalhadores altamente escolarizados no setor informal demonstram uma expressiva vulnerabilidade a choques locais de desemprego, comparativamente aos trabalhadores formais. Esse efeito se intensifica para ambos os segmentos ao se considerar os *spillovers* espaciais. Os resultados sugerem que um aumento de 1% no desemprego em estados “vizinhos”, considerando as interações nas atividades econômicas, gera uma redução de 0,44% nos salários reais para trabalhadores qualificados, no setor formal, e 0,39%, no setor informal. Esses resultados indicam que a alta qualificação proporciona maior sensibilidade para ajustes salariais, diante de choques econômicos que afetem o desemprego.

Em síntese, este estudo destaca a complexidade das curvas salariais espaciais. A conectividade geográfica e as atividades econômicas inter-regionais desempenham um papel importante na influência das sensibilidades salariais regionais. Os achados deste estudo abrem espaço para futuras investigações que aprofundem a interpretação das interações entre salários, desemprego e fatores socioeconômicos no mercado de trabalho brasileiro. Um desdobramento relevante seria a análise dos impactos da migração, examinando seus efeitos sobre a hipótese da curva salarial regional. Além disso, a investigação das curvas salariais em setores de atividade específicos da economia pode fornecer evidências sobre as heterogeneidades na resposta a oscilações do desemprego, contribuindo para a formulação de políticas setoriais mais eficazes.

Contudo, este estudo reforça a importância de compreender a relação entre salários e desemprego a partir de uma perspectiva espacial, reconhecendo que o mercado de trabalho não opera de forma isolada, mas sim em constante interação com fatores regionais e estruturais. Ao evidenciar as influências locais e inter-regionais sobre a determinação salarial, os resultados ressaltam a complexidade dos ajustes do mercado de trabalho brasileiro e a necessidade de abordagens que considerem essas interdependências. Assim, a pesquisa contribui para uma visão mais ampla e integrada das forças que moldam os salários no Brasil urbano, oferecendo subsídios para um entendimento mais profundo da estrutura econômica e social do país.

Diante desses achados, observa-se que a compreensão das dinâmicas salariais regionais e de sua interação com o desemprego pode desempenhar um papel estratégico na formulação de políticas públicas mais equitativas e territorialmente ajustadas. A identificação de padrões diferenciados de sensibilidade salarial entre setores, gênero e níveis educacionais aponta para a necessidade de políticas que reconheçam as desigualdades estruturais do mercado de trabalho brasileiro. Iniciativas voltadas à formalização, à inclusão produtiva e à articulação de ações inter-regionais ganham ainda mais relevância quando se considera o caráter conectado dos mercados locais. Assim, ao incorporar a dimensão espacial na análise do mercado de trabalho, este estudo fornece uma base empírica sólida para políticas públicas mais eficazes, que aliem desenvolvimento regional à redução de vulnerabilidades socioeconômicas.

REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, I. F.; HADDAD, E. A. **Interregional Trade, Structural Changes and Regional Inequality**. Núcleo de Economia Regional e Urbana da Universidade de São Paulo (NEREUS), 2024.
- BALTAGI, B. H.; BAŞKAYA, Y. S. Spatial wage curves for formal and informal workers in Turkey. **IZA Discussion Paper**, n. 14060, 2022.
- BALTAGI, B. H.; BASKAYA, Y. S.; HULAGU, T. How different are the wage curves for formal and informal workers? Evidence from Turkey. **Papers in Regional Science**, v. 92, n. 2, p. 271-284, 2013.
- BALTAGI, B. H.; BASKAYA, Y. S.; HULAGU, T. The Turkish wage curve: Evidence from the Household Labor Force Survey. **Economics Letters**, v. 114, n. 1, p. 128–131, 2012.
- BALTAGI, B. H.; BLIEN, U.; WOLF, K. A dynamic spatial panel data approach to the German wage curve. **Economic Modelling**, v. 29, n. 1, p. 12–21, 2012.
- BALTAGI, B. H.; ROKICKI, B. The spatial Polish wage curve with gender effects: evidence from the Polish Labor Survey. **Regional Science and Urban Economics**, v. 49, p. 36-47, 2014.
- BALTAGI, B. H.; ROKICKI, B.; SOUZA, K. B. The Brazilian wage curve: new evidence from the National Household Survey. **Empirical Economics**, v. 53, p. 267-286, 2017.
- BARUFI, A. M. B.; HADDAD, E. A.; NIJKAMP, P. Urban agglomeration, city size, and spatial density effects on wage flexibility: New evidence on the wage curve in Brazil. **Regional Science Policy & Practice**, v. 15, n. 9, p. 1998-2026, 2023.
- BARUFI, A. M. B.; HADDAD, E. A.; NIJKAMP, P. New evidence on the wage curve: Non-linearities, urban size, and spatial scale in Brazil. **Texto para discussão NEREUS 1-2017**. São Paulo: Núcleo de Economia Regional e Urbana da Universidade de São Paulo (NEREUS), 2017.
- BLANCHFLOWER, D. G.; OSWALD, A. J. An introduction to the wage curve. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 3, p. 153–167, 1995a.
- BLANCHFLOWER, D. G.; OSWALD, A. International wage curves. In: FREEMAN, R. B.; KATZ, L. F. (Ed.). **Differences and changes in wage structures**. Chicago: University of Chicago Press, 1995b. p. 145-174.
- BLANCHFLOWER, D. G.; OSWALD, A. J. **The Wage Curve**. MIT Press, Cambridge Massachusetts, 1994a. p. 494.
- BLANCHFLOWER, D. G.; OSWALD, A. J. Estimating a wage curve for Britain 1973-1990. **The Economic Journal**, v. 104, n. 426, p. 1025-1043, 1994b.
- BLANCHFLOWER, D. G.; OSWALD, A. J. The wage curve reloaded. **IZA Discussion Paper** N. 1665, 2005.

BLANCHFLOWER, D. G.; OSWALD, A. J. The wage curve. **The Scandinavian Journal of Economics**, v. 92, n. 2, p. 215-235, 1990.

BRASIL. **Decreto-Lei nº 5.452, de 1º de maio de 1943**. Aprova a Consolidação das Leis do Trabalho. Diário Oficial da União: seção 1, Brasília, DF, 9 ago. 1943. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto-lei/del5452.htm. Acesso em: 5 abr. 2025.

BRASIL. **Lei nº 14.663, de 28 de agosto de 2023**. Dispõe sobre a política de valorização do salário mínimo a vigorar a partir de 1º de janeiro de 2024. Diário Oficial da União: seção 1, Brasília, DF, 28 ago. 2023. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2023-2026/2023/lei/L14663.htm. Acesso em: 5 abr. 2025.

CAMPBELL, C.; ORSZAG, J. M. A model of the wage curve. **Economics Letters**, v. 59, n. 1, p. 119–125, 1998.

CARD, D. The wage curve: A review. **Journal of Economic Literature**, v. 33, n. 2, p. 785-799, 1995.

CORSEUIL, C. H.; FRANCA, M.; PADILHA, G.; RAMOS, L.; RUSSO, F. M. Comportamento do mercado de trabalho brasileiro em duas recessões: análise do período 2015-2016 e da pandemia de covid-19. In: SILVA, S. P; CORSEUIL, C. H.; COSTA, J. S. **Impactos da pandemia de Covid-19 no mercado de trabalho e na distribuição de renda no Brasil**. Livro editado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), Brasília, 2022. p. 23-40.

COSTA, J. S.; BARBOSA, A. L. N. H.; HECKSHER, M. Desigualdades no mercado de trabalho e pandemia da covid-19. **Texto para Discussão N. 2684**, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília, 2021.

COSTA, M. S. Trabalho informal: um problema estrutural básico no entendimento das desigualdades na sociedade brasileira. **Caderno Crh**, v. 23, p. 171-190, 2010.

COSTA, Simone da Silva. Pandemia e desemprego no Brasil. **Revista de Administração Pública**, v. 54, n. 4, p. 969-978, 2020.

DICKENS, W. T.; LANG, K. A test of dual labor market theory. **National Bureau of Economic Research**, v. 75, n. 4, p. 792-805, 1984.

ENGBOM, N.; GONZAGA, G.; MOSER, C.; OLIVERI, R. Earnings inequality and dynamics in the presence of informality: The case of Brazil. **Quantitative Economics**, v. 13, n. 4, p. 1405-1446, 2022.

FIELDS, G. S. A Guide to Multisector Labor Market Models. **Social Protection Discussion Paper Series**, N. 0505, 2005.

FINGLETON, B.; PALOMBI, S. The wage curve reconsidered: Is it truly an “empirical law of economics”. **Région et développement**, v. 38, n. 38, p. 49-92, 2013.

GARCIA, L. L.; FAJNZYLBER, P. A curva de salários e a flexibilidade do mercado de trabalho brasileiro. In: WAJNMAN, S.; MACHADO, A. F. **Mercado de trabalho - uma análise a partir das pesquisas domiciliares no Brasil**. Livros editados pelo Cedeplar-UFMG, 2004. p. 175-201.

GÜNTHER, I.; LAUNOV, A. Informal employment in developing countries. **Journal of Development Economics**, v. 97, n. 1, p. 88–98, 2012.

GUILHOTO, Joaquim José Martins. **Matrizes Interregionais de Insumo-Produto, Brasil (2008)**. São Paulo: NEREUS – Núcleo de Economia Regional e Urbana da USP, 2008. Disponível em: <http://www.usp.br/nereus/?dados=matrizes-interregionais-de-insumo-produto-brasil-2008>. Acesso em: 2 fev. 2025.

GUILHOTO, J.J.M., C.R. AZZONI, S.M. ICHIHARA, D.K. KADOTA, E.A. HADDAD. **Matriz de Insumo-Produto do Nordeste e Estados: Metodologia e Resultados**. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 2010. ISBN: 978.85.7791.110.3. 289 p.

HADDAD, E. A.; JÚNIOR, C. A. G.; NASCIMENTO, T. O. Matriz interestadual de insumo-produto para o Brasil: uma aplicação do método IIOAS. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 11, n. 4, p. 424-446, 2017.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.

HECKMAN, J. J.; HOTZ, V. J. An Investigation of the Labor Market Earnings of Panamanian Males Evaluating the Sources of Inequality. **The Journal of Human Resources**, v. 21, n. 4, p. 507-542, 1986.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua: principais destaques da evolução do mercado de trabalho no Brasil: 2012-2023. Rio de Janeiro: IBGE, 2023.

KARATAS, H. The Turkish spatial wage curve. **Econometrics**, v. 5, n. 3, p. 1-21, 2017.

KLEIBERGEN, F.; PAAP, R. Generalized reduced rank tests using the singular value decomposition. **Journal of econometrics**, v. 133, n. 1, p. 97-126, 2006.

LONGHI, S.; NIJKAMP, P.; POOT, J. Spatial heterogeneity and the wage curve revisited. **Journal of Regional Science**, v. 46, n. 4, p. 707-731, 2006.

MANZANO, M.; KREIN, J. D.; ABÍLIO, L. C. The Dynamics of Labour Informality in Brazil, 2003–2019. **Global Labour Journal**, v. 12, n. 3, p. 227-243, 2021.

MAURIZIO, R. Labour informality in Latin America: the case of Argentina, Chile, Brazil and Peru. **Brooks World Poverty Institute Working Paper**, N. 165, 2012.

MINCER, J. Education, experience, and the distribution of earnings and employment: an overview. **Education, income, and human behavior**, p. 71-94, 1975.

NIJKAMP, P.; POOT, J. The last word on the wage curve? **Journal of Economic Surveys**, v. 19, n. 3, p. 421–450, 2005.

PACHECO, J. P.; MENDES, G. M.; MOURA, G. M. Análise da Diferença Salarial entre Homens e Mulheres no Paraná em 2012 e 2019. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 16, n. 4, p. 591-615, 2022.

PAULA, G. C.; MARQUES, A. M. Brazilian wage curve: Further evidence based on spatial interactions in times of recession, 2012–2019. **The Indian Journal of Labour Economics**, v. 65, n. 3, p. 689-708, 2022.

PEREIRA, G. G.; MAIA, K.; GOMES, M. R. A composição do desemprego no Brasil de 2012 a 2016/2017: uma abordagem regional. **XX Encontro Nacional De Economia da Região Sul**. v. 46, 2018.

PEROBELLI, F. S.; HADDAD, E. A. Padrões de comércio interestadual no Brasil, 1985 e 1997. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 10, p. 61-88, 2006.

PHILLIPS, A. W. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861–1957. **Econômica**, v. 25, n. 100, p. 283–299, 1958.

PULIDO-ESTUPINAN, M. S. **Exploring Spatial Wage Curves: Evidence from Colombia's Formal and Informal Employment**. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidad del Rosario Bogotá. Colômbia, p.30. 2024.

RAMOS, R.; DUQUE, J. C.; SURINACH, J. Is the wage curve formal or informal? Evidence for Colombia. **Economics Letters**, v. 109, n. 2, p. 63-65, 2010.

RAMOS, R.; NICODEMO, C.; SANROMÁ, E. A spatial panel wage curve for Spain. **Letters in Spatial and Resource Sciences**, v. 8, n. 2, p. 125–139, 2015.

