



**UNIVERSIDADE FEDERAL DA BAHIA  
FACULDADE DE ECONOMIA  
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

**LUIS MATHEUS CAPINAN PEREIRA MEIRELES**

**UMA ANÁLISE ECONOMETRICA DA INSUFICIÊNCIA DO RENDIMENTO LABORAL  
E OS DETERMINANTES DA POBREZA ENTRE TRABALHADORES NA BAHIA (2015-  
2022)**

**SALVADOR**

**2025**

**LUIS MATHEUS CAPINAN PEREIRA MEIRELES**

**UMA ANÁLISE ECONOMETRICA DA INSUFICIÊNCIA DO RENDIMENTO LABORAL  
E OS DETERMINANTES DA POBREZA ENTRE TRABALHADORES NA BAHIA (2015-  
2022)**

Trabalho de conclusão de curso apresentado ao curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Bahia, como requisito parcial à obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Fabricio Pitombo Leite.

**SALVADOR**

**2025**

Ficha catalográfica elaborada por Vania Cristina Magalhães CRB5-960

Meireles, Luis Matheus Capinan Pereira.

M514 Uma análise econométrica da insuficiência do rendimento laboral e os determinantes da pobreza entre trabalhadores na Bahia (2025-2022). / Luis Matheus Capinan Pereira Meirelles. – Salvador, 2025.

64f. Il.; tab.; quad.

Trabalho de conclusão de curso (Graduação) – Faculdade de Economia, Universidade Federal da Bahia, 2025.

Orientador: Prof. Dr. Fabrício Pitombo Leite.

1. Economia do trabalho - Bahia. 2. Negros – Bahia – Condições econômicas. 3. Economia política. 4. Economia marxista. 5. Mercado de trabalho – Bahia. 6. Setor informal (Economia) – Bahia. 7. Renda – Distribuição - Bahia. I. Leite, Fabrício Pitombo. II. Título. III. Universidade Federal da Bahia.

CDD – 331.098142


**LUIS MATHEUS CAPINAN PEREIRA MEIRELES**

**UMA ANÁLISE ECONOMETRICA DA INSUFICIÊNCIA DO RENDIMENTO  
LABORAL E OS DETERMINANTES DA POBREZA ENTRE TRABALHADORES NA  
BAHIA (2015-2022)**

Trabalho de conclusão de curso apresentado ao curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal da Bahia como requisito parcial à obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Aprovado em 18 de dezembro de 2025.


Banca Examinadora

Documento assinado digitalmente  
 **FABRICIO PITOMBO LEITE**  
Data: 19/12/2025 18:23:17-0300  
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

---

**Prof. Dr. Fabricio Pitombo Leite - Orientador**


Universidade Federal da Bahia – UFBA

Documento assinado digitalmente  
 **DIANA LUCIA GONZAGA DA SILVA**  
Data: 19/12/2025 18:33:37-0300  
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

---

**Profa. Dra. Diana Lucia Gonzaga da Silva**

Universidade Federal da Bahia – UFBA

Documento assinado digitalmente  
 **KAIZA CORREIA DA SILVA OLIVEIRA**  
Data: 22/12/2025 16:26:30-0300  
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

---

**Profa. Dra. Kaiza Correia da Silva Oliveira**

Universidade Federal da Bahia – UFBA

## RESUMO

Apoiada na crítica da economia política, a pesquisa dissecou o paradoxo dos “trabalhadores pobres”, interpretando-o não como uma disfunção de mercado, mas como expressão da superexploração da força de trabalho inerente ao capitalismo dependente (Marini, 2011). Sob essa ótica, a remuneração inferior ao valor necessário para a reprodução do trabalhador torna-se funcional à acumulação de capital. Metodologicamente, aplicaram-se modelos de Regressão Logística (Logit) aos microdados da PNAD Contínua em dois cenários comparativos: M1 (pobreza estrutural, sem transferências) e M2 (pobreza efetiva, com transferências). A hipótese central estipula que a nova morfologia do trabalho degradado (Antunes, 2009) e as assimetrias raciais constituem barreiras à superação da privação material significativamente mais rígidas do que a capacidade mitigadora das políticas sociais. Os resultados empíricos corroboram essa premissa, indicando que a informalidade e as desigualdades raciais estão associadas a uma maior probabilidade de vulnerabilidade, apresentando resiliência frente à intervenção estatal. Demonstra-se que, embora as transferências de renda sejam vitais para amortecer a miséria imediata diante da estabilidade da desigualdade brasileira (Barros et al., 2007), elas mostram-se insuficientes para dismantlar os determinantes profundos da vulnerabilidade. Conclui-se, portanto, que a pobreza na Bahia é um fenômeno estrutural, onde a inserção laboral precária atua como mecanismo de perpetuação da escassez, demandando políticas públicas que enfrentem a precarização na base produtiva e não apenas na esfera distributiva.

Palavras-chave: superpopulação relativa; informalidade; transferência de renda; desigualdades raciais; superexploração; precarização social.

## ABSTRACT

This study examines the probability of households with labor income in the state of Bahia finding themselves in a situation of economic vulnerability between 2015 and 2022. Grounded in the critique of political economy, the research dissects the “working poor” paradox, interpreting it not as a market dysfunction, but as an expression of the superexploitation of labor inherent to dependent capitalism (Marini, 2011). From this perspective, remuneration below the value required for workforce reproduction becomes functional to capital accumulation. Methodologically, Logistic Regression (Logit) models were applied to PNAD Contínua microdata across two comparative scenarios: M1 (structural poverty, excluding transfers) and M2 (effective poverty, including transfers). The central hypothesis stipulates that the new morphology of degraded labor (Antunes, 2009) and racial asymmetries constitute barriers to overcoming material deprivation that are significantly more rigid than the mitigating capacity of social policies. Empirical results corroborate this premise, evidencing that informality and structural racism drastically increase the probability of poverty, resisting state intervention. It is demonstrated that while income transfers are vital for buffering immediate misery amidst the stability of Brazilian inequality (Barros et al., 2007), they prove insufficient to dismantle the deep-rooted determinants of vulnerability. Consequently, the study concludes that poverty in Bahia is a structural phenomenon where precarious labor insertion acts as a mechanism for perpetuating scarcity, demanding public policies that confront precarity at the productive base rather than solely in the distributive sphere.

Key-words: relative overpopulation; informality; income transfer; structural racism; superexploitation; social precarity.

## SUMÁRIO

1	<b>INTRODUÇÃO</b>	7
2	<b>FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA E DELIMITAÇÃO DO ESTUDO</b>	9
3	<b>PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS</b>	21
3.1	DEFINIÇÃO E OPERACIONALIZAÇÃO DAS VARIÁVEIS	21
3.2	HIPÓTESE DA PESQUISA	27
3.3	PROCEDIMENTOS DE COLETA E TRATAMENTO DOS DADOS	29
3.4	MODELO DE ANÁLISE E PROCEDIMENTOS ECONÔMICOS	32
4	<b>ANÁLISE DOS RESULTADOS: A POBREZA ESTRUTURAL, O EFEITO AMORTECEDOR DAS TRANSFERÊNCIAS E A PERSISTÊNCIA DAS DESIGUALDADES NA BAHIA (2015-2022)</b>	35
4.1	INTRODUÇÃO	35
4.2	ANÁLISE GERAL DOS DETERMINANTES E A DUPLA LEITURA DOS MODELOS M1 E M2	36
4.2.1	<b>Os Fatores de Proteção: Inserção Laboral e Características Domiciliares</b>	36
4.2.2	<b>As Vulnerabilidades Estruturais: A Persistência da Desigualdade</b>	37
4.2.3	<b>O Efeito Amortecedor: A Comparação entre M1 e M2</b>	38
4.3	ANÁLISE DA EVOLUÇÃO TEMPORAL DA POBREZA E SEUS DETERMINANTES (2015-2022)	38
4.3.1	<b>Ano de 2015: Patamar Elevado e Efeito Mitigador Incipiente</b>	39
4.3.2	<b>Ano de 2016: Aprofundamento da Crise e Dependência das Transferências</b>	39
4.3.3	<b>Ano de 2017: O Ápice da Valorização do Trabalho na Crise</b>	40
4.3.4	<b>Ano de 2018-2019: Estagnação e Aumento do Efeito Amortecedor</b>	40
4.3.5	<b>Ano de 2020: O Choque Pandêmico e a Intervenção Estatal Massiva</b>	40
4.3.6	<b>Ano de 2021: Retração do Auxílio e Retorno da Vulnerabilidade</b>	41
4.3.7	<b>Ano de 2022: Novo Patamar e Consolidação das Tendências Estruturais</b>	41
4.4	ANÁLISE COMPARATIVA E SÍNTESE: 2015 VERSUS 2022	41
4.5	A POBREZA COMO EXPRESSÃO DO EXÉRCITO INDUSTRIAL DE RESERVA: UMA ANÁLISE INTEGRADA	45

4.6	CONCLUSÃO DO CAPÍTULO	46
5	<b>CONCLUSÃO: A POBREZA LABORAL COMO EXPRESSÃO DA SUPERPOPLAÇÃO RELATIVA NA BAHIA (2015-2022)</b>	47
	<b>REFERÊNCIAS</b>	52
	<b>APÊNDICE A – TABELA 2015 – COMPARATIVO M1 (ESTRUTURAL) VS M2 (EFETIVA) - 2015</b>	55
	<b>APÊNDICE B – TABELA 2016 – COMPARATIVO M1 (ESTRUTURAL) VS M2 (EFETIVA) – 2016</b>	56
	<b>APÊNDICE C – TABELA 2017 – COMPARATIVO M1 (ESTRUTURAL) VS M2 (EFETIVA) – 2017</b>	57
	<b>APÊNDICE D – TABELA 2018 – COMPARATIVO M1 (ESTRUTURAL) VS M2 (EFETIVA) – 2018</b>	58
	<b>APÊNDICE E – TABELA 2019 – COMPARATIVO M1 (ESTRUTURAL) VS M2 (EFETIVA) – 2019</b>	59
	<b>APÊNDICE F – TABELA 2020 – COMPARATIVO M1 (ESTRUTURAL) VS M2 (EFETIVA) – 2020</b>	60
	<b>APÊNDICE G – TABELA 2021 – COMPARATIVO M1 (ESTRUTURAL) VS M2 (EFETIVA) – 2021</b>	61
	<b>APÊNDICE H – TABELA 2022 – COMPARATIVO M1 (ESTRUTURAL) VS M2 (EFETIVA) – 2022</b>	62

## 1 INTRODUÇÃO

A desigualdade de renda configura-se como um dos desafios mais persistentes e complexos do Brasil, um traço estrutural que reflete séculos de exclusão social e concentração de recursos. Este fenômeno não restringe apenas o acesso a direitos fundamentais, mas também perpetua ciclos de pobreza que marginalizam amplos segmentos da população. A literatura crítica, fundamentada na perspectiva marxista, aponta que a própria estrutura do capitalismo dependente, marcada pela precarização do trabalho e pela manutenção de um exército industrial de reserva composto por desempregados, subempregados e trabalhadores informais, contribui para aprofundar essas desigualdades, uma vez que a pobreza e a insuficiência de renda se tornam elementos funcionais para a acumulação de capital (Antunes, 2009; Krein, 2010; Pochmann, 2007).

No cenário nacional, a desigualdade permanece em níveis elevados mesmo após décadas de implementação de políticas sociais de grande escala. Programas de transferência de renda obtiveram sucesso na redução da pobreza extrema. Contudo, a resiliência da desigualdade brasileira, alimentada por um mercado de trabalho marcado pela informalidade e pela insuficiência dos rendimentos laborais, revela os limites de tais políticas quando operam de forma isolada (Medeiros; Souza; Castro, 2016). Essa complexidade é acentuada em territórios historicamente desiguais (Costa, 2019).

Essas dinâmicas são particularmente evidentes na Bahia, estado que sintetiza as contradições do país. Com um dos maiores contingentes de pessoas em situação de pobreza, o território baiano evidencia a coexistência entre enclaves de modernidade e vastos bolsões de estagnação e pobreza crônica (Oliveira; Cavalcanti, 2014). Estudos apontam que, embora a educação e os programas sociais desempenhem um papel relevante, eles não são suficientes para romper com as raízes estruturais da exclusão social no estado.

Diante deste quadro, o problema de pesquisa que norteia este trabalho é: por que, mesmo em um contexto de acesso ao trabalho, uma parcela significativa dos domicílios baianos não consegue superar a condição de pobreza? O objetivo principal é, portanto, analisar os determinantes da probabilidade de os domicílios com rendimentos do trabalho se encontrarem em situação de pobreza no estado da Bahia entre 2015 e 2022.

