

Determinantes da Participação Laboral e dos Rendimentos no Brasil Urbano: maternidade, desigualdades demográficas e desajuste espacial

Determinants of Labor Force Participation and Earnings in Urban Brazil: Motherhood, Demographic Inequalities, and Spatial Mismatch

Área: Economia Social e do Trabalho

Carlos Roberto Miranda Marmello¹

Daniel Carvalho Motta²

RESUMO

Este artigo investiga os determinantes da inserção laboral e dos rendimentos horários no mercado de trabalho urbano brasileiro. Utilizando dados da PNAD Contínua do 1º trimestre de 2026, estima-se o Modelo de Seleção de Heckman Generalizado para corrigir simultaneamente o viés de seleção e a heterocedasticidade. A forte correlação dos erros confirma a seletividade positiva. Na equação de seleção, a presença de crianças reduz a ocupação feminina, comprovando a penalidade da maternidade, enquanto impulsiona a participação masculina. Na equação de rendimentos, a escolaridade gera um prêmio de 10,07% por ano de estudo. Contudo, persistem severas penalidades salariais autônomas para mulheres (-24,47%) e para a população autodeclarada preta, parda e indígena - PPI (-17,59%), cujas dinâmicas são estatisticamente distintas. Ademais, valida-se o Desajuste Espacial (*Spatial Mismatch*), em que a residência em áreas vulneráveis reduz os salários em 10,48%. Conclui-se que as desigualdades salariais extrapolam as dotações de capital humano, exigindo políticas integradas de infraestrutura de cuidado, equidade de oportunidades e mobilidade urbana.

Palavras-chave: Mercado de trabalho urbano; Heckman Generalizado; Seleção amostral; Desigualdade salarial; Desajuste espacial.

ABSTRACT

This paper investigates the determinants of labor force participation and hourly earnings in the urban Brazilian labor market. Using microdata from the Continuous PNAD for the first quarter of 2026, a Generalized Heckman Selection Model is estimated to simultaneously correct for sample selection bias and heteroskedasticity. The Mobili error correlation confirms positive sample selectivity. In the selection equation, the presence of children reduces female employment—confirming the motherhood penalty—while boosting male participation. In the wage equation, schooling yields a premium of 10.07% per additional year of study. However, severe autonomous wage penalties persist for women (-24.47%) and the Black, Brown, and Indigenous (PPI) population (-17.59%), operating through statistically distinct dynamics. Furthermore, the Spatial Mismatch Hypothesis is validated, with residence in vulnerable Mobil reducing wages by 10.48%. We conclude that wage inequalities extend far beyond human capital endowments, Mobilit for integrated public policies encompassing care infrastructure, equal opportunity, and urban Mobility.

Keywords: Urban labor market; Generalized Heckman Model; Sample selection; Wage inequality; Spatial mismatch.

JEL Classification: J21; J31; J71; C34; R23.

¹ Marinha do Brasil; Universidade Federal Fluminense. Email: carlos_marmello@id.uff.br

² Universidade Federal Fluminense. Email: Daniel.cm.motta@gmail.com

1. Introdução

O mercado de trabalho urbano brasileiro caracteriza-se historicamente por uma profunda heterogeneidade estrutural e pela persistência de assimetrias na inserção e na remuneração de seus trabalhadores. Apesar dos avanços educacionais e das transformações demográficas observadas nas últimas décadas, a economia do país ainda exibe diferenciais de rendimento sistemáticos que não são integralmente explicados pelas dotações individuais de capital humano (Blau e Kahn, 2017; Ferreira, Firpo e Messina, 2021). Nesse contexto, a análise dos determinantes da participação na força de trabalho e da formação dos salários, de maneira integrada, assume destacada relevância acadêmica e social, sendo indispensável para subsidiar o delineamento de políticas públicas voltadas não apenas à eficiência na alocação da mão de obra, mas, sobretudo, à equidade de oportunidades no mercado de trabalho brasileiro.

A literatura de economia do trabalho tem demonstrado que a decisão de ofertar trabalho e os potenciais ganhos salariais são afetados por uma multiplicidade de fatores. Se, por um lado, atributos produtivos como educação e experiência são essenciais (Mincer, 1974), por outro, características sociodemográficas, como gênero, raça e composição familiar, impõem restrições autônomas que limitam as oportunidades de grupos específicos (Blau e Kahn, 2017; Ferreira, Firpo e Messina, 2021). Adicionalmente, em grandes aglomerações urbanas, a própria organização do território atua como um vetor de desigualdade. A Hipótese do Desajuste Espacial (*Spatial Mismatch*) postula que a distribuição desigual da infraestrutura e a segregação residencial criam fricções geográficas que reduzem os ganhos de aglomeração e penalizam os rendimentos de indivíduos residentes em áreas vulneráveis (Barufi e Haddad, 2017; Silva e Porsse, 2024).

Diante deste cenário, o objetivo principal deste artigo é investigar os determinantes da inserção laboral e da remuneração (rendimento por hora) no mercado de trabalho urbano brasileiro, avaliando a incidência de fatores sociodemográficos, familiares e territoriais a partir dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) para o primeiro trimestre de 2026.

Para o alcance deste propósito principal, estabelecem-se quatro objetivos secundários: (i) examinar o efeito das dotações de capital humano (escolaridade e idade) sobre a probabilidade de inserção e os rendimentos no mercado de trabalho; (ii) avaliar o impacto das responsabilidades de cuidado e da composição familiar (presença de crianças) sobre a alocação de tempo e a probabilidade de participação de homens e mulheres; (iii) mensurar os diferenciais negativos de rendimento associados aos atributos demográficos de gênero e de raça (população Preta, Parda ou Indígena - PPI); e (iv) estimar a penalidade salarial imposta pela vulnerabilidade espacial, capturando o efeito das fricções geográficas de se residir em áreas urbanas de maior precariedade.

A investigação é conduzida a partir do teste de quatro hipóteses centrais, diretamente associadas aos respectivos objetivos delineados:

1. O capital humano atua como determinante primário e positivo tanto para a inserção no mercado quanto para os níveis de remuneração.
2. A presença de crianças no domicílio exerce efeitos assimétricos sobre a oferta de trabalho em função do gênero, atuando como um estímulo à inserção masculina, mas impondo restrições de conciliação que reduzem a probabilidade de ocupação das mulheres (penalidade da maternidade).
3. Existem diferenciais negativos de rendimento associados a gênero e a raça (PPI) que são estatisticamente distintos e persistem mesmo após o controle rigoroso pelas características produtivas e setoriais dos trabalhadores.
4. O território atua como uma barreira autônoma: indivíduos residentes em Unidades Primárias de Amostragem (UPAs) com vulnerabilidade financeira enfrentam uma penalidade salarial devido a dificuldades de acesso a empregos mais rentáveis (*Spatial Mismatch*).

Metodologicamente, a pesquisa emprega o Modelo de Seleção de Heckman Generalizado (Heckman, 1979), estimado por Máxima Verossimilhança com Informação Completa (FIML), utilizando uma amostra de 175.444 indivíduos. Essa abordagem econométrica robusta permite modelar simultaneamente a decisão de participação (equação de seleção) e a determinação salarial (equação de rendimentos), corrigindo potenciais vieses de seletividade amostral e a heterocedasticidade inerentes aos dados de corte transversal (*cross-section*).

Os principais resultados confirmam que a estimação direta dos salários geraria resultados enviesados, atestado por um forte viés de seleção positivo ($p = 0,831$). No primeiro estágio, constatou-se que as responsabilidades de cuidado restringem a inserção feminina: enquanto a presença de filhos impulsiona a ocupação dos homens, para as mulheres o efeito líquido é negativo, limitando sua participação a despeito de apresentarem, em média, maior escolaridade. No segundo estágio, embora a educação assegure um prêmio salarial de 10,07% a cada ano adicional de estudo, o modelo evidenciou a persistência de severos hiatos de rendimento não explicados por atributos de produtividade: as mulheres e a população PPI sofrem, respectivamente, diferenciais negativos de 24,47% e 17,59% em seus salários horários. Adicionalmente, atesta-se a validade da restrição territorial (*Spatial Mismatch*), com uma penalidade autônoma de 10,48% sobre os rendimentos para residentes em áreas de vulnerabilidade financeira.

Além desta introdução, a estrutura do trabalho está organizada em mais quatro seções. A Seção 2 apresenta o referencial teórico, discutindo a Teoria do Capital Humano, a Hipótese do Desajuste Espacial e os fundamentos sobre a composição familiar e diferenciais de rendimento. A Seção 3 detalha a base de dados, os recortes amostrais e a estratégia empírica do Modelo de Heckman Generalizado. A Seção 4 expõe e discute os resultados econométricos obtidos. Por fim, a Seção 5 sumariza as conclusões do estudo e apresenta as implicações de políticas públicas derivadas da pesquisa.