REIS, M. C. 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**, v. 60, n. 3, p. 297–319, 2006.

SANTOLIN, R.; ANTIGO, M. F. Curvas de salário dinâmicas e efeitos sobre o salário real e o desemprego de longo prazo para a economia brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)**, v. 50, n. 1, p.128-156, 2020.

SHAPIRO, C.; STIGLITZ, J. E. Equilibrium unemployment as a worker discipline device. **The American Economic Review**, v. 74, n. 3, p. 433-444, 1984.

SILVA, A. S. P.; MONSUETO, S.; PORSSE, A. A. Flexibilidade do mercado de trabalho: uma análise comparativa entre segmentos socioeconômicos no Brasil (2002-2009), **Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)**, v. 45, n. 1, p.126-444, 2015.

SOUZA, I. V. D.; MACHADO, A. F. Curva de rendimentos: uma análise no mercado de trabalho urbano e rural no Brasil (1981/99). **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 42, n. 1, p. 35–54, 2004.

UCHOA, C. F. A. An estimate of spatial wage curve for Brazilian northeast region. **Nexos Econômicos**, v. 13, n. 1, p. 63-79, 2019.

APÊNDICE A — Resultados completos das estimativas da curva de salários²⁵

Tabela A1 — Estimativas padrão da curva de salários para o Brasil urbano (2012-2023)

	Amostra Completa		Trabalhadores formais		Trabalhadores informais	
	OLS	FE-2SLS	OLS	FE-2SLS	OLS	FE-2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln U_{rt}$	-0,0590*** (0,0074)	-0,0593*** (0,0074)	-0,0369*** (0,0082)	-0,0372*** (0,0082)	-0,0777*** (0,0133)	-0,0778*** (0,0133)
Homens	0,2068*** (0,0022)	0,2068*** (0,0022)	0,1934*** (0,0023)	0,1934*** (0,0023)	0,1756*** (0,0044)	0,1756*** (0,0044)
Idade	0,0320*** (0,0005)	0,0320*** (0,0005)	0,0243*** (0,0006)	0,0243*** (0,0006)	0,0347*** (0,0009)	0,0347*** (0,0009)
Idade ao quadrado	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)
Branco e amarelos	0,0945*** (0,0020)	0,0945*** (0,0020)	0,0969*** (0,0021)	0,0969*** (0,0021)	0,0953*** (0,0037)	0,0953*** (0,0037)
Fundamental incompleto	0,1840*** (0,0071)	0,1840*** (0,0071)	0,0420*** (0,0089)	0,0419*** (0,0089)	0,2030*** (0,0092)	0,2030*** (0,0092)
Fundamental completo	0,3134*** (0,0074)	0,3134*** (0,0074)	0,1395*** (0,0091)	0,1395*** (0,0091)	0,3358*** (0,0100)	0,3358*** (0,0100)
Médio incompleto	0,3600*** (0,0078)	0,3600*** (0,0078)	0,1970*** (0,0094)	0,1970*** (0,0094)	0,3698*** (0,0108)	0,3698*** (0,0108)
Médio completo	0,4321*** (0,0073)	0,4321*** (0,0073)	0,2597*** (0,0089)	0,2597*** (0,0089)	0,4366*** (0,0098)	0,4366*** (0,0098)
Superior incompleto	0,5839*** (0,0082)	0,5839*** (0,0082)	0,4216*** (0,0098)	0,4216*** (0,0098)	0,5818*** (0,0128)	0,5818*** (0,0128)
Superior completo	0,9221*** (0,0081)	0,9221*** (0,0081)	0,7707*** (0,0096)	0,7707*** (0,0096)	0,8609*** (0,0129)	0,8609*** (0,0129)
Principal responsável pela família	0,0912*** (0,0020)	0,0912*** (0,0020)	0,1076*** (0,0022)	0,1076*** (0,0022)	0,0690*** (0,0037)	0,0690*** (0,0037)
Profissionais das ciências e intelectuais	-0,0492*** (0,0070)	-0,0492*** (0,0070)	-0,0321*** (0,0072)	-0,0321*** (0,0072)	0,0614*** (0,0223)	0,0614*** (0,0223)
Técnicos e profissionais de nível médio	-0,2910*** (0,0065)	-0,2910*** (0,0065)	-0,3024*** (0,0068)	-0,3024*** (0,0068)	-0,1182*** (0,0207)	-0,1182*** (0,0207)
Trabalhadores de apoio administrativo	-0,4998*** (0,0061)	-0,4998*** (0,0061)	-0,5115*** (0,0062)	-0,5115*** (0,0062)	-0,3874*** (0,0212)	-0,3874*** (0,0212)

²⁵ Para os resultados apresentados nas Tabelas A1 a A12, as seguintes variáveis foram omitidas: sexo (mulheres), raça (pretos e pardos), nível de escolaridade (sem instrução), posição de principal responsável pela família, grupo ocupacional (diretores e gerentes), categoria de atividade (trabalhador no setor agropecuário), tempo de trabalho (menos de um ano no trabalho), localização metropolitana (reside em área metropolitana) e unidade da federação (Rondônia). O ano de referência omitido é 2012.

Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	-0,5636***	-0,5636***	-0,5279***	-0,5280***	-0,4620***	-0,4620***
	(0,0060)	(0,0060)	(0,0063)	(0,0063)	(0,0194)	(0,0194)
Trabalhadores qualificados da agropecuária, florestais, da caça e da pesca	-0,7172***	-0,7172***	-0,4508***	-0,4508***	-0,5538***	-0,5538***
	(0,0116)	(0,0116)	(0,0162)	(0,0162)	(0,0231)	(0,0231)
Trabalhadores qualificados, operários e artesões da construção, das artes mecânicas e outros ofícios	-0,5306***	-0,5306***	-0,4857***	-0,4857***	-0,3712***	-0,3712***
	(0,0064)	(0,0064)	(0,0067)	(0,0067)	(0,0198)	(0,0198)
Operadores de instalações e máquinas e montadores	-0,5093***	-0,5093***	-0,5281***	-0,5281***	-0,3383***	-0,3383***
	(0,0062)	(0,0062)	(0,0065)	(0,0065)	(0,0198)	(0,0198)
Ocupações elementares	-0,6373***	-0,6373***	-0,6646***	-0,6646***	-0,4688***	-0,4688***
	(0,0060)	(0,0060)	(0,0062)	(0,0062)	(0,0193)	(0,0193)
Membros das forças armadas, policiais e bombeiros militares	-0,1309***	-0,1309***	-0,1052***	-0,1052***		
	(0,0104)	(0,0104)	(0,0104)	(0,0104)		
Ocupações mal definidas	-0,3672***	-0,3672***	-0,3297***	-0,3297***	-0,2787***	-0,2787***
	(0,0206)	(0,0206)	(0,0247)	(0,0247)	(0,0384)	(0,0384)
Trabalhador no setor de indústria	0,0992***	0,0992***	0,0041	0,0041	0,0267**	0,0267**
	(0,0064)	(0,0064)	(0,0068)	(0,0068)	(0,0118)	(0,0118)
Trabalhador no setor de construção civil	0,1141***	0,1141***	0,0342***	0,0342***	0,1839***	0,1839***
	(0,0065)	(0,0065)	(0,0080)	(0,0080)	(0,0101)	(0,0101)
Trabalhador no setor de serviços	0,0688***	0,0688***	-0,0712***	-0,0712***	0,1799***	0,1799***
	(0,0058)	(0,0058)	(0,0066)	(0,0066)	(0,0094)	(0,0094)
Trabalhador no setor social	0,0871***	0,0871***	-0,1078***	-0,1078***	0,2497***	0,2497***
	(0,0067)	(0,0067)	(0,0072)	(0,0072)	(0,0163)	(0,0163)
Trabalhador no setor de administração pública	0,3213***	0,3213***	0,1224***	0,1224***	0,3157***	0,3157***
	(0,0070)	(0,0070)	(0,0075)	(0,0075)	(0,0388)	(0,0388)
Tempo de trabalho de 1 mês a menos de 1 ano	0,1270***	0,1270***	0,0309***	0,0309***	0,1301***	0,1301***
	(0,0059)	(0,0059)	(0,0065)	(0,0065)	(0,0084)	(0,0084)
Tempo de trabalho de 1 ano a menos de 2 anos	0,1702***	0,1702***	0,0530***	0,0530***	0,1907***	0,1907***
	(0,0062)	(0,0062)	(0,0068)	(0,0068)	(0,0094)	(0,0094)
Tempo de trabalho de 2 anos ou mais	0,2845***	0,2845***	0,1665***	0,1665***	0,3128***	0,3128***
	(0,0058)	(0,0058)	(0,0064)	(0,0064)	(0,0081)	(0,0081)

Área metropolitana	0,1110*** (0,0020)	0,1110*** (0,0020)	0,1048*** (0,0022)	0,1048*** (0,0022)	0,1122*** (0,0037)	0,1122*** (0,0037)
Constante	1,3532*** (0,0210)	1,3536*** (0,0210)	1,8439*** (0,0236)	1,8445*** (0,0236)	1,1315*** (0,0399)	1,1317*** (0,0399)
R^2	0,4547	0,4547	0,5128	0,5128	0,3451	0,3451
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap		2.083,6030		3.429,1447		1.535,2864
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap		0,0000		0,0000		0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	956.633	956.633	578.581	578.581	378.052	378.052

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O p -value indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com $pweight$ no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana.

Tabela A2 — Estimativas espaciais da curva de salários para o Brasil urbano (2012-2023)

	Baseado em	Baseado em	Baseado em atividade
	Contiguidade	Distância	Econômica
	(1)	(2)	(3)
$\ln U_{rt}$	-0,0604*** (0,0074)	-0,0591*** (0,0074)	-0,0712*** (0,0077)
$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$	-0,0523*** (0,0125)	-0,0463 (0,0342)	-0,2538*** (0,0632)
Homens	0,2068*** (0,0022)	0,2068*** (0,0022)	0,2068*** (0,0022)
Idade	0,0320*** (0,0005)	0,0320*** (0,0005)	0,0320*** (0,0005)
Idade ao quadrado	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)
Branco e amarelos	0,0945*** (0,0020)	0,0945*** (0,0020)	0,0944*** (0,0020)
Fundamental incompleto	0,1840*** (0,0071)	0,1840*** (0,0071)	0,1840*** (0,0071)
Fundamental completo	0,3135*** (0,0074)	0,3135*** (0,0074)	0,3135*** (0,0074)
Médio incompleto	0,3601*** (0,0078)	0,3600*** (0,0078)	0,3600*** (0,0078)
Médio completo	0,4321*** (0,0073)	0,4321*** (0,0073)	0,4321*** (0,0073)

Superior incompleto	0,5839*** (0,0082)	0,5839*** (0,0082)	0,5838*** (0,0082)
Superior completo	0,9221*** (0,0081)	0,9221*** (0,0081)	0,9220*** (0,0081)
Principal responsável pela família	0,0912*** (0,0020)	0,0912*** (0,0020)	0,0912*** (0,0020)
Profissionais das ciências e intelectuais	-0,0493*** (0,0070)	-0,0493*** (0,0070)	-0,0492*** (0,0070)
Técnicos e profissionais de nível médio	-0,2911*** (0,0065)	-0,2910*** (0,0065)	-0,2910*** (0,0065)
Trabalhadores de apoio administrativo	-0,4998*** (0,0061)	-0,4998*** (0,0061)	-0,4998*** (0,0061)
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	-0,5637*** (0,0060)	-0,5636*** (0,0060)	-0,5636*** (0,0060)
Trabalhadores qualificados da agropecuária, florestais, da caça e da pesca	-0,7173*** (0,0116)	-0,7173*** (0,0116)	-0,7172*** (0,0116)
Trabalhadores qualificados, operários e artesões da construção, das artes mecânicas e outros ofícios	-0,5306*** (0,0064)	-0,5306*** (0,0064)	-0,5305*** (0,0064)
Operadores de instalações e máquinas e montadores	-0,5093*** (0,0062)	-0,5093*** (0,0062)	-0,5093*** (0,0062)
Ocupações elementares	-0,6374*** (0,0060)	-0,6373*** (0,0060)	-0,6373*** (0,0060)
Membros das forças armadas, policiais e bombeiros militares	-0,1311*** (0,0104)	-0,1310*** (0,0104)	-0,1309*** (0,0104)
Ocupações mal definidas	-0,3672*** (0,0206)	-0,3673*** (0,0206)	-0,3670*** (0,0206)
Trabalhador no setor de indústria	0,0992*** (0,0064)	0,0992*** (0,0064)	0,0991*** (0,0064)
Trabalhador no setor de construção civil	0,1142*** (0,0065)	0,1141*** (0,0065)	0,1141*** (0,0065)
Trabalhador no setor de serviços	0,0688*** (0,0058)	0,0688*** (0,0058)	0,0688*** (0,0058)
Trabalhador no setor social	0,0871*** (0,0067)	0,0871*** (0,0067)	0,0871*** (0,0067)
Trabalhador no setor de administração pública	0,3213*** (0,0070)	0,3213*** (0,0070)	0,3212*** (0,0070)
Tempo de trabalho de 1 mês a menos de 1 ano	0,1270***	0,1270***	0,1270***

	(0,0059)	(0,0059)	(0,0059)
Tempo de trabalho de 1 ano a menos de 2 anos	0,1702***	0,1702***	0,1702***
	(0,0062)	(0,0062)	(0,0062)
Tempo de trabalho de 2 anos ou mais	0,2845***	0,2845***	0,2845***
	(0,0058)	(0,0058)	(0,0058)
Área metropolitana	0,1110***	0,1110***	0,1110***
	(0,0020)	(0,0020)	(0,0020)
Constante	1,4655***	1,4506***	1,8781***
	(0,0338)	(0,0751)	(0,1304)
R^2	0,4547	0,4547	0,4547
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap	2.083,6030	2.083,6030	1.535,2864
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap	0,0000	0,0000	0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim
Observações	956.633	956.633	956.633

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O p -value indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com $pweight$ no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana.