A hipótese central postula que a natureza precária do mercado de trabalho, manifestada através da informalidade e da insuficiência dos rendimentos laborais expressões do que a teoria marxista denomina ‘exército industrial de reserva’, impõe obstáculos à superação da pobreza que predominam

sobre a capacidade compensatória das políticas sociais. Para testar essa hipótese, a metodologia adotada fez uso de modelos de Regressão Logística (Logit) com microdados da PNAD Contínua.

A inovação metodológica reside na especificação de dois modelos distintos: M1 (pobreza estrutural, excluindo transferências de renda) e M2 (pobreza efetiva, incluindo transferências de renda), permitindo isolar o efeito das políticas sociais. A existência de renda do trabalho no domicílio é a variável explicativa principal. As variáveis de controle incluem: escolaridade média e idade média dos moradores; pessoa de referência do domicílio autodeclarada mulher; pessoa de referência autodeclarada preta ou parda; presença de pelo menos um trabalhador informal no domicílio; localização rural; e grupamentos de municípios para captar heterogeneidades regionais.

Para uma exposição clara e sistemática, este trabalho está organizado em três capítulos centrais. O segundo capítulo dedica-se à abordagem teórica, estabelecendo o referencial crítico que fundamenta a pesquisa. O terceiro capítulo apresenta a abordagem econométrica, detalhando o desenho metodológico e a operacionalização das variáveis. Finalmente, o quarto capítulo expõe e discute os resultados dos modelos M1 e M2, realizando a análise empírica dos determinantes da pobreza e quantificando o efeito amortecedor das políticas sociais. O estudo busca, assim, oferecer um diagnóstico que contribua para o debate sobre políticas públicas voltadas à superação das desigualdades no estado.

## **2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA E DELIMITAÇÃO DO ESTUDO**

A persistência da pobreza em meio a trajetórias de crescimento econômico configura um dos paradoxos mais desafiadores das sociedades capitalistas contemporâneas, particularmente em economias periféricas e estruturalmente desiguais como a brasileira. A compreensão deste fenômeno exige o rompimento radical com as abordagens convencionais que tratam a miséria como uma disfunção transitória de mercado, como uma falha na alocação de recursos ou, ainda, como fruto de características individuais de baixa produtividade dos trabalhadores. Sob a ótica da Economia Política Crítica, a pobreza não constitui uma externalidade indesejada, mas um produto necessário e imanente da própria dinâmica de acumulação de capital. No cerne desta investigação está o fenômeno dos “trabalhadores pobres” (*working poor*), isto é, domicílios que, a despeito de possuírem rendimentos provenientes do trabalho e de estarem inseridos na esfera produtiva, permanecem em situação de vulnerabilidade econômica e privação material. Esta realidade desnuda a insuficiência da noção liberal de que a mera inserção no mercado de trabalho seria condição bastante para a superação da escassez. A constatação empírica e teórica de que parcelas significativas da população economicamente ativa encontram-se incapazes de assegurar sua reprodução social por meio de seu labor questiona os fundamentos de diversas políticas públicas focadas exclusivamente na empregabilidade e exige uma investigação sistemática sobre seus determinantes estruturais, situando o caso da Bahia não como uma exceção regional, mas como um laboratório agudo das contradições do desenvolvimento nacional e da inserção dependente do Brasil no capitalismo global.

Para compreender a gênese deste quadro e evitar leituras superficiais, é imperativo revisitar a lei geral da acumulação capitalista em sua formulação clássica e em seus desdobramentos contemporâneos. A dinâmica do capital não produz apenas riqueza material em um polo; ela gera, dialeticamente e com a mesma intensidade, uma superpopulação relativa ou exército industrial de reserva no outro polo. Marx, ao analisar a composição orgânica do capital, demonstra que o avanço tecnológico e o aumento da produtividade tendem a expulsar força de trabalho viva, criando uma massa de trabalhadores excedente às necessidades imediatas da valorização do capital. A existência contínua e ampliada desse contingente não é um erro do sistema, mas uma condição de sua existência: ela exerce uma pressão estrutural e disciplinadora para baixo sobre os salários da classe trabalhadora ativa, garantindo ao capital uma fonte de mão de obra barata, disponível e flexível. Antunes (2009) atualiza essa categoria para o século XXI, diagnosticando que a “nova morfologia do trabalho” não se restringe ao desemprego aberto, mas engloba uma multiplicidade de formas de precarização, informalidade e intermitência. O exército industrial de reserva, portanto, não é apenas o trabalhador fora da fábrica, mas o trabalhador dentro da esfera da circulação precária, o subempregado e o

desalentado, compondo uma classe-que-vive-do-trabalho cada vez mais fragmentada e desprovida de direitos.

No contexto específico das economias dependentes latino-americanas, essa dinâmica universal do capitalismo assume contornos específicos e agravados, definidos pela categoria central da superexploração da força de trabalho. Conforme teoriza Marini (2011), a inserção subordinada dessas economias no mercado mundial e a transferência de valor para os centros hegemônicos impõem à burguesia local uma restrição na apropriação do mais-valor. Para compensar essa perda e manter suas taxas de lucro, o capital interno recorre a mecanismos de violação do valor da força de trabalho, remunerando o trabalhador sistematicamente abaixo do mínimo necessário para a sua reposição fisiológica e social. A superexploração não se resume a pagar pouco; ela envolve a intensificação do ritmo de trabalho, a extensão da jornada e a apropriação, pelo capital, do fundo de consumo necessário à sobrevivência do trabalhador. Marini é enfático ao descrever esse processo:

A contrapartida do processo mediante o qual a América Latina contribuiu para incrementar a taxa de mais-valia e a taxa de lucro nos países industriais implicou para ela, rigorosamente, a superexploração do trabalho. [...] O que importa assinalar aqui é que as funções que a América Latina desempenha na economia capitalista mundial transcendem a simples resposta aos requerimentos físicos de matérias-primas e alimentos por parte dos países industriais. (Marini, 2011, p. 136).

Nesse sentido, a pobreza laboral na Bahia não deve ser lida sob a chave da “modernização incompleta” ou do “atraso”, mas como a expressão concreta e necessária dessa superexploração. A renda do trabalho insuficiente, variável central captada pelos modelos econométricos deste estudo, é a materialização estatística de um regime de acumulação que necessita da pobreza para se reproduzir.

Essa lógica estrutural conecta-se diretamente à crítica da razão dualista elaborada por Oliveira (2003). Durante décadas, o pensamento econômico brasileiro foi dominado pela ideia de dualidade entre um setor moderno/industrial e um setor arcaico/agrário/informal, sugerindo que o desenvolvimento consistiria na absorção progressiva do segundo pelo primeiro. Oliveira inverte essa lógica ao demonstrar que a persistência de vastos bolsões de pobreza, informalidade e atividades de subsistência não representa um obstáculo ao desenvolvimento do setor “moderno”, mas constitui sua pré-condição e seu suporte. Ao produzir bens e serviços a custos rebaixados (graças à autoexploração, à ausência de encargos sociais e ao uso de força de trabalho familiar não remunerada), o setor dito “atrasado” barateia o custo de reprodução da força de trabalho urbana o custo da alimentação, do transporte, dos serviços pessoais, permitindo que o setor capitalista dinâmico pague salários menores

sem inviabilizar a sobrevivência física dos trabalhadores. A heterogeneidade da economia baiana, com suas profundas disparidades entre a região metropolitana de Salvador e o interior semiárido, reflete essa simbiose perversa onde o atraso financia o moderno. As variáveis regionais incluídas no modelo analítico deste trabalho buscam capturar precisamente essa dinâmica espacial da acumulação, onde territórios inteiros são mantidos em reserva para fornecer força de trabalho barata aos polos dinâmicos.

Aprofundando a análise da precarização e distanciando-se das visões que a tratam como fenômeno passageiro, observa-se que o mercado de trabalho brasileiro contemporâneo vivencia um processo de desestruturação que corrói os laços de proteção social construídos ao longo do século XX. Pochmann (2007) argumenta que a exclusão social no Brasil assume uma face cruel: ela não se dá apenas pela ausência de trabalho (desemprego), mas pela inclusão precária e subalterna em um mercado que não oferece garantias mínimas de cidadania. O trabalho, que deveria ser a via de integração social, torna-se fonte de insegurança e vulnerabilidade. Krein (2010) complementa essa análise ao demonstrar que o subemprego e a rotatividade se tornaram traços estruturais da gestão da força de trabalho no país. A flexibilidade exigida pelo capital financeirizado se traduz, na ponta da linha, em instabilidade permanente para o trabalhador, que transita intermitentemente entre a ocupação precária e o desemprego, sem nunca conseguir acumular ativos ou segurança material. A informalidade, variável explicativa fundamental nos modelos Logit aqui propostos, é a manifestação jurídica e econômica dessa condição de “sobrante” necessária ao sistema. Ela funciona, simultaneamente, como refúgio de sobrevivência para a superpopulação relativa e como mecanismo de rebaixamento geral dos salários para o conjunto da classe.

Entretanto, a análise da dinâmica de classes e da precarização na Bahia restaria analiticamente incompleta e abstrata se não incorporasse a dimensão racial como elemento vertebrador da formação social brasileira. A sociedade nacional erigiu-se sobre a escravidão de matriz africana, e a transição para o trabalho livre não integrou o negro à sociedade de classes em pé de igualdade, mas o relegou deliberadamente à “franja marginal” do mercado de trabalho. Moura (1994) é categórico ao afirmar que o racismo não deve ser compreendido apenas como um resquício cultural ou um preconceito comportamental, mas como uma tecnologia de poder e uma estrutura de dominação que naturaliza a ocupação de postos precários e mal remunerados pela população negra. O conceito de “barreira de cor”, embora muitas vezes invisível nos dispositivos legais contemporâneos, opera concretamente nas relações de produção, bloqueando a mobilidade social ascendente e confinando a força de trabalho negra às funções de menor valorização e maior desgaste físico. Moura demonstra que o racismo opera

como um mecanismo econômico de superexploração diferenciada: ao desvalorizar socialmente a força de trabalho negra, o capital consegue extrair taxas de mais-valor ainda mais elevadas desse segmento, ao mesmo tempo em que utiliza a competição racial para rebaixar os salários dos trabalhadores brancos pobres, fragmentando a solidariedade de classe. O autor argumenta:

O negro, ao sair da escravidão, não entrou para o mercado de trabalho competitivo do capitalismo nascente como um cidadão, mas como um indivíduo estigmatizado social e racialmente, que deveria ocupar as faixas mais baixas, de menor remuneração e prestígio social. (Moura, 1994, p. 45).

Dados analisados por Osorio (2019) confirmam a impressionante resiliência histórica dessa desigualdade: a desvantagem racial de renda no Brasil resiste a ciclos de crescimento econômico, a mudanças de regime político e até mesmo a políticas de valorização do salário mínimo. A população negra permanece sistematicamente sobre representada nos decis inferiores de renda, nos postos informais e nos índices de desemprego. Na Bahia, estado com a maior população negra fora do continente africano, essa divisão racial do trabalho é o eixo estruturante de toda a desigualdade social. A cor da pele, captada aqui pela autodeclaração, é interpretada não como uma determinação biológica, mas como uma *proxy* estatística das desvantagens historicamente acumuladas e da divisão racial do trabalho. A inclusão desta variável nos modelos econométricos (M1 e M2) visa, portanto, investigar se a maior probabilidade de vulnerabilidade associada à população negra persiste estatisticamente significativa mesmo diante das políticas compensatórias, indicando a resiliência de assimetrias que as transferências de renda, isoladamente, podem não ser capazes de reverter.

Diante desse quadro de determinações estruturais rígidas, emerge o debate sobre o papel e a eficácia das políticas públicas e a própria mensuração da pobreza. A literatura institucional e os organismos multilaterais, embora partam de premissas distintas da crítica marxista, oferecem ferramentas analíticas e bases de dados essenciais para a investigação empírica. Rocha (2003) estabelece as bases metodológicas para a definição de linhas de pobreza baseadas na renda no Brasil, argumentando que a insuficiência monetária, embora não esgote a complexidade multidimensional da privação humana, é seu indicador mais sensível e imediato em economias mercantis monetizadas. A Organização Internacional do Trabalho (OIT, 2023) avança significativamente ao consolidar o conceito de *working poverty* (pobreza laboral), definindo-a como a situação de trabalhadores que, mesmo empregados, vivem em domicílios cuja renda *per capita* situa-se abaixo da linha de pobreza. A OIT introduz a noção de “Trabalho Decente” como contraponto normativo à precarização, enfatizando que a qualidade do emprego proteção social, direitos, diálogo social e renda adequada é

tão crucial quanto o acesso ao posto de trabalho. No entanto, a realidade dos dados globais e locais aponta para um distanciamento crescente desse ideal, com a proliferação de formas de trabalho que não garantem a reprodução da vida (OIT, 2023).