2. Referencial teórico

A compreensão dos determinantes da inserção e da remuneração no mercado de trabalho requer um embasamento analítico que articule as abordagens econômicas clássicas com as barreiras estruturais e sociais contemporâneas. Para construir essa sustentação conceitual, esta seção estrutura-se em três eixos. Inicialmente, a Subseção 2.1 resgata os fundamentos da Teoria do Capital Humano e da lógica de decisão de participação na força de trabalho. Na sequência, a Subseção 2.2 contextualiza as especificidades do mercado urbano brasileiro, com destaque para a sua heterogeneidade setorial e regional. Por fim, a Subseção 2.3 examina o peso das características demográficas e da composição familiar, fundamentando-se na literatura de assimetrias de mercado e capital humano para explicar as penalidades de inserção e os persistentes diferenciais de rendimento associados a gênero e raça.

2.1. Teoria do Capital Humano e a Decisão de Participação no Mercado de Trabalho

A análise dos determinantes da inserção laboral e da remuneração fundamenta-se, primariamente, na tradição da economia do trabalho neoclássica e na Teoria do Capital Humano. O ingresso na força de trabalho decorre de uma decisão baseada na maximização da utilidade do indivíduo, que se depara com um *trade-off* entre o salário de mercado (a remuneração oferecida pelos empregadores) e o seu salário de reserva (Riboud, 1985). O salário de reserva representa o custo de oportunidade do tempo do indivíduo, englobando o valor atribuído ao tempo dedicado a atividades não remuneradas e aos custos associados à própria inserção. Dessa forma, um indivíduo decide participar do mercado remunerado caso a utilidade proporcionada pelo salário de mercado oferecido supere o seu salário de reserva (Diallo, 2025).

Uma vez estabelecida a decisão de participação, o nível de remuneração obtido pelo trabalhador é explicado, em grande medida, pela Teoria do Capital Humano, cujos fundamentos foram consolidados por pesquisas clássicas de autores como Schultz (1974), Mincer (1974) e Becker (1993). Segundo essa perspectiva teórica, a educação formal e a experiência profissional são fatores essenciais como fontes geradoras de capital para a economia (Cuello e Vieira, 2024). Esse processo de acumulação exige tempo e um volume significativo de investimentos por parte do indivíduo, sob a expectativa racional de que o esforço despendido seja proporcional aos retornos financeiros futuros.

No contexto empírico do mercado de trabalho brasileiro, a literatura aplicada tem historicamente corroborado a premissa de que o capital humano é o alicerce na determinação de rendimentos. Trabalhos seminais na economia do trabalho do país, como o de Langoni (2005), além de investigações mais recentes, como a de Suliano e Siqueira (2012), atestam a robusta correlação positiva entre os anos de estudo, a idade (como representação da experiência) e o nível de renda dos trabalhadores. Evidências recentes na fronteira da literatura reafirmam a centralidade desse mecanismo. Ao avaliarem a trajetória de rendimentos no mercado formal brasileiro, Ma, Muendler e Nakab (2025) demonstram que a acumulação contínua de capital humano atua como um dos principais motores do crescimento salarial ao longo do ciclo de vida do

trabalhador. Tais achados contemporâneos reforçam, portanto, que o controle pelas dotações individuais de capital humano é condição metodológica basilar para a correta especificação de modelos de salários e para o posterior isolamento de outros efeitos estruturais e demográficos.

2.2. O Mercado de Trabalho Urbano Brasileiro: Heterogeneidade, Regiões e Setores

A compreensão dos determinantes de rendimento e da probabilidade de ocupação requer a contextualização das particularidades estruturais da economia em análise. O mercado de trabalho urbano brasileiro é historicamente marcado por uma profunda heterogeneidade estrutural, com expressivas desigualdades de renda e uma polarização das situações de trabalho. Diferentemente de economias desenvolvidas com mercados mais homogêneos, o Brasil caracteriza-se pela coexistência de um setor formal estruturado e um amplo contingente de trabalhadores na informalidade (Ferreira, Firpo e Messina, 2021; Berniell *et al.*, 2021).

Nos últimos anos, especialmente no período que sucedeu a retração econômica iniciada em 2014, observou-se um aprofundamento das vulnerabilidades ocupacionais. Fatores macroeconômicos adversos impactaram diretamente a dinâmica do emprego, reduzindo os postos de trabalho protegidos no setor privado e gerando um ambiente de maior precarização, evidenciado pelo expressivo crescimento do emprego sem carteira assinada e do trabalho por conta própria (Baltar, 2020; Cuello e Vieira, 2024). O aumento da participação em atividades informais urbanas durante a última década reforça a necessidade de controlar rigorosamente a inserção do trabalhador nas diferentes esferas produtivas em modelos econométricos de determinação salarial (Cunha, 2025; Ferreira, Firpo e Messina, 2021).

A estrutura produtiva e a divisão setorial da economia também exercem forte influência nos níveis de rendimento e na probabilidade de participação laboral. Os setores secundário (indústria e construção) e terciário (comércio e serviços) apresentam dinâmicas distintas de absorção de mão de obra e de remuneração, refletindo a transição histórica e a concentração de trabalhadores urbanos em serviços no país. A dinâmica de rendimentos é profundamente influenciada pela segmentação entre esses setores, bem como pela heterogeneidade de retornos à experiência e à escolaridade em cada um deles. Por essa razão, a inclusão de variáveis de controle setoriais na modelagem permite capturar com precisão os prêmios ou as penalidades salariais associados a essas diferentes dinâmicas produtivas (Cunha, 2025; Ferreira, Firpo e Messina, 2021). Nesse sentido, embora estudos recentes, como o de Ma, Muendler e Nakab (2025), tragam avanços fundamentais sobre a valorização do capital humano na indústria brasileira, tais análises frequentemente restringem-se aos registros administrativos do setor formal (RAIS). Consequentemente, a utilização de bases domiciliares amplas, que capturem simultaneamente os trabalhadores formais e o vasto contingente de informais e conta própria, torna-se indispensável para a obtenção de um retrato fidedigno das assimetrias que compõem o mercado de trabalho urbano como um todo.

Além da dimensão setorial, o mercado de trabalho brasileiro é fragmentado geograficamente. As disparidades históricas no desenvolvimento econômico entre as diferentes regiões do país geram oportunidades de emprego e estruturas salariais substancialmente distintas. Regiões com matrizes produtivas mais complexas e dinâmicas tendem a oferecer maiores prêmios salariais em relação a áreas menos desenvolvidas, evidenciando que a localização atua como um determinante central na formação da renda urbana (Barufi e Haddad, 2017; Cunha, 2025).

Neste contexto, para além da dimensão macrorregional, a própria organização do território intraurbano atua como um vetor estrutural de diferenciação de rendimentos. Essa dinâmica é abordada na literatura empírica pela Hipótese do Desajuste Espacial (*Spatial Mismatch*), a qual argumenta que a distribuição desigual da infraestrutura urbana e o distanciamento geográfico em relação aos centros de emprego formal restringem o acesso de populações periféricas a oportunidades laborais mais rentáveis. A segregação socioespacial impõe fricções geográficas e elevados custos de deslocamento que reduzem os ganhos de aglomeração, fazendo com que a residência em áreas de vulnerabilidade atue como um limitador autônomo sobre os salários (Barufi e Haddad, 2017; Silva e Porsse, 2024). Portanto, a incorporação de indicadores de precariedade espacial nas estimativas empíricas é um procedimento metodológico essencial para capturar essas externalidades restritivas na determinação da renda individual.

2.3. Determinantes da Inserção e Remuneração: Características Demográficas e Familiares

Embora as dotações de capital humano e a heterogeneidade regional sejam fundamentais na determinação salarial, a literatura empírica em economia do trabalho evidencia que os atributos demográficos e a composição familiar exercem impactos autônomos sobre as decisões e os resultados laborais. Observam-se diferenciais sistemáticos tanto na probabilidade de inserção quanto nos níveis de rendimentos que desfavorecem as mulheres e a população Preta, Parda e Indígena (PPI). Tais disparidades configuram hiatos persistentes que não se explicam inteiramente pelas características produtivas observáveis dos indivíduos, sendo frequentemente atribuídas pela literatura a restrições estruturais e discriminações não observadas nas dotações de capital humano (Blau e Kahn, 2017; Diallo, 2025).

Além das características demográficas, a composição familiar atua como um mecanismo central na decisão de participação na força de trabalho, pois afeta diretamente a alocação de tempo e o custo de oportunidade do indivíduo. A literatura aponta que a presença de crianças no domicílio tem efeitos notavelmente assimétricos sobre a oferta de trabalho em função do gênero. Para os homens, a paternidade frequentemente associa-se a um estímulo de geração de renda, elevando a probabilidade de participação. Para as mulheres, contudo, as exigências de tempo dedicadas ao cuidado infantil elevam substancialmente o seu salário de reserva.

O desafio de conciliar as demandas familiares e profissionais restringe a probabilidade de participação feminina e consolida o fenômeno amplamente documentado como a "penalidade da maternidade". O nascimento do primeiro filho impõe um choque assimétrico na alocação de tempo, forçando as mães a buscarem arranjos ocupacionais que ofereçam maior flexibilidade de horários. Consequentemente, observa-se uma transição para o trabalho informal, o emprego por conta própria e as jornadas de tempo parcial, ocupações que viabilizam o cuidado, mas que resultam em defasagens salariais permanentes e menor acesso à proteção social ao longo do ciclo de vida (Berniell *et al.*, 2021; Berniell *et al.*, 2023).