Tabela A3 — Estimativas espaciais da curva de salários para o Brasil urbano: distinção entre formais e informais (2012-2023)

	Baseado em Contiguidade		Baseado em Distância		Baseado em atividade Econômica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal
$\ln U_{rt}$	-0,0782*** (0,0133)	-0,0393*** (0,0082)	-0,0773*** (0,0133)	-0,0373*** (0,0082)	-0,0841*** (0,0137)	-0,0552*** (0,0084)
$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$	-0,0515** (0,0226)	-0,0603*** (0,0137)	-0,0738 (0,0616)	-0,0493 (0,0378)	-0,1559 (0,1191)	-0,3460*** (0,0711)
Homens	0,1756*** (0,0044)	0,1934*** (0,0023)	0,1756*** (0,0044)	0,1934*** (0,0023)	0,1756*** (0,0044)	0,1934*** (0,0023)
Idade	0,0347*** (0,0009)	0,0243*** (0,0006)	0,0347*** (0,0009)	0,0243*** (0,0006)	0,0347*** (0,0009)	0,0243*** (0,0006)
Idade ao quadrado	-0,0004*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)
Branco e amarelos	0,0952*** (0,0037)	0,0969*** (0,0021)	0,0953*** (0,0037)	0,0969*** (0,0021)	0,0952*** (0,0037)	0,0969*** (0,0021)

Fundamental incompleto	0,2030*** (0,0092)	0,0420*** (0,0089)	0,2030*** (0,0092)	0,0420*** (0,0089)	0,2030*** (0,0092)	0,0418*** (0,0089)
Fundamental completo	0,3359*** (0,0100)	0,1396*** (0,0091)	0,3359*** (0,0100)	0,1396*** (0,0091)	0,3359*** (0,0100)	0,1396*** (0,0091)
Médio incompleto	0,3699*** (0,0108)	0,1971*** (0,0094)	0,3698*** (0,0108)	0,1971*** (0,0094)	0,3697*** (0,0108)	0,1969*** (0,0094)
Médio completo	0,4367*** (0,0098)	0,2597*** (0,0089)	0,4367*** (0,0098)	0,2597*** (0,0089)	0,4366*** (0,0098)	0,2596*** (0,0089)
Superior incompleto	0,5819*** (0,0128)	0,4216*** (0,0098)	0,5819*** (0,0128)	0,4216*** (0,0098)	0,5818*** (0,0128)	0,4214*** (0,0098)
Superior completo	0,8610*** (0,0129)	0,7707*** (0,0096)	0,8610*** (0,0129)	0,7707*** (0,0096)	0,8609*** (0,0129)	0,7705*** (0,0096)
Principal responsável pela família	0,0690*** (0,0037)	0,1076*** (0,0022)	0,0690*** (0,0037)	0,1076*** (0,0022)	0,0690*** (0,0037)	0,1076*** (0,0022)
Profissionais das ciências e intelectuais	0,0612*** (0,0223)	-0,0322*** (0,0072)	0,0613*** (0,0223)	-0,0321*** (0,0072)	0,0614*** (0,0223)	-0,0321*** (0,0072)
Técnicos e profissionais de nível médio	-0,1183*** (0,0207)	-0,3024*** (0,0068)	-0,1183*** (0,0207)	-0,3024*** (0,0068)	-0,1182*** (0,0207)	-0,3023*** (0,0068)
Trabalhadores de apoio administrativo	-0,3876*** (0,0212)	-0,5116*** (0,0062)	-0,3875*** (0,0212)	-0,5116*** (0,0062)	-0,3874*** (0,0212)	-0,5115*** (0,0062)
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	-0,4622*** (0,0194)	-0,5280*** (0,0063)	-0,4621*** (0,0194)	-0,5280*** (0,0063)	-0,4620*** (0,0194)	-0,5279*** (0,0063)
Trabalhadores qualificados da agropecuária, florestais, da caça e da pesca	-0,5538*** (0,0231)	-0,4509*** (0,0162)	-0,5539*** (0,0231)	-0,4508*** (0,0162)	-0,5537*** (0,0231)	-0,4508*** (0,0162)
Trabalhadores qualificados, operários e artesões da construção, das artes mecânicas e outros ofícios	-0,3714*** (0,0198)	-0,4857*** (0,0067)	-0,3713*** (0,0198)	-0,4857*** (0,0067)	-0,3712*** (0,0198)	-0,4857*** (0,0067)
Operadores de instalações e máquinas e montadores	-0,3385*** (0,0198)	-0,5281*** (0,0065)	-0,3384*** (0,0198)	-0,5281*** (0,0065)	-0,3383*** (0,0198)	-0,5280*** (0,0065)
Ocupações elementares	-0,4689*** (0,0193)	-0,6646*** (0,0062)	-0,4689*** (0,0193)	-0,6645*** (0,0062)	-0,4687*** (0,0193)	-0,6646*** (0,0062)
Membros das forças armadas, policiais e bombeiros militares		-0,1054*** (0,0103)		-0,1052*** (0,0104)		-0,1052*** (0,0104)
Ocupações mal definidas	-0,2792*** (0,0384)	-0,3295*** (0,0247)	-0,2792*** (0,0384)	-0,3297*** (0,0247)	-0,2785*** (0,0384)	-0,3294*** (0,0247)
Trabalhador no setor de indústria	0,0267**	0,0041	0,0267**	0,0041	0,0267**	0,0039

	(0,0118)	(0,0068)	(0,0118)	(0,0068)	(0,0118)	(0,0068)
Trabalhador no setor de construção civil	0,1840***	0,0344***	0,1839***	0,0343***	0,1840***	0,0341***
	(0,0101)	(0,0080)	(0,0101)	(0,0080)	(0,0101)	(0,0080)
Trabalhador no setor de serviços	0,1799***	-0,0711***	0,1799***	-0,0712***	0,1800***	-0,0713***
	(0,0094)	(0,0066)	(0,0094)	(0,0066)	(0,0094)	(0,0066)
Trabalhador no setor social	0,2497***	-0,1078***	0,2497***	-0,1078***	0,2497***	-0,1080***
	(0,0163)	(0,0072)	(0,0163)	(0,0072)	(0,0163)	(0,0072)
Trabalhador no setor de administração pública	0,3157***	0,1225***	0,3156***	0,1224***	0,3157***	0,1222***
	(0,0387)	(0,0075)	(0,0387)	(0,0075)	(0,0387)	(0,0075)
Tempo de trabalho de 1 mês a menos de 1 ano	0,1301***	0,0309***	0,1301***	0,0309***	0,1301***	0,0309***
	(0,0084)	(0,0065)	(0,0084)	(0,0065)	(0,0084)	(0,0065)
Tempo de trabalho de 1 ano a menos de 2 anos	0,1907***	0,0529***	0,1907***	0,0530***	0,1907***	0,0529***
	(0,0094)	(0,0068)	(0,0094)	(0,0068)	(0,0094)	(0,0068)
Tempo de trabalho de 2 anos ou mais	0,3128***	0,1664***	0,3128***	0,1664***	0,3128***	0,1664***
	(0,0081)	(0,0064)	(0,0081)	(0,0064)	(0,0081)	(0,0064)
Área metropolitana	0,1122***	0,1048***	0,1122***	0,1048***	0,1122***	0,1048***
	(0,0037)	(0,0022)	(0,0037)	(0,0022)	(0,0037)	(0,0022)
Constante	1,2408***	1,9749***	1,2859***	1,9480***	1,4517***	2,5627***
	(0,0621)	(0,0374)	(0,1356)	(0,0829)	(0,2443)	(0,1464)
R^2	0,3451	0,5128	0,3451	0,5128	0,3451	0,5128
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap	1.535,2864	3.388,8018	1.535,2864	3.429,1447	1.206,2964	2.501,2585
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	378.052	578.581	378.052	578.581	378.052	578.581

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O *p-value* indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com *pweight* no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana.

Tabela A4 — Estimativas espaciais da curva de salários para homens no Brasil urbano: distinção entre formais e informais (2012-2023)

	Baseado em Contiguidade		Baseado em Distância		Baseado em atividade Econômica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal

$\ln U_{rt}$	-0,0762*** (0,0163)	-0,0493*** (0,0116)	-0,0754*** (0,0163)	-0,0467*** (0,0116)	-0,0809*** (0,0167)	-0,0666*** (0,0119)
$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$	-0,0492* (0,0281)	-0,0783*** (0,0190)	-0,0818 (0,0771)	-0,1055** (0,0526)	-0,1253 (0,1538)	-0,3821*** (0,0986)
Idade	0,0339*** (0,0012)	0,0299*** (0,0008)	0,0339*** (0,0012)	0,0299*** (0,0008)	0,0339*** (0,0012)	0,0299*** (0,0008)
Idade ao quadrado	-0,0003*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)
Branco e amarelos	0,0934*** (0,0047)	0,0985*** (0,0030)	0,0934*** (0,0047)	0,0985*** (0,0030)	0,0934*** (0,0047)	0,0985*** (0,0030)
Fundamental incompleto	0,2105*** (0,0110)	0,0756*** (0,0107)	0,2105*** (0,0110)	0,0756*** (0,0107)	0,2104*** (0,0110)	0,0754*** (0,0107)
Fundamental completo	0,3436*** (0,0120)	0,1866*** (0,0111)	0,3436*** (0,0120)	0,1865*** (0,0111)	0,3435*** (0,0120)	0,1865*** (0,0111)
Médio incompleto	0,3793*** (0,0128)	0,2509*** (0,0115)	0,3792*** (0,0128)	0,2509*** (0,0115)	0,3791*** (0,0128)	0,2507*** (0,0115)
Médio completo	0,4408*** (0,0118)	0,3232*** (0,0108)	0,4408*** (0,0118)	0,3232*** (0,0108)	0,4407*** (0,0118)	0,3230*** (0,0108)
Superior incompleto	0,5879*** (0,0165)	0,5109*** (0,0124)	0,5879*** (0,0165)	0,5109*** (0,0124)	0,5878*** (0,0165)	0,5106*** (0,0124)
Superior completo	0,8775*** (0,0167)	0,8670*** (0,0121)	0,8775*** (0,0167)	0,8671*** (0,0121)	0,8774*** (0,0167)	0,8667*** (0,0121)
Principal responsável pela família	0,1157*** (0,0049)	0,1354*** (0,0030)	0,1157*** (0,0049)	0,1354*** (0,0030)	0,1157*** (0,0049)	0,1353*** (0,0030)
Profissionais das ciências e intelectuais	0,0232 (0,0315)	-0,0089 (0,0105)	0,0232 (0,0315)	-0,0089 (0,0105)	0,0233 (0,0315)	-0,0087 (0,0105)
Técnicos e profissionais de nível médio	-0,1657*** (0,0287)	-0,3043*** (0,0089)	-0,1656*** (0,0287)	-0,3043*** (0,0089)	-0,1656*** (0,0287)	-0,3041*** (0,0089)
Trabalhadores de apoio administrativo	-0,4711*** (0,0310)	-0,5359*** (0,0086)	-0,4711*** (0,0310)	-0,5359*** (0,0086)	-0,4709*** (0,0310)	-0,5358*** (0,0086)
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	-0,4635*** (0,0272)	-0,5299*** (0,0084)	-0,4634*** (0,0272)	-0,5299*** (0,0084)	-0,4633*** (0,0272)	-0,5298*** (0,0084)
Trabalhadores qualificados da agropecuária, florestais, da caça e da pesca	-0,6474*** (0,0295)	-0,4576*** (0,0173)	-0,6474*** (0,0295)	-0,4576*** (0,0173)	-0,6473*** (0,0295)	-0,4574*** (0,0173)
Trabalhadores qualificados, operários e artesões da construção, das artes mecânicas e outros ofícios	-0,4195*** (0,0268)	-0,4695*** (0,0083)	-0,4194*** (0,0268)	-0,4695*** (0,0084)	-0,4193*** (0,0268)	-0,4694*** (0,0083)