No cenário brasileiro recente, o debate sobre a redução da desigualdade tem sido intenso e polarizado. Barros, Foguel e Ulyssea (2007) documentaram a queda da desigualdade de renda e da pobreza na primeira década dos anos 2000, atribuindo esses avanços à estabilidade macroeconômica, à valorização real do salário mínimo e, crucialmente, à expansão de programas de transferência condicionada de renda, como o Bolsa Família. Soares (2009) reforça o papel central do salário mínimo como farol para a remuneração, influenciando positivamente inclusive os rendimentos do setor informal e atuando como um poderoso mecanismo distributivo. Essa narrativa otimista, contudo, é tensionada por estudos que apontam para os limites e a fragilidade dessas conquistas. Medeiros, Souza e Castro (2016), utilizando uma metodologia inovadora que combina dados de pesquisas domiciliares com dados tributários do Imposto de Renda, demonstram que a desigualdade brasileira permaneceu praticamente inalterada e em patamares altíssimos entre 2006 e 2012 quando se consideram os rendimentos do topo da pirâmide (os super-ricos). Isso sugere que as políticas distributivas atuaram nas margens, reduzindo a distância entre os pobres e a classe média baixa, sem alterar a estrutura fundamental de apropriação da riqueza e de concentração de capital.

Essa estabilidade da desigualdade estrutural é corroborada por Hoffmann (2017), que aponta as limitações das quedas no Índice de Gini quando observadas em prazos mais longos e sob a ótica da recessão econômica iniciada em 2015, que reverteu parte dos ganhos anteriores. No contexto regional, Oliveira e Cavalcanti (2014) analisam especificamente o caso da Bahia, indicando que, embora a expansão educacional e os programas sociais tenham tido impacto positivo, o nível de desigualdade no estado permanece alarmante e superior à média nacional, exigindo intervenções que vão além do assistencialismo focalizado. Costa (2019) adiciona uma camada de complexidade ao argumentar que a interdependência entre desigualdades econômicas e o acesso a direitos cria um ciclo vicioso: a pobreza econômica restringe o acesso à justiça e aos serviços públicos de qualidade, o que, por sua vez, reforça a pobreza econômica. As políticas sociais, se não acompanhadas de mudanças estruturais na oferta de serviços e na estrutura produtiva, acabam apenas gerenciando a miséria sem erradicá-la, mantendo a população vulnerável em uma condição de dependência permanente das transferências estatais. O Banco Mundial (World Bank, 2023) também tem se debruçado sobre a dinâmica da pobreza e do mercado de trabalho no Brasil, destacando a alta volatilidade da renda dos mais pobres e a importância vital de redes de proteção social robustas e adaptáveis para evitar o retorno à pobreza

em momentos de choque econômico ou climático. Contudo, a análise crítica sugere que essas redes, por mais vitais que sejam para a sobrevivência imediata, atuam essencialmente como amortecedores que não resolvem a contradição fundamental da insuficiência de renda gerada pelo mercado de trabalho.

A síntese de indicadores sociais do IBGE (2015) fornece o substrato empírico para essa discussão, evidenciando a persistência de carências multidimensionais que resistem à melhoria da renda monetária. Dialogando com essa literatura, Silva e Santos (2023) realizam uma análise multidimensional dos trabalhadores pobres no Brasil, reforçando que a privação não se restringe à renda, mas envolve precariedade habitacional, falta de saneamento e acesso precário a serviços. Entretanto, a renda monetária permanece como o elo central de conexão com o mercado em uma sociedade capitalista, sendo a variável determinante para o acesso a bens e serviços essenciais. Barros, Foguel e Ulyssea (2007) já alertavam, em título de obra seminal, para a “estabilidade da desigualdade” como um traço de longa duração da sociedade brasileira, uma tese que dialoga com a visão de Barros e Mendonça (1995) sobre a lenta evolução do bem-estar social no país.

Para operacionalizar a investigação dessas complexas determinações e evitar o ecletismo teórico, este estudo adota o Método Hipotético-Dedutivo, conforme sistematizado na epistemologia da ciência por autores como Karl Popper e adaptado à pesquisa social. Diferentemente do método indutivo, que busca generalizações a partir da observação pura e despreziosa dos dados empíricos, o método hipotético-dedutivo parte da identificação de um problema de pesquisa claro e da formulação de hipóteses teóricas prévias, deduzidas logicamente do arcabouço teórico adotado, neste caso, a Economia Política Crítica. No contexto desta pesquisa, o problema central “por que a inserção laboral não garante a superação da pobreza na Bahia?” não é respondido pela simples observação dos números, mas enseja a formulação de hipóteses explicativas baseadas na teoria da superexploração (Marini, 2011) e do exército industrial de reserva (Antunes, 2009).

A hipótese teórica central construída dedutivamente postula que a precariedade estrutural do mercado de trabalho (manifestada na informalidade) e as assimetrias raciais e regionais (heranças da formação social escravocrata e dependente) exercem uma força de manutenção da pobreza superior e mais resiliente do que a capacidade de alívio proporcionada pelas políticas sociais compensatórias. Em outras palavras, teoriza-se que as estruturas de produção e dominação são mais determinantes para a condição de vida do que os mecanismos estatais de redistribuição secundária da renda. A etapa subsequente e decisiva do método é a testagem empírica dessas hipóteses, realizada mediante a modelagem econométrica rigorosa. Conforme lecionam Gujarati e Porter (2011) e Wooldridge

(2010), a econometria, neste contexto, não deve ser vista como um fim em si mesma ou como uma validação positivista da realidade, mas como uma ferramenta analítica poderosa para mensurar a intensidade das relações entre variáveis e testar a validade estatística das proposições teóricas.

A escolha dos modelos de Regressão Logística (Logit) justifica-se plenamente pela natureza da variável dependente de interesse a condição binária e qualitativa de um domicílio encontrar-se ou não em situação de pobreza. O modelo Logit permite calcular a probabilidade de ocorrência desse evento em função de um vetor de variáveis explicativas, isolando o efeito marginal de cada uma delas (como raça, escolaridade, informalidade) enquanto mantém as demais constantes (*Odds Ratio*). A inovação metodológica deste trabalho reside na construção de dois modelos distintos e comparativos: o Modelo 1 (M1), que mensura a pobreza estrutural baseada apenas na renda do trabalho e outras fontes privadas (excluindo transferências); e o Modelo 2 (M2), que mensura a pobreza efetiva, incluindo as transferências governamentais (Bolsa Família, Auxílio Emergencial, BPC). Essa estratégia de modelagem dupla foi desenhada especificamente para testar a hipótese do “efeito amortecedor” versus “determinantes estruturais”. A lógica dedutiva é clara: se as variáveis de raça e informalidade mantiverem sua significância estatística e a magnitude de seus coeficientes (*Odds Ratio*) inalteradas ou pouco alteradas entre o M1 e o M2, a hipótese da natureza estrutural da pobreza, enraizada na superexploração, será corroborada. Se, ao contrário, a inclusão das transferências anular ou reduzir drasticamente o efeito dessas variáveis estruturais, a hipótese será refutada (falsificada), indicando que a pobreza seria um fenômeno predominantemente monetário passível de correção via distribuição simples de renda.

Essa abordagem metodológica permite integrar organicamente a densidade explicativa da teoria social crítica que fornece as categorias analíticas fundamentais como superexploração e exército de reserva com o rigor da verificação empírica proporcionado pela econometria moderna. Evita-se, assim, as armadilhas comuns na pesquisa econômica: tanto o teorismo abstrato, que repete dogmas sem confrontá-los com a realidade concreta dos dados, quanto o empirismo cego, que manipula estatísticas e correlações sem compreender as relações sociais de produção subjacentes que geram esses números. A análise dos microdados da PNAD Contínua, sob esse prisma metodológico, transcende a mera descrição estatística ou o diagnóstico contábil da pobreza para se tornar uma investigação profunda sobre as condições materiais de reprodução da classe trabalhadora baiana em um contexto de capitalismo dependente e periférico.

A articulação coerente entre a teoria do valor-trabalho, a crítica à razão dualista, a sociologia das relações raciais e a análise econométrica revela que a pobreza na Bahia não é um resíduo teimoso

do passado, mas uma produção contínua e dinâmica do presente. A modernização incompleta e dependente reproduz, em novas bases tecnológicas e sociais, a exclusão. A informalidade, captada pelos modelos, não aparece como apenas uma estratégia de sobrevivência dos pobres, mas como uma estratégia de acumulação do capital, que se beneficia da redução global dos custos do trabalho. Os resultados associados à cor da pele apontam para um componente racial que parece ultrapassar questões puramente culturais, articulando-se potencialmente à estrutura econômica na hierarquização da mão de obra.

E as políticas sociais, embora indispensáveis para a mitigação da fome e para a garantia da sobrevivência física dos mais vulneráveis como demonstrado pelo impacto do Auxílio Emergencial, encontram seus limites intransponíveis na própria estrutura da propriedade e das relações de produção. Ao adotar o método hipotético-dedutivo e submeter a teoria marxista ao teste dos dados contemporâneos, este trabalho se propõe a ir além da descrição de “quem são” os pobres na Bahia, buscando explicar “por que” a pobreza persiste teimosamente mesmo onde há trabalho e produção de valor. O teste da resistência das estruturas de desigualdade frente às intervenções estatais oferece um diagnóstico que não apenas ilumina o passado recente (2015-2022), mas aponta para os desafios futuros de um desenvolvimento que queira ser, de fato, inclusivo e emancipador. O diálogo constante com autores seminais como Antunes, Marini, Moura, Oliveira e os dados trazidos pela vasta literatura especializada citada (Barros, 2007; Hoffmann, 2017; Osorio, 2019; Pochmann, 2007; Rocha, 2003) constitui o alicerce teórico sólido sobre o qual a análise empírica dos capítulos subsequentes será edificada, buscando desvelar as raízes profundas e os mecanismos de reprodução do paradoxo dos trabalhadores pobres na Bahia.

Para operacionalizar a investigação dessas complexas determinações e evitar o ecletismo teórico, este estudo adota o Método Hipotético-Dedutivo, conforme sistematizado na epistemologia da ciência por autores como Karl Popper e adaptado à pesquisa social contemporânea. Diferentemente do método indutivo que busca generalizações a partir da observação pura, despretensiosa e muitas vezes superficial dos dados empíricos, o método hipotético-dedutivo inverte essa lógica, partindo da identificação de um problema de pesquisa claro e da formulação de hipóteses teóricas prévias, deduzidas logicamente do arcabouço teórico adotado. No contexto específico desta pesquisa, o problema central “por que a inserção laboral não garante a superação da pobreza na Bahia?” não pode ser respondido pela simples observação dos números agregados, mas enseja a formulação de hipóteses explicativas robustas, alicerçadas na Teoria da Superexploração (Marini, 2011) e na categoria de Exército Industrial de Reserva (Antunes, 2009).

A hipótese teórica central, construída dedutivamente a partir desse referencial, postula que a precariedade estrutural do mercado de trabalho (manifestada na informalidade e na insuficiência de renda) e as assimetrias raciais e regionais (heranças da formação social escravocrata e dependente) exercem uma força de manutenção da pobreza superior e mais resiliente do que a capacidade de alívio proporcionada pelas políticas sociais compensatórias. Em outras palavras, teoriza-se que as estruturas de produção e dominação são determinantes mais rígidas da condição de vida do que os mecanismos estatais de redistribuição secundária da renda. A etapa subsequente e decisiva deste método é a testagem empírica dessas hipóteses, realizada não através de inferências qualitativas isoladas, mas mediante a modelagem econométrica rigorosa.