Por fim, variáveis de estrutura familiar, como a posição no domicílio (ser a pessoa de referência para o sustento) e o estado civil (presença de cônjuge), também afetam a necessidade de geração de renda. Homens e mulheres que assumem a chefia financeira da família tendem a apresentar maiores taxas de participação devido à necessidade de prover o sustento em cenários de maior vulnerabilidade econômica (Cuello e Vieira, 2024). Dessa forma, a incorporação de controles demográficos e familiares na equação de seleção de modelos econométricos torna-se indispensável. A adoção de um termo de interação entre o gênero feminino e a presença de crianças permite modelar empiricamente como as responsabilidades de cuidado afetam de maneira distinta a decisão de participação de homens e mulheres. A utilização desta interação atua como uma restrição de exclusão tecnicamente robusta, assegurando que as estimativas dos retornos salariais no segundo estágio corrijam adequadamente o viés de seletividade amostral inerente à decisão de ofertar trabalho (Heckman, 1979).

3. Dados e Metodologia

Esta seção detalha a base de dados utilizada, os recortes amostrais aplicados e a estratégia empírica adotada, o Modelo de Seleção de Heckman Generalizado, desenhada para lidar com os desafios metodológicos inerentes à análise de rendimentos.

3.1. Base de Dados e Recortes Amostrais

Os dados empregados neste estudo são provenientes dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua), referente ao primeiro trimestre de 2026, conduzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), cuja amostra bruta nacional contava originalmente com 511.149 indivíduos.

Para estruturar a base analítica adequada às estimações dos modelos de oferta de trabalho e determinação salarial, aplicou-se uma sequência encadeada de filtros de consistência e delimitação teórica: (i) exclusão de registros com incompletude nos dados ocupacionais (menores de 14 anos e não-respondentes), reduzindo a base inicial em cerca de 52,59%; (ii) remoção de observações alocadas na categoria "*Atividades mal definidas*", com a estratégia de harmonização das atividades econômicas da PNADC pormenorizada no Apêndice A; (iii) restrição da amostra à População em Idade Ativa (PIA)

urbana, composta por indivíduos de 16 a 65 anos residentes em áreas urbanas (urbana = 1, de modo a isolar as escolhas nos extremos do ciclo de vida (dedicação aos estudos entre os mais jovens e aposentadoria entre os mais velhos) e eliminar a heterocedasticidade própria do trabalho rural não remunerado e de subsistência (Mincer, 1974; Leone e Baltar, 2013); e (iv) expurgo de registros com renda nula ou ausente entre ocupados, combinado a uma poda amostral (*trimming*) nos percentis extremos (0,1% e 99,9%) do logaritmo do rendimento por hora para eliminar *outliers* de digitação e assegurar a homocedasticidade no segundo estágio.

Após a aplicação desses filtros, a amostra final de análise contabilizou 175.444 observações, composta por 11.175 indivíduos censurados (não-ocupados na equação de seleção do 1º estágio) e 164.269 indivíduos observados (ocupados com rendimentos na equação do 2º estágio). O rastreamento sintético dessas etapas e as motivações econométricas dos descartes encontram-se sumarizados no Apêndice B.

O dicionário completo contendo a descrição teórica, a origem nos microdados da PNADC e a operacionalização econométrica de todas as variáveis empregadas nos modelos encontra-se detalhado no Apêndice C. As variáveis fundamentais e suas respectivas métricas sociodemográficas, de capital humano e de rendimento efetivo por hora (R\$/hora) encontram-se sumarizadas na Tabela 1, servindo de base para a especificação da equação de seleção (Probit) e da equação de resultado do modelo de Heckman.

Tabela 1 - Estatísticas Descritivas (Amostra Final e Subamostras) – Área Urbana

Variáveis	Amostra Total	Homens	Mulheres	PPI	Não PPI	UPA Vuln.	UPA Não Vuln.
Variáveis de Resultado							
Taxa de Ocupação (%)	93,63%	94,65%	92,45%	92,64%	95,01%	92,40%	93,82%
Renda por Hora (R\$)* - Média (DP)	107,18 (144,74)	112,12 (154,13)	101,32 (132,49)	85,63 (109,37)	136,46 (177,97)	90,78 (130,33)	109,66 (146,64)
Renda por Hora (R\$)* - Mín – Máx	3,33 – 2.366,67	3,33 – 2.366,67	3,33 – 2.343,75	3,33 – 2.366,67	3,33 – 2.343,75	3,33 – 2.000,00	3,33 – 2.366,67
Log da Renda por Hora* - Média (DP)	4,26 (0,83)	4,30 (0,84)	4,22 (0,83)	4,10 (0,77)	4,49 (0,86)	4,08 (0,87)	4,29 (0,82)
Capital Humano							
Escolaridade (Anos) ¹ - Média (DP)	12,06 (3,75)	11,51 (3,87)	12,70 (3,50)	11,49 (3,80)	12,85 (3,54)	11,52 (3,93)	12,14 (3,72)
Idade (Anos) ² - Média (DP)	39,55 (12,46)	39,57 (12,69)	39,52 (12,20)	39,05 (12,42)	40,24 (12,50)	39,09 (12,59)	39,62 (12,44)
Características Demográficas e Familiares							
População PPI (%)	58,21%	59,74%	56,44%	100,0%	0,00%	64,53%	57,24%
UPA Vulnerável (%)	13,28%	13,36%	13,18%	14,72%	11,27%	100,0%	0,00%
Pessoa Resp. pelo Domicílio (%)	46,72%	45,49%	48,16%	47,68%	45,39%	45,87%	46,85%
Casado / União Estável (%)	27,99%	27,74%	28,27%	26,48%	30,09%	27,81%	28,01%
Tamanho da Amostra	175.444	94.236	81.208	102.128	73.316	23.291	152.153

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNADC (1º Trimestre / 2026). Notas de Rodapé da Tabela 1.

¹Escolaridade em todas as amostras apresentou valores mínimos e máximos de 0 e 20 anos, respectivamente. ²Idade apresentou os valores mínimos e máximos de 16 e 65 anos, respectivamente. * Calculado apenas para a subamostra de indivíduos ocupados.

Após a aplicação desses filtros, a amostra final de análise contabilizou 175.444 observações. O dicionário completo contendo a descrição teórica, a origem nos microdados da PNADC e a operacionalização econométrica de todas as variáveis utilizadas neste estudo encontra-se detalhado no Apêndice A. As variáveis fundamentais e suas respectivas métricas sociodemográficas, de capital humano e de rendimento efetivo por hora (R\$/hora) encontram-se sumarizadas na Tabela 1, servindo de base para a especificação da equação de seleção (Probit) e da equação de resultado do modelo de Heckman.

Em termos gerais, a amostra final de 175.444 indivíduos possui uma idade média de 39,55 anos, alinhando-se ao perfil de uma força de trabalho madura, na qual a população autodeclarada Preta, Parda ou Indígena (PPI) constitui a maioria (58,21%). A desagregação destas estatísticas, contudo, revela a segmentação do mercado de trabalho urbano brasileiro, justificando a posterior modelagem econométrica por correção de viés de seleção.

Observa-se um claro descompasso entre a acumulação de capital humano e os retornos auferidos no mercado segundo o gênero. As mulheres da amostra possuem, em média, maior escolaridade que os homens (12,70 contra 11,51 anos de estudo). Contudo, essa vantagem educacional não se traduz em equidade nos resultados laborais: a taxa de ocupação feminina é inferior à masculina (92,45% contra 94,65%) e a renda média por hora das mulheres (R\$ 101,32) é substancialmente menor que a dos homens (R\$ 112,12), refletindo uma assimetria estrutural na média de rendimentos, mesmo após o procedimento de *trimming* ter expurgado as distorções da cauda superior. Esta restrição na conversão de capital humano em rendimentos alinha-se diretamente às evidências de Blau e Kahn (2017) e Diallo (2025), que demonstram que as mulheres frequentemente recebem salários inferiores aos dos homens independentemente do nível educacional alcançado, sugerindo a presença de discriminação estrutural no mercado.

Para além da subutilização do capital humano, a dinâmica familiar exerce um peso assimétrico sobre as decisões laborais. Adicionalmente, verifica-se na amostra que uma proporção maior de mulheres atua como a pessoa responsável pelo domicílio (48,16%) em comparação aos homens (45,49%). Conforme evidenciado de forma robusta para a América Latina por Berniell *et al.* (2021), a necessidade imperativa de gerar renda, combinada com as restrições de alocação de tempo impostas pelas responsabilidades de cuidado, frequentemente compele as mulheres a buscarem arranjos ocupacionais mais flexíveis que resultam em diferenciais negativos e permanentes de salário.

Dinâmica análoga de desvantagem é observada na subamostra de raça. A população PPI, apesar de majoritária, auferir uma renda média por hora de R\$ 85,63 contrastando expressivamente com os R\$ 136,46 da população não PPI, sendo esta última associada ao maior nível de dispersão salarial da amostra (DP = 177,97). A persistência desta profunda desigualdade horizontal de rendimentos reverbera as constatações de Ferreira, Firpo e Messina (2021) acerca da segmentação estrutural do mercado brasileiro.