Operadores de instalações e máquinas e montadores	-0,3658*** (0,0271)	-0,5142*** (0,0082)	-0,3658*** (0,0271)	-0,5142*** (0,0082)	-0,3657*** (0,0271)	-0,5141*** (0,0082)
Ocupações elementares	-0,6277*** (0,0269)	-0,6839*** (0,0083)	-0,6277*** (0,0269)	-0,6839*** (0,0083)	-0,6275*** (0,0269)	-0,6839*** (0,0083)
Membros das forças armadas, policiais e bombeiros militares		-0,1175*** (0,0120)		-0,1174*** (0,0120)		-0,1172*** (0,0120)
Ocupações mal definidas	-0,3691*** (0,0571)	-0,3379*** (0,0308)	-0,3693*** (0,0571)	-0,3381*** (0,0308)	-0,3686*** (0,0571)	-0,3377*** (0,0308)
Trabalhador no setor de indústria	0,0946*** (0,0127)	0,0127* (0,0074)	0,0947*** (0,0127)	0,0126* (0,0074)	0,0947*** (0,0127)	0,0124* (0,0074)
Trabalhador no setor de construção civil	0,1534*** (0,0100)	0,0405*** (0,0085)	0,1534*** (0,0100)	0,0404*** (0,0085)	0,1534*** (0,0100)	0,0402*** (0,0085)
Trabalhador no setor de serviços	0,1021*** (0,0101)	-0,0686*** (0,0072)	0,1021*** (0,0101)	-0,0687*** (0,0072)	0,1022*** (0,0101)	-0,0688*** (0,0072)
Trabalhador no setor social	0,2899*** (0,0327)	-0,1087*** (0,0094)	0,2899*** (0,0327)	-0,1088*** (0,0094)	0,2900*** (0,0327)	-0,1089*** (0,0094)
Trabalhador no setor de administração pública	0,2576*** (0,0563)	0,1092*** (0,0089)	0,2573*** (0,0564)	0,1091*** (0,0089)	0,2574*** (0,0564)	0,1089*** (0,0089)
Tempo de trabalho de 1 mês a menos de 1 ano	0,1300*** (0,0107)	0,0360*** (0,0088)	0,1300*** (0,0107)	0,0360*** (0,0088)	0,1300*** (0,0107)	0,0360*** (0,0088)
Tempo de trabalho de 1 ano a menos de 2 anos	0,1714*** (0,0123)	0,0543*** (0,0092)	0,1714*** (0,0123)	0,0544*** (0,0092)	0,1714*** (0,0122)	0,0544*** (0,0092)
Tempo de trabalho de 2 anos ou mais	0,2774*** (0,0103)	0,1728*** (0,0085)	0,2774*** (0,0103)	0,1729*** (0,0085)	0,2775*** (0,0103)	0,1729*** (0,0085)
Área metropolitana	0,0897*** (0,0049)	0,0856*** (0,0031)	0,0897*** (0,0049)	0,0856*** (0,0031)	0,0897*** (0,0049)	0,0856*** (0,0031)
Constante	1,5509*** (0,0767)	2,0499*** (0,0515)	1,6181*** (0,1695)	2,1024*** (0,1149)	1,7041*** (0,3141)	2,6738*** (0,2033)
R^2	0,3730	0,5069	0,3730	0,5069	0,3730	0,5069
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap	1.535,2864	1.573,3722	1.535,2864	1.613,7151	1.206,2964	1.129,6006
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	214.478	313.992	214.478	313.992	214.478	313.992

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está

subidentificada. O *p-value* indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com *pweight* no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana.

Tabela A5 — Estimativas espaciais da curva de salários para mulheres no Brasil urbano:
distinção entre formais e informais (2012-2023)

	Baseado em Contiguidade		Baseado em Distância		Baseado em atividade Econômica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal
$\ln U_{rt}$	-0,0801*** (0,0221)	-0,0261** (0,0114)	-0,0788*** (0,0220)	-0,0251** (0,0114)	-0,0862*** (0,0230)	-0,0389*** (0,0116)
$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$	-0,0556 (0,0367)	-0,0320* (0,0192)	-0,0808 (0,0991)	0,0369 (0,0533)	-0,1620 (0,1850)	-0,2718*** (0,1007)
Idade	0,0304*** (0,0015)	0,0151*** (0,0009)	0,0304*** (0,0015)	0,0151*** (0,0009)	0,0304*** (0,0015)	0,0151*** (0,0009)
Idade ao quadrado	-0,0003*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)
Branco e amarelos	0,0962*** (0,0060)	0,0917*** (0,0030)	0,0962*** (0,0060)	0,0918*** (0,0030)	0,0962*** (0,0060)	0,0917*** (0,0030)
Fundamental incompleto	0,1763*** (0,0169)	-0,0443*** (0,0148)	0,1763*** (0,0169)	-0,0443*** (0,0147)	0,1763*** (0,0169)	-0,0445*** (0,0147)
Fundamental completo	0,3093*** (0,0179)	0,0274* (0,0151)	0,3093*** (0,0179)	0,0274* (0,0151)	0,3092*** (0,0179)	0,0273* (0,0150)
Médio incompleto	0,3525*** (0,0195)	0,0781*** (0,0154)	0,3525*** (0,0195)	0,0781*** (0,0154)	0,3525*** (0,0195)	0,0779*** (0,0154)
Médio completo	0,4198*** (0,0174)	0,1115*** (0,0148)	0,4198*** (0,0174)	0,1115*** (0,0148)	0,4198*** (0,0174)	0,1113*** (0,0148)
Superior incompleto	0,5594*** (0,0211)	0,2357*** (0,0156)	0,5594*** (0,0211)	0,2357*** (0,0156)	0,5593*** (0,0211)	0,2355*** (0,0156)
Superior completo	0,8375*** (0,0210)	0,5878*** (0,0155)	0,8375*** (0,0210)	0,5879*** (0,0155)	0,8375*** (0,0210)	0,5877*** (0,0155)
Principal responsável pela família	-0,0057 (0,0058)	0,0571*** (0,0032)	-0,0057 (0,0058)	0,0571*** (0,0032)	-0,0058 (0,0058)	0,0571*** (0,0032)
Profissionais das ciências e intelectuais	0,1345*** (0,0277)	-0,0323*** (0,0101)	0,1346*** (0,0277)	-0,0323*** (0,0101)	0,1347*** (0,0277)	-0,0323*** (0,0101)
Técnicos e profissionais de nível médio	-0,0264 (0,0267)	-0,2991*** (0,0103)	-0,0263 (0,0267)	-0,2991*** (0,0103)	-0,0261 (0,0267)	-0,2991*** (0,0103)
Trabalhadores de apoio administrativo	-0,2861*** (0,0263)	-0,4916*** (0,0092)	-0,2859*** (0,0263)	-0,4915*** (0,0092)	-0,2858*** (0,0263)	-0,4916*** (0,0092)
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	-0,3986***	-0,5238***	-0,3985***	-0,5238***	-0,3983***	-0,5238***

	(0,0243)	(0,0095)	(0,0243)	(0,0095)	(0,0243)	(0,0095)
Trabalhadores qualificados da agropecuária, florestais, da caça e da pesca	-0,5138***	-0,3929***	-0,5139***	-0,3925***	-0,5136***	-0,3928***
	(0,0520)	(0,0504)	(0,0520)	(0,0504)	(0,0520)	(0,0504)
Trabalhadores qualificados, operários e artesões da construção, das artes mecânicas e outros ofícios	-0,3445***	-0,5481***	-0,3444***	-0,5480***	-0,3442***	-0,5481***
	(0,0302)	(0,0120)	(0,0303)	(0,0120)	(0,0303)	(0,0120)
Operadores de instalações e máquinas e montadores	-0,2203***	-0,5821***	-0,2203***	-0,5820***	-0,2201***	-0,5821***
	(0,0296)	(0,0118)	(0,0296)	(0,0118)	(0,0296)	(0,0118)
Ocupações elementares	-0,2969***	-0,6433***	-0,2968***	-0,6433***	-0,2967***	-0,6434***
	(0,0244)	(0,0094)	(0,0244)	(0,0094)	(0,0244)	(0,0094)
Membros das forças armadas, policiais e bombeiros militares		0,1482***		0,1487***		0,1481***
		(0,0288)		(0,0288)		(0,0288)
Ocupações mal definidas	-0,1558***	-0,3261***	-0,1557***	-0,3262***	-0,1549***	-0,3260***
	(0,0470)	(0,0384)	(0,0470)	(0,0384)	(0,0471)	(0,0384)
Trabalhador no setor de indústria	-0,0643*	-0,0386**	-0,0644*	-0,0385**	-0,0643*	-0,0389**
	(0,0367)	(0,0177)	(0,0367)	(0,0177)	(0,0367)	(0,0177)
Trabalhador no setor de construção civil	0,3335***	0,0253	0,3334***	0,0253	0,3335***	0,0250
	(0,0507)	(0,0265)	(0,0507)	(0,0265)	(0,0507)	(0,0265)
Trabalhador no setor de serviços	0,1952***	-0,1136***	0,1951***	-0,1135***	0,1951***	-0,1138***
	(0,0309)	(0,0171)	(0,0309)	(0,0171)	(0,0309)	(0,0171)
Trabalhador no setor social	0,2113***	-0,1271***	0,2112***	-0,1270***	0,2112***	-0,1274***
	(0,0337)	(0,0174)	(0,0337)	(0,0173)	(0,0337)	(0,0174)
Trabalhador no setor de administração pública	0,3136***	0,1110***	0,3135***	0,1110***	0,3136***	0,1108***
	(0,0585)	(0,0179)	(0,0586)	(0,0178)	(0,0585)	(0,0178)
Tempo de trabalho de 1 mês a menos de 1 ano	0,1265***	0,0229**	0,1265***	0,0229**	0,1266***	0,0229**
	(0,0134)	(0,0098)	(0,0134)	(0,0098)	(0,0134)	(0,0098)
Tempo de trabalho de 1 ano a menos de 2 anos	0,2093***	0,0486***	0,2093***	0,0486***	0,2093***	0,0487***
	(0,0146)	(0,0102)	(0,0146)	(0,0102)	(0,0146)	(0,0102)
Tempo de trabalho de 2 anos ou mais	0,3491***	0,1550***	0,3491***	0,1550***	0,3491***	0,1550***
	(0,0131)	(0,0096)	(0,0131)	(0,0096)	(0,0131)	(0,0096)
Área metropolitana	0,1464***	0,1288***	0,1464***	0,1289***	0,1464***	0,1289***
	(0,0057)	(0,0031)	(0,0057)	(0,0031)	(0,0057)	(0,0031)
Constante	1,2169***	2,2508***	1,2674***	2,1042***	1,4316***	2,7458***
	(0,1049)	(0,0551)	(0,2210)	(0,1183)	(0,3824)	(0,2077)
R ²	0,3181	0,5230	0,3181	0,5230	0,3181	0,5231

Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap	1.492,6865	1.976,8010	1.492,6865	2.017,1439	1.250,6292	1.492,6865
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	163.574	264.589	163.574	264.589	163.574	264.589

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O *p-value* indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com *pweight* no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana.

Tabela A6 — Estimativas espaciais da curva de salários no Brasil urbano: distinção entre formais e informais, com correção de seleção (2012-2023)

	Baseado em Contiguidade		Baseado em Distância		Baseado em atividade Econômica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal
$\ln U_{rt}$	-0,0760*** (0,0133)	-0,0384*** (0,0082)	-0,0750*** (0,0133)	-0,0364*** (0,0082)	-0,0821*** (0,0137)	-0,0544*** (0,0084)
$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$	-0,0531** (0,0226)	-0,0608*** (0,0137)	-0,0794 (0,0616)	-0,0510 (0,0378)	-0,1627 (0,1191)	-0,3482*** (0,0711)
m_0	0,0166*** (0,0039)	0,0048 (0,0034)	0,0166*** (0,0039)	0,0048 (0,0034)	0,0166*** (0,0039)	0,0048 (0,0034)
m_1	0,0286*** (0,0110)	0,0155** (0,0073)	0,0286*** (0,0110)	0,0155** (0,0073)	0,0285*** (0,0110)	0,0156** (0,0073)
Homens	0,1804*** (0,0044)	0,1953*** (0,0023)	0,1804*** (0,0044)	0,1953*** (0,0023)	0,1804*** (0,0044)	0,1953*** (0,0023)
Idade	0,0353*** (0,0009)	0,0246*** (0,0006)	0,0353*** (0,0009)	0,0246*** (0,0006)	0,0353*** (0,0009)	0,0246*** (0,0006)
Idade ao quadrado	-0,0004*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)
Branco e amarelos	0,0945*** (0,0037)	0,0966*** (0,0021)	0,0945*** (0,0037)	0,0967*** (0,0021)	0,0945*** (0,0037)	0,0966*** (0,0021)
Fundamental incompleto	0,2012*** (0,0092)	0,0413*** (0,0088)	0,2012*** (0,0092)	0,0413*** (0,0088)	0,2011*** (0,0092)	0,0411*** (0,0088)
Fundamental completo	0,3326*** (0,0100)	0,1383*** (0,0091)	0,3326*** (0,0100)	0,1383*** (0,0091)	0,3326*** (0,0100)	0,1382*** (0,0091)
Médio incompleto	0,3668*** (0,0108)	0,1959*** (0,0094)	0,3668*** (0,0108)	0,1958*** (0,0094)	0,3667*** (0,0108)	0,1957*** (0,0094)
Médio completo	0,4320*** (0,0098)	0,2580*** (0,0089)	0,4320*** (0,0098)	0,2580*** (0,0089)	0,4319*** (0,0098)	0,2578*** (0,0089)