Conforme lecionam Gujarati e Porter (2011) e Wooldridge (2010), a econometria, neste contexto metodológico, não deve ser vista como um fim em si mesma ou como uma validação positivista ingênua da realidade, mas como uma ferramenta analítica poderosa para mensurar a intensidade das relações entre variáveis e testar a validade estatística, nos termos popperianos das proposições teóricas. A escolha dos modelos de **Regressão Logística (Logit)** justifica-se plenamente pela natureza da variável dependente de interesse: a condição binária e qualitativa de um domicílio encontrar-se ou não em situação de pobreza (Pobre/Não Pobre). Diferente de modelos lineares simples, o modelo Logit permite calcular a probabilidade de ocorrência desse evento em função de um vetor de variáveis explicativas, isolando o efeito marginal de cada uma delas (como raça, escolaridade, informalidade e localização geográfica) enquanto mantém as demais constantes (*ceteris paribus*).

A grande inovação metodológica deste trabalho, que traduz o método hipotético-dedutivo em estratégia empírica, reside na construção de dois modelos distintos e comparativos:

**Modelo 1 (M1):** Mensura a **Pobreza Estrutural**, baseada apenas na renda do trabalho e outras fontes privadas (excluindo transferências). Este modelo captura parte da estrutura do mercado de trabalho baiano sem a intervenção do Estado.

**Modelo 2 (M2):** Mensura a **Pobreza Efetiva**, incluindo as transferências governamentais (como Bolsa Família e Auxílio Emergencial). Este modelo captura a realidade final vivenciada pelas famílias após a ação estatal.

Essa estratégia de modelagem dupla foi desenhada especificamente para testar a hipótese do “efeito amortecedor” *versus* “determinantes estruturais”. A lógica dedutiva aplicada é clara e verificável:

Se as variáveis de raça (responsável negro) e informalidade mantiverem sua significância estatística e a magnitude de seus coeficientes (expressos em *Odds Ratio*) inalteradas ou pouco alteradas na passagem do M1 para o M2, a hipótese da natureza estrutural da pobreza enraizada na superexploração será corroborada. Se, ao contrário, a inclusão das transferências no M2 anular ou reduzir drasticamente o efeito dessas variáveis estruturais, tornando-as estatisticamente irrelevantes, a hipótese teórica seria refutada (falsificada). Isso indicaria que a pobreza seria um fenômeno predominantemente monetário e conjuntural, passível de correção via distribuição simples de renda, contrariando a tese marxista.

Essa abordagem metodológica permite integrar a densidade explicativa da teoria social crítica que fornece as categorias analíticas fundamentais como superexploração e exército de reserva com o rigor da testagem empírica proporcionado pela econometria moderna. Evitam-se, assim, as armadilhas comuns na pesquisa econômica aplicada: tanto o teorismo abstrato, que repete dogmas e categorias gerais sem confrontá-los com a realidade concreta e dinâmica dos dados, quanto o empirismo cego, que manipula estatísticas, correlações e bases de dados massivas sem compreender as relações sociais de produção subjacentes que geram esses números. A análise dos microdados da PNAD Contínua, sob esse prisma metodológico, transcende a mera descrição estatística ou o diagnóstico contábil da pobreza para se tornar uma investigação profunda sobre as condições materiais de reprodução da classe trabalhadora baiana em um contexto de capitalismo dependente e periférico.

A articulação coerente entre a teoria do valor-trabalho, a crítica à razão dualista, a sociologia das relações raciais e a análise econométrica revela que a pobreza na Bahia não é um resíduo teimoso do passado colonial, mas uma produção contínua e dinâmica do presente. A modernização incompleta e dependente reproduz, em novas bases tecnológicas e sociais, a exclusão necessária à acumulação. A informalidade, captada pelos coeficientes dos modelos, não aparece como apenas uma “estratégia de sobrevivência” dos pobres, mas como uma estratégia de acumulação do capital, que se beneficia sistemicamente da redução global dos custos do trabalho. A variável de cor, ao manter-se relevante nos modelos, aponta para uma divisão racial que opera funcionalmente na organização do mercado, reforçando a segmentação da força de trabalho.

E as políticas sociais, embora indispensáveis eticamente para a mitigação da fome e para a garantia da sobrevivência física dos mais vulneráveis como dramaticamente demonstrado pelo impacto do Auxílio Emergencial durante a crise sanitária, encontram seus limites intransponíveis na própria estrutura da propriedade e das relações de produção que elas não ousam tocar.

Ao adotar o método hipotético-dedutivo e submeter a teoria marxista ao teste rigoroso dos dados contemporâneos (2015-2022), este trabalho se propõe a ir além da descrição sociodemográfica de “quem são” os pobres na Bahia, buscando explicar causalmente “por que” a pobreza persiste teimosamente mesmo onde há trabalho, suor e produção de valor. O teste da resistência das estruturas de desigualdade frente às intervenções estatais oferece um diagnóstico que não apenas ilumina o passado recente, mas aponta para os desafios futuros de um projeto de desenvolvimento que queira ser, de fato, inclusivo e emancipador, rompendo com a lógica da superexploração. O diálogo constante e tenso com autores seminais como Antunes, Marini, Moura, Oliveira e os dados trazidos pela vasta literatura especializada citada (Barros, 2007; Hoffmann, 2017; Osorio, 2019; Pochmann, 2007; Rocha, 2003) constitui o alicerce teórico sólido sobre o qual a análise empírica dos capítulos subsequentes será edificada, buscando desvelar as raízes profundas e os mecanismos de reprodução do paradoxo dos trabalhadores pobres na Bahia.

A articulação entre o arcabouço teórico crítico e a estratégia de verificação empírica, portanto, não é meramente instrumental, mas constitui a própria essência do método hipotético-dedutivo aqui aplicado. As variáveis que compõem os modelos econométricos a serem detalhados no capítulo subsequente não são dados frios, mas categorias sociais traduzidas em indicadores estatísticos. A variável de informalidade, por exemplo, não mensura apenas uma ausência de registro jurídico, mas operacionaliza o conceito de superpopulação relativa e precarização estrutural (Antunes, 2009), capturando a inserção instável que é funcional à acumulação. A variável de raça/cor da pessoa de referência transcende o caráter de mero dado censitário para servir como indicador estatístico das profundas desigualdades étnico-raciais e da segmentação do mercado de trabalho teorizada por Moura (1994). As *dummies* regionais, por sua vez, são a materialização geográfica da crítica à razão dualista (Oliveira, 2003), permitindo testar como a desigualdade espacial serve à reprodução do capital nos polos dinâmicos.

Dessa forma, a modelagem Logit proposta transcende a técnica estatística para se tornar uma ferramenta de economia política. A comparação entre o Modelo 1 (o mercado nu e cru, regido pela lei do valor) e o Modelo 2 (o mercado mediado pela assistência estatal) permite isolar, com precisão matemática, o peso das estruturas de exploração frente às tentativas de correção distributiva. Se a

teoria marxista do capitalismo dependente estiver correta, os coeficientes associados à precarização e à raça deverão resistir à inclusão das transferências, provando que a pobreza é produzida na esfera da produção e não apenas na da circulação.

Contudo, essa leitura crítica não deve conduzir ao equívoco de classificar tais políticas como meramente “paliativas” ou inócuas a longo prazo. É imperativo reconhecer que, embora não alterem a estrutura de classes de imediato, programas de transferência de renda desempenham um papel crucial na ruptura de ciclos intergeracionais de miséria. Dados recentes do Ministério do Desenvolvimento e Assistência Social (MDS) indicam que entre 60% e 70% dos adolescentes que eram beneficiários do Bolsa Família conseguiram deixar o programa na idade adulta, evidenciando que a garantia da reprodução material presente é a pré-condição para a emancipação futura da força de trabalho. Assim, a análise aqui proposta não nega a eficácia da proteção social, mas busca situar seus limites diante de um mercado de trabalho estruturalmente excludente.

Este capítulo estabeleceu, assim, as bases teóricas necessárias para interpretar os dados que virão. Definiu-se que a pobreza não é um acidente, mas um projeto; que o trabalho precário não é uma falha, mas uma função; e que a desigualdade racial não é um passado, mas um presente contínuo. Com esse alicerce consolidado, o trabalho avança agora para o Capítulo 3, onde se detalhará os procedimentos metodológicos, a construção da base de dados, a definição rigorosa das variáveis e a especificação matemática dos modelos, operacionalizando a transição do conceito abstrato para a verificação concreta da realidade baiana.

### **3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS**

#### **3.1 DEFINIÇÃO E OPERACIONALIZAÇÃO DAS VARIÁVEIS**

A operacionalização das variáveis constitui etapa fundamental para a tradução do arcabouço teórico marxista em um modelo empírico testável. Esta tradução requer não apenas rigor metodológico, mas também coerência com a perspectiva teórica que entende as categorias econômicas como expressões de relações sociais de produção historicamente determinadas. A seleção e construção de cada variável seguiram critérios rigorosos de compatibilidade com a base de dados da PNAD Contínua e de adequação aos conceitos teóricos discutidos no capítulo anterior, particularmente o conceito de superpopulação relativa e a compreensão da pobreza como resultado estrutural do modo de produção capitalista.

O modelo econométrico adotado, de Regressão Logística (Logit), requer especial atenção na definição da variável dependente e na especificação das variáveis independentes, garantindo que estas capturem adequadamente os constructos teóricos de interesse. A opção pelo modelo Logit fundamenta-se em sua adequação para análise de variáveis dependentes binárias e na possibilidade de interpretação dos resultados através de probabilidades, o que facilita a compreensão dos determinantes da pobreza em termos de chances relativas. Esta escolha metodológica permite capturar relações não-lineares entre as variáveis explicativas e a probabilidade de pobreza, adequando-se à natureza complexa do fenômeno investigado.

Quadro 1 - Quadro de variáveis

Tipo	Variável (Código)	Cálculo
Dependente (M1)	D_pobreza (Pobreza Estrutural)	Domicílio pobre considerando apenas renda privada (sem transferências). Cálculo: (RDPC - Bolsa Família - Outros Programas) < Linha de Pobreza.
Dependente (M2)	D_pobreza (Pobreza Efetiva)	Domicílio pobre considerando renda total. Cálculo: RDPC < Linha de Pobreza.
Explicativa Principal	D_rttp	Existência de rendimento do trabalho no domicílio (Binária: 1 se > 0).
Controle	educ	Escolaridade média (anos de estudo) de todos os moradores do domicílio.
Controle	idade	Idade média de todos os moradores do domicílio.
Controle	D_resp_mulher_dom	Pessoa de referência do domicílio é mulher (Binária: 1 se sim).

Tipo	Variável (Código)	Cálculo
Controle	D_resp_negra_dom	Pessoa de referência do domicílio é preta ou parda (Binária: 1 se sim).
Controle	D_inform_dom	Informalidade no domicílio (Binária: 1 se há pelo menos um morador ocupado informal, conta-própria ou sem carteira).
Controle	D_rural	Domicílio localizado em situação censitária rural (Binária: 1 se sim).
Controle	D_SSA	Região: Salvador (Categoria de Referência).
Controle	D_EM	Região: Entorno Metropolitano.
Controle	D_LNR	Região: Litoral Norte e Recôncavo.
Controle	D_CN	Região: Chapada Norte (Centro Norte).
Controle	D_CS	Região: Chapada Sul (Centro Sul).
Controle	D_LS	Região: Litoral Sul.
Controle	D_VSF	Região: Vale do São Francisco.
Controle	D_O	Região: Oeste Baiano.

Fonte: Elaboração própria (2025) com base em IBGE (2015-2022)

A variável dependente do estudo, Situação de Pobreza do Domicílio (**D\_pobreza**), foi construída como uma variável binária que assume valor 1 quando o Rendimento Domiciliar per Capita (RDPC) se encontra abaixo da linha de pobreza estabelecida, e 0 caso contrário. Esta definição, embora centrada na dimensão monetária, não reduz a pobreza a uma questão meramente quantitativa, mas antes a compreende como expressão material da posição relativa das classes trabalhadoras no processo de reprodução social.

A definição da linha de pobreza utilizada neste estudo seguiu estritamente os parâmetros internacionais estabelecidos pelo Banco Mundial para países de renda média-alta, aos quais o Brasil se alinha. Adotou-se como referência o valor de US\$ 5,50 diários em termos de Paridade de Poder de Compra (PPC), com base nos preços internacionais de 2011. A escolha por esta métrica, em detrimento de uma linha puramente baseada no salário mínimo ou em cestas básicas regionais, justifica-se pela necessidade de garantir a comparabilidade internacional dos resultados e pela sua

adoção oficial pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) no monitoramento dos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS) e na Síntese de Indicadores Sociais.