Para além da dimensão racial, a estruturação do território constitui outro vetor central de segmentação. Sob a ótica espacial, os indivíduos que residem em Unidades Primárias de Amostragem (UPAs) em situação de vulnerabilidade apresentam um limite de rendimento máximo de R\$ 2.000,00 (inferior ao teto do restante da amostra) e uma renda média expressivamente inferior (R\$ 90,78 contra R\$ 109,66). Estes achados preliminares corroboram a tese de estratificação demográfica e fornecem indícios descritivos da Hipótese do Desajuste Espacial (*Spatial Mismatch*). Conforme apontam Silva e Porsse (2024) e Bafuti e Haddad (2017), a distribuição desigual da infraestrutura urbana e a segregação residencial atuam como vetores autônomos de restrição, limitando o acesso das populações periféricas a empregos mais rentáveis e reduzindo sua capacidade de absorver os ganhos de aglomeração nas metrópoles. As magnitudes e a significância destas assimetrias serão formalmente testadas na seção de resultados econométricos.

3.2. Estratégia Empírica: Modelo de Seleção de Heckman Generalizado

A análise dos determinantes do rendimento esbarra em um desafio econométrico clássico: o problema da seletividade amostral. Os salários só podem ser observados para os indivíduos que já tomaram a decisão de participar do mercado de trabalho. A estimação direta dos rendimentos por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) geraria resultados enviesados, pois fatores não observáveis que afetam a decisão de trabalhar também podem influenciar o nível salarial. Para contornar este viés, emprega-se a correção de seleção amostral desenvolvida por Heckman (1979), um método consolidado na literatura empírica para corrigir desvios gerados por delineamentos amostrais não aleatórios (Esquivel, 2007; Rivera, 2013).

Adicionalmente, dados de rendimentos em *cross-section* frequentemente apresentam violações no pressuposto de homocedasticidade. Para endereçar simultaneamente o viés de seleção e a variância não constante dos erros, fenômeno atestado por testes de diagnóstico preliminares na amostra, este estudo adota o Modelo de Heckman Generalizado. Esse método utiliza a estimação por Máxima Verossimilhança com

Informação Completa (*Full Information Maximum Likelihood* – FIML), o que confere maior flexibilidade na especificação e resulta em estimadores mais robustos e eficientes.

O modelo é estruturado em duas etapas interdependentes. A primeira é a equação de seleção, que modela a probabilidade de um indivíduo i estar ocupado por meio de um modelo *Probit*. Essa abordagem fundamenta-se na tradição neoclássica de oferta de trabalho, na qual a participação resulta de um *trade-off* onde a utilidade do salário de mercado oferecido supera a do salário de reserva (Riboud, 1985). Seja $Ocupado_i$ uma variável latente não observada que representa a propensão do indivíduo a participar do mercado de trabalho:

$$Ocupado_i = \alpha_0 + \alpha_1 Idade_i + \alpha_2 Idade_i^2 + \alpha_3 Escol_i + \alpha_4 Mulher_i + \alpha_5 PPI_i + \alpha_6 Criança_i + \alpha_7 (Mulher_i \times Criança_i) + \alpha_8 Pessoa_Resp_i + \alpha_9 Casado_i + \mu_i \quad (1)$$

A variável dependente observada, $Ocupado_i$, assume o valor 1 se $Ocupado_i > 0$ e 0 caso contrário. Para a correta identificação matemática do modelo, é imprescindível a inclusão de uma variável instrumental na equação de seleção que não conste na equação de rendimentos. Para capturar de forma precisa a dinâmica de restrição de exclusão atrelada à composição familiar, utilizou-se a presença de crianças ($Criança_i$) interagida com o sexo feminino ($Mulher_i \times Criança_i$). A inclusão desta interação respalda-se nas evidências sobre a "revolução incompleta de gênero", demonstrando que a sobrecarga com o trabalho de cuidado eleva substancialmente o custo de oportunidade (salário de reserva) das mães, gerando tensões de conciliação trabalho-família que as afastam do mercado, enquanto, para os homens, a paternidade frequentemente atua como um estímulo financeiro provedor (Cuello e Vieira, 2024). Essa dinâmica afeta a propensão à ocupação sem exercer, contudo, impacto direto sobre a produtividade e o salário ofertado no segundo estágio.

A segunda etapa consiste na equação de rendimentos, que ajusta uma formulação minceriana tradicional (Mincer, 1974) e é observada apenas se $Ocupado_i = 1$. A variável dependente é o logaritmo natural do rendimento principal efetivo por hora trabalhada, $\ln(w_i)$:

$$\ln(w_i) = \beta_0 + \beta_1 Idade_i + \beta_2 Idade_i^2 + \beta_3 Escol_i + \beta_4 Mulher_i + \beta_5 PPI_i + \beta_6 UPA_Vulneravel_i + \beta_7 Pessoa_Resp_i + \beta_8 Casado_i + \Sigma \gamma_k Regiao_{ki} + \Sigma \theta_j Setor_{ji} + \varepsilon_i \quad (2)$$

Além de controlar pelo capital humano e pelas características demográficas ($Mulher_i$ e PPI_i) associadas na literatura de assimetrias estruturais no mercado de trabalho (Diallo, 2025; Blau e Kahn, 2017), a equação incorpora a variável $UPA_Vulneravel_i$, que capta o efeito de residir em Unidades Primárias de Amostragem em situação de precariedade. Adicionalmente, incluem-se vetores de *dummies* de controle regional ($Regiao_{ki}$) e setorial ($Setor_{ji}$). A adoção conjunta destas variáveis geográficas e ocupacionais visa isolar os diferenciais salariais atrelados à forte heterogeneidade, polarização e segregação espacial que marcam historicamente a urbanização e o mercado de trabalho brasileiro (Baltar, 2020).

Adicionalmente, para garantir a correta especificação econométrica, o modelo empírico foi submetido a testes de diagnóstico de variância. A rejeição da hipótese nula de homocedasticidade, atestada de forma contundente pelos testes de White e de Breusch-Pagan (Tabela 3), confirmou a não constância da variância dos erros. Por essa razão, a estimação conjunta do modelo por FIML (Heckman Generalizado) assume que os termos de erro da equação de seleção (μ_i) e de rendimentos (ε_i) seguem uma distribuição normal bivariada com correlação (ρ), garantindo a correção simultânea do viés de seleção amostral e da heterocedasticidade para a obtenção de parâmetros eficientes.

4. Resultados e Discussão

Esta seção apresenta as estimativas do Modelo de Seleção de Heckman Generalizado utilizando os microdados da PNAD Contínua do primeiro trimestre de 2026, com base em uma amostra de 175.444 indivíduos. A Subseção 4.1 exibe os coeficientes do primeiro estágio (equação de seleção), determinantes da probabilidade de participação no mercado. Na sequência, a Subseção 4.2 discute a correção do viés de

seletividade e os determinantes dos rendimentos (segundo estágio). Ao longo da análise, evidencia-se a validação empírica das quatro hipóteses centrais delineadas na introdução deste trabalho.

4.1. Primeiro Estágio: Decisão de Participação na Força de Trabalho

Antes da análise pormenorizada dos coeficientes, cabe justificar a escolha empírica que fundamenta esta seção. As Tabelas 2 e 3 apresentam, lado a lado, as estimativas do modelo de Heckman Clássico (em dois estágios) e do Heckman Generalizado (FIML). Observa-se que ambos os métodos convergem na direção dos efeitos, mantendo a consistência teórica dos sinais. Contudo, a estimação da equação de rendimentos rejeitou de forma contundente a hipótese de homocedasticidade, conforme atestado pelos testes de White ($\chi^2 = 1815,28$, $p < 0,001$) e Breusch-Pagan ($\chi^2 = 3913,30$, $p < 0,001$). A não correção dessa variância não constante pelo método clássico resulta na superestimação severa das penalidades salariais, inflando, por exemplo, os diferenciais negativos de gênero e raça na ordem de 10 e 6 pontos percentuais, respectivamente. Por essa razão, as análises a seguir pautam-se estritamente nos parâmetros eficientes obtidos pela modelagem simultânea do Heckman Generalizado.

