

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

LÚCIO ROSA CÉSAR

SEGREGAÇÃO DE GÊNERO NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO:
UMA ANÁLISE EMPÍRICA VIA ÍNDICE DE DUNCAN E DADOS EM PAINEL
(2016-2023)

CURITIBA

2025

LÚCIO ROSA CÉSAR

SEGREGAÇÃO DE GÊNERO NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO:
UMA ANÁLISE EMPÍRICA VIA ÍNDICE DE DUNCAN E DADOS EM PAINEL
(2016-2023)

TCC apresentado ao curso de Ciências Econômicas, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Victor Rodrigues de Oliveira

TERMO DE APROVAÇÃO

LÚCIO ROSA CÉSAR

SEGREGAÇÃO DE GÊNERO NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO:
UMA ANÁLISE EMPÍRICA VIA ÍNDICE DE DUNCAN E DADOS EM PAINEL
(2016-2023)

TCC apresentado ao curso de Bacharelado em Ciências Econômicas, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Prof(a). Dr Victor Rodrigues de Oliveira

Orientador(a) – Departamento de Ciências Econômicas - UFPR

Prof(a). Dr. Armando Vaz Sampaio

Departamento de Ciências Econômicas - UFPR

Prof(a). Dr. Maurício Vaz Lobo Bittencourt

Departamento de Ciências Econômicas - UFPR

Cidade, 17 de junho de 2025.

AGRADECIMENTOS

Agradeço à minha família por todo o apoio e suporte durante minha jornada pela graduação e pela vida.

À minha companheira, pelo carinho, acolhimento e aprendizado mútuo, nos dias mais desafiadores e nos dias de conquista.

Aos meus amigos e amigas, aos quais compartilhamos muitos sonhos e aprendizados.

Aos muito professores que me guiaram e o fazem continuamente para todo o corpo discente.

A todos que cresceram comigo e me acompanharam até aqui.

RESUMO

A composição das mulheres no mercado de trabalho se dá num processo de longa duração e marcado por contradições, seja em desigualdades de rendimentos ou na existência de barreiras de entrada. Desse modo, o presente estudo almeja analisar empiricamente, no período de 2016 a 2023 e utilizando dados da PNAD Contínua, fatores que vieram a contribuir para a inserção e posicionamento profissional feminino sob a ótica da segregação ocupacional. Para isto, foi utilizado o índice de duncan calculado em ocupações a nível de 4 dígitos e agregado por trimestre e Unidade da Federação, em conjunto com a modelagem de regressão de dados de painel. Resultados apontam para a existência de um efeito geracional para o fenômeno da segregação de gênero no mercado de trabalho, na qual persiste de forma mais intensa em populações com maiores faixa de idade. No caso da educação formal, observa-se um comportamento contrário, em que faixas maiores de escolaridade geram efeitos decrescentes sobre o duncan. A pandemia do Covid-19 exerceu fortes pressões sobre o mercado de trabalho como um todo, apresentando correlação positiva com o índice calculado. De qualquer modo, os resultados apontam um cenário de continuidade na melhora do cenário brasileiro, onde as mulheres detêm uma participação relativa maior no mercado de trabalho paralelo a um padrão segregacional cada vez menos desfavorável.

Palavras-chave: segregação; gênero; duncan; mercado de trabalho; dados de painel.

ABSTRACT

The integration of women into the labor market has occurred through a long-term process marked by contradictions, particularly in income inequalities and the existence of entry barriers. This study aims to empirically analyze, for the period from 2016 to 2023 and using data from the PNADc, the factors that have contributed to women's labor market inclusion and professional positioning from the perspective of occupational segregation. To this end, the duncan index was calculated based on occupations at the 4-digit level, aggregated by quarter and by State level, in combination with panel data regression modeling. The results indicate the presence of a generational effect in the phenomenon of gender segregation in the labor market, which tends to persist more intensely among older populations. In the case of formal education, the opposite trend is observed: higher levels of education are associated with decreasing effects on the duncan index. The Covid-19 pandemic exerted strong pressures on the labor market, showing a positive correlation with the calculated index. Nevertheless, the findings suggest the continuity of the improving trend in the brazilian context, where women hold a relatively larger share of the labor market, alongside a progressively less unfavorable segregation pattern.

Keywords: segregation; gender; duncan; labor market; panel data.

LISTA DE ANEXOS

ANEXO 1– ESTATÍSTICA DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS ANALISADAS ENTRE O 1º TRI. DE 2016 A 4º TRI. DE 2023	43
---	----

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – TESTES DE HIPÓTESE A SEREM REALIZADOS	29
--	----

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 – PEA TOTAL NO BRASIL ENTRE 2016 E 2023 (EM MILHÕES)	30
GRÁFICO 2 – VARIAÇÃO DA PEA TOTAL NO BRASIL ENTRE 2016 E 2023.....	30
GRÁFICO 3 – EVOLUÇÃO DO ÍNDICE DE DISSIMILARIDADE DE DUNCAN NO BRASIL ENTRE 2016 E 2023	31
GRÁFICO 4 – PERCENTUAL DA PARTICIPAÇÃO DE MULHERES NA PEA TOTAL BRASILEIRA ENTRE 2016 E 2023.....	31
GRÁFICO 5 – PEA POR FAIXAS DE IDADE ENTRE 2016 E 2023	34
GRÁFICO 6 – PEA POR FAIXAS DE ESCOLARIDADE ENTRE 2016 E 2023	35

LISTA DE QUADROS

QUADRO 1 – VARIÁVEIS UTILIZADAS	24
QUADRO 2 – RESULTADO DOS TESTES DE HIPÓTESE	36

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – EVOLUÇÃO DA PEA TOTAL, MASCULINA E FEMININA ENTRE 2016 E 2023.....	32
TABELA 2 – EVOLUÇÃO DA POPULAÇÃO ECONOMICAMENTE ATIVA E ÍNDICE DE DUNCAN ENTRE 1º TRI. DE 2016 A 4º TRI. DE 2023	32
TABELA 3 – ESTATÍSTICA DESCRITIVA DA AMOSTRA DO ÍNDICE DE DUNCAN E DO PERCENTUAL DE MULHERES NA PEA	33
TABELA 4 – COMPARATIVO DAS VARIÁVEIS ENTRE O 1º TRI. DE 2016 A 4º TRI. DE 2023	34
TABELA 5 – RESULTADOS DAS ESTIMATIVAS DAS REGRESSÕES	37

LISTA DE ABREVIATURAS OU SIGLAS

EF	- Efeitos Fixos
EA	- Efeitos Aleatórios
EPR	- Erro padrão robusto
IBGE	- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
EF	- Primeiras Diferenças
PEA	- População economicamente ativa
PNADc	- Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua
RestoRM	- Resto da Região Metropolitana
RestoRIDE	- Resto da Região Integrada de Desenvolvimento

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	16
2 REVISÃO DE LITERATURA	17
3 METODOLOGIA DE PESQUISA.....	23
3.1.1 Sobre o cálculo da segregação no mercado de trabalho	25
3.1.2 Sobre a regressão de dados em painel.....	26
4 APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS.....	29
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	40
REFERÊNCIAS.....	42
ANEXOS	43

1 INTRODUÇÃO

Estudos sobre o mercado de trabalho no Brasil revelam um cenário multifacetado e marcado por contradições internas, que se relacionam tanto entre si quanto com as demais esferas sociais e econômicas do país (Constanzi, 2004. De Negri e Silva, 2015. Carvalho e Viego, 2023, e outros). Desigualdades nas estruturas produtivas refletem-se em padrões distintos de distribuição de emprego e renda entre classes, grupos raciais e outros agrupamentos sociais. Dentre os temas que ganham relevância no debate público e acadêmico, destacam-se as relações de gênero nesse contexto, particularmente os desequilíbrios na inserção e no posicionamento ocupacional entre homens e mulheres.

As discussões acadêmicas sobre as relações de gênero no mercado de trabalho abrangem perspectivas diversas. Incluem desde análises de fatores econômicos, como custos e produtividade associados ao trabalho feminino – abordados pela Teoria do Capital Humano –, até estudos sobre a segmentação das mulheres em diferentes grupos ocupacionais e seus respectivos rendimentos. Adicionalmente, correntes feministas criticam as estruturas sociais e condicionais pré-econômicas que perpetuam essas desigualdades (ANKER, 1997).

Entende-se por discriminação a desigualdade na distribuição de renda entre homens e mulheres, mesmo quando observada equivalência em qualificação profissional e em categorias ocupacionais semelhantes (FRESNEDA, 2004). Por outro lado, a segregação refere-se à desigualdade na inserção e representação no mercado de trabalho, ou seja, à concentração de ocupações conforme o gênero do indivíduo – fenômeno historicamente associado a aspectos como prestígio social e expectativas de papéis categorizados como "femininos" ou "masculinos".

Embora distintos em natureza, os fenômenos da discriminação e da segregação de gênero encontram-se interligados, na medida em que ambos contribuem para o subaproveitamento de fatores produtivos e para a reprodução de estruturas sociais desiguais. Essas dinâmicas afetam amplos segmentos da população, comprometendo o acesso a oportunidades de trabalho, renda, qualidade de vida e diversos indicadores socioeconômicos. Nesse contexto, observa-se que, apesar da ampla atenção dedicada pela literatura acadêmica à discriminação salarial, os efeitos antecedentes, como a segregação ocupacional – que limita o acesso à

renda desde os estágios iniciais de inserção no mercado de trabalho -, ainda carecem de investigação mais aprofundada.