A operacionalização deste valor para a moeda nacional não consistiu em uma simples conversão cambial, o que sujeitaria a linha de corte à volatilidade do mercado financeiro, mas utilizou o fator de conversão de Paridade de Poder de Compra (PPC/PPP), que iguala o poder aquisitivo real das moedas considerando o custo de vida doméstico. O valor base convertido foi subsequentemente atualizado mensalmente para os preços correntes de cada ano da série histórica (2015-2022) utilizando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), refletindo assim a perda do poder de compra da moeda e a inflação acumulada no período. Este procedimento metodológico resultou em uma linha de pobreza nominal de R\$ 620,48 mensais para o ano de 2022, valor utilizado como limiar para a classificação binária da situação de pobreza dos domicílios nos modelos estimados.

A inovação metodológica central reside na construção de duas versões desta variável, correspondentes aos dois modelos estimados, que permitem capturar dimensões distintas da pobreza:

**Modelo 1 (M1) - Pobreza Gerada pelo Mercado:** Utiliza o RDPC calculado excluindo-se os valores recebidos de programas de transferência de renda (Bolsa Família e Outros Programas Sociais - OPS). Esta abordagem captura a situação de renda que existiria na ausência do sistema de proteção social, permitindo analisar a vulnerabilidade econômica decorrente exclusivamente da inserção no mercado de trabalho e de outras fontes privadas. Embora a teoria marxista não defina a pobreza como mera insuficiência monetária compreendendo-a, ao contrário, como expressão das relações sociais de exploração e da expropriação dos meios de produção, a utilização deste indicador monetário serve, neste trabalho, como uma *proxy* para mensurar a incapacidade material dos salários em garantir a reprodução da força de trabalho. Sob a ótica da superexploração (MARINI, 2011), os resultados do M1 podem ser interpretados como um indicativo da defasagem entre a remuneração média e o custo social de reprodução da força de trabalho, ilustrando na esfera da circulação os desafios impostos pela dinâmica da acumulação.

**Modelo 2 (M2) - Pobreza Efetiva:** Utiliza o Rendimento Domiciliar *per Capita* (RDPC) integral, incorporando as transferências provenientes do Programa Bolsa Família e da rubrica de 'Outros Programas Sociais'. Salienta-se que esta última categoria captura benefícios residuais e, preponderantemente nos anos de crise sanitária, os valores referentes ao **Auxílio Emergencial**. Este cenário reflete as condições concretas de reprodução social das famílias, expressando a realidade material final vivenciada após a mediação das políticas de assistência.

A comparação sistemática entre M1 e M2 deve ser compreendida aqui não como uma separação teórica entre “tipos de pobreza” visto que, na crítica da economia política, a privação é uma e deriva das relações de produção, mas como um recurso metodológico (estratégia contrafactual). Essa distinção analítica permite isolar estatisticamente o peso das transferências de renda na composição do orçamento familiar. Assim, é possível avaliar em que medida a intervenção estatal atua para garantir a sobrevivência imediata da força de trabalho, compensando a insuficiência dos rendimentos oriundos diretamente da exploração no mercado, sem, contudo, alterar a posição estrutural desses indivíduos na dinâmica de classes.

As variáveis independentes foram organizadas em três categorias principais, conforme sua natureza teórica e operacional, sempre buscando capturar dimensões relevantes da inserção das famílias trabalhadoras na estrutura social e produtiva:

**Variável Explicativa Principal: Existência de Rendimento do Trabalho (D\_rttp):** Variável binária que assume valor 1 quando o domicílio declara possuir qualquer valor positivo de rendimento proveniente de todos os trabalhos, e 0 caso contrário. Esta variável constitui o eixo central da análise, permitindo testar a hipótese de que a mera existência de renda laboral não é condição suficiente para a superação da pobreza. Do ponto de vista teórico, esta variável opera como um indicador da vinculação formal do domicílio ao mercado de trabalho, ainda que esta vinculação possa se dar em condições de precarização e exploração que impedem a reprodução ampliada da força de trabalho. A presença de rendimentos laborais no domicílio representa, na perspectiva marxista, a venda bem-sucedida da força de trabalho, mas não garante que o valor obtido através desta venda seja suficiente para a reprodução social da família trabalhadora.

### **Variáveis de Controle: Características Domiciliares e da Força de Trabalho**

**Escolaridade Média (educ):** Representa a média de anos de estudo de todos os moradores do domicílio, e não apenas da pessoa responsável. Esta opção metodológica visa captar o acúmulo de qualificação formal disponível no núcleo familiar. Sob a perspectiva marxista, a educação aqui não é compreendida como um determinante autônomo da renda, mas como uma *proxy* para mensurar a complexidade da força de trabalho.

Na teoria do valor, o trabalho qualificado conta como trabalho simples potenciado ou multiplicado, possuindo um valor superior porque encerra em si um maior custo de produção isto é, exige maior tempo de trabalho socialmente necessário para sua formação. Portanto, a variável de

escolaridade não é tratada neste modelo como a causa da desigualdade estrutural, mas como a expressão de como a divisão social do trabalho determinada pelas necessidades de acumulação do capital hierarquiza a força de trabalho. Ao incluir esta variável, o modelo busca controlar o efeito das disparidades

**Idade Média (idade):** Calculada como a média de idade de todos os moradores do domicílio. A inclusão desta variável cumpre a função metodológica de controle demográfico, visando captar a heterogeneidade da composição familiar. Embora não constitua, por si só, um determinante estrutural da pobreza na mesma magnitude das relações de produção, a variável é essencial para isolar o efeito de outras condicionantes. Sob a perspectiva da economia política, reconhece-se que a inserção no mercado de trabalho ocorre de maneira segmentada conforme a faixa etária com jovens frequentemente sujeitos a vínculos mais instáveis e rotativos, mas, neste modelo, a idade atua precipuamente para assegurar que as correlações observadas nas variáveis principais (como raça e informalidade) não estejam enviesadas por diferenças na estrutura etária dos domicílios.

#### **Variáveis de Controle: Vulnerabilidades Sociodemográficas Estruturais**

**Representante Feminina (D\_resp\_mulher\_dom):** Variável binária que assume valor 1 quando a pessoa de referência do domicílio é do sexo feminino. A inclusão desta variável tem por objetivo testar a hipótese da feminização da pobreza, levando em conta as assimetrias enfrentadas pelas mulheres tanto na esfera produtiva quanto na reprodutiva. Em consonância com a tradição do feminismo marxista, a opressão de gênero é aqui compreendida não como um fenômeno isolado, mas como parte constitutiva da reprodução social do capitalismo, articulando-se à exploração de classe para engendrar formas específicas de precarização. Nesse sentido, a variável busca investigar estatisticamente se a representante de domicílio autodeclarada mulher é frequentemente associada a rendimentos inferiores e à sobrecarga com o trabalho doméstico não remunerado apresenta uma correlação significativa com uma maior probabilidade de vulnerabilidade econômica, servindo, assim, como um indicador das disparidades de gênero na composição da renda domiciliar.

**Representante Negra (D\_resp\_negra\_dom):** Variável binária que assume valor 1 quando a pessoa de referência do domicílio se autodeclara preta ou parda. Esta operacionalização busca capturar o efeito das desigualdades raciais históricas que estruturam a sociedade baiana. Do ponto de vista teórico, compreende-se que o racismo constitui um elemento estruturante da formação social brasileira, que se articula com a dinâmica de acumulação capitalista para produzir e reproduzir hierarquias sociais que condenam a população negra a posições subalternas no mercado de trabalho

e na distribuição de renda. Esta variável operacionaliza o conceito de racismo estrutural, capturando as desvantagens históricas acumuladas pela população negra no acesso a oportunidades educacionais, profissionais e de renda, que se refletem em maiores probabilidades de pobreza mesmo quando controlados outros fatores socioeconômicos.

**Informalidade no Domicílio (D\_inform\_dom):** Variável binária que assume valor 1 quando pelo menos uma pessoa no domicílio encontra-se em situação de informalidade, seguindo rigorosamente os critérios estabelecidos pelo IBGE. A construção desta variável considerou as seguintes categorias: (i) trabalhadores domésticos sem carteira assinada, (ii) empregados do setor privado sem carteira, (iii) trabalhadores familiares auxiliares, empregadores sem CNPJ, (iv) e conta própria sem CNPJ. Esta abordagem domiciliar, e não individual, representa inovação metodológica significativa, capturando a vulnerabilidade familiar à precarização laboral de forma mais abrangente. Do ponto de vista teórico, a informalidade é compreendida não como um resquício pré-capitalista, mas como uma forma contemporânea de manifestação do exército industrial de reserva, funcionando como mecanismo de flexibilização e barateamento da força de trabalho. A presença de trabalhadores informais no domicílio indica uma inserção particularmente precária no mercado de trabalho, associada a menores rendimentos, instabilidade ocupacional e falta de acesso a direitos trabalhistas e previdenciários.

### **Variáveis de Controle: Características Territoriais e Regionais**

**Localização Rural (D\_rural):** Variável binária que assume valor 1 para domicílios situados em área rural. Esta variável controla para as diferenças estruturais entre áreas urbanas e rurais no acesso a oportunidades econômicas, serviços públicos e infraestrutura. Na perspectiva marxista, o campo constitui um espaço onde as relações de produção capitalistas assumem formas específicas, frequentemente marcadas por maior precarização, sazonalidade e informalidade, que se refletem em indicadores de pobreza mais elevados. As áreas rurais da Bahia, especialmente as localizadas no semiárido, representam territórios onde a superpopulação relativa assume características particulares, com amplos contingentes de trabalhadores subutilizados e dependentes de atividades econômicas de baixa produtividade.

**Grupamentos de Municípios:** Conjunto de variáveis binárias que representam grupamentos de municípios com características socioeconômicas semelhantes, seguindo a classificação por

estratos da PNAD Contínua. Os oito grupamentos considerados são: Salvador (D\_SSA), Entorno Metropolitano (D\_EM), Litoral Norte e Recôncavo (D\_LNR), Centro Norte (D\_CN), Centro Sul (D\_CS), Litoral Sul (D\_LS), Vale São-Franciscano (D\_VSF) e Oeste (D\_O). A categoria de referência adotada é Salvador (D\_SSA). Esta abordagem supera as limitações das divisões regionais tradicionais, permitindo capturar com maior precisão as heterogeneidades territoriais intraestaduais. Do ponto de vista teórico, estas diferenças regionais refletem a divisão territorial do trabalho e a distribuição espacial desigual dos investimentos capitalistas, que concentram oportunidades nas regiões metropolitanas enquanto condenam vastas áreas do interior à estagnação econômica e à reprodução ampliada da pobreza. As disparidades regionais expressam assim a geografia desigual do desenvolvimento capitalista no estado da Bahia.

A construção destas variáveis seguiu princípios metodológicos rigorosos, garantindo não apenas sua validade estatística, mas também sua coerência com o referencial teórico marxista que informa a pesquisa. Particular atenção foi dedicada à correta especificação das relações entre as variáveis, evitando interpretações mecanicistas ou simplificadoras que pudessem obscurecer a complexidade das determinações em jogo. A operacionalização aqui apresentada permite testar empiricamente as teses centrais da pesquisa, articulando conceitos teóricos abstratos com indicadores empíricos concretos passíveis de mensuração estatística.

### 3.2 HIPÓTESE DA PESQUISA

A investigação empírica desenvolvida neste trabalho orienta-se por uma hipótese central que articula as categorias da economia política discutidas na fundamentação teórica com a estratégia analítica proposta. Sustenta-se que a probabilidade de pobreza entre domicílios com rendimentos do trabalho na Bahia, no período analisado, tende a ser condicionada primordialmente pela natureza estrutural do mercado de trabalho dependente manifestada na precarização e na insuficiência dos rendimentos e pela persistência de vulnerabilidades sociodemográficas históricas. Concomitantemente, postula-se que as políticas de transferência de renda, embora fundamentais para a mitigação da pobreza efetiva, aparentam atuar como mecanismos compensatórios que não alteram, necessariamente, as causas estruturais da privação material.

Mais especificamente, a hipótese propõe que a existência de rendimento do trabalho no domicílio, embora constitua um fator de proteção, mostra-se insuficiente para garantir a superação da vulnerabilidade econômica para amplos segmentos da classe trabalhadora baiana. Entende-se que essa insuficiência não seja acidental, mas derivada da dinâmica do exército industrial de reserva na região. Nesse sentido, assume-se metodologicamente que a variável de informalidade no domicílio

possa funcionar como uma *proxy* empírica dessa superpopulação relativa, capturando a inserção instável que pressiona os rendimentos para patamares inferiores às necessidades de reprodução social.