Tabela 2 - Primeiro Estágio do Modelo Heckman Generalizado: Equação de Seleção (Probit)

<i>Variáveis Explicativas</i>	<i>Heckman Clássico</i>	<i>Heckman Generalizado</i>
	<i>Coeficiente (Erro Padrão)</i>	<i>Coeficiente (Erro Padrão)</i>
<i>Constante</i>	-0,3113*** (0,0464)	-0,4862*** (0,0459)
<i>Capital Humano</i>		
<i>Idade</i>	0,0635*** (0,0025)	0,0604*** (0,0025)
<i>Idade²</i>	-0,0006*** (< 0,0001)	-0,0005*** (< 0,0001)
<i>Escolaridade</i>	0,0313*** (0,0014)	0,0461*** (0,0015)
<i>Características Demográficas e Territoriais</i>		
<i>Mulher</i>	-0,2211*** (0,0109)	-0,2337*** (0,0106)
<i>População PPI</i>	-0,1481*** (0,0104)	-0,1612*** (0,0101)
<i>UPA Vulnerável</i>	-0,0696*** (0,0138)	-0,0243* (0,0137)
<i>Estrutura Familiar (Restrição de Exclusão)</i>		
<i>Presença de Criança no Domicílio</i>	0,0955*** (0,0158)	0,0827*** (0,0150)
<i>Interação: Mulher × Criança</i>	-0,1646*** (0,0208)	-0,1252*** (0,0196)
<i>Pessoa Resp. pelo Domicílio</i>	0,2451*** (0,0128)	0,3033*** (0,0127)
<i>Casado / União Estável</i>	0,4013*** (0,0152)	0,4050*** (0,0148)

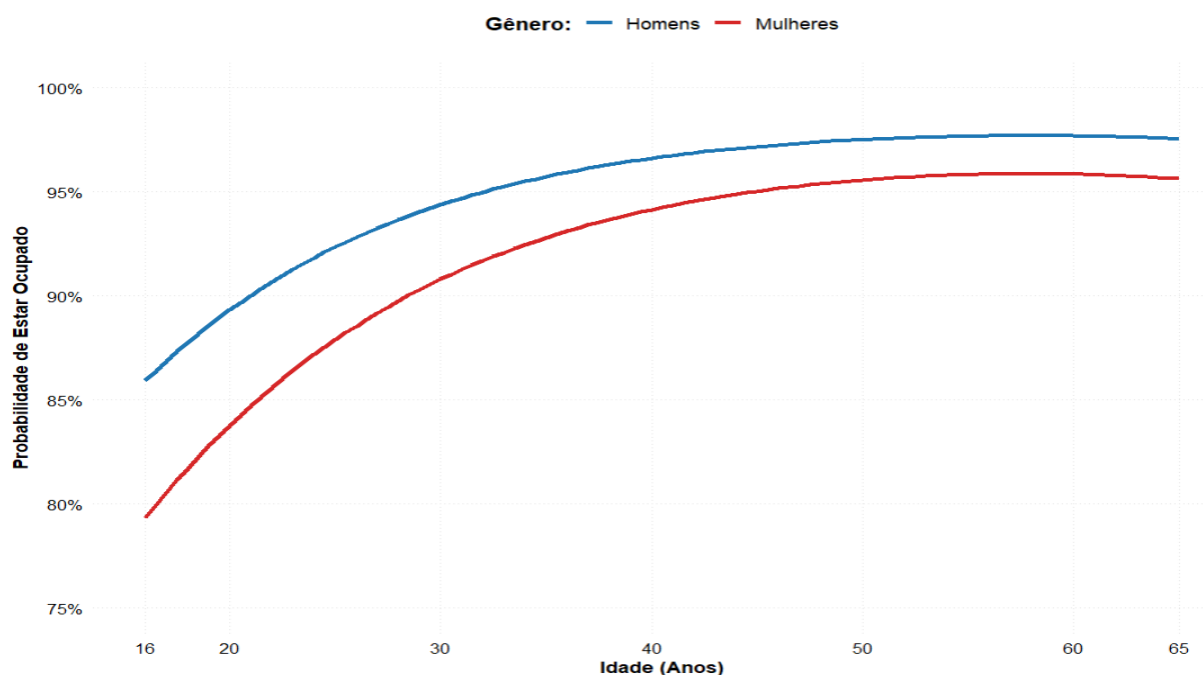
Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNADC (1º Trimestre / 2026). Notas: Variável dependente: Probabilidade de estar ocupado (1 = Sim; 0 = Não). Método de Estimação: Máxima Verossimilhança com Informação Completa (FIML). Tamanho da Amostra (N) = 175.444. Erros padrões robustos reportados entre parênteses. Níveis de significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

A análise da equação de seleção revela que a dotação de capital humano atua como um mecanismo central para a inserção laboral, alinhando-se aos pressupostos da teoria neoclássica. A variável escolaridade (*escol*) apresentou coeficiente positivo (0,0461) e estatisticamente significativo, evidenciando que anos adicionais de estudo elevam a probabilidade de ocupação.

Em paralelo, a idade exibe um comportamento não linear côncavo, com coeficiente linear positivo (0,0604) e termo quadrático negativo (-0,0005). Para ambos os gêneros, a probabilidade de estar ocupado aumenta com a idade durante os primeiros anos da vida adulta, refletindo o acúmulo de experiência e a consolidação de carreira, atingindo posteriormente taxas decrescentes.

Essa dinâmica atesta a validade da primeira hipótese (H1) no que tange à inserção, confirmando que o capital humano é um determinante primário e positivo para a ocupação. Como desdobramento dessa análise, a Figura 1 ilustra as curvas de probabilidade projetadas ao longo do ciclo de vida e explicita visualmente uma característica marcante do mercado de trabalho brasileiro: a clara e persistente lacuna vertical entre as curvas. Mesmo após controlar por fatores observáveis como idade e escolaridade, as mulheres possuem uma probabilidade sistematicamente menor de estarem ocupadas em comparação aos homens.

Figura 1 - Probabilidade de Estar Ocupado em Função da Idade por Gênero



Fonte: Autores. Elaboração própria a partir de dados da PNADC 1TRI2026. Nota: Probabilidades previstas de ocupação ao longo do ciclo de vida (16 a 65 anos) para homens (linha azul) e mulheres (linha vermelha), estimadas via Probit (1º estágio do Heckman Generalizado) com as demais covariáveis nas médias amostrais. O gráfico ilustra o perfil côncavo da participação laboral e a persistente lacuna vertical desfavorável às mulheres no mercado urbano.

Ao investigar as raízes dessa disparidade, o modelo evidencia a relevância da composição familiar e da divisão sexual do trabalho. Observa-se que a presença de crianças no domicílio (*crianc*) possui um efeito base positivo (0,0827) e significativo. Todavia, a inclusão do termo de interação (*mulher:crianc*), cujo coeficiente é negativo (-0,1252), capta com exatidão a assimetria nas responsabilidades de cuidado.

Para os homens, a paternidade associa-se a um "efeito provedor", impulsionando a participação. Em contrapartida, para as mulheres, o efeito líquido ($0,0827 - 0,1252 = -0,0425$) atua no sentido de reduzir a probabilidade de ocupação. Esse achado valida a segunda hipótese (H2) da pesquisa, comprovando empiricamente a "penalidade da maternidade", em consonância com as evidências sobre as restrições de conciliação trabalho-família levantadas por Cuello e Vieira (2024) e Berniell *et al.* (2023).

Mesmo isolando as restrições familiares, os coeficientes gerais para o sexo feminino (*mulher* = -0,2337) e para a população autodeclarada preta, parda e indígena (*PPI* = -0,1612) mantêm-se negativos e significantes. Tais resultados indicam uma propensão autônoma inferior de inserção para esses grupos demográficos, corroborando os achados de Diallo (2025) de que parcelas significativas dos hiatos derivam de barreiras estruturais não explicadas unicamente pelas dotações individuais.

4.2. Segundo Estágio: Determinantes dos Rendimentos e Correção do Viés de Seleção

A Tabela 3 apresenta os resultados para a equação de resultado (segundo estágio), que investiga os determinantes do logaritmo natural do rendimento principal efetivo por hora trabalhada para a subamostra de ocupados. Exibem-se, lado a lado, as estimativas obtidas pelo modelo de Heckman Clássico (dois estágios) e pelo modelo de Heckman Generalizado (estimado via FIML com equação de dispersão).

A adequação da modelagem de seleção é atestada pelo parâmetro de correlação entre os termos de erro (ρ), estimado em 0,831 e estatisticamente significativo a 1%. Este resultado comprova a vigência de um forte viés de seletividade amostral positiva: atributos não observados que elevam a probabilidade de inserção do indivíduo na força de trabalho também estão correlacionados com maiores rendimentos por hora. Ademais, a presença de variância não constante nos resíduos foi confirmada pelos testes de Breusch-Pagan (BP = 3.913,3; $p < 0,001$) e de White ($\chi^2 = 1.815,3$; $p < 0,001$), bem como pela significância estatística do coeficiente de idade na equação de dispersão (0,0066; $p < 0,001$). A modelagem explícita da

heterocedasticidade pelo Heckman Generalizado assegura a obtenção de parâmetros eficientes e erros padrão robustos.