Ao abordar a segregação ocupacional de gênero no Brasil entre 2016 e 2023, este estudo busca contribuir para o aprofundamento das discussões sobre as desigualdades estruturais persistentes no mercado de trabalho. A utilização de dados da PNAD Contínua, organizados em formato de painel, permite uma análise mais robusta dos fatores associados à alocação desigual de homens e mulheres nas ocupações, evidenciando como variáveis demográficas, salariais e laborais interagem para reproduzir padrões de exclusão e hierarquização de gênero. Espera-se que os achados deste trabalho não apenas ampliem o entendimento teórico e empírico sobre o tema, mas também subsidiem o desenho de políticas públicas mais eficazes no enfrentamento das disparidades de gênero no mundo do trabalho."

Além dessa breve introdução, o trabalho é estruturado como segue: na seção 2 é apresentada uma revisão de literatura sobre o mercado de trabalho e diferentes pesquisas e visões a respeito da segregação ocupacional de gênero, seção 3 sintetiza a abordagem metodológica utilizada, seção 4 apresenta os resultados obtidos e por fim, na seção 5 as conclusões e considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Ao analisar a trajetória histórica do emprego formal no Brasil entre 1985 e 2002, com base nos dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), Constanzi (2004) identifica um mercado de trabalho marcado por um padrão de crescimento intermitente, com períodos alternados de expansão e retração — uma dinâmica comumente descrita como “stop and go”. Esse comportamento reflete a instabilidade macroeconômica do período, fortemente influenciada por sucessivas crises econômicas e por uma recuperação lenta e desigual do Produto Interno Bruto (PIB).

Durante esse intervalo, observou-se um crescimento acumulado de aproximadamente 40% no estoque total de empregos formais no país. Esse avanço foi impulsionado, sobretudo, pela expansão dos setores de Serviços, com um aumento de 61,6%, e da Administração Pública, que registrou crescimento de 54,4%. Em termos regionais, destaca-se a performance da região Sudeste, tanto pela sua escala econômica quanto por sua elevada participação relativa no PIB nacional. O Nordeste

também apresentou resultados notáveis, especialmente no setor de Serviços, com um expressivo crescimento de 73%, sinalizando uma desconcentração parcial do dinamismo econômico.

Contudo, apesar desse incremento quantitativo no emprego formal, o período foi igualmente marcado por transformações estruturais no mercado de trabalho brasileiro, decorrentes da reabertura política e da inserção mais ativa do país na economia global após o fim do regime militar. Essas mudanças contribuíram para o agravamento das dificuldades de inserção dos trabalhadores no mercado formal. Um dos indicadores dessa tendência é o aumento da razão entre trabalhadores e empregos formais disponíveis, que passou de 2,7 em 1985 para 3,0 em 2003 — revelando um mercado mais competitivo, com maior escassez relativa de vagas formais frente ao número de pessoas em busca de ocupação.

Matos e Silva (2016) evidenciam a forte correlação entre crescimento econômico e expansão do emprego e da renda ao analisarem o período compreendido entre 2002 e 2014 no Brasil. Nesse intervalo, a adoção de políticas voltadas à aceleração do crescimento, a valorização real do salário mínimo e a implementação de programas voltados à formalização do trabalho contribuíram para a criação de aproximadamente 20 milhões de postos formais de trabalho. Esse movimento representou uma inflexão importante na trajetória do mercado de trabalho brasileiro, consolidando um ciclo de inclusão produtiva e redução da informalidade no início do século XXI.

Complementarmente, De Negri e Silva (2015), ao focarem especificamente o período de 2008 a 2013, identificam que uma parcela significativa da geração de empregos concentrou-se em setores diretamente vinculados ao Estado, tais como Educação, Saúde e Administração Pública. Esses segmentos, tradicionalmente intensivos em mão de obra qualificada, passaram a demandar, de forma crescente, trabalhadores com nível superior completo, ao mesmo tempo em que apresentaram aumentos expressivos nos rendimentos médios mensais. Esse processo, por sua vez, tem implicações relevantes para a dinâmica de estratificação do mercado de trabalho, sobretudo em relação à distribuição de oportunidades entre diferentes grupos sociais.

Dentre as ocupações que mais se destacaram nesse contexto, encontram-se aquelas associadas à docência no ensino fundamental e médio, ao ensino técnico e profissionalizante, bem como às atividades vinculadas à atenção à saúde. Tais ocupações, historicamente, são consideradas parte do chamado “trabalho feminino”,

tanto pela alta concentração de mulheres nesses setores quanto pelas construções sociais que atribuem a elas características de cuidado e docência. Esse panorama sugere a importância de se aprofundar a análise sobre os padrões de segregação ocupacional por gênero e seus efeitos sobre a estas áreas de atuação profissional.

Ao se adentrar na análise do desempenho do mercado de trabalho sob a perspectiva de gênero, Carvalho e Viego (2023), com base em microdados do CAGED e da RAIS para o período de 2003 a 2018, identificam um avanço contínuo na participação feminina na População Economicamente Ativa (PEA) brasileira. Segundo os autores, a proporção de mulheres na força de trabalho aumentou de 40% para 44% no período, movimento que acompanha, ainda que com especificidades, a trajetória de crescimento da economia nacional naquele intervalo.

A desagregação temporal do desempenho do emprego formal feminino revela importantes nuances. Entre 2003 e 2011, observa-se uma taxa média anual de crescimento de 6,4% no número de postos formais ocupados por mulheres. No triênio seguinte (2011–2014), esse ritmo desacelera para 3,4% ao ano, culminando em uma retração média de -1,1% ao ano entre 2014 e 2018, reflexo direto do contexto recessivo enfrentado pela economia brasileira. Apesar dessas oscilações, chama atenção o fato de que, ao longo de quase todo o período analisado, o crescimento do emprego formal feminino superou a média geral em fases de expansão, e sua contração foi menos acentuada em fases de crise. Tal comportamento evidencia uma resiliência relativa da força de trabalho feminina, tanto em termos de permanência quanto de avanço na ocupação de espaços no mercado formal.

Outro dado de destaque refere-se à elasticidade emprego-produto da população feminina, que se manteve superior à observada para o total da população ocupada em quase todos os anos da série. Esse indicador sugere que o crescimento do Produto Interno Bruto teve efeitos mais pronunciados sobre a geração de empregos formais entre as mulheres, o que pode indicar uma tendência de atenuação — ainda que parcial — dos padrões históricos de segregação de gênero no mercado de trabalho brasileiro. Tais evidências apontam para um possível processo de reconfiguração das relações de gênero nas dinâmicas ocupacionais, algo a serem analisadas no presente estudo.

Para evidenciar os efeitos da discriminação salarial entre homens e mulheres no mercado de trabalho, Fresneda (2004) realiza uma análise cross-section nos dados

da PNAD 2004 e utilizando para tal a diferenciação entre ocupações segregadas e integradas via o índice de segregação de Duncan.

A autora observou que 80% da PEA feminina brasileira estava concentrada em ocupações segregadas entre si, cujo hiato salarial dentro de tais ocupações era duas vezes menor comparada aos setores do mercado de trabalho predominantemente masculinos. Desta forma, evidencia que a segregação por gênero no mercado de trabalho é um dos principais fatores a influenciar o hiato salarial entre homens e mulheres.

Paula (2012) complementa Fresneda (2004) ao analisar o índice de Duncan Padronizado pelo Tamanho e o índice de Karmel-MacLachlan com a PNAD 2009. Além da análise por gênero, o autor evidencia o fator racial como fundamental para explicar a realidade salarial entre os brasileiros. Em uma comparação Sudeste-Nordeste, observa-se que mulheres têm consistentemente piores indicadores socioeconômicos (nível de atividade da PEA, formalidade) em comparação com os homens, especialmente as mulheres negras da região sudeste. No contexto geral, a população negra está segregada em ocupações de menores rendimentos médios, e considerando o contexto racial brasileiro até a contemporaneidade, a questão racial contém uma grande relevância para o entendimento da situação da mulher brasileira no mercado de trabalho.

Ao analisar o hiato salarial entre homens e mulheres integrando a decomposição de Oaxaca com a classificação de ocupações via Índice de Duncan, na PNAD 2013, Madalozzo et al (2015) aponta que ocupações segregadas masculinas são as que menor apresentam diferenças salariais entre os gêneros (30%), metade do observado em ocupações femininas (60%). Segundo a autora, esta diferença pode decorrer de duas fontes: a não captação de fatores pré-entrada no mercado de trabalho e/ou a diferença no peso dos atributos individuais para as ocupações segregadas. Na primeira, existem diversos tipos de desigualdades no custo de entrada para oportunidades de formação e de emprego entre homens e mulheres. Na segunda, a decomposição de Oaxaca aponta um peso importante das características pessoais para a explicação do log-diferencial entre os rendimentos. Em conclusão, o fenômeno da segregação de gênero no mercado de trabalho mostra-se significativo para o entendimento do hiato salarial de gênero no mercado de trabalho.

O uso de maiores agregações de tipos de ocupação pode, de fato, subestimar o grau de segregação ocupacional entre homens e mulheres, assim comprova Oliveira

(2001). O índice de Duncan variou de 36,76% em 1981 para a tipologia ocupacional de 1 dígito ($n = 7$) para 66,6% para a de 3 dígitos ($n = 257$). Tal indicador se comportou de forma decrescente no Brasil entre 1981 e 1999, reduzindo em torno de 10%, tendência que acompanhou o salto do % de mulheres na PEA total de 33,4% a 41,7%. A autora também aponta que o estado civil pode ter uma grande relevância para o tema de estudo, evidenciando que trabalhadores(as) solteiros apresentam um menor nível de segregação ocupacional que aqueles(as) casados, concluindo que se isto se confirmar, fatores tais quais os estereótipos de gênero e o papel social do trabalho doméstico podem ser variáveis explicativas que podem ser consideradas em futuras pesquisas sobre o tema.