A hipótese sugere ainda que a permanência de “trabalhadores pobres” domicílios com renda do trabalho mas abaixo da linha de pobreza pode ser interpretada como um indicativo da superexploração da força de trabalho. Espera-se que os dados demonstrem que a produção de riqueza convive com a reprodução da pobreza entre parte significativa daqueles que a produzem, devido a uma compressão salarial estrutural.

Adicionalmente, incorpora-se a dimensão sociodemográfica, postulando que as assimetrias de gênero e raça tendem a elevar a probabilidade de pobreza independentemente da inserção laboral. A representação feminina (D\_resp\_mulher\_dom) e a representação negra (D\_resp\_negra\_dom) são empregadas neste modelo como variáveis de controle destinadas a investigar estatisticamente se a presença de uma pessoa de referência com estas características demográficas está associada a uma maior vulnerabilidade, sugerindo a presença de assimetrias que se somam à questão de classe. A hipótese sugere que as assimetrias raciais e as desigualdades de gênero podem influenciar os padrões de acesso e remuneração, oferecendo uma possível interpretação para o fato de domicílios com essas características apresentarem maiores chances de vulnerabilidade, *ceteris paribus*.

No que concerne às políticas sociais, a hipótese postula que as transferências de renda exercem um “efeito amortecedor” sobre a pobreza efetiva (**Modelo M2**), mas encontram limites para modificar os determinantes observados no cenário de mercado (**Modelo M1**). Espera-se que a manutenção da significância estatística e a magnitude dos coeficientes associados à informalidade e à raça, mesmo após a inclusão das transferências, sinalizem a resiliência das desigualdades estruturais frente à intervenção estatal compensatória.

Por fim, considera-se a dimensão territorial, sustentando que a localização rural e em determinadas regiões do estado (controladas pelas *dummies* regionais) esteja associada a uma maior probabilidade de pobreza. Isso refletiria as assimetrias espaciais do desenvolvimento desigual na Bahia, onde territórios do interior concentram formas agudas de subutilização da força de trabalho. Em suma, a hipótese central sugere que a pobreza laboral não decorre apenas de atributos individuais, mas da forma como a estruturação do mercado de trabalho no capitalismo dependente hierarquiza e explora a força de trabalho.

### 3.3 PROCEDIMENTOS DE COLETA E TRATAMENTO DOS DADOS

A base empírica desta pesquisa foi construída a partir de microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua), conduzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A opção por esta fonte justifica-se por sua abrangência nacional, periodicidade regular e metodologia consolidada, que a tornam a principal referência para estudos sobre mercado de trabalho e condições de vida no Brasil. Do ponto de vista teórico, compreende-se que os dados produzidos pelo IBGE, embora estejam necessariamente limitados pelas categorias e classificações oficiais, constituem a melhor aproximação disponível para a análise empírica das condições de vida da classe trabalhadora brasileira, permitindo operacionalizar os conceitos teóricos discutidos no capítulo anterior.

O período de análise compreende os anos de 2015 a 2022, recorte temporal que permite capturar a evolução dos indicadores ao longo de um ciclo econômico complexo, marcado por recessão, recuperação parcial e os impactos da pandemia de COVID-19. Este período é particularmente relevante para a análise dos determinantes da pobreza, pois inclui fases distintas de políticas econômicas e sociais, permitindo investigar como as transformações na conjuntura macroeconômica afetaram a capacidade dos trabalhadores em reproduzir suas condições de existência através do mercado de trabalho. A análise deste período possibilita ainda capturar os efeitos de políticas específicas, como a implementação do Auxílio Emergencial em 2020, sobre a dinâmica da pobreza entre trabalhadores.

Para cada ano do período abrangido (2015-2022), foram extraídos os microdados referentes ao estado da Bahia, totalizando oito cortes transversais. Assim, a análise de cortes transversais empilhados permite capturar tendências temporais e investigar mudanças na estrutura de determinação da pobreza ao longo do período, enriquecendo a análise e aumentando o poder estatístico das estimativas.

O processo de tratamento dos dados envolveu etapas rigorosas de limpeza, consistência e harmonização das variáveis ao longo do período. Particular atenção foi dedicada à compatibilização das variáveis de renda, considerando as mudanças metodológicas ocorridas ao longo da série histórica. Para garantir a comparabilidade temporal, todos os valores monetários foram deflacionados para reais de dezembro de 2022, utilizando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) como deflator. Este procedimento é essencial para eliminar o efeito da inflação e permitir comparações reais ao longo do tempo, assegurando que as variações observadas nos indicadores de pobreza reflitam mudanças reais nas condições de vida e não apenas efeitos nominais.

A construção da amostra analítica seguiu critérios metodológicos rigorosos, incluindo:

1. Seleção de domicílios particulares permanentes na Bahia, excluindo-se unidades institucionais e domicílios coletivos que apresentam dinâmicas socioeconômicas distintas;
2. Exclusão de observações com informações *missing* nas variáveis essenciais do modelo, assegurando a completude da base analítica;
3. Aplicação dos fatores de expansão amostral (pesos) fornecidos pelo IBGE para garantir a representatividade dos resultados para a população baiana.

O tratamento dos dados ausentes (*missing values*) foi realizado de forma criteriosa, priorizando a manutenção da representatividade da amostra e a maximização do aproveitamento das informações domiciliares.

Para as variáveis contínuas utilizadas na construção dos agregados domiciliares especificamente os rendimentos do trabalho, rendimentos de programas sociais, anos de estudo e idade dos moradores, optou-se pela desconsideração pontual dos valores ausentes durante o cálculo das médias e somatórios (na.rm). Este procedimento permitiu que a ausência de informação de um único indivíduo não resultasse na exclusão de todo o domicílio da análise, preservando a variância captada pelas demais observações válidas da unidade familiar.

No que tange às variáveis categóricas de construção complexa, o tratamento buscou evitar o viés de seleção decorrente da exclusão sistemática de observações. Este procedimento foi aplicado especificamente na construção da *dummy* de informalidade, derivada das variáveis de posição na ocupação e registro no CNPJ. Nesses casos, as observações com dados ausentes (*NAs*) foram imputadas à categoria de referência (valor 0), assumindo-se a não-pertencimento ao grupo de interesse na ausência de informação contrária, garantindo a integridade da base analítica final para a estimação dos modelos logísticos.

É importante destacar que, em consonância com as melhores práticas na análise de dados da PNAD Contínua, todos os procedimentos estatísticos incorporaram o desenho amostral complexo da pesquisa, utilizando a variável de peso domiciliar (V1032) para garantir que as estimativas reflitam adequadamente a população baiana. A incorporação dos pesos amostrais é essencial para corrigir desequilíbrios na amostragem e produzir estimativas não viesadas dos parâmetros populacionais. O desenho amostral complexo da PNAD Contínua, que inclui estratificação, conglomeração e

ponderação, foi devidamente considerado em todas as etapas da análise, assegurando a validade estatística dos resultados.

O tratamento dos dados e a estimação dos modelos foram realizados integralmente no ambiente R, utilizando principalmente os pacotes *survey*, para incorporação do desenho amostral complexo, e os pacotes do *tidyverse* para manipulação e análise dos dados. A escolha do R justifica-se por sua versatilidade, transparência e pela ampla disponibilidade de pacotes especializados em análise de dados amostrais complexos. Ademais, o uso de *software* livre e de código aberto alinha-se com os princípios de reprodutibilidade e transparência científica, permitindo que outros pesquisadores repliquem integralmente a análise aqui apresentada.

A documentação completa dos procedimentos de tratamento dos dados foi mantida em *scripts* organizados e comentados, garantindo a total reprodutibilidade da análise. Esta documentação inclui desde a extração dos microdados brutos até a construção da base analítica final, passando por todas as transformações e limpezas realizadas. A transparência metodológica constitui valor fundamental desta pesquisa, assegurando que os resultados possam ser submetidos ao escrutínio crítico da comunidade acadêmica.

A base final utilizada na análise econométrica compreende informações detalhadas sobre mais de 150.000 domicílios baianos ao longo do período 2015-2022, representando adequadamente a diversidade socioeconômica do estado. A riqueza destes dados, associada ao rigor metodológico no seu tratamento, constitui alicerce sólido para a análise econométrica que se segue, permitindo testar com robustez as hipóteses formuladas sobre os determinantes da pobreza entre trabalhadores na Bahia.

### 3.4 MODELO DE ANÁLISE E PROCEDIMENTOS ECONOMÉTRICOS

O núcleo analítico desta pesquisa consiste na estimação de modelos de Regressão Logística (Logit). A escolha por este tipo de modelo justifica-se pela natureza binária da variável dependente (pobreza = 1, não pobreza = 0) e pela sua adequação para estimação de probabilidades condicionais a um conjunto de covariadas. Do ponto de vista teórico, o modelo Logit permite capturar relações não-lineares entre as variáveis explicativas e a probabilidade de pobreza, o que é particularmente adequado para analisar um fenômeno social complexo como a pobreza, que frequentemente apresenta efeitos de limiar e interações não-aditivas.

A forma funcional do modelo Logit pode ser expressa pela seguinte equação:

$$\begin{aligned} \log[P(Y_i = 1 | X_i) / (1 - P(Y_i = 1 | X_i))] \\ = \beta_0 + \beta_1 D_{rttp\_i} + \beta_2 educ\_i + \beta_3 idade\_i + \beta_4 D_{resp\_mulher\_dom\_i} \\ + \beta_5 D_{resp\_negra\_dom\_i} + \beta_6 D_{inform\_dom\_i} + \Sigma(\gamma_j D_{região\_ji}) \\ + \gamma_8 D_{rural\_i} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

Ao qual  $P(Y_i = 1 | X_i)$  representa a probabilidade do domicílio  $i$  encontrar-se em situação de pobreza, condicional ao vetor de características observáveis  $X_i$ . O termo à esquerda da equação, conhecido como logito (log-odds), transforma a probabilidade, que varia entre 0 e 1, em uma variável que pode assumir qualquer valor real, permitindo assim o uso de técnicas de regressão linear. Os coeficientes  $\beta_k$  representam o efeito de cada variável independente sobre o logaritmo das chances de pobreza, enquanto  $\varepsilon_i$  corresponde ao termo de erro aleatório.

A estimação do modelo foi realizada separadamente para cada ano do período 2015-2022, e para cada uma das duas definições de pobreza (M1 e M2). Esta abordagem permitiu não apenas analisar os determinantes da pobreza em cada momento temporal, mas também investigar a evolução dos coeficientes ao longo do tempo, captando possíveis mudanças na estrutura de determinação da pobreza. A estimação ano a ano, em vez de um modelo único para todo o período, possibilitou capturar variações na magnitude e significância dos efeitos que poderiam ser mascaradas em uma análise agregada, permitindo assim uma compreensão mais dinâmica e historicamente situada dos determinantes da pobreza.

Para a interpretação dos resultados, optou-se pela apresentação tanto dos coeficientes estimados ( $\beta_k$ ) quanto das razões de chance (*odds ratios*), calculadas como  $\exp(\beta_k)$ . Enquanto os coeficientes indicam o efeito sobre o logaritmo das chances (log-odds) de pobreza, as razões de chance permitem uma interpretação mais intuitiva: valores superiores a 1 indicam aumento na chance de pobreza, enquanto valores inferiores a 1 indicam redução nesta chance. Por exemplo, uma razão de chances de 1,5 para a variável de informalidade significaria que a presença de trabalhadores informais no domicílio aumenta em 50% a chance de este ser pobre, mantendo constantes todas as demais variáveis.

A estratégia analítica principal consistiu na comparação sistemática entre os resultados dos modelos M1 e M2 para cada ano. Esta comparação permite quantificar o “efeito amortecedor” das políticas sociais através de duas dimensões:

1. Diferença na proporção de pobres entre M1 e M2, que mede o impacto agregado das transferências de renda sobre a incidência da pobreza, capturando a capacidade destas políticas de retirar domicílios da condição de pobreza;

2. Variação nos coeficientes das variáveis explicativas entre os dois modelos, que indica como as políticas sociais alteram a relação entre as características dos domicílios e sua probabilidade de pobreza, permitindo avaliar se as transferências de renda modificam os mecanismos estruturais de determinação da pobreza.

Adicionalmente, a análise da evolução temporal dos coeficientes permite investigar se a crise econômica e a pandemia alteraram a estrutura de determinação da pobreza entre trabalhadores na Bahia. Por exemplo, um aumento na magnitude do coeficiente associado à informalidade ao longo do tempo poderia indicar uma intensificação do caráter exclusionário do mercado de trabalho, enquanto uma redução no efeito protetor da educação poderia sugerir uma desvalorização crescente da força de trabalho qualificada no contexto da precarização estrutural do trabalho.