Superior incompleto	0,5758*** (0,0128)	0,4192*** (0,0098)	0,5759*** (0,0128)	0,4192*** (0,0098)	0,5758*** (0,0128)	0,4190*** (0,0098)
Superior completo	0,8554*** (0,0129)	0,7683*** (0,0096)	0,8554*** (0,0129)	0,7683*** (0,0096)	0,8553*** (0,0129)	0,7681*** (0,0096)
Principal responsável pela família	0,0702*** (0,0038)	0,1079*** (0,0022)	0,0702*** (0,0038)	0,1080*** (0,0022)	0,0702*** (0,0038)	0,1079*** (0,0022)
Profissionais das ciências e intelectuais	0,0633*** (0,0223)	-0,0315*** (0,0072)	0,0633*** (0,0223)	-0,0315*** (0,0072)	0,0634*** (0,0223)	-0,0314*** (0,0072)
Técnicos e profissionais de nível médio	-0,1161*** (0,0208)	-0,3015*** (0,0068)	-0,1161*** (0,0208)	-0,3014*** (0,0068)	-0,1159*** (0,0208)	-0,3013*** (0,0068)
Trabalhadores de apoio administrativo	-0,3849*** (0,0212)	-0,5106*** (0,0062)	-0,3848*** (0,0212)	-0,5106*** (0,0062)	-0,3847*** (0,0212)	-0,5105*** (0,0062)
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	-0,4606*** (0,0195)	-0,5273*** (0,0063)	-0,4606*** (0,0195)	-0,5273*** (0,0063)	-0,4604*** (0,0195)	-0,5273*** (0,0063)
Trabalhadores qualificados da agropecuária, florestais, da caça e da pesca	-0,5527*** (0,0231)	-0,4501*** (0,0162)	-0,5527*** (0,0231)	-0,4500*** (0,0162)	-0,5525*** (0,0231)	-0,4499*** (0,0162)
Trabalhadores qualificados, operários e artesões da construção, das artes mecânicas e outros ofícios	-0,3686*** (0,0198)	-0,4845*** (0,0067)	-0,3686*** (0,0198)	-0,4844*** (0,0067)	-0,3684*** (0,0198)	-0,4844*** (0,0067)
Operadores de instalações e máquinas e montadores	-0,3355*** (0,0199)	-0,5271*** (0,0065)	-0,3355*** (0,0198)	-0,5270*** (0,0065)	-0,3353*** (0,0199)	-0,5270*** (0,0065)
Ocupações elementares	-0,4647*** (0,0194)	-0,6631*** (0,0062)	-0,4646*** (0,0194)	-0,6630*** (0,0062)	-0,4645*** (0,0194)	-0,6630*** (0,0062)
Ocupações mal definidas	-0,2741*** (0,0385)	-0,3283*** (0,0247)	-0,2742*** (0,0385)	-0,3285*** (0,0247)	-0,2734*** (0,0385)	-0,3282*** (0,0247)
Trabalhador no setor de indústria	0,0239** (0,0118)	0,0031 (0,0068)	0,0239** (0,0118)	0,0030 (0,0068)	0,0239** (0,0118)	0,0028 (0,0068)
Trabalhador no setor de construção civil	0,1836*** (0,0101)	0,0337*** (0,0080)	0,1836*** (0,0101)	0,0336*** (0,0080)	0,1836*** (0,0101)	0,0334*** (0,0080)
Trabalhador no setor de serviços	0,1779*** (0,0094)	-0,0726*** (0,0065)	0,1779*** (0,0094)	-0,0727*** (0,0065)	0,1779*** (0,0094)	-0,0729*** (0,0065)
Trabalhador no setor social	0,2483*** (0,0163)	-0,1089*** (0,0072)	0,2484*** (0,0163)	-0,1089*** (0,0072)	0,2484*** (0,0163)	-0,1091*** (0,0072)
Trabalhador no setor de administração pública	0,3160*** (0,0389)	0,1215*** (0,0075)	0,3158*** (0,0389)	0,1215*** (0,0075)	0,3160*** (0,0389)	0,1213*** (0,0075)

Tempo de trabalho de 1 mês a menos de 1 ano	0,1284*** (0,0084)	0,0304*** (0,0065)	0,1284*** (0,0084)	0,0305*** (0,0065)	0,1284*** (0,0084)	0,0305*** (0,0065)
Tempo de trabalho de 1 ano a menos de 2 anos	0,1879*** (0,0094)	0,0523*** (0,0068)	0,1879*** (0,0094)	0,0524*** (0,0068)	0,1879*** (0,0094)	0,0523*** (0,0068)
Tempo de trabalho de 2 anos ou mais	0,3094*** (0,0081)	0,1653*** (0,0064)	0,3094*** (0,0081)	0,1654*** (0,0064)	0,3094*** (0,0081)	0,1653*** (0,0064)
Área metropolitana	0,1118*** (0,0037)	0,1051*** (0,0022)	0,1118*** (0,0037)	0,1051*** (0,0022)	0,1118*** (0,0037)	0,1051*** (0,0022)
Constante	1,2265*** (0,0634)	1,9644*** (0,0376)	1,2800*** (0,1364)	1,9401*** (0,0831)	1,4479*** (0,2447)	2,5559*** (0,1464)
R^2	0,3457	0,5130	0,3457	0,5129	0,3457	0,5130
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap	1.535,286	3.388,8018	1.535,2864	3.429,1447	1.206,2964	2.501,2585
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	378.052	578.581	378.052	578.581	378.052	578.581

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O p -value indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com *pweight* no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana.

Tabela A7 — Estimativas espaciais da curva de salários para homens no Brasil urbano: distinção entre formais e informais, com correção de seleção (2012-2023)

	Baseado em Contiguidade		Baseado em Distância		Baseado em atividade Econômica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal
$\ln U_{rt}$	-0,0751*** (0,0163)	-0,0488*** (0,0116)	-0,0743*** (0,0163)	-0,0462*** (0,0116)	-0,0799*** (0,0167)	-0,0661*** (0,0119)
$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$	-0,0500* (0,0281)	-0,0785*** (0,0190)	-0,0844 (0,0771)	-0,1063** (0,0526)	-0,1291 (0,1538)	-0,3827*** (0,0986)
m_0	0,0098** (0,0050)	0,0110** (0,0047)	0,0098** (0,0050)	0,0110** (0,0047)	0,0098** (0,0050)	0,0109** (0,0047)
m_1	0,0182 (0,0135)	-0,0119 (0,0099)	0,0182 (0,0135)	-0,0119 (0,0099)	0,0182 (0,0135)	-0,0118 (0,0099)
Idade	0,0343*** (0,0012)	0,0301*** (0,0008)	0,0343*** (0,0012)	0,0301*** (0,0008)	0,0343*** (0,0012)	0,0301*** (0,0008)

Idade ao quadrado	-0,0003*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)
Branco e amarelos	0,0931*** (0,0047)	0,0984*** (0,0030)	0,0931*** (0,0047)	0,0984*** (0,0030)	0,0931*** (0,0047)	0,0984*** (0,0030)
Fundamental incompleto	0,2094*** (0,0110)	0,0754*** (0,0106)	0,2094*** (0,0110)	0,0754*** (0,0106)	0,2093*** (0,0110)	0,0752*** (0,0106)
Fundamental completo	0,3415*** (0,0121)	0,1861*** (0,0111)	0,3415*** (0,0121)	0,1861*** (0,0111)	0,3414*** (0,0121)	0,1860*** (0,0111)
Médio incompleto	0,3774*** (0,0128)	0,2505*** (0,0115)	0,3774*** (0,0128)	0,2505*** (0,0115)	0,3772*** (0,0128)	0,2504*** (0,0115)
Médio completo	0,4377*** (0,0118)	0,3225*** (0,0108)	0,4377*** (0,0118)	0,3225*** (0,0108)	0,4376*** (0,0118)	0,3224*** (0,0108)
Superior incompleto	0,5833*** (0,0165)	0,5097*** (0,0124)	0,5834*** (0,0165)	0,5098*** (0,0124)	0,5833*** (0,0165)	0,5094*** (0,0124)
Superior completo	0,8736*** (0,0167)	0,8661*** (0,0121)	0,8736*** (0,0167)	0,8662*** (0,0121)	0,8735*** (0,0167)	0,8658*** (0,0121)
Principal responsável pela família	0,1156*** (0,0049)	0,1360*** (0,0031)	0,1156*** (0,0049)	0,1361*** (0,0031)	0,1156*** (0,0049)	0,1360*** (0,0031)
Profissionais das ciências e intelectuais	0,0242 (0,0316)	-0,0086 (0,0105)	0,0242 (0,0316)	-0,0086 (0,0105)	0,0243 (0,0316)	-0,0084 (0,0105)
Técnicos e profissionais de nível médio	-0,1645*** (0,0287)	-0,3039*** (0,0089)	-0,1645*** (0,0287)	-0,3038*** (0,0089)	-0,1644*** (0,0287)	-0,3037*** (0,0089)
Trabalhadores de apoio administrativo	-0,4701*** (0,0310)	-0,5355*** (0,0086)	-0,4701*** (0,0310)	-0,5354*** (0,0087)	-0,4699*** (0,0310)	-0,5354*** (0,0086)
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	-0,4631*** (0,0273)	-0,5297*** (0,0084)	-0,4631*** (0,0273)	-0,5297*** (0,0084)	-0,4629*** (0,0273)	-0,5296*** (0,0084)
Trabalhadores qualificados da agropecuária, florestais, da caça e da pesca	-0,6467*** (0,0295)	-0,4570*** (0,0173)	-0,6467*** (0,0295)	-0,4569*** (0,0173)	-0,6466*** (0,0295)	-0,4568*** (0,0173)
Trabalhadores qualificados, operários e artesões da construção, das artes mecânicas e outros ofícios	-0,4178*** (0,0269)	-0,4690*** (0,0084)	-0,4177*** (0,0269)	-0,4690*** (0,0084)	-0,4176*** (0,0269)	-0,4689*** (0,0084)
Operadores de instalações e máquinas e montadores	-0,3640*** (0,0272)	-0,5137*** (0,0082)	-0,3640*** (0,0272)	-0,5137*** (0,0082)	-0,3639*** (0,0272)	-0,5136*** (0,0082)
Ocupações elementares	-0,6250*** (0,0270)	-0,6830*** (0,0083)	-0,6250*** (0,0270)	-0,6831*** (0,0083)	-0,6248*** (0,0270)	-0,6831*** (0,0083)
Ocupações mal definidas	-0,3666*** (0,0572)	-0,3372*** (0,0308)	-0,3669*** (0,0572)	-0,3374*** (0,0308)	-0,3661*** (0,0571)	-0,3370*** (0,0308)

Trabalhador no setor de indústria	0,0932*** (0,0127)	0,0122* (0,0074)	0,0932*** (0,0127)	0,0122 (0,0074)	0,0933*** (0,0127)	0,0120 (0,0074)
Trabalhador no setor de construção civil	0,1529*** (0,0100)	0,0402*** (0,0085)	0,1529*** (0,0100)	0,0401*** (0,0085)	0,1529*** (0,0100)	0,0399*** (0,0085)
Trabalhador no setor de serviços	0,1008*** (0,0101)	-0,0693*** (0,0072)	0,1009*** (0,0101)	-0,0693*** (0,0072)	0,1009*** (0,0101)	-0,0695*** (0,0072)
Trabalhador no setor social	0,2884*** (0,0328)	-0,1093*** (0,0094)	0,2884*** (0,0328)	-0,1093*** (0,0094)	0,2885*** (0,0328)	-0,1094*** (0,0094)
Trabalhador no setor de administração pública	0,2560*** (0,0563)	0,1088*** (0,0089)	0,2558*** (0,0563)	0,1087*** (0,0089)	0,2559*** (0,0563)	0,1085*** (0,0089)
Tempo de trabalho de 1 mês a menos de 1 ano	0,1287*** (0,0107)	0,0356*** (0,0088)	0,1287*** (0,0107)	0,0357*** (0,0088)	0,1287*** (0,0107)	0,0356*** (0,0088)
Tempo de trabalho de 1 ano a menos de 2 anos	0,1695*** (0,0123)	0,0540*** (0,0091)	0,1696*** (0,0123)	0,0541*** (0,0091)	0,1696*** (0,0123)	0,0540*** (0,0091)
Tempo de trabalho de 2 anos ou mais	0,2752*** (0,0103)	0,1723*** (0,0085)	0,2753*** (0,0103)	0,1723*** (0,0085)	0,2753*** (0,0103)	0,1723*** (0,0085)
Área metropolitana	0,0894*** (0,0049)	0,0858*** (0,0031)	0,0894*** (0,0049)	0,0858*** (0,0031)	0,0894*** (0,0049)	0,0858*** (0,0031)
Constante	1,5466*** (0,0789)	2,0342*** (0,0519)	1,6178*** (0,1708)	2,0878*** (0,1153)	1,7059*** (0,3148)	2,6589*** (0,2034)
R^2	0,3733	0,5069	0,3733	0,5069	0,3733	0,5070
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap	1.535,2864	1.573,3722	1.535,2864	1.613,7151	1.206,2964	1.129,6006
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	214.478	313.992	214.478	313.992	214.478	313.992

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O p -value indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com $pweight$ no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana.