Diferentes espaços detêm dinâmicas segregacionais distintas, e considerando a escala e diversidade regional brasileira, Ometto et al (1997) comprovam que o grau de subdesenvolvimento regional é um importante fator para a análise de gênero no mercado de trabalho. Comparando os estados de São Paulo e Pernambuco, observa-se que na última, há um leque menor de ocupações aos quais a força de trabalho se concentra, um nível maior (e crescente) de segregação entre ocupações masculinas e femininas e mesmo nestas, as principais são aquelas de menor prestígio social (seja pedreiros, motoristas e afins, ou empregadas, costureiras, etc.). Tanto homens quanto mulheres estão, em média, restritas a postos de trabalho de menor qualificação e rendimento. Conclui-se que os ciclos econômicos de curto prazo, exemplificado pela regressão do índice de Dissimilaridade de Duncan em relação ao desemprego, não apresentam significância estatística, logo, o fenômeno da segregação ocupacional pode estar muito mais ligado à estrutura socioeconômica regional.

Embora a literatura sobre segregação ocupacional por gênero tenha avançado significativamente em análises em níveis agregados — seja nacional ou regional —, ainda são escassos os estudos que se debruçam sobre a dinâmica dessa segregação no nível das firmas. Nesse sentido, o trabalho de Foguel (2007) representa uma contribuição relevante e inovadora ao abordar o fenômeno sob uma perspectiva microeconômica. Utilizando dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) para o município de Belo Horizonte no período de 2000 a 2002, o autor emprega uma abordagem de painel inspirada no modelo de Carrington & Troske (1997), a fim de decompor a segregação de gênero em dois componentes: um aleatório e outro sistemático.

A principal conclusão do estudo aponta que, no contexto analisado, a segregação sistemática — isto é, aquela que decorre de padrões estruturais e persistentes de diferenciação ocupacional entre homens e mulheres — apresenta magnitude significativamente superior à componente aleatória, mesmo após o controle por setores econômicos amplos (Indústria, Comércio e Serviços). De forma notável, os níveis de segregação sistemática se aproximam do índice de Duncan total, o que reforça a tese de que a segmentação ocupacional por gênero não se deve apenas à distribuição setorial dos trabalhadores, mas sim a práticas endógenas às próprias firmas.

Essa evidência desafia argumentos como os de Ometto (1997), para quem a segregação ocupacional estaria fortemente associada à composição setorial da economia local, medida em nível agregado (1 dígito da CNAE). Ao mostrar que a segmentação por gênero persiste mesmo dentro de setores amplos, Foguel sugere que o padrão segregacional é, em grande parte, resultado de mecanismos internos às organizações produtivas — como processos de recrutamento, alocação de funções e promoção — e não apenas reflexo da estrutura ocupacional do mercado de trabalho local.

A abordagem firm-level adotada por Foguel abre caminho para uma agenda de pesquisa mais refinada sobre os determinantes da segregação de gênero, destacando a importância de investigar os fatores institucionais e organizacionais que perpetuam tais desigualdades. Além disso, evidencia a necessidade de políticas públicas e ações afirmativas que atuem diretamente sobre a cultura organizacional e os critérios de gestão de pessoas nas empresas, e não apenas sobre a estrutura setorial da economia.

Com base na literatura revisada, observa-se que a segregação de gênero no mercado de trabalho brasileiro é um fenômeno persistente, multifacetado e condicionado por fatores estruturais, regionais e institucionais. A evolução histórica do emprego formal revela que, embora tenha havido avanços na inserção feminina, como o crescimento da participação na PEA e a maior elasticidade emprego-produto para mulheres, os padrões segregacionais permanecem significativos. A segregação manifesta-se tanto verticalmente, com a concentração de mulheres em setores historicamente femininos e de menor prestígio, quanto horizontalmente, com a sub-representação em áreas de maior remuneração e status social.

A discriminação salarial entre homens e mulheres está fortemente associada à segregação ocupacional, sendo que as ocupações femininas tendem a apresentar maiores hiatos salariais. Indicadores como o índice de Duncan, especialmente em desagregações ocupacionais com maiores níveis de desagregação, mostram a magnitude do fenômeno, revelando que abordagens agregadas podem mascarar a real extensão da desigualdade. Além disso, variáveis como raça, status civil e qualificação também interferem nos padrões de segregação e nas oportunidades disponíveis para as mulheres, especialmente para aquelas negras e em regiões menos desenvolvidas.

Estudos como os de Foguel (2007) trazem uma contribuição relevante ao introduzirem uma perspectiva microeconômica, ao nível da firma, diferenciando entre segregação aleatória e sistemática, e sugerindo que esta última está fortemente presente mesmo quando controlada pela composição setorial. Tal achado desafia a ideia de que a segregação decorre apenas da distribuição setorial da força de trabalho, reforçando a importância de fatores institucionais e organizacionais.

Portanto, a segregação de gênero no mercado de trabalho deve ser compreendida como um fenômeno estrutural, que demanda políticas públicas não apenas voltadas à ampliação do acesso ao emprego formal para as mulheres, mas também à transformação das estruturas ocupacionais e institucionais que reproduzem desigualdades historicamente enraizadas.

3 METODOLOGIA DE PESQUISA

Para empreender a mensuração do grau de segregação de gênero no mercado de trabalho via Índice de Dissimilaridade de Duncan, este estudo baseou-se na utilização dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADc), conduzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e disponibilizada trimestralmente no período de 2016 a 2023. A PNADc trata-se de uma pesquisa de caráter amostral, com abrangência nacional, que coleta informações demográficas, laborais e socioeconômicas da população residente em domicílios particulares permanentes. O escopo temporal foi determinado considerando tanto limitações próprias, de infraestrutura computacional para o processamento dos microdados da PNADc, quanto por decorrência de alterações metodológicas ocorridas ao final de 2015 no cálculo do trabalho informal (IBGE, 2016).

Para a presente análise, as informações foram agregadas ao nível das Unidades da Federação (UF), adotadas como unidade de análise, de modo a incorporar à modelagem estatística a heterogeneidade estrutural inerente às diferentes regiões no contexto do mercado de trabalho brasileiro. Desse modo, os dados foram estruturados em formato de painel balanceado, totalizando 864 observações distribuídas entre os diferentes anos, trimestres e UF analisados.

O escopo abordado restringe-se ao conceito de “Pessoas em Idade de Trabalhar” (TROVÃO, 2002), leia-se, indivíduos com 14 anos ou mais na data de referência de cada levantamento, independente de estarem exercendo atividade de forma remunerada ou não. A partir desta definição, foram construídas e analisadas as diversas variáveis demográficas e econômicas, devidamente segmentadas conforme suas categorias analíticas.

A composição da variável Renda Média foi utilizada em sua forma logarítmica, de forma a estabelecer uma escala compatível ao Índice de Dissimilaridade de Duncan. As demais variáveis, escolhidas seja como proxy para atributos ou características relacionadas as condições de trabalho (escolaridade, informalidade) ou apenas controle (idade, localização), foram expressas em termos relativos, isto é, como proporções ou percentuais em relação ao total observado em cada Unidade da Federação e em cada período analisado.

QUADRO 1 – VARIÁVEIS UTILIZADAS

Variável	Nome da Variável	Descrição
Anos e trimestres	<i>Ano_tri</i>	Trimestre de publicação da PNADc
Estado	<i>UF</i>	27 Estados da Federação em análise
Código da Ocupação	-	Total de pessoas por Código de Ocupação a nível de 4 dígitos, utilizada para o cálculo do Índice de Dissimilaridade de Duncan.
Situação	<i>Urbano, Rural*</i>	Percentual relativo de pessoas alocadas em domicílios rurais ou urbanos
Área	<i>Capital, RestoRM, RestoRIDEeUF*</i>	Proporção relativa de pessoal que residem em capitais, resto da região metropolitana e resto da RIDE somada ao resto da UF
Faixas de Idade	<i>Idade14a25, Idade26a35, Idade36a45, Idade46a55, Idade56mais*</i>	População relativa estimada compreendendo faixas de idade entre: a) 14 e 25 anos, b) 26 a 35 anos, c) 36 a 45 anos, d) 46 a 55 anos, e) 56 ou mais anos.
Renda Média	<i>RendaMedia</i>	Média geral da renda real por UF. Utilizada em forma logarítmica

Variável	Nome da Variável	Descrição
Informalidade no mercado de trabalho	<i>Informalidade</i>	Percentual de pessoas ocupadas no mercado de trabalho informal, leia-se, aqueles em ocupações no setor privado, doméstico ou familiar sem carteira assinada, ou empregadores e trabalhadores por conta própria sem CNPJ.
Cor	<i>Branco*</i> <i>Não-brancos</i>	Razão de homens e mulheres autodenominados “ <i>Branco*</i> ” e “ <i>Não-brancos*</i> ”, este sendo o agregado das populações autodenominadas nas categorias de pesquisa do IBGE como <i>Negras, Amarelas, Pardas, Indígenas</i> ou <i>Ignorado</i> .
Escolaridade (categorias)	<i>EDUC_ate_fundamental</i> <i>EDUC_medio</i> <i>EDUC_superior*</i>	Razão das populações que se enquadram nos níveis de instrução: a) sem instrução ou até Ensino Fundamental completo ou incompleto b) ensino Médio completo ou incompleto c) ensino superior completo ou incompleto
Covid	<i>Covid</i>	Variável binária de controle para o choque externo da Pandemia do Covid-19, determinada em ‘1’ para o período de 2020 até o segundo trimestre de 2022, e valor ‘0’ para os demais.