Cabe ressaltar que, embora o modelo Logit não permita interpretações causais no sentido estrito, o controle por um amplo conjunto de características observáveis, associado à comparação entre M1 e M2, proporciona *insights* valiosos sobre os mecanismos através dos quais diferentes fatores influenciam a probabilidade de pobreza entre trabalhadores baianos. A interpretação dos resultados à luz da teoria marxista permite ir além das correlações estatísticas, buscando compreender os processos sociais subjacentes que explicam os padrões observados.

A combinação deste rigor metodológico com a fundamentação teórica apresentada no capítulo anterior constitui o principal aporte desta pesquisa, permitindo não apenas testar empiricamente as hipóteses formuladas, mas também avançar no entendimento das complexas mediações entre mercado de trabalho, políticas sociais e pobreza no contexto baiano. A análise econométrica, longe de ser um exercício técnico desprovido de conteúdo teórico, constitui-se assim em ferramenta essencial para a investigação das determinações materiais da pobreza na sociedade capitalista contemporânea.

Os resultados desta análise econométrica foram apresentados e discutidos no capítulo seguinte, ao qual se buscou responder ao problema de pesquisa formulado, testando a hipótese central de que fatores estruturais do mercado de trabalho são determinantes primários da probabilidade de pobreza,

mesmo entre domicílios com rendimentos laborais. A articulação entre os procedimentos metodológicos aqui detalhados e os resultados obtidos permitiu avançar significativamente no entendimento dos mecanismos que perpetuam a pobreza entre trabalhadores na Bahia, contribuindo para o debate acadêmico e para a formulação de políticas públicas mais efetivas de combate às desigualdades sociais.

## **4 ANÁLISE DOS RESULTADOS: A POBREZA ESTRUTURAL, O EFEITO AMORTECEDOR DAS TRANSFERÊNCIAS E A PERSISTÊNCIA DAS DESIGUALDADES NA BAHIA (2015-2022)**

### **4.1 INTRODUÇÃO**

Este capítulo apresenta a análise e discussão dos resultados dos modelos de Regressão Logística (Logit) estimados para investigar os determinantes da probabilidade de pobreza domiciliar na Bahia, com foco no paradoxo dos “trabalhadores pobres”, no período de 2015 a 2022. A estratégia empírica central, conforme detalhado no Capítulo 2, reside na estimação de dois modelos distintos para cada ano: o **Modelo 1 (M1)**, que captura a pobreza estrutural ao excluir as transferências de renda

governamentais do cálculo do rendimento domiciliar *per capita*; e o **Modelo 2 (M2)**, que mensura a pobreza efetiva, incluindo integralmente esses benefícios.

Este desenho metodológico permite um duplo objetivo analítico. Primeiro, quantificar precisamente o efeito amortecedor das políticas sociais (como o Bolsa Família e o Auxílio Emergencial) por meio da comparação sistemática das probabilidades e dos coeficientes estimados entre M1 e M2. Segundo, testar empiricamente a hipótese central do trabalho, que postula que determinantes estruturais como a precarização laboral (operacionalizada pela presença de informalidade no domicílio), a desigualdade racial e as disparidades territoriais mantêm seu poder explicativo sobre a pobreza mesmo após a intervenção estatal, revelando os limites intrínsecos das políticas compensatórias.

A interpretação dos resultados, fundamentada em Wooldridge (2010) e Gujarati e Porter (2011), priorizará a análise do sinal, da significância estatística e da magnitude relativa dos coeficientes e de suas *Odds Ratios* (Razões de Chances). A exposição foi organizada para estabelecer uma visão geral dos determinantes, analisar sua evolução temporal ano a ano, com ênfase na comparação entre 2015 e 2022, e, por fim, contextualizar os achados à luz da dinâmica do mercado de trabalho e do conceito de exército industrial de reserva.

## 4.2 ANÁLISE GERAL DOS DETERMINANTES E A DUPLA LEITURA DOS MODELOS M1 E M2

A análise consolidada dos modelos Logit estimados para o período aponta para padrões consistentes que dialogam com o referencial teórico adotado. Os resultados sugerem que a probabilidade de um domicílio baiano encontrar-se em situação de pobreza é condicionada por uma interação multifatorial, envolvendo a precariedade da inserção no mercado de trabalho, a configuração familiar e a persistência de assimetrias sociodemográficas e regionais.

### 4.2.1 Os Fatores de Proteção: Inserção Laboral e Características Domiciliares

Conforme esperado, as variáveis associadas à inserção socioeconômica e laboral apresentam coeficientes negativos e altamente significativos ( $p$ -valor  $< 0,01$ ) em todos os anos e em ambos os modelos, atuando como fatores de proteção contra a pobreza.

- **Renda do Trabalho (D\_rttp):** A variável central do estudo, a existência de rendimento de trabalho no domicílio, apresenta o coeficiente negativo de maior magnitude em toda a série histórica. Por exemplo, em 2022, o coeficiente de -2,571 no M2 (Tabela 2) se traduz em uma *Odds Ratio* de 0,076. Isso indica que, mantendo todas as outras características constantes, a mera presença de renda do trabalho no domicílio está associada a uma redução de mais de 92% nas *chances (odds)* de o domicílio ser pobre em comparação com um domicílio sem renda laboral. Este resultado corrobora de forma contundente a tese de Soares (2009) sobre o trabalho como principal mecanismo de escape da pobreza, mas também evidencia a gravidade do paradoxo: para os que têm renda do trabalho e ainda assim são pobres, a qualidade desse emprego é decisivamente insuficiente.

- **Escolaridade Média do Domicílio (educ):** Conforme definido metodologicamente, esta variável reflete a média de anos de estudo de todos os moradores do domicílio. Seu coeficiente consistentemente negativo confirma que um maior nível educacional coletivo é um fator de proteção crucial. Um domicílio com maior escolaridade média tem menores chances de ser pobre. É importante notar, porém, que a magnitude desse efeito protetor apresentou variação ao longo do período. A variação observada refere-se à perda de intensidade do 'efeito protetor' da educação a partir da crise sanitária de 2020. Enquanto no período de 2015 a 2019 os coeficientes oscilaram entre -0,29 e -0,26, evidenciando uma forte correlação negativa com a pobreza, em 2020 houve uma redução abrupta para -0,19, patamar que se manteve próximo em 2022 (-0,18). Isso sugere que, no contexto recente de crise e precarização do mercado de trabalho baiano, o diploma ou os anos de estudo perderam parte de sua capacidade relativa de garantir a superação da vulnerabilidade econômica.

- **Idade Média do Domicílio (idade):** De forma análoga, a média de idade dos moradores também se associa a um menor risco de pobreza. Domicílios com perfil etário mais maduro tendem a ter maior estabilidade financeira, possivelmente devido à experiência profissional acumulada e à presença de rendimentos de aposentadoria.

#### 4.2.2 As Vulnerabilidades Estruturais: A Persistência da Desigualdade

Em oposição aos fatores de proteção, um conjunto de variáveis demonstra uma influência persistente e perversa sobre a probabilidade de pobreza, conformando o que o referencial teórico identifica como vulnerabilidades estruturais.

- **Informalidade no Domicílio (D\_inform\_dom):** A presença de pelo menos um trabalhador informal no domicílio está robustamente associada a um aumento significativo na probabilidade de pobreza. Seu coeficiente positivo e altamente significativo em todos os modelos opera como a materialização empírica do conceito de precarização laboral e da “superpopulação relativa” (ANTUNES, 2009), onde a inserção vulnerável no mercado se traduz diretamente em insuficiência de renda.

- **Desigualdade Racial (D\_resp\_negra\_dom):** A pessoa de referência do domicílio ser autodeclarada preta ou parda mostrou-se um dos determinantes mais persistentes e resilientes. Seu coeficiente positivo e significativo mantém-se notavelmente estável ao longo de toda a série e, crucialmente, praticamente inalterado entre os modelos M1 e M2. Por exemplo, em 2022, o coeficiente foi de 0,345 no M1 e 0,359 no M2 (Tabelas 1 e 2), com *Odds Ratios* em torno de 1,41. Isso significa que a probabilidade de ser pobre é cerca de 41% maior para domicílios cuja pessoa de referência é negra, e esse efeito não é significativamente alterado pelas políticas de transferência de renda. Esta é a evidência mais robusta da natureza estrutural da desigualdade racial, conformando-se com os achados de Reis *et al.* (2018).

- **Localização Rural (D\_rural):** A localização do domicílio em área rural também se mostrou um fator de aumento consistente da probabilidade de pobreza, refletindo as carências históricas de infraestrutura, oportunidades econômicas e acesso a serviços nestas áreas.

#### 4.2.3 O Efeito Amortecedor: A Comparação entre M1 e M2

A comparação direta entre os modelos é fundamental para avaliar o papel do Estado. A inclusão das transferências de renda no M2 resulta sistematicamente em duas consequências principais:

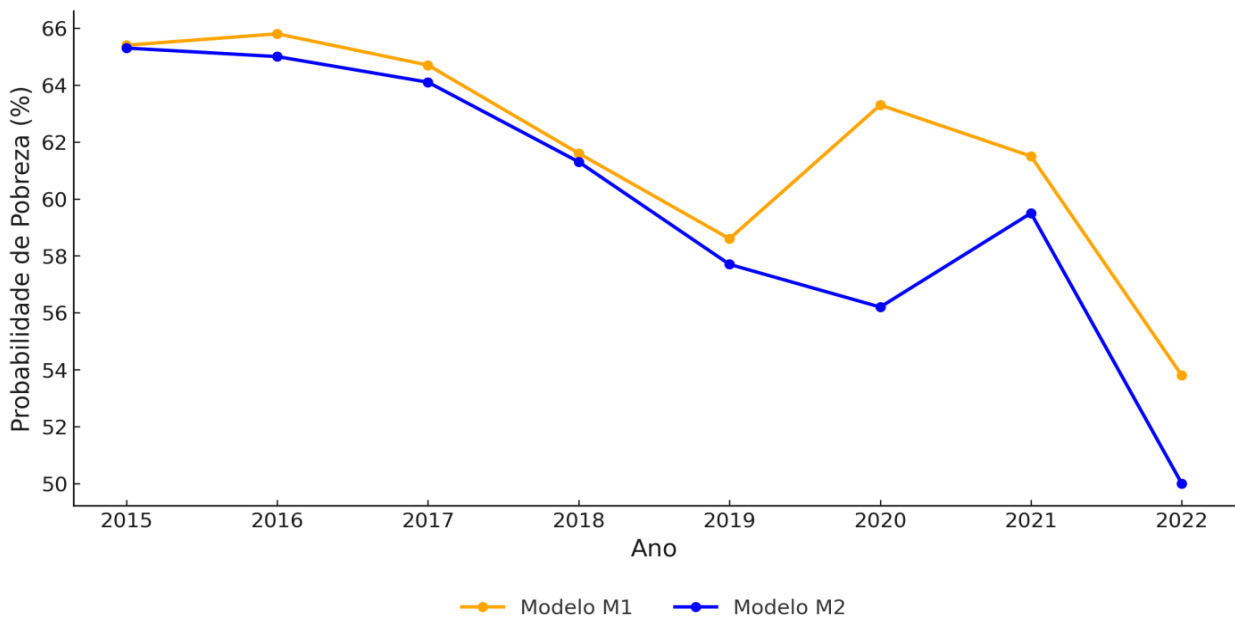
1. **Redução do Piso de Vulnerabilidade:** O intercepto dos modelos M2 é consistentemente de menor magnitude (menos positivo) do que em M1. Isto demonstra que os programas sociais exercem um efeito geral de elevação do patamar mínimo de renda, reduzindo a probabilidade de pobreza para o grupo de referência (domicílio urbano em Salvador, com pessoa de referência homem não-negro, etc.).

2. **Mitigação Imediata, mas Limites Estruturais:** A diferença entre a proporção de pobres no M1 e no M2 representa o efeito mitigador direto. Este efeito foi particularmente pronunciado durante a pandemia de 2020, com o Auxílio Emergencial. No entanto, a já mencionada estabilidade dos coeficientes das variáveis estruturais entre M1 e M2 é a constatação empírica mais significativa. Ela demonstra que, Embora as transferências de renda cumpram eficazmente seu papel de elevar o rendimento domiciliar e reduzir a pobreza efetiva (reduzindo o hiato entre M1 e M2), a estabilidade dos coeficientes associados à cor/raça e à informalidade indica que a **vulnerabilidade relativa** desses grupos permanece inalterada. Isso sugere que, apesar do alívio monetário proporcionado pelas políticas, os determinantes associados à inserção precária no mercado de trabalho e às desigualdades históricas continuam operando como fatores de risco estatisticamente significativos, situando-se em dimensões estruturais distintas daquelas atacadas diretamente pelos programas de transferência de renda.