Tabela 3 - Segundo Estágio do Modelo Heckman Generalizado: Equação de Rendimentos

	<i>Heckman Clássico</i>	<i>Heckman Generalizado</i>
<i>Variáveis Explicativas</i>	<i>Coefficiente (Erro Padrão)</i>	<i>Coefficiente (Erro Padrão)</i>
<i>Constante</i>	0,5493*** (0,0581)	1,7210*** (0,0206)
<i>Capital Humano</i>		
<i>Idade</i>	0,0861*** (0,0021)	0,0528*** (0,0010)
<i>Idade²</i>	-0,0008*** (< 0,0001)	-0,0005*** (< 0,0001)
<i>Escolaridade</i>	0,1129*** (0,0009)	0,1007*** (0,0005)
<i>Características Demográficas e Familiares</i>		
<i>Mulher</i>	-0,3460*** (0,0071)	-0,2447*** (0,0037)
<i>População PPI</i>	-0,2373*** (0,0065)	-0,1759*** (0,0038)
<i>Pessoa Resp. pelo Domicílio</i>	0,3295*** (0,0091)	0,2120*** (0,0048)
<i>Casado / União Estável</i>	0,3849*** (0,0109)	0,2200*** (0,0053)
<i>Características Espaciais e Regionais</i>		
<i>UPA Vulnerável</i>	-0,1330*** (0,0084)	-0,1048*** (0,0052)
<i>Região Norte</i>	-0,1460*** (0,0056)	-0,1566*** (0,0057)
<i>Região Nordeste</i>	-0,2318*** (0,0046)	-0,2453*** (0,0046)
<i>Região Sul</i>	0,0786*** (0,0053)	0,0859*** (0,0050)
<i>Região Centro-Oeste</i>	0,0947*** (0,0058)	0,0881*** (0,0057)
<i>Características Setoriais</i>		
<i>Setor Secundário</i>	0,0776*** (0,0105)	0,0912*** (0,0102)
<i>Setor Terciário</i>	0,1043*** (0,0101)	0,1111*** (0,0098)
<i>Parâmetros</i>		
<i>Inversa de Mills (λ)</i>	2,3434*** (0,0723)	-
<i>Correlação dos Erros (ρ)</i>	-	0,8311*** (0,0114)
<i>Efeito da Idade na Dispersão (Heterocedasticidade)</i>	-	0,0066*** (0,0001)
<i>Testes Diagnósticos</i>	<i>Estatística de teste</i>	<i>Graus de liberdade</i>
<i>Teste White</i>	1815,29***	1
<i>Teste Breusch-Pagan</i>	3913,3***	15

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNADC (1º Trimestre / 2026). Notas: Variável dependente: Logaritmo natural do rendimento principal efetivo por hora. Método de Estimação: Máxima Verossimilhança com Informação Completa (FIML). Omitidas/Categorias base: Homens, Brancos/Amarelos, Setor Primário, Região Sudeste, Não responsável pelo domicílio, Solteiros, UPA não vulnerável. Erros padrões robustos reportados entre parênteses. Níveis de significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

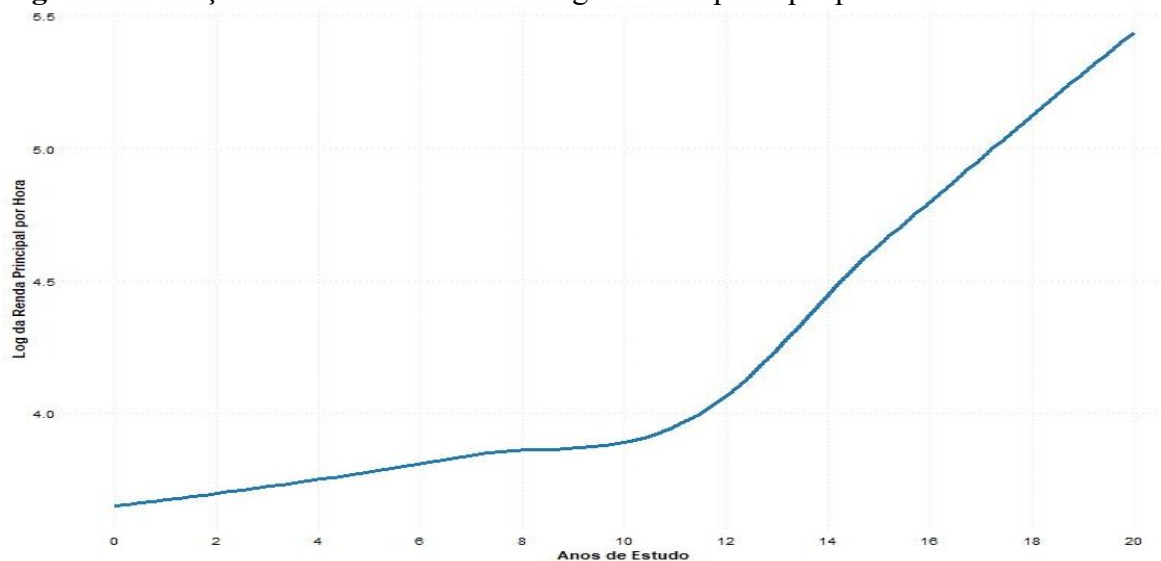
No que tange às dotações individuais, os resultados ratificam a Primeira Hipótese (H1) no segundo estágio: o capital humano atua como um determinante primário e positivo para a remuneração salarial. Cada ano adicional de escolaridade formal (escol) associa-se a um prêmio salarial médio de 10,07% nos rendimentos horários do trabalho principal, mantidas as demais características constantes. A variável idade exhibe a concavidade típica da curva Minceriana, com coeficiente linear positivo (0,0528) e termo quadrático negativo (-0,0005), refletindo a acumulação gradual de experiência profissional até atingir o patamar de retornos decrescentes.

Para detalhar a dinâmica desse retorno educacional e testar a presença de não-linearidades na equação de rendimentos, a Figura 2 apresenta o ajuste não-paramétrico obtido via suavização, *Locally Estimated Scatterplot Smoothing* (LOESS), entre os anos de estudo e o logaritmo do rendimento por hora.

Observa-se uma nítida convexidade na trajetória dos retornos à educação: nos estágios iniciais (0 a 10 anos), os ganhos salariais marginais são modestos. Ocorre, contudo, um ponto de inflexão decisivo na transição para o ensino médio (11–12 anos), a partir do qual os rendimentos aceleram-se exponencialmente no nível superior e na pós-graduação (16 a 20 anos). Esse comportamento afasta-se da premissa Minceriana de retornos constantes por ano de estudo (Mincer, 1974) e alinha-se aos achados de Heckman, Lochner e Todd (2006). No contexto brasileiro, esse padrão ratifica a presença de efeitos de credenciamento

(*sheepskin effects*) e o caráter convexo do perfil de rendimentos com relação à escolaridade (Crespo e Reis, 2009; Ferreira, Firpo e Messina, 2021), respaldando a magnitude e a significância do prêmio salarial médio estimado no 2º estágio do modelo.

Figura 2 - Relação entre anos de estudo e log da renda principal por hora



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD Contínua. Notas: A linha sólida representa o ajuste não-paramétrico obtido por regressão local ponderada (*LOESS*), utilizando a subamostra de indivíduos ocupados da PNAD Contínua. O método permite capturar flexibilidades e não-linearidades na relação entre a escolaridade e os retornos salariais (em log), evidenciando retornos marginais crescentes associados a patamares mais elevados de ensino (como a transição para o ensino superior), sem impor restrições de formato funcional pré-concebidas à especificação econométrica.

Por outro lado, o modelo atesta que a conversão do capital humano em renda é severamente mediada por barreiras demográficas estruturais, ratificando a Terceira Hipótese (H3). O coeficiente associado ao sexo feminino indica um diferencial negativo de rendimento de 24,47%, mantendo-se constantes a educação formal, a experiência e as demais características observáveis. Esta assimetria dialoga com as contribuições de Blau e Kahn (2017) e Cuello e Vieira (2024), atestando que o gênero atua como um vetor restritivo autônomo decorrente de discriminações de mercado e do ônus desproporcional do trabalho não remunerado de cuidado.

De forma análoga, os indivíduos autodeclarados Pretos, Pardos ou Indígenas (PPI) sofrem uma penalidade salarial direta de 17,59% em relação aos trabalhadores brancos e amarelos. A aplicação do Teste de Wald confirmou que o hiato de gênero e o hiato racial possuem dinâmicas estatisticamente distintas ($\chi^2 = 24,64$; $p < 0,001$), comprovando a sobreposição de múltiplas barreiras no mercado urbano.

No âmbito espacial, a inserção da variável *upa_vulneravel* confirma a Quarta Hipótese (H4): residir em áreas urbanas precárias impõe um diferencial negativo direto de 10,48% sobre os salários horários. O Teste de Wald atestou que a penalidade territorial opera por uma lógica estatisticamente diferenciada da variável racial ($\chi^2 = 62,10$; $p < 0,001$). Esse resultado valida a Hipótese do Desajuste Espacial (*Spatial Mismatch Hypothesis*), corroborando os achados de Barufi e Haddad (2017) e de Silva e Porsse (2024) de que a segregação residencial e os custos de deslocamento urbano atuam como vetores autônomos de restrição ao acesso a postos de trabalho mais rentáveis.

Por fim, os controles regionais e setoriais dimensionam a profunda heterogeneidade da economia brasileira, afastando-se da premissa de um mercado de trabalho espacialmente integrado. Em relação ao Sudeste, trabalhadores alocados nas regiões Norte (-15,66%) e Nordeste (-24,53%) apresentam salários significativamente inferiores. Em contrapartida, as regiões Sul (8,59%) e Centro-Oeste (8,81%) exibem prêmios salariais. Conforme argumenta Cunha (2025), tais assimetrias refletem a persistência de disparidades regionais históricas, mas também capturam os fortes efeitos de transbordamento (*spillover*) do *boom* de *commodities* sobre a economia urbana local (Ferreira, Firpo e Messina, 2021). Nas regiões de base agroexportadora, os centros urbanos atuam como polos de serviços e logística, permitindo que a força de trabalho das cidades absorva parte das rendas geradas no campo.