FONTE: O autor (2025). Variáveis seguidas por um asterisco ‘*’ são aquelas determinadas como categoria-base de comparação.

3.1.1 Sobre o cálculo da segregação no mercado de trabalho

A segregação no mercado de trabalho refere-se à divisão social do trabalho entre homens e mulheres em setores e/ou ocupações distintas, caracterizadas por um grau significativo de homogeneidade em sua composição de gênero, isto é, categorias ocupacionais predominantemente femininas ou masculinas. Conforme metodologia adotada por OMETTO et al. (1997), esta definição é operacionalizada pela comparação das proporções relativas de cada gênero em determinada ocupação com a média geral por sexo na força de trabalho. Ocupações em que essa razão apresenta uma variação superior a 5% para mais ou para menos são classificadas como segregadas, enquanto aquelas com desvio inferior a esse limiar são consideradas integradas¹.

$$\text{Ocupações Segregadas (masculinas): } \frac{M_i}{T_i} > \frac{M}{T} + 0,05$$

¹ Seguindo metodologia proposta por Ometto et al (1997). Tal limiar de 5% definida pelos autores segue conforme as proposições de Jusenius (*The Influence of work experience, skill requirement and occupational segregation on women's earnings*, 1977) e Beller (*Occupational segregation by sex: determinants and changes* 1982 e *Changes in sex composition of U.S. occupations* de 1985).

Ocupações Segregadas (femininas): $\frac{F_i}{T_i} > \frac{F}{T} + 0,05$

Ocupações Integradas: $\frac{M}{T} - 0,05 < \frac{M_i}{T_i} < \frac{M}{T} + 0,05$

As razões acima são realizadas para cada tipo de ocupação a nível de 4 dígitos conforme a Classificação Brasileira de Ocupações Domiciliar (CBO). Para o entendimento do grau de segregação em uma forma agregada, optou-se pela utilização do Índice de Dissimilaridade de Duncan e Duncan (1950):

$$D = 0,5 \sum_{i=1}^n \left| \frac{F_i}{F} - \frac{M_i}{M} \right|$$

Na somatória das diferenças de composição ocupacional entre homens e mulheres, o índice de Dissimilaridade pode variar de zero a um, indicando desde uma situação de ausência total de padrão segregacional até seu oposto em absoluto. Podemos ler este resultado também como a razão de homens ou mulheres que deveriam ser deslocadas para que se estabeleça uma igualdade na divisão do mercado de trabalho entre os gêneros. Esta interpretação pode ser expressa graficamente com a Curva de Lorenz, ordenando de forma crescente a somatória das razões de homens (ou mulheres) em relação ao total de cada ocupação, onde o ponto de discrepância máxima seria equivalente ao Índice de Dissimilaridade (OMETTO, 1997).

3.1.2 Sobre a regressão de dados em painel

Neste estudo, a metodologia de regressão de dados de painel foi escolhida para o entendimento da dinâmica segregacional no mercado de trabalho brasileiro. Ela se caracteriza pela combinação de métodos de cross-section, muito utilizados em pesquisas em políticas públicas e demografia, com métodos de séries temporais. Trata-se da combinação em ordem cronológica de dados em cortes transversais, no caso aqui, agregados trimestralmente e por UF. Soma-se poder explicativo via expansão da amostra analisada com a heterogeneidade presente em cada estado/coorte de forma independente, permitindo ao pesquisador profundidade de

análise tanto pelos fatores observados quanto aqueles não-observados porém significativos estatisticamente.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it1} + \dots + \beta_k X_{itk} + \alpha_i + u_{it} \quad [1]$$

No exemplo de função de regressão expressa acima, observa-se a combinação de dimensões i para unidade de corte transversal e t para unidade temporal em cada variável, em k variáveis independentes (Wooldridge, 2007). Entretanto, uma característica das regressões de dados em painel é a presença do efeito não-observado (α) que representa os outros fatores explicativos e que não são observadas na amostra, tal como características intrínsecas de cada UF analisada como estrutura econômica, infraestrutura e aspectos culturais. Já o termo de erro (u), também chamado de erro idiossincrático, reflete os fatores não observados mas que são variáveis ao longo do tempo.

As alternativas para modelagem de regressão para dados em painel são:

- **Modelo MQO/Pooled:** transformação via mínimos quadrados ordinários empilhados, ignorando o formato de dados em painel, com suposição de que não há correlação entre os indivíduos (UF) na amostra.
- **Modelo de Efeito Fixos (Transformação Within):** entende os efeitos não-observados como sendo constantes ao longo do tempo, logo, devem ser eliminados da função de regressão via subtração das variáveis analisadas em relação à sua própria média temporal. Sendo α fixa, sua média também será de mesmo valor, logo, anulando-se ao fim.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it1} + \dots + \beta_k X_{itk} + \alpha_i + u_{it} \quad [2]$$

$$(Y_{it} - \bar{Y}) = (\beta_0 - \bar{\beta}_0) + \beta_1 (X_{it1} - \bar{X}) + \dots + \beta_k (X_{itk} - \bar{X}_k) + (\alpha_i - \bar{\alpha}) + (u_{it} - \bar{u}) \quad [3]$$

$$\dot{Y}_{it} = \beta_1 \dot{X}_{it1} + \dots + \beta_k \dot{X}_{itk} + \dot{u}_{it} \quad [4]$$

- **Modelo de Primeiras Diferenças:** processo de eliminação do termo não-observado via subtração da função de regressão em relação ao seu termo defasado.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it1} + \dots + \beta_k X_{itk} + \alpha_i + u_i \quad [5]$$

$$(Y_{it} - Y_{i,t-1}) = (\beta_0 - \beta_0) + \beta_1 (X_{it1} - X_{i,t-1,1}) + \dots + \beta_k (X_{itk} - X_{i,t-1,k}) + (\alpha_i - \alpha_i) + (u_{it} - u_{i,t-1}) \quad [6]$$

$$\Delta Y_{it} = \beta_1 \Delta X_{it1} + \dots + \beta_k \Delta X_{itk} + \Delta u_{it} \quad [7]$$

- **Modelo de Efeitos Aleatórios:** considera o fator não-observado como variável ao longo do tempo, ou seja, não há correlação entre este termo e as variáveis explicativas X. Neste caso sua forma funcional será a mesma que [1]s, considerando a presença do efeito não-observado.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it1} + \dots + \beta_k X_{itk} + \alpha_i + u_{it} \quad [8]$$

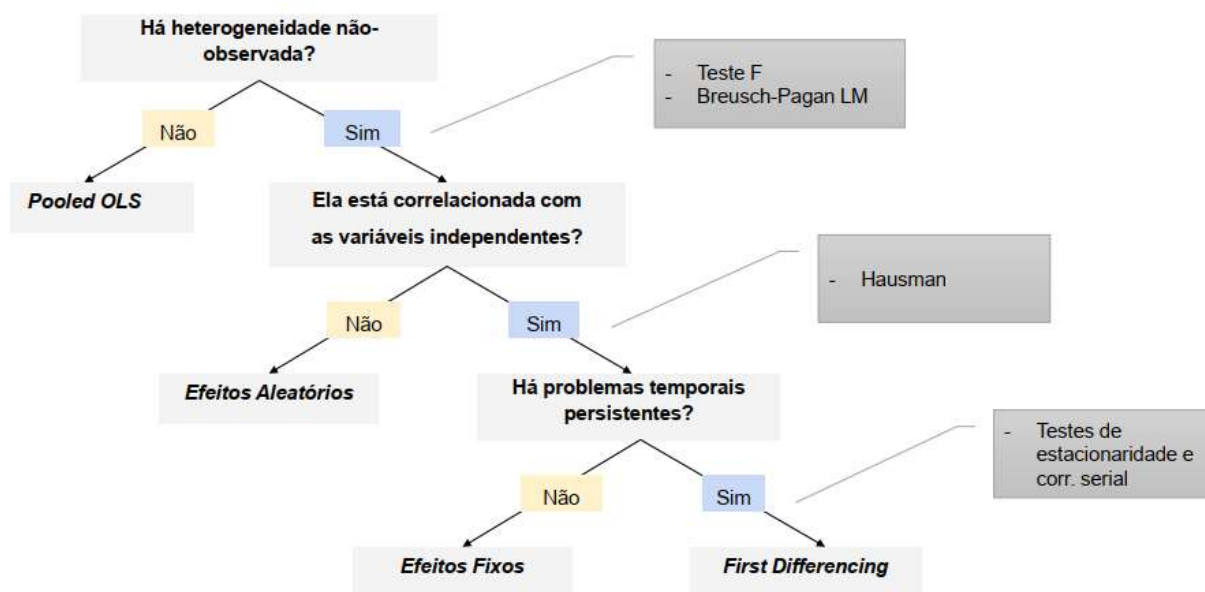
$$Cov(X_{it}, \alpha_i) = 0 \quad [9]$$

Sejam quatro as variações possíveis de uma modelagem de regressão com dados em painel, a identificação da alternativa melhor ajustada se dará a partir de três perguntas essenciais:

- **Há heterogeneidade entre os coortes amostrais?** Teste de Chow e de Breusch-Pagan (também chamado de teste Lagrange Multiplier) para decisão entre modelos Pooled (sem heterogeneidade) ou os de Efeitos Fixos ou Aleatórios.
- **O fator não-observado (α) é correlacionado às variáveis independentes?** Teste de Hausman para modelos de Efeito Aleatório ou de Efeitos Fixos
- **Há inconsistência no comportamento observado entre diferentes períodos?** Teste de estacionariedade e correlação serial entre modelos de Efeitos Fixos e de Primeiras Diferenças

Tal procedimento de avaliação da forma ideal da regressão em dados de painel pode também ser visualizada conforme o roteiro abaixo (MESQUITA et al, 2021):

FIGURA 1 – TESTES DE HIPÓTESE A SEREM REALIZADOS



FONTE: Mesquita et al (2021).