Tabela A8 — Estimativas espaciais da curva de salários para mulheres no Brasil urbano: distinção entre formais e informais, com correção de seleção (2012-2023)

	Baseado em Contiguidade		Baseado em Distância		Baseado em atividade Econômica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)

	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal
$\ln U_{rt}$	-0,0757*** (0,0222)	-0,0247** (0,0115)	-0,0743*** (0,0221)	-0,0237** (0,0115)	-0,0823*** (0,0231)	-0,0377*** (0,0117)
$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$	-0,0591 (0,0368)	-0,0324* (0,0192)	-0,0936 (0,0993)	0,0348 (0,0533)	-0,1726 (0,1850)	-0,2736*** (0,1006)
m_0	0,0201*** (0,0062)	-0,0136*** (0,0047)	0,0201*** (0,0062)	-0,0136*** (0,0047)	0,0201*** (0,0062)	-0,0136*** (0,0047)
m_1	0,0627*** (0,0186)	0,0748*** (0,0107)	0,0627*** (0,0186)	0,0747*** (0,0107)	0,0626*** (0,0186)	0,0747*** (0,0107)
Idade	0,0312*** (0,0015)	0,0154*** (0,0009)	0,0312*** (0,0015)	0,0154*** (0,0009)	0,0312*** (0,0015)	0,0154*** (0,0009)
Idade ao quadrado	-0,0003*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)
Branco e amarelos	0,0949*** (0,0060)	0,0910*** (0,0030)	0,0949*** (0,0060)	0,0910*** (0,0030)	0,0949*** (0,0060)	0,0909*** (0,0030)
Fundamental incompleto	0,1736*** (0,0169)	-0,0455*** (0,0147)	0,1737*** (0,0169)	-0,0455*** (0,0147)	0,1737*** (0,0169)	-0,0456*** (0,0147)
Fundamental completo	0,3052*** (0,0178)	0,0258* (0,0150)	0,3053*** (0,0178)	0,0257* (0,0150)	0,3052*** (0,0178)	0,0257* (0,0150)
Médio incompleto	0,3484*** (0,0194)	0,0763*** (0,0154)	0,3484*** (0,0194)	0,0763*** (0,0154)	0,3484*** (0,0194)	0,0762*** (0,0154)
Médio completo	0,4144*** (0,0174)	0,1090*** (0,0148)	0,4145*** (0,0174)	0,1090*** (0,0148)	0,4144*** (0,0174)	0,1088*** (0,0147)
Superior incompleto	0,5541*** (0,0211)	0,2326*** (0,0155)	0,5541*** (0,0211)	0,2326*** (0,0155)	0,5540*** (0,0211)	0,2324*** (0,0155)
Superior completo	0,8311*** (0,0209)	0,5841*** (0,0155)	0,8312*** (0,0209)	0,5841*** (0,0155)	0,8311*** (0,0209)	0,5839*** (0,0155)
Principal responsável pela família	-0,0021 (0,0059)	0,0567*** (0,0033)	-0,0021 (0,0059)	0,0567*** (0,0033)	-0,0021 (0,0059)	0,0568*** (0,0033)
Profissionais das ciências e intelectuais	0,1384*** (0,0276)	-0,0312*** (0,0101)	0,1385*** (0,0276)	-0,0312*** (0,0101)	0,1386*** (0,0276)	-0,0312*** (0,0101)
Técnicos e profissionais de nível médio	-0,0223 (0,0267)	-0,2977*** (0,0102)	-0,0222 (0,0267)	-0,2976*** (0,0102)	-0,0220 (0,0267)	-0,2976*** (0,0102)
Trabalhadores de apoio administrativo	-0,2809*** (0,0263)	-0,4898*** (0,0092)	-0,2808*** (0,0263)	-0,4898*** (0,0092)	-0,2807*** (0,0263)	-0,4898*** (0,0092)
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	-0,3956*** (0,0243)	-0,5223*** (0,0094)	-0,3955*** (0,0243)	-0,5222*** (0,0094)	-0,3953*** (0,0243)	-0,5222*** (0,0094)
Trabalhadores qualificados da agropecuária, florestais, da caça e da pesca	-0,5113*** (0,0520)	-0,3932*** (0,0504)	-0,5113*** (0,0520)	-0,3928*** (0,0504)	-0,5110*** (0,0520)	-0,3931*** (0,0504)

Trabalhadores qualificados, operários e artesões da construção, das artes mecânicas e outros ofícios	-0,3421***	-0,5462***	-0,3421***	-0,5460***	-0,3418***	-0,5462***
	(0,0303)	(0,0120)	(0,0303)	(0,0120)	(0,0304)	(0,0120)
Operadores de instalações e máquinas e montadores	-0,2176***	-0,5805***	-0,2176***	-0,5805***	-0,2174***	-0,5806***
	(0,0296)	(0,0118)	(0,0296)	(0,0118)	(0,0296)	(0,0118)
Ocupações elementares	-0,2907***	-0,6407***	-0,2906***	-0,6407***	-0,2905***	-0,6408***
	(0,0244)	(0,0094)	(0,0244)	(0,0094)	(0,0244)	(0,0094)
Ocupações mal definidas	-0,1462***	-0,3243***	-0,1463***	-0,3244***	-0,1453***	-0,3242***
	(0,0472)	(0,0385)	(0,0472)	(0,0384)	(0,0472)	(0,0384)
Trabalhador no setor de indústria	-0,0622*	-0,0399**	-0,0623*	-0,0399**	-0,0622*	-0,0402**
	(0,0367)	(0,0177)	(0,0367)	(0,0177)	(0,0367)	(0,0177)
Trabalhador no setor de construção civil	0,3359***	0,0234	0,3358***	0,0234	0,3359***	0,0230
	(0,0506)	(0,0265)	(0,0506)	(0,0265)	(0,0506)	(0,0265)
Trabalhador no setor de serviços	0,1984***	-0,1146***	0,1983***	-0,1146***	0,1984***	-0,1149***
	(0,0309)	(0,0171)	(0,0309)	(0,0171)	(0,0309)	(0,0171)
Trabalhador no setor social	0,2153***	-0,1273***	0,2152***	-0,1272***	0,2152***	-0,1275***
	(0,0336)	(0,0174)	(0,0337)	(0,0174)	(0,0337)	(0,0174)
Trabalhador no setor de administração pública	0,3246***	0,1110***	0,3244***	0,1110***	0,3246***	0,1107***
	(0,0592)	(0,0179)	(0,0592)	(0,0178)	(0,0592)	(0,0179)
Tempo de trabalho de 1 mês a menos de 1 ano	0,1251***	0,0228**	0,1251***	0,0228**	0,1251***	0,0228**
	(0,0134)	(0,0098)	(0,0134)	(0,0098)	(0,0134)	(0,0098)
Tempo de trabalho de 1 ano a menos de 2 anos	0,2059***	0,0480***	0,2059***	0,0480***	0,2059***	0,0481***
	(0,0146)	(0,0102)	(0,0146)	(0,0102)	(0,0146)	(0,0102)
Tempo de trabalho de 2 anos ou mais	0,3446***	0,1536***	0,3446***	0,1536***	0,3446***	0,1536***
	(0,0131)	(0,0096)	(0,0131)	(0,0096)	(0,0131)	(0,0096)
Área metropolitana	0,1462***	0,1294***	0,1462***	0,1295***	0,1462***	0,1295***
	(0,0057)	(0,0031)	(0,0057)	(0,0031)	(0,0057)	(0,0031)
Constante	1,2024***	2,2594***	1,2724***	2,1164***	1,4312***	2,7573***
	(0,1065)	(0,0555)	(0,2221)	(0,1185)	(0,3828)	(0,2077)
R^2	0,3194	0,5236	0,3193	0,5236	0,3193	0,5236
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap	1.492,6865	1.976,8010	1.452,3436	2.017,1439	1.250,6292	1.492,6865
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	163.574	264.589	163.574	264.589	163.574	264.589

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o

logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O *p-value* indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com *pweight* no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana.

Tabela A9 — Estimativas espaciais da curva de salários para baixa qualificação (3 anos ou menos de estudo) no Brasil urbano: distinção entre formais e informais, com correção de seleção (2012-2023)

	Baseado em Contiguidade		Baseado em Distância		Baseado em atividade Econômica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal
$\ln U_{rt}$	-0,0756*	-0,0217	-0,0745*	-0,0239	-0,0723*	-0,0409
	(0,0426)	(0,0348)	(0,0425)	(0,0350)	(0,0418)	(0,0337)
$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$	-0,1141	0,0006	-0,3081	0,1221	0,3953	-0,5364
	(0,0695)	(0,0575)	(0,1892)	(0,1534)	(0,4204)	(0,3392)
m_0	0,0488***	0,0303**	0,0486***	0,0304**	0,0490***	0,0296**
	(0,0131)	(0,0148)	(0,0131)	(0,0148)	(0,0131)	(0,0148)
m_1	-0,0641**	-0,0265	-0,0636**	-0,0268	-0,0642**	-0,0249
	(0,0315)	(0,0281)	(0,0315)	(0,0281)	(0,0315)	(0,0281)
Homens	0,1376***	0,0820***	0,1376***	0,0820***	0,1379***	0,0820***
	(0,0141)	(0,0102)	(0,0141)	(0,0102)	(0,0141)	(0,0102)
Idade	0,0238***	0,0145***	0,0238***	0,0145***	0,0238***	0,0144***
	(0,0033)	(0,0028)	(0,0033)	(0,0028)	(0,0033)	(0,0028)
Idade ao quadrado	-0,0003***	-0,0001***	-0,0003***	-0,0001***	-0,0003***	-0,0001***
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Branco e amarelos	0,0438***	0,0512***	0,0436***	0,0512***	0,0439***	0,0507***
	(0,0124)	(0,0099)	(0,0124)	(0,0099)	(0,0124)	(0,0099)
Fundamental incompleto	0,0564***	-0,0249***	0,0565***	-0,0250***	0,0562***	-0,0251***
	(0,0106)	(0,0093)	(0,0106)	(0,0093)	(0,0106)	(0,0093)
Principal responsável pela família	0,0375***	0,0392***	0,0375***	0,0393***	0,0374***	0,0388***
	(0,0105)	(0,0087)	(0,0105)	(0,0087)	(0,0105)	(0,0087)
Profissionais das ciências e intelectuais	0,7782***	-0,0685	0,7782***	-0,0695	0,7806***	-0,0670
	(0,1923)	(0,1076)	(0,1924)	(0,1075)	(0,1930)	(0,1076)
Técnicos e profissionais de nível médio	0,2966***	-0,3021***	0,2961***	-0,3018***	0,2978***	-0,3029***
	(0,0866)	(0,0635)	(0,0866)	(0,0635)	(0,0863)	(0,0634)
Trabalhadores de apoio administrativo	-0,1142	-0,4049***	-0,1147	-0,4046***	-0,1125	-0,4057***

	(0,1155)	(0,0635)	(0,1155)	(0,0634)	(0,1153)	(0,0633)
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	-0,1763***	-0,5399***	-0,1764***	-0,5400***	-0,1749***	-0,5402***
	(0,0625)	(0,0580)	(0,0626)	(0,0579)	(0,0625)	(0,0578)
Trabalhadores qualificados da agropecuária, florestais, da caça e da pesca	-0,2300***	-0,6502***	-0,2303***	-0,6502***	-0,2292***	-0,6499***
	(0,0646)	(0,0617)	(0,0647)	(0,0617)	(0,0645)	(0,0616)
Trabalhadores qualificados, operários e artesões da construção, das artes mecânicas e outros ofícios	0,0889	-0,4644***	0,0886	-0,4644***	0,0897	-0,4648***
	(0,0626)	(0,0580)	(0,0626)	(0,0580)	(0,0625)	(0,0579)
Operadores de instalações e máquinas e montadores	0,0777	-0,4662***	0,0776	-0,4661***	0,0792	-0,4662***
	(0,0646)	(0,0579)	(0,0646)	(0,0579)	(0,0645)	(0,0578)
Ocupações elementares	-0,0738	-0,6687***	-0,0739	-0,6688***	-0,0728	-0,6686***
	(0,0618)	(0,0570)	(0,0618)	(0,0570)	(0,0617)	(0,0569)
Ocupações mal definidas	-0,1827	-0,6188***	-0,1849	-0,6190***	-0,1836	-0,6173***
	(0,4891)	(0,2010)	(0,4887)	(0,2005)	(0,4883)	(0,2038)
Trabalhador no setor de indústria	-0,0530**	0,0233	-0,0528**	0,0231	-0,0532**	0,0230
	(0,0263)	(0,0166)	(0,0263)	(0,0166)	(0,0263)	(0,0166)
Trabalhador no setor de construção civil	0,2336***	0,1034***	0,2336***	0,1032***	0,2337***	0,1029***
	(0,0182)	(0,0185)	(0,0182)	(0,0185)	(0,0182)	(0,0185)
Trabalhador no setor de serviços	0,2022***	0,0290*	0,2022***	0,0289*	0,2022***	0,0285*
	(0,0176)	(0,0153)	(0,0175)	(0,0153)	(0,0175)	(0,0153)
Trabalhador no setor social	0,1529**	0,1535***	0,1522**	0,1533***	0,1549**	0,1535***
	(0,0683)	(0,0246)	(0,0682)	(0,0245)	(0,0684)	(0,0246)
Trabalhador no setor de administração pública	0,3271***	0,1283***	0,3280***	0,1282***	0,3331***	0,1278***
	(0,1154)	(0,0211)	(0,1157)	(0,0211)	(0,1146)	(0,0212)
Tempo de trabalho de 1 mês a menos de 1 ano	0,1219***	0,0507**	0,1220***	0,0506**	0,1226***	0,0509**
	(0,0226)	(0,0241)	(0,0226)	(0,0241)	(0,0226)	(0,0242)
Tempo de trabalho de 1 ano a menos de 2 anos	0,1421***	0,0577**	0,1421***	0,0575**	0,1427***	0,0580**

	(0,0280)	(0,0262)	(0,0280)	(0,0262)	(0,0280)	(0,0262)
Tempo de trabalho de 2 anos ou mais	0,1741***	0,1200***	0,1742***	0,1198***	0,1744***	0,1205***
	(0,0209)	(0,0234)	(0,0209)	(0,0234)	(0,0209)	(0,0234)
Área metropolitana	0,1269***	0,0469***	0,1270***	0,0469***	0,1268***	0,0476***
	(0,0121)	(0,0097)	(0,0121)	(0,0098)	(0,0121)	(0,0097)
Constante	1,3107***	2,5479***	1,4655***	2,2628***	0,3162	3,3756***
	(0,1762)	(0,1627)	(0,3959)	(0,3359)	(0,8194)	(0,6875)
R^2	0,1995	0,1920	0,1995	0,1921	0,1995	0,1921
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap	1.096,6331	8.224,7486	1.096,6331	9.321,3818	3.832,5735	5.044,5125
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	41.013	18.297	41.013	18.297	41.013	18.297

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O p -value indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com $pweight$ no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana.