Sob a ótica produtiva, o grupamento de atividades do setor Secundário (9,12%) e a categoria ampliada do setor Terciário (11,11%) oferecem retornos sistematicamente superiores em relação ao setor Primário. De acordo com Baltar (2020) e Cunha (2025), mesmo no universo estritamente urbano, a inserção em ocupações primárias é marcada por crônicas diferenças de produtividade e pelos maiores níveis de informalidade do mercado. Essa dinâmica demonstra, portanto, que as desigualdades de rendimento no Brasil não resultam apenas das dotações individuais de capital humano, mas de uma complexa intersecção destas com as barreiras sociodemográficas e a inabalável fragmentação da matriz produtiva e territorial do país (Ferreira, Firpo e Messina, 2021).

5. Conclusões

Este artigo investigou os determinantes da inserção e da remuneração no mercado de trabalho urbano brasileiro, utilizando microdados da PNAD Contínua referentes ao primeiro trimestre de 2026, com uma amostra final de 175.444 observações. A aplicação do Modelo de Seleção de Heckman Generalizado permitiu modelar simultaneamente a decisão de participar da força de trabalho e a determinação salarial, corrigindo o viés de seleção amostral e a heterocedasticidade inerentes a esse tipo de dado. A forte correlação positiva e significativa encontrada entre os termos de erro das equações confirmou que a estimação direta dos salários resultaria em estimativas enviesadas, uma vez que atributos não observáveis que impulsionam a participação também estão correlacionados com maiores salários.

No primeiro estágio, focado na participação no mercado, os resultados confirmaram que o acúmulo de capital humano é fundamental para a inserção laboral. No entanto, o modelo evidenciou a grande relevância da composição familiar na decisão de oferta de trabalho. Ao introduzir o termo de interação entre o sexo feminino e a presença de crianças no domicílio, constatou-se que as responsabilidades de cuidado reduzem a probabilidade de ocupação das mulheres. Em contrapartida, para os homens, a paternidade atua como um estímulo à participação (efeito provedor). Esse resultado reflete os desafios de conciliação entre as esferas familiar e profissional, indicando que os custos de oportunidade atrelados ao cuidado afetam a participação feminina de maneira assimétrica, limitando a sua inserção laboral a despeito de as mulheres da amostra apresentarem, em média, maiores níveis de escolaridade que os homens.

No segundo estágio, dedicado aos determinantes dos rendimentos, atestou-se que o retorno da educação formal permanece robusto, refletindo um acréscimo de aproximadamente 10,07% a cada ano adicional de estudo. Ainda assim, os resultados apontam para a persistência de hiatos salariais autônomos no mercado urbano brasileiro. Constatou-se um diferencial de rendimento desfavorável às mulheres (na ordem de -24,47%) e à população Preta, Parda ou Indígena (PPI) (cerca de -17,59%). O teste estatístico de Wald confirmou que as penalidades de gênero e de raça operam por dinâmicas distintas. Como essas diferenças subsistem mesmo após o controle por características produtivas, familiares, setoriais e regionais idênticas, conclui-se que atributos sociodemográficos continuam exercendo forte influência restritiva na determinação da renda.

Além das dimensões demográficas, a barreira territorial mostrou-se expressiva e estatisticamente significativa: indivíduos residentes em UPAs vulneráveis sofrem uma penalidade salarial autônoma de 10,48%. Essa evidência corrobora a Hipótese do Desajuste Espacial (*Spatial Mismatch*), atestando que a segregação residencial e a distribuição desigual da infraestrutura urbana restringem o acesso das populações periféricas aos empregos mais rentáveis e aos ganhos de aglomeração das cidades.

As evidências aqui documentadas demonstram que as assimetrias no mercado de trabalho brasileiro são de natureza multifatorial. Consequentemente, políticas centradas apenas na expansão do acesso à educação formal tendem a apresentar efeitos limitados sobre a equidade se não vierem acompanhadas de medidas que enderecem os custos de inserção, os diferenciais de rendimento e a rigidez das estruturas laborais.

Nesse sentido, a constatação de que as responsabilidades familiares impactam negativamente a participação feminina não deve ser interpretada como um problema a ser contornado pela simples terceirização institucional do cuidado infantil. O cuidado, sobretudo na primeira infância, desempenha uma função social essencial para o desenvolvimento humano e familiar. O desafio imposto pelas políticas públicas não é afastar as mães do convívio de seus filhos, mas sim readequar o mercado de trabalho para que o exercício da maternidade não resulte em severas penalizações econômicas ou no refúgio compulsório na informalidade.

Para a formulação de políticas, os achados deste estudo sugerem três frentes de atuação: I) Flexibilização do Trabalho Formal e *Family-Friendly Policies*: Ante o achado de que as responsabilidades de cuidado compelem desproporcionalmente as mães a recorrerem à informalidade em busca de flexibilidade de jornada, torna-se imperativo institucionalizar políticas amigáveis à família (*family-friendly policies*) no setor formal. Isso engloba o fomento e a regulamentação de arranjos flexíveis, tais como o teletrabalho, bancos de horas adaptáveis e regimes de tempo parcial respaldados por plena proteção trabalhista e previdenciária, viabilizando a articulação entre a alocação de tempo na esfera familiar e a geração de renda sem o sacrifício da seguridade social; II) Igualdade de Oportunidades no Mercado: A persistência de hiatos de rendimento não explicados por atributos de produtividade ressalta a importância de iniciativas que promovam a equidade salarial. Medidas que reforcem a transparência nas estruturas de remuneração e o fomento a práticas de recrutamento e progressão de carreira baseadas no mérito produtivo são essenciais para mitigar a segmentação; e III) Desenvolvimento e Mobilidade Urbana: O diferencial negativo atrelado à vulnerabilidade espacial demanda que as políticas de planejamento urbano e de transporte público não sejam tratadas de forma isolada das políticas de emprego. Melhorar a conectividade viária e atrair investimentos para as regiões periféricas são passos essenciais para reduzir as fricções geográficas no acesso ao emprego formal.

Reconhecem-se as limitações inerentes ao escopo desta pesquisa. Primeiramente, o recorte metodológico restringiu a análise ao ambiente urbano para garantir a comparabilidade das remunerações, o que deixa lacunas sobre as dinâmicas do mercado de trabalho rural. Em segundo lugar, a natureza de corte transversal (*cross-section*) dos dados da PNAD Contínua impossibilita o acompanhamento dinâmico das trajetórias individuais de emprego e renda ao longo do tempo.

Por fim, a variável de escolaridade foi tratada de forma exógena no modelo. Sugere-se que investigações futuras utilizem modelagens com Variáveis Instrumentais dentro da estrutura de seleção de Heckman, ou dados em painel, a fim de isolar a potencial endogeneidade atrelada à decisão de investimento em educação e estimar os retornos ao capital humano com ainda maior precisão causal.

Referências

- BALTAR, C. T. (2020). “Estrutura ocupacional, emprego e desigualdade salarial no Brasil de 2014 a 2019”. Texto para Discussão IE/UNICAMP, 382: 1-27.
- BARUFI, A. M. B.; HADDAD, E. A. (2017). “Spatial mismatch, wages and unemployment in metropolitan areas in Brazil”. *REGION*, 4(3): 175-200.
- BECKER, G. S. (1993). “A treatise on the Family: Enlarged edition”. Harvard University Press.
- BERNIELL, I.; BERNIELL, L.; DE LA MATA, D.; EDO, M.; MARCHIONNI, M. (2021). “Gender gaps in labor informality: The motherhood effect”. *Journal of Development Economics*, 150: 102599.
- BERNIELL, I.; BERNIELL, L.; DE LA MATA, D.; EDO, M.; MARCHIONNI, M. (2023). “Motherhood and flexible jobs: Evidence from Latin American countries”. *World Development*, 167: 106225.
- BLAU, F. D.; KAHN, L. M. (2017). “The gender wage gap: Extent, trends, and explanations”. *Journal of Economic Literature*, 55(3): 789-865.
- CRESPO, A.; REIS, M. C. (2009). “Sheepskin effects and the relationship between earnings and education: analyzing their evolution over time in Brazil”. *Revista Brasileira de Economia*, 63 (3): 209-231.
- CUELLO, D. T. M.; VIEIRA, J. M. (2024). “Penalización salarial femenina”. *Desarrollo y Sociedad*, 97: 1-46.
- CUNHA, M. S. (2025). “Rural and urban labor market in Brazil, 2012-2022: an analysis of agricultural and non-agricultural activities”. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 63: e289157.
- DIALLO, M. A. (2025). “Labor Market Participation and Gender Wage Gap: The Case of Young Workers in Senegal”. *Review of Development Economics*, 29(4): 2617-2637.
- FERREIRA, F. H. G.; FIRPO, S. P.; MESSINA, J. (2021). “Labor Market Experience and Falling Earnings Inequality in Brazil: 1995–2012”. *The World Bank Economic Review*, 36(1): 37-67.