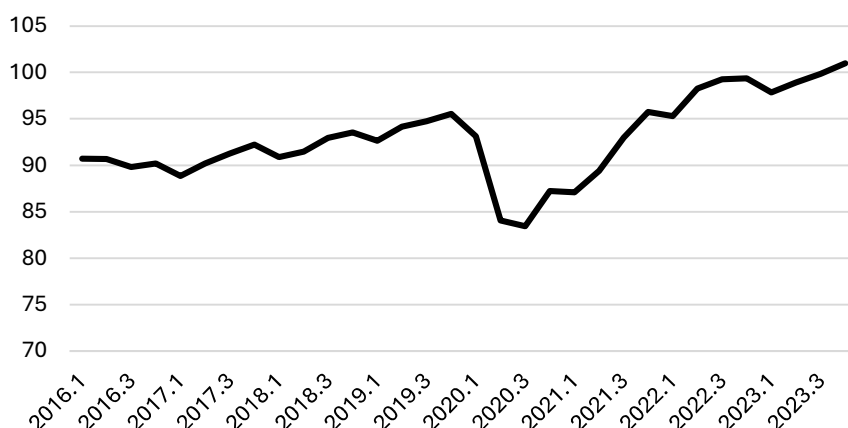
As alternativas de regressão acima descritas, assim como os testes estatísticos apropriados, foram calculadas utilizando-se a linguagem *R* com o pacote *plm*. A base de dados do PNAD fora extraída também via *R* e posteriormente tratada em Excel.

Os resultados serão apresentados em duas partes, sendo a primeira descritiva a respeito do desenvolvimento do mercado de trabalho formal brasileiro, e a segunda para discussão a respeito dos motores da segregação de gênero presente no período estudado.

4 APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS

Do primeiro trimestre de 2016 até o último de 2023, conforme Gráficos 1 e 2, o mercado de trabalho brasileiro demonstrou crescimento e transformação contínua, seguindo as tendências históricas de envelhecimento, aumento de qualificação, concentração regional e disparidade inter-regionais. Em média, para todo o período analisado, a população economicamente ativa apresentou uma média de crescimento anual de 0,38%, expandindo um total 11,3% e atingindo a marca de 100,98 milhões de pessoas no 4o trimestre de 2023. Tal cenário, no entanto, compreende o período da pandemia da Covid-19, cujo forte impacto principalmente nos dois primeiros trimestres de 2020, com retrações da PEA em 2,5% e 9,7% respectivamente.

GRÁFICO 1 – PEA TOTAL NO BRASIL ENTRE 2016 E 2023 (EM MILHÕES)



FONTE: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (2016-2023)

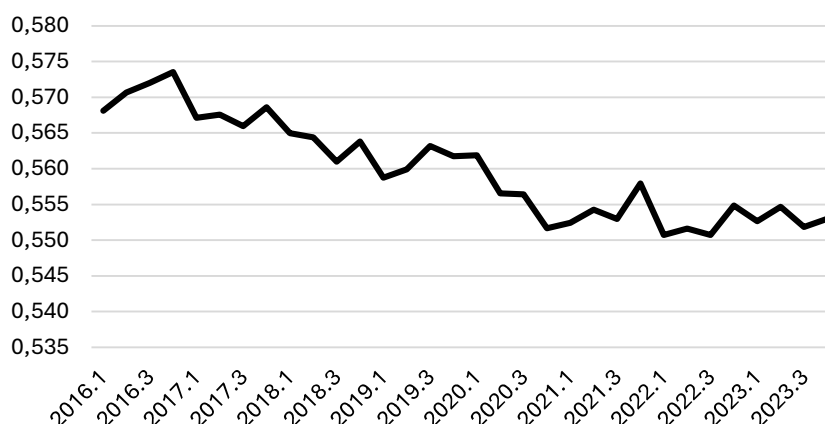
GRÁFICO 2 – VARIAÇÃO DA PEA TOTAL NO BRASIL ENTRE 2016 E 2023



FONTE: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (2016-2023)

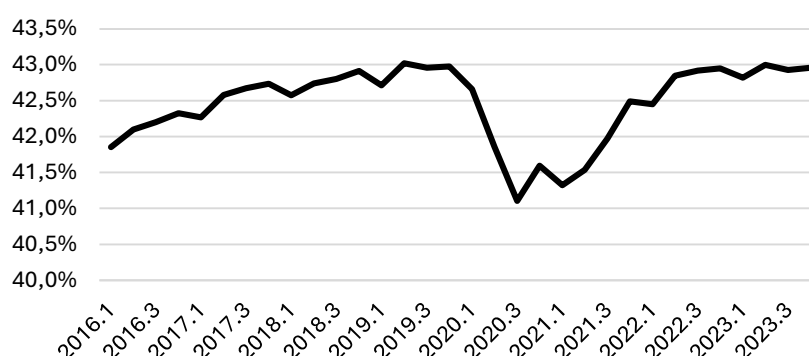
No que se refere à participação das mulheres no mercado de trabalho, observa-se uma melhora gradual no padrão de segregação ocupacional (veja Gráfico 3), com o índice de Duncan correspondente reduzindo-se de um máximo de 0,574 no final de 2016 para 0,553 no último trimestre analisado. Apesar desse avanço, constata-se uma maior volatilidade na ocupação feminina: como exposto no Gráfico 4, em todos os anos observados, a variação absoluta da População Economicamente Ativa (PEA) feminina superou a da masculina, sugerindo que oscilações sazonais da atividade econômica tendem a impactar mais intensamente as mulheres. Ademais, o choque provocado pela pandemia de Covid-19, em 2020, representou um retrocesso na trajetória de inserção feminina na força de trabalho, cujo nível de participação relativa à PEA total só foi plenamente recuperado nos patamares pré-pandêmicos em 2023.

GRÁFICO 3 – EVOLUÇÃO DO ÍNDICE DE DISSIMILARIDADE DE DUNCAN NO BRASIL ENTRE 2016 E 2023



FONTE: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (2016-2023)

GRÁFICO 4 – PERCENTUAL DA PARTICIPAÇÃO DE MULHERES NA PEA TOTAL BRASILEIRA ENTRE 2016 E 2023



FONTE: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (2016-2023)

Como destacado na Tabela 1, entre 2016 e 2023, a População Economicamente Ativa (PEA) no Brasil apresentou uma trajetória marcada por variações conjunturais, refletindo os efeitos de crises econômicas, choques exógenos e mudanças estruturais no mercado de trabalho. A PEA total cresceu de forma moderada ao longo do período, impulsionada sobretudo pelo aumento da participação feminina, ainda que esta se mantenha inferior à masculina em termos absolutos. A PEA masculina apresentou relativa estabilidade, com leves oscilações, enquanto a feminina demonstrou maior sensibilidade a eventos críticos, como a pandemia de Covid-19 em 2020, que gerou um recuo significativo na inserção das mulheres no mercado. Apenas em 2023 os níveis de participação feminina voltaram a se aproximar dos observados no período pré-pandêmico. Essa evolução revela tanto o avanço

gradual na inclusão das mulheres quanto a persistência de vulnerabilidades estruturais que afetam de maneira desproporcional sua trajetória ocupacional.

TABELA 1 – EVOLUÇÃO DA PEA TOTAL, MASCULINA E FEMININA ENTRE 2016 E 2023

Ano	PEA Total	Variação PEA Total	% da PEA (Masc.)	Variação PEA (Masc.)	% da PEA (Fem.)	Variação. PEA (Fem.)
2016	90.174.163		57,67%		42,33%	
2017	92.228.432	2,3%	57,27%	1,6%	42,73%	3,3%
2018	93.533.927	1,4%	57,09%	1,1%	42,91%	1,8%
2019	95.514.997	2,1%	57,03%	2,0%	42,97%	2,3%
2020	87.225.344	-8,7%	58,41%	-6,5%	41,59%	-11,6%
2021	95.747.458	9,8%	57,51%	8,1%	42,49%	12,1%
2022	99.369.771	3,8%	57,05%	3,0%	42,95%	4,9%
2023	100.984.562	1,6%	57,04%	1,6%	42,96%	1,7%

FONTE: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (2016-2023).

A Tabela 2 apresenta um comparativo da participação feminina no mercado de trabalho por Unidade da Federação (UF) e por região, considerando os extremos da série histórica analisada. Observa-se uma redução generalizada nos níveis de segregação ocupacional ao longo do período, com exceções pontuais concentradas nas regiões Norte e Nordeste. Quando os dados são agregados por grandes regiões, evidencia-se uma diferença marcante entre o Sul e o Sudeste, que se destacam tanto pela maior inserção das mulheres no mercado de trabalho quanto por apresentarem padrões de segregação ocupacional relativamente menos desfavoráveis em comparação às demais regiões do país.