Tabela A10 — Estimativas espaciais da curva de salários para alta qualificação (11 anos ou mais de estudo) no Brasil urbano: distinção entre formais e informais, com correção de seleção (2012-2023)

	Baseado em Contiguidade		Baseado em Distância		Baseado em atividade Econômica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal
$\ln U_{rt}$	-0,0716*** (0,0195)	-0,0384*** (0,0099)	-0,0692*** (0,0194)	-0,0355*** (0,0099)	-0,0877*** (0,0204)	-0,0585*** (0,0101)
$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$	-0,0899** (0,0350)	-0,0842*** (0,0165)	-0,2071** (0,0955)	-0,0832* (0,0458)	-0,3912** (0,1724)	-0,4375*** (0,0850)
m_0	-0,0021 (0,0058)	-0,0004 (0,0042)	-0,0022 (0,0058)	-0,0004 (0,0042)	-0,0021 (0,0058)	-0,0004 (0,0042)
m_1	0,0803*** (0,0175)	0,0269*** (0,0093)	0,0805*** (0,0175)	0,0268*** (0,0093)	0,0800*** (0,0175)	0,0268*** (0,0093)
Homens	0,1943*** (0,0062)	0,2039*** (0,0028)	0,1943*** (0,0062)	0,2039*** (0,0028)	0,1943*** (0,0062)	0,2039*** (0,0028)
Idade	0,0340*** (0,0015)	0,0212*** (0,0008)	0,0340*** (0,0015)	0,0212*** (0,0008)	0,0340*** (0,0015)	0,0212*** (0,0008)

Idade ao quadrado	-0,0003*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)
Branco e amarelos	0,1147*** (0,0054)	0,1115*** (0,0026)	0,1147*** (0,0054)	0,1115*** (0,0026)	0,1147*** (0,0054)	0,1115*** (0,0026)
Médio completo	0,0449*** (0,0078)	0,0447*** (0,0049)	0,0449*** (0,0078)	0,0448*** (0,0049)	0,0450*** (0,0078)	0,0447*** (0,0049)
Superior incompleto	0,1920*** (0,0111)	0,2090*** (0,0061)	0,1921*** (0,0111)	0,2091*** (0,0061)	0,1921*** (0,0111)	0,2089*** (0,0061)
Superior completo	0,4528*** (0,0114)	0,5426*** (0,0061)	0,4529*** (0,0114)	0,5427*** (0,0061)	0,4529*** (0,0114)	0,5426*** (0,0061)
Principal responsável pela família	0,0816*** (0,0058)	0,1243*** (0,0028)	0,0816*** (0,0058)	0,1243*** (0,0028)	0,0816*** (0,0058)	0,1243*** (0,0028)
Profissionais das ciências e intelectuais	-0,0082 (0,0253)	-0,0240*** (0,0075)	-0,0083 (0,0252)	-0,0239*** (0,0075)	-0,0080 (0,0253)	-0,0238*** (0,0075)
Técnicos e profissionais de nível médio	-0,1920*** (0,0241)	-0,2983*** (0,0072)	-0,1920*** (0,0241)	-0,2983*** (0,0072)	-0,1917*** (0,0241)	-0,2981*** (0,0072)
Trabalhadores de apoio administrativo	-0,4352*** (0,0247)	-0,5052*** (0,0067)	-0,4352*** (0,0247)	-0,5051*** (0,0067)	-0,4350*** (0,0247)	-0,5051*** (0,0067)
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	-0,5015*** (0,0232)	-0,5196*** (0,0069)	-0,5015*** (0,0232)	-0,5195*** (0,0069)	-0,5011*** (0,0232)	-0,5194*** (0,0069)
Trabalhadores qualificados da agropecuária, florestais, da caça e da pesca	-0,6075*** (0,0391)	-0,2892*** (0,0296)	-0,6076*** (0,0391)	-0,2893*** (0,0296)	-0,6073*** (0,0391)	-0,2892*** (0,0296)
Trabalhadores qualificados, operários e artesões da construção, das artes mecânicas e outros ofícios	-0,4875*** (0,0241)	-0,4867*** (0,0077)	-0,4876*** (0,0241)	-0,4866*** (0,0077)	-0,4871*** (0,0241)	-0,4865*** (0,0077)
Operadores de instalações e máquinas e montadores	-0,4563*** (0,0237)	-0,5506*** (0,0073)	-0,4565*** (0,0237)	-0,5505*** (0,0073)	-0,4561*** (0,0237)	-0,5506*** (0,0073)
Ocupações elementares	-0,5654*** (0,0235)	-0,6813*** (0,0070)	-0,5655*** (0,0235)	-0,6813*** (0,0070)	-0,5650*** (0,0235)	-0,6813*** (0,0070)

Ocupações mal definidas	-0,3420*** (0,0407)	-0,3225*** (0,0259)	-0,3426*** (0,0407)	-0,3227*** (0,0259)	-0,3409*** (0,0406)	-0,3224*** (0,0259)
Trabalhador no setor de indústria	-0,0490* (0,0263)	-0,0315** (0,0125)	-0,0489* (0,0263)	-0,0316** (0,0125)	-0,0489* (0,0263)	-0,0317** (0,0125)
Trabalhador no setor de construção civil	0,0613** (0,0252)	-0,0286** (0,0145)	0,0614** (0,0252)	-0,0289** (0,0145)	0,0613** (0,0252)	-0,0289** (0,0145)
Trabalhador no setor de serviços	0,0649*** (0,0235)	-0,1307*** (0,0123)	0,0650*** (0,0235)	-0,1309*** (0,0124)	0,0648*** (0,0235)	-0,1309*** (0,0123)
Trabalhador no setor social	0,1508*** (0,0274)	-0,1705*** (0,0127)	0,1509*** (0,0274)	-0,1706*** (0,0127)	0,1507*** (0,0274)	-0,1706*** (0,0127)
Trabalhador no setor de administração pública	0,2230*** (0,0473)	0,0784*** (0,0130)	0,2226*** (0,0473)	0,0783*** (0,0130)	0,2229*** (0,0473)	0,0782*** (0,0130)
Tempo de trabalho de 1 mês a menos de 1 ano	0,1399*** (0,0126)	0,0330*** (0,0083)	0,1399*** (0,0126)	0,0331*** (0,0083)	0,1398*** (0,0126)	0,0331*** (0,0083)
Tempo de trabalho de 1 ano a menos de 2 anos	0,2228*** (0,0138)	0,0638*** (0,0086)	0,2228*** (0,0138)	0,0639*** (0,0086)	0,2227*** (0,0138)	0,0639*** (0,0086)
Tempo de trabalho de 2 anos ou mais	0,3551*** (0,0124)	0,1842*** (0,0081)	0,3551*** (0,0124)	0,1842*** (0,0081)	0,3551*** (0,0124)	0,1843*** (0,0081)
Área metropolitana	0,1345*** (0,0055)	0,1253*** (0,0027)	0,1345*** (0,0055)	0,1253*** (0,0027)	0,1344*** (0,0055)	0,1253*** (0,0027)
Constante	1,8522*** (0,0979)	2,2706*** (0,0456)	2,0946*** (0,2125)	2,2636*** (0,1010)	2,4671*** (0,3568)	2,9973*** (0,1752)
R^2	0,3581	0,5084	0,3581	0,5083	0,3581	0,5084
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap	2.904,6873	2.339,8870	2.904,6873	2.420,5727	2.460,9156	1.734,7438
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	188.712	432.949	188.712	432.949	188.712	432.949

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O p -value indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com $pweight$ no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana.

Tabela A11 — Estimativas espaciais da curva de salários no Brasil urbano: distinção entre formais e informais, com correção de seleção excluindo o período da pandemia (2012-2019 | 2022-2023)

	Baseado em Contiguidade		Baseado em Distância		Baseado em atividade Econômica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal
$\ln U_{rt}$	-0,0710*** (0,0134)	-0,0422*** (0,0082)	-0,0689*** (0,0133)	-0,0396*** (0,0083)	-0,0778*** (0,0136)	-0,0575*** (0,0083)
$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$	-0,0516** (0,0209)	-0,0529*** (0,0134)	-0,0780 (0,0582)	-0,0241 (0,0371)	-0,1785 (0,1194)	-0,3146*** (0,0713)
m_0	0,0216*** (0,0038)	0,0056* (0,0033)	0,0216*** (0,0038)	0,0056* (0,0033)	0,0217*** (0,0038)	0,0056* (0,0033)
m_1	0,0151 (0,0108)	0,0139** (0,0070)	0,0152 (0,0108)	0,0139** (0,0070)	0,0150 (0,0108)	0,0140** (0,0070)
Homens	0,1812*** (0,0040)	0,1963*** (0,0023)	0,1812*** (0,0040)	0,1963*** (0,0023)	0,1812*** (0,0040)	0,1963*** (0,0023)
Idade	0,0361*** (0,0009)	0,0244*** (0,0006)	0,0361*** (0,0009)	0,0244*** (0,0006)	0,0361*** (0,0009)	0,0244*** (0,0006)
Idade ao quadrado	-0,0004*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)
Branco e amarelos	0,0953*** (0,0036)	0,0978*** (0,0021)	0,0953*** (0,0036)	0,0978*** (0,0021)	0,0952*** (0,0036)	0,0977*** (0,0021)
Fundamental incompleto	0,1998*** (0,0092)	0,0550*** (0,0088)	0,1998*** (0,0092)	0,0550*** (0,0088)	0,1997*** (0,0092)	0,0549*** (0,0088)
Fundamental completo	0,3345*** (0,0100)	0,1503*** (0,0091)	0,3345*** (0,0100)	0,1502*** (0,0091)	0,3345*** (0,0100)	0,1502*** (0,0091)
Médio incompleto	0,3656*** (0,0107)	0,2083*** (0,0094)	0,3656*** (0,0107)	0,2082*** (0,0094)	0,3655*** (0,0107)	0,2081*** (0,0094)
Médio completo	0,4345*** (0,0097)	0,2723*** (0,0089)	0,4345*** (0,0097)	0,2723*** (0,0089)	0,4344*** (0,0097)	0,2722*** (0,0089)
Superior incompleto	0,5936*** (0,0128)	0,4345*** (0,0097)	0,5937*** (0,0128)	0,4345*** (0,0097)	0,5936*** (0,0128)	0,4342*** (0,0097)
Superior completo	0,8704*** (0,0124)	0,7906*** (0,0096)	0,8704*** (0,0124)	0,7906*** (0,0096)	0,8703*** (0,0124)	0,7903*** (0,0096)
Principal responsável pela família	0,0781*** (0,0035)	0,1091*** (0,0022)	0,0781*** (0,0035)	0,1091*** (0,0022)	0,0781*** (0,0035)	0,1091*** (0,0022)
Profissionais das ciências e intelectuais	0,0992*** (0,0190)	-0,0288*** (0,0070)	0,0992*** (0,0190)	-0,0288*** (0,0070)	0,0993*** (0,0190)	-0,0287*** (0,0070)
Técnicos e profissionais de nível médio	-0,0743*** (0,0179)	-0,2922*** (0,0066)	-0,0742*** (0,0179)	-0,2922*** (0,0066)	-0,0741*** (0,0179)	-0,2921*** (0,0066)