- HECKMAN, J. J. (1979). "Sample selection bias as a specification error". *Econometrica*, 47(1): 153-161.
- HECKMAN, J. J.; LOCHNER, L. J.; TODD, P. E. (2006). "Earnings functions, rates of return, and treatment effects: the Mincer equation and beyond". *In*: HANUSHEK, E. A.; WELCH, F. (Org.). *Handbook of the Economics of Education*. Amsterdam: Elsevier, 1:307-458.
- HOFFMANN, R.; LEONE, E. T. (2004). "Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade da renda domiciliar per capita no Brasil: 1981-2002". *Nova Economia*, 14(2): 35-58.
- LANGONI, C. G. (2005). "Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil". FGV Editora.
- LEONE, E. T.; BALTAR, P. (2006). "Mercado de trabalho metropolitano: gênero e diferenças de rendimento, 1992-2002". *Revista Gênero*, 7(1): 1-25.
- MA, X; MUENDLER, M-A; NAKAB, A. (2025) "Exporting, Wage Profiles, and Human Capital". *The Review of Economics and Statistics*, 107(5):1371–1387.
- MINCER, J. (1974). "Schooling, Experience, and Earnings". National Bureau of Economic Research.
- PHELPS, E. S. (1972). "The Statistical Theory of Racism and Sexism". *The American Economic Review*, 62(4): 659-661.
- RIBOUD, M. (1985). "An Analysis of Women's Labor Force Participation in France: Cross-Section Estimates and Time-Series Evidence". *Journal of Labor Economics*, 3(1): S177-S200.
- SCHULTZ, T. W. (1974). "Economics of the family; marriage, children and human capital; a conference report". University of Chicago Press.
- SILVA, L. P. C. S.; PORSSE, A. A. (2024). "Inequality and spatial mismatch in the urban labor market: Evidence for the Curitiba metropolitan region, Brazil". *EPB: Urban Analytics and City Science*, 0(0): 1-18.
- SULIANO, D. C.; SIQUEIRA, M. L. (2012). "Retornos da educação no Brasil em âmbito regional considerando um ambiente de menor desigualdade". *Economia Aplicada*, 16(1): 137-165.

Apêndice A – Classificação Setorial das Atividades Econômicas (Variável VD4010)

Tabela A1 – Comparação entre o Dicionário Oficial da PNAD Contínua e a Classificação Adotada

Código / Agrupamento Oficial IBGE (VD4010)	Classificação Adotada no Modelo	Situação na Amostra
01. Agricultura, pecuária, produção florestal, pesca e aquicultura	Setor Primário	Mantido (Referência no modelo)
02. Indústria geral	Setor Secundário	Mantido
03. Construção	Setor Secundário	Mantido
04. Comércio, reparação de veículos automotores e motocicletas	Setor Terciário	Mantido
05. Transporte, armazenagem e correio	Setor Terciário	Mantido
06. Alojamento e alimentação	Setor Terciário	Mantido
07. Informação, comunicação e atividades financeiras, imobiliárias, profissionais e administrativas	Setor Terciário	Mantido
08. Administração pública, defesa e seguridade social	Setor Terciário	Mantido
09. Educação, saúde humana e serviços sociais	Setor Terciário	Mantido
10. Serviços domésticos	Setor Terciário	Mantido
11. Outros serviços	Setor Terciário	Mantido
12. Atividades mal definidas	<i>Excluído</i>	Excluído pelo filtro (Ver Apêndice B)

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (IBGE, 2026).

Apêndice B – Rastreamento e Validação dos Filtros Empregado

Tabela B1 – Funil Amostral dos Filtros Ativos de Seleção (PNAD Contínua 2026/1)

Filtro Ativo	Ação Operacional	Obs. Removidas	Amostra Remanescente (N)	% Perda Relativa	Motivação Teórica e Econométrica
0. Base Bruta	Microdados iniciais do IBGE	—	511.149	—	População total amostrada pelo IBGE no trimestre.
1. Incompletude Laboral	Exclusão de NA em VD4002	268.803	242.346	52,59%	Expurgar indivíduos sem dados ocupacionais (menores de 14 anos e não-respondentes).
2. Ruído Setorial	Exclusão de <i>"Atividades mal definidas"</i>	202	242.144	0,08%	Evitar contaminação nas variáveis de controle setorial da equação Minceriana.
3. Recorte Demográfico e Geográfico	Filtro de Idade (16–65) e Zona Urbana (urbana = 1)	57.130	185.014	23,59%	Delimitar a População em Idade Ativa (PIA) urbana e isolar a heterogeneidade rural.
4. Inconsistência Salarial	Exclusão de renda nula/ausente em ocupados	9.246	175.768	5,00%	Eliminar viés de truncamento por falha na declaração do rendimento principal.
5. Trimming de Outliers Extremos	Poda dos percentis 0,1% e 99,9% do log da renda	324	175.444	0,18%	Eliminar erros de digitação e superdeclarações ($> R\$2.366/h$), garantindo homocedasticidade.
Amostra Final	Base Consolidada de Estimação	335.705	175.444	65,68%	Amostra analítica final (11.175 censurados no 1º estágio e 164.269 observados no 2º estágio).

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PNAD Contínua (IBGE, 2026).

Apêndice C – Dicionário de Variáveis e Mapeamento dos Microdados da PNAD Contínua

Tabela C1 – Descrição, Operacionalização e Variáveis de Origem da PNADC

Variável no Modelo	Nome/Descrição Teórica	Variável(is) de Origem na PNADC	Construção e Categorização Econométrica	Equação do Modelo
Ocupado	Variável Dependente de Seleção (Dummy)	VD4002 (Condição de ocupação)	1 = Ocupado na semana de referência; 0 = Não-ocupado (Desocupado ou Fora da força de trabalho).	Seleção (1º Estágio)
ln_rend_princ_hor	Variável Dependente de Resultado (Contínua)	VD4016 (Rendimento habitual) / VD4002 / Horas semanais	Logaritmo natural do rendimento hora do trabalho principal ($\ln[Y]$), com <i>trimming</i> nos percentis 0,1% e 99,9% para eliminação de outliers.	Resultado (2º Estágio)
Idade	Idade do Trabalhador (Contínua)	V2009 (Idade na data de referência)	Idade em anos completos (restrita à população de 16 a 65 anos na amostra analítica).	Seleção e Resultado analítica).
sq_idade	Idade ao Quadrado (Contínua)	V2009	idade ² . Captura a concavidade e os retornos decrescentes da experiência ao longo do ciclo de vida.	Seleção e Resultado
Escol	Escolaridade Minceriana Expandida (Contínua)	VD3005 (Anos de estudo), VD3004 e V3003A	Anos de estudo acumulados (0 a 20 anos). Imputação encadeada combinando anos declarados na VD3005 com nível mais elevado e pós-graduação (V3003A: Especialização = 17, Mestrado = 18, Doutorado = 20 anos).	Seleção e Resultado
Mulher	Gênero / Sexo do Indivíduo (Dummy)	V2007 (Sexo)	1 = Mulher / Feminino; 0 = Homem / Masculino (Categoria de referência).	Seleção e Resultado
PPI	Pertencimento Etnorracial (Dummy)	V20091 / V2010 (Cor ou raça)	1 = Pretos, Pardos ou Indígenas; 0 = Brancos ou Amarelos (Categoria de referência).	Seleção e Resultado
upa_vulneravel	Vulnerabilidade Territorial da UPA (Dummy)	Estrutural (Quintil de renda por UPA)	1 = Unidade Primária de Amostragem (UPA) pertencente ao quintil inferior de renda domiciliar <i>per capita</i> (vulnerável); 0 = Demais UPAs.	Seleção e Resultado
peessoa_resp	Responsabilidade Domiciliar (Dummy)	V2005 (Condição no domicílio)	1 = Pessoa responsável pelo domicílio; 0 = Demais membros da família.	Seleção e Resultado
Casado	Estado Civil / União Estável (Dummy)	V4011 / Arranjo familiar	1 = Casado(a) ou vive em união estável; 0 = Solteiro(a), separado(a), divorciado(a) ou viúvo(a).	Seleção e Resultado
Criança	Presença de Crianças no Domicílio (Dummy)	Estrutural (Composição de idades via V2009)	1 = Presença de pelo menos uma criança no domicílio (menores de 6 anos); 0 = Ausência de crianças.	Seleção (Variável de Identificação)
mulher: criança	Interação Gênero × Crianças (Termo Interativo)	V2007 × Composição do domicílio	Termo multiplicativo (mulher × criança). Captura o impacto diferencial da maternidade sobre a oferta de trabalho feminina.	Seleção (1º Estágio)
regiao_*	Regiões Geográficas (Dummies Regionais)	UF / Grande Região	Conjunto de dummies regionais: regioao_norte, regioao_nordeste, regioao_sul, regioao_centro_oeste. Categoria de referência omitida: Região Sudeste .	Resultado (2º Estágio)
setor_*	Sector de Atividade Econômica (Dummies Setoriais)	VD4010 (Agrupamento de atividades)	setor_sec = Indústria e Construção; setor_ter = Comércio e Serviços. Categoria de referência omitida: Setor Primário (Agropecuária/Extrativismo).	Resultado (2º Estágio)

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (IBGE, 2026).