TABELA 2 – EVOLUÇÃO DA POPULAÇÃO ECONOMICAMENTE ATIVA E ÍNDICE DE DUNCAN ENTRE 1º TRI. DE 2016 A 4º TRI. DE 2023

Região	UF	PEA Total em 2016.1	PEA Total em 2023.4	Variação PEA Total	Duncan em 2016.1	Duncan em 2023.4	Variação Duncan
Norte	AP	291.488	374.793	28,6%	0,591	0,504	-14,7%
Sudeste	RJ	7.493.592	8.149.367	8,8%	0,592	0,533	-9,9%
Centro-Oeste	MS	1.233.793	1.438.939	16,6%	0,675	0,625	-7,3%
Sudeste	SP	21.324.425	24.514.939	15,0%	0,572	0,543	-5,1%
Norte	TO	613.242	757.667	23,6%	0,712	0,679	-4,5%
Centro-Oeste	GO	3.142.591	3.848.093	22,4%	0,643	0,618	-3,8%
DF	DF	1.359.052	1.617.735	19,0%	0,551	0,531	-3,5%
Sul	SC	3.476.080	4.059.115	16,8%	0,548	0,529	-3,5%
Centro-Oeste	MT	1.504.665	1.867.800	24,1%	0,661	0,639	-3,4%
Nordeste	MA	2.563.023	2.661.553	3,8%	0,649	0,628	-3,3%
Nordeste	CE	3.349.006	3.674.371	9,7%	0,612	0,592	-3,2%
Nordeste	PB	1.531.513	1.565.415	2,2%	0,637	0,627	-1,5%
Sudeste	ES	1.744.372	2.061.748	18,2%	0,601	0,593	-1,4%

Região	UF	PEA Total em 2016.1	PEA Total em 2023.4	Variação PEA Total	Duncan em 2016.1	Duncan em 2023.4	Variação Duncan
Sudeste	MG	9.596.113	10.748.227	12,0%	0,624	0,616	-1,3%
Norte	RR	202.660	263.328	29,9%	0,635	0,628	-1,1%
Norte	RO	750.276	807.584	7,6%	0,629	0,622	-1,0%
Sul	RS	5.666.001	5.948.118	5,0%	0,567	0,565	-0,3%
Nordeste	PI	1.337.406	1.241.294	-7,2%	0,644	0,644	-0,1%
Sul	PR	5.468.206	5.954.962	8,9%	0,566	0,566	0,1%
Norte	AC	312.129	312.570	0,1%	0,613	0,617	0,7%
Nordeste	BA	5.989.504	6.127.547	2,3%	0,605	0,611	1,0%
Norte	AM	1.488.267	1.791.155	20,4%	0,513	0,519	1,3%
Nordeste	RN	1.285.423	1.382.634	7,6%	0,609	0,620	1,9%
Nordeste	AL	1.103.489	1.251.317	13,4%	0,600	0,613	2,2%
Norte	PA	3.422.597	3.887.490	13,6%	0,600	0,615	2,6%
Nordeste	PE	3.554.016	3.726.359	4,8%	0,565	0,583	3,2%
Nordeste	SE	905.339	950.440	5,0%	0,605	0,628	3,8%

FONTE: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (2016-2023)

Com base nos dados apresentados na Tabela 3, é possível observar padrões regionais distintos quanto à segregação ocupacional de gênero e à participação feminina na População Economicamente Ativa (PEA) entre as macrorregiões brasileiras. As regiões Norte e Nordeste apresentaram os maiores índices médios de segregação, com valores de 0,6101 e 0,6163, respectivamente, além de uma maior amplitude nos indicadores, refletindo maior heterogeneidade intra-regional. Em contrapartida, as regiões Sul e Sudeste registraram os menores índices médios de segregação (0,5640 e 0,5910), bem como os menores desvios padrão, indicando um padrão relativamente mais homogêneo e menos desfavorável à inserção feminina. Quando se observa a participação das mulheres na PEA, destaca-se que Sul e Sudeste lideram com as maiores médias (43,33% e 42,97%, respectivamente), ao passo que o Norte apresenta a menor (39,06%), o que reforça a correlação negativa entre grau de segregação e participação feminina no mercado de trabalho. Esses resultados indicam que contextos regionais mais integrados em termos de gênero também tendem a apresentar maior estabilidade e equidade ocupacional.

TABELA 3 – ESTATÍSTICA DESCRITIVA DA AMOSTRA DO ÍNDICE DE DUNCAN E DO PERCENTUAL DE MULHERES NA PEA

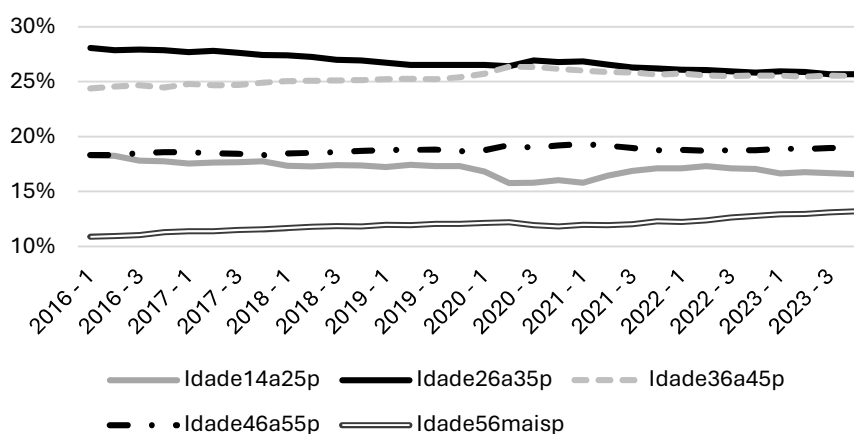
Região	Duncan				% de Mulheres na PEA			
	Média	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão	Média	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão
Norte	0,6101	0,4940	0,7199	0,0477	0,3906	0,3525	0,4266	0,0138
Nordeste	0,6163	0,5632	0,6975	0,0229	0,4043	0,3482	0,4288	0,0129
Centro-Oeste	0,6457	0,5995	0,6846	0,0187	0,4090	0,3757	0,4370	0,0147

Região	Duncan				% de Mulheres na PEA			
	Média	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão	Média	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão
Sudeste	0,5910	0,5334	0,6427	0,0267	0,4297	0,4063	0,4526	0,0094
Sul	0,5640	0,5257	0,5931	0,0127	0,4333	0,4123	0,4506	0,0076

FONTE: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (2016-2023)

Outra tendência demográfica observada no cenário brasileiro e refletida no mercado de trabalho é o do envelhecimento progressivo da PEA. Como mostra a tabela 4, há um deslocamento populacional para faixas de 36 anos de idade ou mais e que conjuntamente ocupam 57,7% do total da força de trabalho ao final de 2023 em comparação a apenas 53,6% em 2016. Tal desenvolvimento é lento porém constante, como aponta o gráfico 5.

GRÁFICO 5 – PEA POR FAIXAS DE IDADE ENTRE 2016 E 2023



FONTE: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (2016-2023)

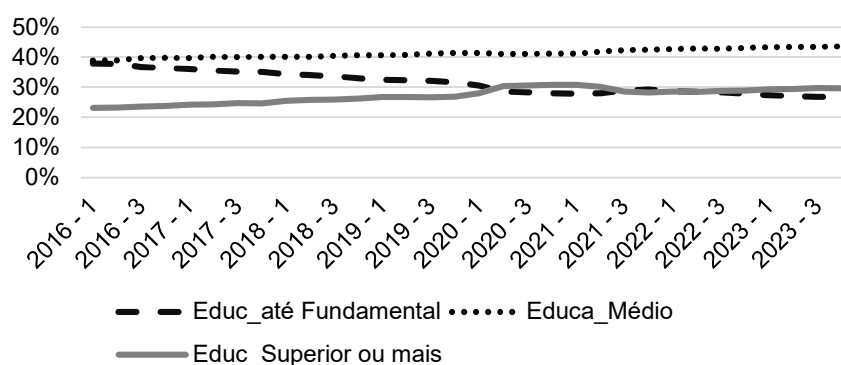
TABELA 4 – COMPARATIVO DAS VARIÁVEIS ENTRE O 1º TRI. DE 2016 A 4º TRI. DE 2023

Variáveis	2016.1	2023.4	Variação
Força de trabalho total	90.708.270	100.984.562	11,3%
% PEA feminina	41,9%	43,0%	2,6%
% PEA Não-Brancos	53,4%	56,2%	5,3%
% Ens. Fundamental (in)completo	37,9%	26,7%	-29,5%
% Ens. Médio (in)completo	38,9%	43,6%	12,1%
% Ens. Superior (in)completo	23,1%	29,6%	28,1%
% Idade14a25	18,3%	16,6%	-9,5%
% Idade26a35	28,1%	25,7%	-8,5%
% Idade36a45	24,4%	25,5%	4,7%
% Idade46a55	18,3%	19,0%	3,7%
% Idade56mais	10,9%	13,2%	21,2%
% Urbano	87,0%	89,9%	3,4%
% Capital	25,3%	25,5%	0,6%
% Informalidade	38,3%	39,1%	2,2%
Renda média	R\$ 2.061,88	R\$ 3.163,32	53,4%

FONTE: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (2016-2023)

Além disso, o gráfico 6 apresenta a participação das ocupações por nível educacional na composição do emprego formal no Brasil, apontando uma tendência de concentração da formalidade do trabalho nos níveis superiores (completo ou incompleto).

GRÁFICO 6 – PEA POR FAIXAS DE ESCOLARIDADE ENTRE 2016 E 2023



FONTE: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (2016-2023)

Para a captura da dinâmica temporal do índice de segregação de Duncan aplicado à realidade brasileira, foram realizadas quatro regressões alternativas de dados em painel: a pooled, primeiras diferenças (PD), efeitos fixos (“Within”) e efeitos aleatórios (EA). Cada modelo contém especificidades próprias no que tange à sua interpretação, seja na consideração da existência de diferentes comportamentos para diferentes indivíduos (no caso, UFs), na constatação de efeitos não-observados como sendo fixos ou variáveis ao longo do tempo e seu método de cálculo.