Trabalhadores de apoio administrativo	-0,3459***	-0,4976***	-0,3458***	-0,4975***	-0,3457***	-0,4975***
	(0,0186)	(0,0061)	(0,0186)	(0,0061)	(0,0186)	(0,0061)
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	-0,4241***	-0,5179***	-0,4241***	-0,5178***	-0,4239***	-0,5178***
	(0,0166)	(0,0061)	(0,0166)	(0,0061)	(0,0166)	(0,0061)
Trabalhadores qualificados da agropecuária, florestais, da caça e da pesca	-0,5015***	-0,4496***	-0,5015***	-0,4496***	-0,5013***	-0,4495***
	(0,0196)	(0,0163)	(0,0196)	(0,0163)	(0,0196)	(0,0163)
Trabalhadores qualificados, operários e artesões da construção, das artes mecânicas e outros ofícios	-0,3298***	-0,4721***	-0,3298***	-0,4721***	-0,3296***	-0,4721***
	(0,0169)	(0,0065)	(0,0169)	(0,0065)	(0,0169)	(0,0065)
Operadores de instalações e máquinas e montadores	-0,2898***	-0,5133***	-0,2898***	-0,5132***	-0,2896***	-0,5132***
	(0,0170)	(0,0064)	(0,0170)	(0,0064)	(0,0170)	(0,0064)
Ocupações elementares	-0,4257***	-0,6520***	-0,4257***	-0,6520***	-0,4255***	-0,6520***
	(0,0167)	(0,0061)	(0,0167)	(0,0061)	(0,0167)	(0,0061)
Ocupações mal definidas	-0,2470***	-0,3100***	-0,2470***	-0,3101***	-0,2462***	-0,3098***
	(0,0379)	(0,0250)	(0,0379)	(0,0250)	(0,0379)	(0,0250)
Trabalhador no setor de indústria	0,0434***	0,0004	0,0434***	0,0004	0,0435***	0,0001
	(0,0105)	(0,0071)	(0,0105)	(0,0071)	(0,0105)	(0,0071)
Trabalhador no setor de construção civil	0,2006***	0,0390***	0,2006***	0,0389***	0,2006***	0,0387***
	(0,0093)	(0,0083)	(0,0093)	(0,0083)	(0,0093)	(0,0083)
Trabalhador no setor de serviços	0,1937***	-0,0693***	0,1938***	-0,0694***	0,1938***	-0,0695***
	(0,0088)	(0,0070)	(0,0088)	(0,0070)	(0,0088)	(0,0070)
Trabalhador no setor social	0,2376***	-0,1029***	0,2377***	-0,1030***	0,2377***	-0,1031***
	(0,0136)	(0,0075)	(0,0136)	(0,0075)	(0,0136)	(0,0075)
Trabalhador no setor de administração pública	0,3185***	0,1242***	0,3184***	0,1241***	0,3184***	0,1239***
	(0,0402)	(0,0078)	(0,0402)	(0,0078)	(0,0402)	(0,0078)
Tempo de trabalho de 1 mês a menos de 1 ano	0,1271***	0,0301***	0,1271***	0,0301***	0,1271***	0,0301***
	(0,0083)	(0,0068)	(0,0083)	(0,0068)	(0,0083)	(0,0068)
Tempo de trabalho de 1 ano a menos de 2 anos	0,1864***	0,0487***	0,1865***	0,0488***	0,1865***	0,0488***
	(0,0092)	(0,0070)	(0,0092)	(0,0070)	(0,0092)	(0,0070)
Tempo de trabalho de 2 anos ou mais	0,3044***	0,1648***	0,3044***	0,1648***	0,3044***	0,1648***
	(0,0080)	(0,0067)	(0,0080)	(0,0067)	(0,0080)	(0,0067)
Área metropolitana	0,1165***	0,1080***	0,1165***	0,1080***	0,1164***	0,1080***
	(0,0036)	(0,0021)	(0,0036)	(0,0021)	(0,0036)	(0,0021)

Constante	1,1390*** (0,0596)	1,9279*** (0,0371)	1,1903*** (0,1290)	1,8624*** (0,0815)	1,3952*** (0,2452)	2,4673*** (0,1468)
R^2	0,3448	0,5118	0,3448	0,5118	0,3448	0,5119
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	339.079	524.569	339.079	524.569	339.079	524.569

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O p -value indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com $pweight$ no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana.

Tabela A12 — Estimativas espaciais da curva de salários no Brasil urbano: distinção entre formais e informais, com correção de seleção e excluindo o setor público (2012-2023)

	Baseado em Contiguidade		Baseado em Distância		Baseado em atividade Econômica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal
$\ln U_{rt}$	-0,0772*** (0,0133)	-0,0578*** (0,0093)	-0,0762*** (0,0133)	-0,0557*** (0,0093)	-0,0832*** (0,0137)	-0,0769*** (0,0095)
$\sum_{j \neq r}^J \omega_{rj} \ln U_{jt}$	-0,0524** (0,0226)	-0,0485*** (0,0152)	-0,0770 (0,0616)	-0,0200 (0,0423)	-0,1582 (0,1191)	-0,3726*** (0,0788)
m_0	0,0050 (0,0040)	0,0008 (0,0037)	0,0050 (0,0040)	0,0008 (0,0037)	0,0050 (0,0040)	0,0008 (0,0037)
m_1	0,0202* (0,0107)	0,0122 (0,0086)	0,0202* (0,0107)	0,0122 (0,0086)	0,0201* (0,0107)	0,0121 (0,0086)
Homens	0,1781*** (0,0044)	0,1943*** (0,0026)	0,1781*** (0,0044)	0,1943*** (0,0026)	0,1781*** (0,0044)	0,1943*** (0,0026)
Idade	0,0349*** (0,0009)	0,0243*** (0,0007)	0,0349*** (0,0009)	0,0243*** (0,0007)	0,0349*** (0,0009)	0,0243*** (0,0007)
Idade ao quadrado	-0,0004*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)
Branco e amarelos	0,0950*** (0,0037)	0,0944*** (0,0023)	0,0951*** (0,0037)	0,0944*** (0,0023)	0,0950*** (0,0037)	0,0944*** (0,0023)
Fundamental incompleto	0,2026*** (0,0092)	0,0521*** (0,0094)	0,2026*** (0,0092)	0,0521*** (0,0094)	0,2025*** (0,0092)	0,0519*** (0,0094)
Fundamental completo	0,3351*** (0,0100)	0,1416*** (0,0097)	0,3351*** (0,0100)	0,1415*** (0,0097)	0,3351*** (0,0100)	0,1415*** (0,0096)

Médio incompleto	0,3692*** (0,0108)	0,1935*** (0,0100)	0,3692*** (0,0108)	0,1935*** (0,0100)	0,3691*** (0,0108)	0,1934*** (0,0100)
Médio completo	0,4357*** (0,0098)	0,2513*** (0,0095)	0,4357*** (0,0098)	0,2512*** (0,0095)	0,4357*** (0,0098)	0,2511*** (0,0095)
Superior incompleto	0,5814*** (0,0128)	0,4205*** (0,0105)	0,5814*** (0,0128)	0,4205*** (0,0105)	0,5813*** (0,0128)	0,4202*** (0,0105)
Superior completo	0,8604*** (0,0129)	0,7181*** (0,0106)	0,8604*** (0,0129)	0,7180*** (0,0106)	0,8603*** (0,0129)	0,7178*** (0,0106)
Principal responsável pela família	0,0688*** (0,0038)	0,0977*** (0,0025)	0,0688*** (0,0038)	0,0977*** (0,0025)	0,0688*** (0,0038)	0,0976*** (0,0025)
Profissionais das ciências e intelectuais	0,0626*** (0,0223)	-0,0359*** (0,0090)	0,0627*** (0,0223)	-0,0358*** (0,0091)	0,0628*** (0,0223)	-0,0358*** (0,0090)
Técnicos e profissionais de nível médio	-0,1168*** (0,0207)	-0,3293*** (0,0078)	-0,1168*** (0,0207)	-0,3293*** (0,0078)	-0,1167*** (0,0207)	-0,3291*** (0,0078)
Trabalhadores de apoio administrativo	-0,3860*** (0,0212)	-0,5584*** (0,0069)	-0,3859*** (0,0212)	-0,5584*** (0,0069)	-0,3858*** (0,0212)	-0,5584*** (0,0069)
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	-0,4614*** (0,0194)	-0,5526*** (0,0069)	-0,4613*** (0,0194)	-0,5526*** (0,0069)	-0,4612*** (0,0194)	-0,5526*** (0,0069)
Trabalhadores qualificados da agropecuária, florestais, da caça e da pesca	-0,5529*** (0,0231)	-0,4577*** (0,0169)	-0,5529*** (0,0231)	-0,4577*** (0,0169)	-0,5527*** (0,0231)	-0,4576*** (0,0169)
Trabalhadores qualificados, operários e artesões da construção, das artes mecânicas e outros ofícios	-0,3700*** (0,0198)	-0,5052*** (0,0073)	-0,3700*** (0,0198)	-0,5052*** (0,0073)	-0,3698*** (0,0198)	-0,5052*** (0,0073)
Operadores de instalações e máquinas e montadores	-0,3369*** (0,0198)	-0,5429*** (0,0071)	-0,3369*** (0,0198)	-0,5428*** (0,0071)	-0,3367*** (0,0198)	-0,5428*** (0,0071)
Ocupações elementares	-0,4673*** (0,0194)	-0,6883*** (0,0068)	-0,4672*** (0,0193)	-0,6883*** (0,0068)	-0,4671*** (0,0194)	-0,6883*** (0,0068)
Ocupações mal definidas	-0,2742*** (0,0385)	-0,3247*** (0,0457)	-0,2743*** (0,0385)	-0,3247*** (0,0457)	-0,2735*** (0,0385)	-0,3241*** (0,0456)
Trabalhador no setor de indústria	0,0252** (0,0118)	0,0062 (0,0068)	0,0252** (0,0118)	0,0062 (0,0068)	0,0253** (0,0118)	0,0060 (0,0068)
Trabalhador no setor de construção civil	0,1835*** (0,0101)	0,0520*** (0,0080)	0,1835*** (0,0101)	0,0519*** (0,0080)	0,1835*** (0,0101)	0,0517*** (0,0080)
Trabalhador no setor de serviços	0,1790*** (0,0094)	-0,0541*** (0,0066)	0,1790*** (0,0094)	-0,0542*** (0,0066)	0,1790*** (0,0094)	-0,0544*** (0,0066)

Trabalhador no setor social	0,2491*** (0,0163)	-0,0948*** (0,0079)	0,2491*** (0,0163)	-0,0948*** (0,0079)	0,2492*** (0,0163)	-0,0950*** (0,0079)
Trabalhador no setor de administração pública	0,3156*** (0,0387)	0,0221 (0,0242)	0,3155*** (0,0388)	0,0220 (0,0242)	0,3156*** (0,0388)	0,0221 (0,0242)
Tempo de trabalho de 1 mês a menos de 1 ano	0,1294*** (0,0084)	0,0258*** (0,0070)	0,1294*** (0,0084)	0,0258*** (0,0070)	0,1294*** (0,0084)	0,0258*** (0,0070)
Tempo de trabalho de 1 ano a menos de 2 anos	0,1895*** (0,0094)	0,0477*** (0,0073)	0,1895*** (0,0094)	0,0477*** (0,0073)	0,1895*** (0,0094)	0,0477*** (0,0073)
Tempo de trabalho de 2 anos ou mais	0,3114*** (0,0081)	0,1457*** (0,0069)	0,3115*** (0,0081)	0,1457*** (0,0069)	0,3115*** (0,0081)	0,1458*** (0,0069)
Área metropolitana	0,1114*** (0,0037)	0,0785*** (0,0025)	0,1114*** (0,0037)	0,0785*** (0,0025)	0,1114*** (0,0037)	0,0786*** (0,0025)
Constante	1,2392*** (0,0630)	2,0442*** (0,0417)	1,2893*** (0,1362)	1,9806*** (0,0926)	1,4529*** (0,2445)	2,7155*** (0,1624)
R^2	0,3452	0,4799	0,3452	0,4799	0,3452	0,4800
Estatística F de Wald de Kleibergen-Paap	3.070,5728	1.533,0294	3.070,5728	1.573,3722	2.522,2562	1.129,6006
P-value da Estatística LM de Kleibergen-Paap	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
N	378.051	429.108	378.051	429.108	378.051	429.108

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD contínua de 2012-2023. Notas: * $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Os erros padrão robustos são apresentados entre parênteses. Na especificação FE-2SLS, o logaritmo da taxa de desemprego por unidades da federação no período anterior é utilizado como instrumento. As estatísticas robustas F de Kleibergen-Paap (2006) sugerem que a hipótese nula de instrumentos fracos pode ser rejeitada em todos os modelos. A hipótese nula da estatística LM de Kleibergen-Paap (2006) é que a equação está subidentificada. O p -value indica que é possível rejeitar tal hipótese nula. Todos os modelos foram estimados com *pweight* no Stata. As variáveis adicionais de controle consideradas nos modelos incluem: sexo, cor da pele, idade, idade ao quadrado, nível de escolaridade, condição de principal responsável pela família, grupo ocupacional, categoria de atividade na ocupação, tempo de trabalho, residência em área metropolitana.