Como primeiro critério de seleção para modelagem estatística, o teste de Chow visa definir se os efeitos individuais de cada Unidade da Federação são conjuntamente significativos, ou seja, um teste F aplicado a dados de painel. Com p-valor resultante menor que 0.05, rejeita-se a hipótese nula e aceita-se que o modelo de Efeitos Fixos é mais apropriado que o de dados agrupados (Pooling). O mesmo se confere com o teste de Breusch-Pagan LM, cujo resultado também rejeita a hipótese nula de que a variância do efeito não-observado seja igual a zero.

QUADRO 2 – RESULTADO DOS TESTES DE HIPÓTESE

Teste de Hipótese	Objetivo	Hipótese Nula	P-valor	Resultados
Teste de Chow (<i>pFtest</i>)	Escolha entre modelo de regressão pooling ou de efeitos fixos	Interceptos e inclinações são iguais para todas as UFs	Menor que 0.05	Efeitos Fixos é preferencial ao modelo Pooling
Teste de Breusch-Pagan (<i>plmtest</i>)	Escolha entre modelo de regressão pooling ou de efeitos aleatórios	Desvio padrão do termo não-observado é igual a zero	Menor que 0.05	Efeitos Aleatórios é preferencial ao modelo Pooling
Teste de Hausman (<i>phptest</i>)	Escolha entre modelo de regressão de efeitos fixos ou de efeitos aleatórios	Termo não-observado não é correlacionado com as variáveis explicativas	Menor que 0.05	Efeitos Fixos é preferencial ao de Efeitos Aleatórios
Teste de Wooldridge para Correlação Serial AR(1) em modelos de Efeitos Fixos (<i>pwartest</i>)	Verificação de autocorrelação nos resíduos do modelo de efeitos fixos	Não há autocorrelação de primeira ordem entre as UFs em modelo de Efeitos Fixos	Menor que 0.05	Há autocorrelação nos resíduos de efeitos fixos. É necessário a utilização de erros padrão robustos em PD ou FE.
Teste de Wooldridge para Correlação Serial em Primeiras Diferenças (<i>pwfdtest</i>)	Escolha entre modelo de regressão de efeitos fixos ou de primeiras diferenças	Não há autocorrelação de primeira ordem entre as UFs em modelo de Primeiras Diferenças	Menor que 0.05	Há autocorrelação nos resíduos do modelo de primeiras diferenças.

FONTE: Mesquita et al (2021), com resultados do autor (2025). Entre parênteses estão os nomes dos testes de hipótese realizados em *R*.

Em sequência, o teste de Hausman avalia as especificações dos modelos de efeito fixo e aleatório, cujo p-valor resultante menor que 0.05 indica a preferência por efeitos fixos. Contudo, uma hipótese que fundamenta o teste de Hausman é a inexistência de heterocedasticidade nos termos de erros das regressões, cuja presença fora comprovada em sequência pelos testes de Wooldridge aplicados tanto ao modelo de efeitos fixos quanto ao de primeiras diferenças. Diante da divergência entre os testes de Wooldridge — em que se rejeita a hipótese nula, indicando autocorrelação em um dos modelos e na aceitação de outro¹ —, optou-se por apresentar todos os resultados obtidos na Tabela 5 e interpretá-los em sua forma ajustada utilizando métodos de correção via erro padrão robusto (EPR).

TABELA 5 – RESULTADOS DAS ESTIMATIVAS DAS REGRESSÕES

Variáveis	Pooled	Primeiras Diferenças	EF Within	Efeitos Aleatórios	Prim. Dif. (EPR)	EF Within (EPR)
Não-brancos	0.205*** (0.011)	0.021 (0.051)	-0.039 (0.038)	0.054** (0.024)	0,021 (0,08)	-0,039 (0,053)
EDUC_ate_fundamental	0.026 (0.049)	0.159** (0.067)	0.159*** (0.037)	0.153*** (0.037)	0,159 (0,104)	0,159*** (0,060)
EDUC_medio	-0.206*** (0.054)	0.095 (0.064)	0.125*** (0.043)	0.112** (0.044)	0,095 (0,076)	0,125*** (0,038)
Idade14a25	-0.320*** (0.094)	0.108 (0.108)	0.241*** (0.089)	0.226** (0.089)	0,108 (0,137)	0,241** (0,104)
Idade26a35	0.283*** (0.086)	0.208* (0.112)	0.350*** (0.080)	0.353*** (0.082)	0,208 (0,138)	0,350** (0,159)
Idade36a45	-0.193* (0.101)	0.298*** (0.110)	0.461*** (0.085)	0.435*** (0.086)	0,298** (0,143)	0,461** (0,185)
Idade46a55	-0.166 (0.132)	0.214* (0.119)	0.479*** (0.106)	0.477*** (0.108)	0,214 (0,16)	0,479*** (0,17)
log(RendaMedia)	-0.014 (0.009)	0.001 (0.008)	-0.012* (0.007)	-0.012 (0.007)	0,001 (0,009)	-0,012 (0,012)
Urbano	0.223*** (0.032)	0.013 (0.070)	0.242*** (0.044)	0.257*** (0.042)	0,013 (0,105)	0,242*** (0,055)
Capital	-0.161*** (0.009)	0.265*** (0.071)	0.143*** (0.053)	-0.063*** (0.021)	0,265** (0,103)	0,143 (0,096)
RestoRM	-0.180*** (0.014)	0.440*** (0.128)	0.365*** (0.096)	-0.100*** (0.042)	0,440** (0,179)	0,365* (0,209)
Informalidade	-0.150*** (0.030)	-0.073 (0.046)	0.005 (0.031)	0.016 (0.031)	-0,073 (0,061)	0,005 (0,079)
Covid	0.009*** (0.002)	0.005** (0.002)	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0,005*** (0,001)	0,008*** (0,002)
Constante	0.661*** (0.135)	0.0000 (0.001)		0.030 (0.110)	0 (0)	

FONTE: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (2016-2023).

‘ *** ‘ indica significância menor que 0.01, ‘ ** ‘ menor a 0.05, ‘ * ‘ menor que 0.01

Com base nos resultados das regressões apresentados na Tabela 5, destacam-se algumas tendências e contratendências que moldaram o padrão segregacional brasileiro entre 2016 e 2023. As variáveis correspondentes as faixas de idade não apresentaram significância individual em todas suas segmentações no modelo de primeiras diferenças robusto, contudo, o fator geracional surge no modelo de efeitos fixos como um dos principais determinantes da dinâmica de segregação de gênero no período. Tomando o grupo com 56 anos ou mais como categoria de referência, observa-se uma progressão nos coeficientes das demais faixas etárias, indo de 0,350 para indivíduos entre 26 e 35 anos, até 0,479 para aqueles entre 46 e 55 anos. Já a faixa de 14 a 25 anos — composta majoritariamente por pessoas em início de carreira ou em processo de inserção no mercado de trabalho — apresentou coeficiente inferior, no valor de 0,241. De modo geral, os resultados sugerem que o

envelhecimento da estrutura etária da população brasileira repercute no mercado de trabalho por meio da permanência de padrões tradicionais de segregação entre as gerações mais velhas.

Em contrapartida à influência da idade, o modelo de efeitos fixos indica a qualificação profissional atua como um importante fator de redução da segregação de gênero no mercado de trabalho. Observa-se que, à medida que aumenta o nível de escolaridade, há uma tendência de diminuição do Índice de Dissimilaridade entre homens e mulheres. Em relação ao grupo com ensino superior, indivíduos sem instrução ou com, no máximo, ensino fundamental completo apresentam um índice 0,159 mais elevado, enquanto esse diferencial cai para 0,125 entre os que possuem até o ensino médio completo. Esses resultados apontam para uma segmentação entre mercados de baixa e alta qualificação, sendo a educação superior um elemento chave para a maior inserção e permanência das mulheres em ocupações menos marcadas por estigmas de gênero, ainda que a escolaridade contribua com sinal positivo para o crescimento do índice de Duncan. Por outro lado, a modelagem em primeiras diferenças não observou significância necessária para incorrer em correlações entre graus escolaridade ao índice de Duncan.

Outro aspecto relevante na análise da segregação de gênero no mercado de trabalho é sua dimensão geográfica. Os dados revelam que os contextos urbanos apresentam níveis significativamente mais altos de segregação: no modelo de efeitos fixos, o Índice de Dissimilaridade apresenta 0,242 pontos a mais que áreas rurais. Entre os espaços urbanos, os aglomerados das regiões metropolitanas se destacam com um índice 0,365 superior em comparação aos trabalhadores localizados no interior das Unidades da Federação e nas Regiões Integradas de Desenvolvimento (RIDEs). Embora as capitais tenham apresentado coeficientes menores, estes não foram estatisticamente significativos em efeitos fixos, o que impede conclusões mais firmes quanto à sua relação direta com os padrões de segregação de gênero. Já no modelo de primeiras diferenças o coeficiente relacionado a capitais atingiu significância individual em de valor 0,265, menor se comparado a 0,440 das regiões metropolitanas. Ainda assim, os resultados sugerem a existência de uma possível dinâmica centro-periferia na distribuição das oportunidades profissionais, apontando para desigualdades espaciais que merecem investigação mais aprofundada em estudos futuros.

Entre o início e o fim da série histórica analisada, observa-se uma quebra estrutural significativa a partir de 2020, provocada pela pandemia de Covid-19, cujo impacto se estendeu oficialmente até maio de 2022 (BRASIL, 2022). Além das evidências já conhecidas a partir dos indicadores socioeconômicos desse período, a análise estatística reforça a relevância desse evento, indicando em ambos os modelos analisados um efeito significativo e positivo sobre o Índice de Duncan, resultando numa piora na equidade de participação entre mulheres e homens no mercado de trabalho. A pequena dimensão de seu coeficiente não deve ser interpretada como algo reduzido, uma vez que decorre de um choque exógeno e de alta magnitude, responsável por reduzir de forma generalizada a atividade econômica e a participação da força de trabalho (PEA) masculina e feminina em todas as faixas etárias, níveis de escolaridade e localizações geográficas.

Em contraste com os achados de Paula (2012), tanto no modelo de efeitos fixos quanto na de primeiras diferenças, as variáveis relativas a não-brancos e informalidade não apresentaram significância estatística para explicar neste estudo a segregação de gênero no mercado de trabalho. Paula, ao analisar as regiões Sudeste e Nordeste com base na PNAD de 2009, identificou uma distinção relevante na ocupação entre homens e mulheres, especialmente quando considerada a interseccionalidade entre cor e formalidade do trabalho. Dado o longo histórico de segregação racial no Brasil e as marcantes diferenças demográficas e socioeconômicas entre grupos Brancos e Não-brancos, essa divergência de resultados ressalta a importância de novas pesquisas que integrem recortes simultâneos de gênero, raça e condição laboral, a fim de aprofundar a compreensão sobre essas inter-relações no mercado de trabalho brasileiro.

A renda média, em sua forma logarítmica, também não apresentou significância estatística para estabelecer uma relação causal entre o Índice de Duncan e a atividade econômica. Esse resultado corrobora as conclusões de Ometto (1997), que apontam para causas estruturais mais profundas na segregação de gênero no mercado de trabalho, as quais vão além das simples flutuações da atividade econômica.

Em suma, os resultados evidenciam que a segregação de gênero no mercado de trabalho brasileiro é um fenômeno complexo, influenciado por múltiplos fatores estruturais e contextuais que podem ir além das variações econômicas de curto prazo. A modelagem estatística em efeitos fixos aponta aspectos como a idade, a

qualificação profissional e a localização geográfica desempenham papéis centrais na configuração desse padrão, enquanto questões relativas à cor, informalidade e renda parecem demandar investigações mais aprofundadas e atualizadas. A pandemia do Covid-19, embora tenha provocado um impacto significativo na dinâmica da participação da força de trabalho, não alterou os fundamentos estruturais da segregação de gênero. Dessa forma, políticas públicas voltadas para a redução dessas desigualdades devem considerar essas múltiplas dimensões e buscar abordagens integradas para promover uma maior equidade no mercado de trabalho brasileiro.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados deste estudo apontam a continuidade de uma tendência de melhora no posicionamento das mulheres no mercado de trabalho brasileiro contemporâneo. Apesar de choques de natureza nacional e internacional e que resultaram na desaceleração econômica observada entre os anos de 2016 e 2023, verifica-se que o aumento do grau de qualificação da PEA exerce efeito decrescentes sobre o Índice de Duncan, sinalizando uma redução relativa na segregação ocupacional por gênero para níveis mais elevados de educação. No entanto, o envelhecimento relativo da força de trabalho sugere a presença de um efeito geracional que atua em sentido contrário, contribuindo para a persistência de padrões segregacionais já existentes, indicando a possibilidade de que tais padrões já estejam enraizados em dimensões mais profundas da estrutura socioeconômica e regional brasileira.

A abordagem restringiu-se a fatores demográficos e econômicos agregados por UFs, não contemplando, portanto, a segregação de gênero sob a ótica dos tipos de ocupação. Por sua vez, De Negri (2015) aponta o crescimento significativo da empregabilidade em ocupações consideradas tradicionalmente “femininas” entre 2008 e 2013, o que sugere novas pesquisas a indagar como o padrão segregacional se diferencia entre diferentes setores do mercado de trabalho.

O recorte temporal adotado (2016-2023) deve-se a limitações de infraestrutura computacional para o processamento de microdados da PNADc. Somado a isto, alterações metodológicas promovidas pelo IBGE a partir do 4o

trimestre de 2015 dificultaram a comparação direta dos dados em períodos anteriores, mais precisamente aqueles relacionados ao cálculo da taxa de informalidade no mercado de trabalho. Assim, a incorporação futura de séries históricas mais amplas (seja de anos anteriores e/ou posteriores) poderá contribuir para o aprimoramento da análise, ampliando a compreensão sobre os determinantes e dinâmicas da segregação de gênero no mercado de trabalho brasileiro.

Este estudo aponta a relevância do tema da segregação ocupacional ao caso do mercado de trabalho brasileiro. Desse modo, insta-se uma contribuição ao debate público e acadêmico a respeito das desigualdades de gênero de raízes estruturais e profundas. Portanto, há de se considerar no processo de promoção de políticas públicas afirmativas baseadas em evidências, as correlações apontadas aqui.

REFERÊNCIAS

ANKER, Richard, Valentina. *Theories of occupational segregation by sex: an overview*. **International Labour Review**, vol. 136, n. 3. 1997.

BRASIL. Ministério da Saúde. *Ministério da Saúde declara fim da Emergência em Saúde Pública de Importância Nacional pela Covid-19*. 2022. Disponível em: <https://www.gov.br/saude/pt-br/assuntos/noticias/2022/abril/ministerio-da-saude-declara-fim-da-emergencia-em-saude-publica-de-importancia-nacional-pela-covid-19>. Acesso em 10 jun. 2025.

CARVALHO, Polliany A. de. VIEGO, Valentina. *Evolução do emprego feminino no mercado de trabalho brasileiro: uma análise shift-share entre 2003 e 2018*. **Economia e Sociedade**. Unicamp. Jan/abr, 2023.

CONSTANZI, Rogério. N. *Evolução do Emprego Formal no Brasil (1985-2003) e Implicações para as Políticas Públicas de Geração de Emprego e Renda*. **Texto Para Discussão n. 1039**, IPEA. Brasília. Setembro, 2004.

DE NEGRI, Fernanda. SILVA, Carolina A. *Evolução do Emprego Qualificado no Brasil entre 2008 e 2013*. **Radar**, n. 38. Abril, 2015.

DE PAULA, Bruno G. C. *Segregação ocupacional e discriminação segundo cor no mercado de trabalho brasileiro: abordagem regional*. Tese de mestrado (Desenvolvimento Econômico) - Universidade Federal de Uberlândia. Uberlândia, 2012.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Nota Técnica: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua*. 2016. Disponível em: https://ftp.ibge.gov.br/Trabalho_e_Rendimento/Pesquisa_Nacional_por_Amostra_de_Domicilios_continua/Nota_Tecnica/Nota_Tecnica_012016.pdf. Acesso em: 10 jun. 2025.

FOGUEL, Miguel N. *Ensaio sobre segregação no mercado de trabalho, avaliação de programas sociais e identificação não-paramétrica*. Tese de doutorado - Universidade Federal Fluminense. Niterói, 2007.

FRESNEDA, Betina. *Segregação ocupacional versus Discriminação salarial por gênero no mercado de trabalho brasileiro - 2004*. **XII Congresso Brasileiro de Sociologia**. Recife: UFPE. Maio-junho, 2007.

MADALOZZO, Regina. MARTINS, Sergio. LICO, Mariane R. *Segregação ocupacional e hiato salarial entre os gêneros*. **INSPER**, 2015.

MATOS, Amanda G. de Souza. SILVA, José A. *Evolução do Emprego Formal e Informal no Brasil: 2002 - 2014*. **Revista de Administração e Negócios da Amazônia**, V.8, N. 2, maio/ago. 2016.

MESQUITA, Rafael; FERNANDES, Antônio; FIGUEIREDO FILHO, Dalson B.;. Uma introdução à regressão com dados de painel. **Política Hoje**, Vol. 30, N. 1, 2021.

OLIVEIRA, Ana Maria H. C. *Occupational gender segregation and effects on wages in Brazil*. **XXIV General Population Conference**. Salvador: Bahia. Junho, 2001.

OMETTO, Ana Maria H. HOFFMAN, Rodolfo. ALVES, Marcelo C. *A segregação por gênero no mercado de trabalho nos Estados de São Paulo e Pernambuco*. **Economia Aplicada**, V. 1, n. 3. 1997.

TROVÃO, Cassiano J. B. Marques, JÚNIOR, Antonio H. M. da Silva. **Por dentro da PNAD Contínua: Uma introdução ao tratamento de dados usando R**. Natal: EDUFRRN, 2002.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introdução à Econometria**: uma abordagem moderna. São Paulo: Cengage Learning, 2014.

ANEXOS

ANEXO 1– ESTATÍSTICA DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS ANALISADAS ENTRE O 1º TRI. DE 2016 A 4º TRI. DE 2023

Variáveis	Média	Mínimo	Máximo	Desv. Padrão
Duncan	0,6057	0,4940	0,7199	0,0389
Não_branços_p	0,6502	0,1100	0,8684	0,1865

Variáveis	Média	Mínimo	Máximo	Desv. Padrão
EDUC_ate_fundamental_p	0,3773	0,1437	0,5860	0,0882
EDUC_medio_p	0,3888	0,2852	0,5047	0,0383
Capital	0,3226	0,0651	1,0000	0,2090
RestoRMp	0,1164	0,0000	0,4089	0,1016
Idade14a25p	0,1898	0,1148	0,2615	0,0258
Idade26a35p	0,2790	0,2216	0,3315	0,0162
Idade36a45p	0,2498	0,2150	0,3001	0,0144
Idade46a55p	0,1774	0,1365	0,2263	0,0149
RendaMedia	7,6820	6,8513	9,9288	0,3691
Urbanop	0,8422	0,6675	0,9774	0,0702
Informalidade	0,3723	0,1030	0,6574	0,1387
Covid	0,2083	0,0000	1,0000	0,4063

FONTE: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (2016-2023)