#### 4.3 ANÁLISE DA EVOLUÇÃO TEMPORAL DA POBREZA E SEUS DETERMINANTES (2015-2022)

A análise da série histórica permite contextualizar os determinantes dentro das transformações econômicas e políticas que marcaram o período 2015-2022. A Figura 1 ilustra a trajetória da probabilidade de pobreza, enquanto a análise anual detalha a dinâmica dos coeficientes.

Figura 1 Evolução da Probabilidade de Pobreza Domiciliar da Bahia (2015- 2022)



Fonte: Elaboração própria (2025) com base em IBGE (2015-2022)

#### 4.3.1 Ano de 2015: Patamar Elevado e Efeito Mitigador Incipiente

O ano de 2015 marcou o início da série com a pobreza estrutural (M1) em um patamar elevado de 65,42%. A pobreza efetiva (M2) era de 65,33%, uma diferença de apenas 0,09 p.p., indicando um impacto ainda modesto das transferências de renda. O mercado de trabalho, embora já desafiador (taxa de desocupação de 11,3% na Bahia), permitia que o fator educação tivesse seu maior efeito protetor na série (coeficiente de -0,292 no M1). A existência de renda do trabalho já era um forte protetor (coef. -1,476), e as desigualdades de gênero (coef. 0,282) e racial (coef. 0,356) eram marcantes. A presença de informalidade no domicílio aumentava fortemente a probabilidade de pobreza (coef. 0,827).

#### 4.3.2 Ano de 2016: Aprofundamento da Crise e Dependência das Transferências

Com o agravamento da crise econômica, a pobreza estrutural (M1) subiu para 65,76%. O gap para o M2 ampliou-se para 0,77 p.p., sinalizando que um contingente maior de domicílios passou a depender dos programas sociais para escapar da pobreza. O coeficiente de rendimento do trabalho tornou-se mais negativo (-1,642), mostrando que, em um mercado de trabalho mais deteriorado (a taxa de desocupação na Bahia subiu para 16,2%), possuir qualquer renda do trabalho tornou-se um diferencial de proteção ainda mais crítico. Os coeficientes para responsável mulher e responsável negro mantiveram-se positivos e significativos, demonstrando a resiliência dessas vulnerabilidades.

### **4.3.3 Ano de 2017: O Ápice da Valorização do Trabalho na Crise**

Em 2017, no auge da recessão pré-pandemia, o coeficiente de rendimento do trabalho atingiu seu valor mais negativo até então (-2,018 no M1). Isso significa que, em um contexto de alta desocupação (taxa de 16,7% na Bahia) e subutilização da força de trabalho, a renda laboral tornou-se o fator mais decisivo para a subsistência, materializando a situação de extrema dependência do trabalho, mesmo que precário. A pobreza estrutural (M1) recuou ligeiramente para 64,51%, mas permanecia em patamar crítico. A diferença para o M2 foi de 0,47 p.p.

### **4.3.4 Ano de 2018-2019: Estagnação e Aumento do Efeito Amortecedor**

Neste biênio, a pobreza estrutural (M1) começou uma lenta trajetória de declínio (61,74% em 2018 e 58,53% em 2019), mas o efeito mitigador das transferências continuou a crescer, com o gap chegando a 0,81 p.p. em 2019. Isto indica que, embora o mercado de trabalho apresentasse sinais de leve recuperação, com taxas de desocupação de 16,6% em 2018 e 16,3% em 2019 na Bahia, a dependência da rede de proteção social para a superação da linha de pobreza se consolidava. O coeficiente de rendimento do trabalho manteve-se fortemente negativo, e o efeito protetor da educação continuou a apresentar uma trajetória de enfraquecimento.

### **4.3.5 Ano de 2020: O Choque Pandêmico e a Intervenção Estatal Massiva**

O ano de 2020 representou um ponto de inflexão. A pobreza estrutural (M1) saltou para 63,31%, reflexo do choque no mercado de trabalho, com a taxa de desocupação atingindo 20,3% na Bahia e a taxa de subutilização chegando a 38,2%. No entanto, a pobreza efetiva (M2) caiu drasticamente para 56,19%, graças ao Auxílio Emergencial. O gap de 7,12 p.p. foi o maior da série, demonstrando o poder contracíclico sem precedentes da política social. Neste contexto atípico, o efeito protetor da educação foi ligeiramente menor no M2, sugerindo que a renda massiva e temporária do auxílio teve um peso relativo maior do que a qualificação educacional coletiva na proteção imediata contra a pobreza.

### **4.3.6 Ano de 2021: Retração do Auxílio e Retorno da Vulnerabilidade**

Com a redução do valor e do escopo do Auxílio Emergencial, a pobreza efetiva (M2) subiu para 59,47%, enquanto a estrutural (M1) era de 61,49%. O gap diminuiu para 2,02 p.p., mas permanecia significativo. O coeficiente de rendimento do trabalho manteve-se em patamares elevados (-2,389 no M1), evidenciando que a centralidade do trabalho como fator de proteção permanecia intacta em um mercado de trabalho ainda frágil, com taxa de desocupação de 21,3% na Bahia e taxa de subutilização em 34,4%.

#### **4.3.7 Ano de 2022: Novo Patamar e Consolidação das Tendências Estruturais**

Em 2022, a pobreza estrutural (M1) recuou para 53,82% e a efetiva (M2) para 50,06%. O gap de 3,76 p.p. indica que o efeito amortecedor permaneceu relevante. Contudo, os resultados revelam a consolidação de um cenário preocupante: o coeficiente de rendimento do trabalho atingiu seu pico histórico de proteção (-2,571 no M2), confirmando a extrema centralidade e, paradoxalmente, a precariedade do trabalho, em um contexto de taxa de desocupação de 15,1% na Bahia. O efeito protetor da educação enfraqueceu-se sensivelmente em relação a 2015. De forma crítica, a desigualdade racial manteve seu coeficiente positivo e estável, inalterado pelas oscilações econômicas do período, reafirmando seu caráter estrutural.

#### **4.4 ANÁLISE COMPARATIVA E SÍNTESE: 2015 VERSUS 2022**

A análise comparativa dos coeficientes estimados entre 2015 e 2022, apresentada nas tabelas abaixo, permite extrair conclusões fundamentais sobre a dinâmica da pobreza na Bahia. Primeiramente, evidencia-se uma intensificação drástica da dependência do trabalho como determinante da inclusão social. O coeficiente associado à renda proveniente do trabalho tornou-se significativamente mais negativo, passando de -1,476 em 2015 para -2,484 em 2022. Em termos de razão de chances (*Odds Ratio*), isso implica que a redução na probabilidade de pobreza associada à existência de renda laboral saltou de aproximadamente 77,1% para 91,7% no período. Tal cenário evidencia que o acesso à renda do trabalho se consolidou como um fator de inclusão material ainda mais vital; contudo, dialeticamente, isso sugere uma exclusão mais severa para os indivíduos desconectados do mercado de trabalho, ampliando a vulnerabilidade daqueles desprovidos de inserção laboral.

Concomitantemente ao aprofundamento da dependência da renda, observa-se um enfraquecimento do efeito protetor da educação. O coeficiente da escolaridade média do domicílio reduziu-se de -0,292 para -0,189 no modelo estrutural (M1). Este resultado sugere uma compressão

nos retornos da qualificação no mercado de trabalho baiano, fenômeno que deve ser compreendido pela interação entre as forças de oferta e demanda. Pelo lado da demanda, nota-se uma possível precarização das ocupações e o crescimento de setores de baixa produtividade. Simultaneamente, pelo lado da oferta, a expansão da escolaridade média da força de trabalho no período tende a intensificar a competição pelos postos disponíveis, pressionando para baixo o prêmio salarial associado à educação, uma vez que o aumento do contingente qualificado não foi acompanhado por uma criação proporcional de vagas de alta complexidade.

No que tange às disparidades de gênero, os dados indicam uma neutralização da desvantagem anteriormente observada. A probabilidade maior de pobreza para domicílios chefiados por mulheres, que era significativa em 2015 com uma razão de chances de 1,33, tornou-se estatisticamente irrelevante em 2022 no modelo de renda do trabalho (M1), apresentando um coeficiente próximo de zero (0,037) e uma razão de chances de 1,04. Considerando que este modelo isola as transferências governamentais, tal resultado não reflete o impacto do auxílio estatal, mas sim alterações endógenas na dinâmica do mercado de trabalho e nos arranjos familiares. Isso sugere uma possível equalização das condições de vulnerabilidade laboral entre homens e mulheres durante a crise, ou ainda um aumento da taxa de participação feminina como estratégia de sobrevivência das famílias, fenômeno conhecido como “efeito do trabalhador adicional”.

Por fim, constata-se a persistência estrutural da desigualdade racial e da informalidade. A probabilidade elevada de pobreza associada à cor ou raça da pessoa de referência manteve-se praticamente inalterada, com *Odds Ratios* orbitando em torno de 1,43 tanto em 2015 quanto em 2022, padrão que se repete inclusive na comparação entre os modelos M1 e M2. Da mesma forma, a informalidade no domicílio permaneceu como um fator de risco robusto e crescente no cenário estrutural, com sua razão de chances elevando-se de 2,29 para 2,51 no período. A estabilidade e o agravamento destes indicadores constituem a evidência mais clara de que tais vulnerabilidades não são conjunturais, mas sim profundamente enraizadas na estrutura socioeconômica do estado.

Tabela 1 – Estimativas do Modelo Logit (M1): Pobreza Estrutural (2015 vs 2022)

Variável	2015		2022	
	Coefficiente	Odds Ratio	Coefficiente	Odds Ratio
Constante (Intercepto)	6,351*** (0,156)	573,170	6,158*** (0,173)	472,280
Renda do Trabalho (D_rttp)	-1,476*** (0,074)	0,229	-2,484*** (0,085)	0,083
Escolaridade Média (educ)	-0,292*** (0,008)	0,747	-0,189*** (0,008)	0,828
Idade Média (idade)	-0,100*** (0,002)	0,905	-0,099*** (0,002)	0,906
Resp. Mulher (D_resp_mulher)	0,282*** (0,047)	1,326	0,037 (0,049)	1,038
Resp. Negra (D_resp_negra)	0,356*** (0,057)	1,428	0,345*** (0,064)	1,412
Informalidade (D_inform)	0,828*** (0,050)	2,288	0,922*** (0,058)	2,514
Situação Rural (D_rural)	0,375*** (0,049)	1,455	0,457*** (0,054)	1,580
Região: Entorno Metropolitano	0,134 (0,098)	1,143	0,127 (0,115)	1,135
Região: Litoral Norte e Recôncavo	0,476*** (0,090)	1,610	0,216* (0,101)	1,242
Região: Centro Norte	0,408*** (0,080)	1,504	0,233** (0,087)	1,263
Região: Centro Sul	0,394*** (0,079)	1,483	-0,091 (0,088)	0,913
Região: Litoral Sul	0,047 (0,086)	1,048	-0,348*** (0,092)	0,706
Região: Vale São-Franciscano	0,159* (0,080)	1,172	0,085 (0,092)	1,088
Região: Oeste Baiano	0,068 (0,106)	1,071	-0,542*** (0,122)	0,582

Fonte: Elaboração própria (2025) com base em IBGE (2015-2022)

Tabela 2 – Estimativas do Modelo Logit (M2): Pobreza Efetiva (2015 vs 2022)

Variável	2015		2022	
	Coefficiente	Odds Ratio	Coefficiente	Odds Ratio
Constante (Intercepto)	6,363*** (0,156)	579,890	5,988*** (0,173)	398,480
Renda do Trabalho (D_rttp)	-1,491*** (0,074)	0,225	-2,571*** (0,084)	0,076
Escolaridade Média (educ)	-0,291*** (0,008)	0,748	-0,174*** (0,008)	0,840
Idade Média (idade)	-0,101*** (0,002)	0,904	-0,097*** (0,002)	0,907
Resp. Mulher (D_resp_mulher)	0,268*** (0,047)	1,307	-0,012 (0,048)	0,988
Resp. Negra (D_resp_negra)	0,359*** (0,057)	1,432	0,359*** (0,064)	1,432
Informalidade (D_inform)	0,818*** (0,050)	2,267	0,745*** (0,058)	2,107
Situação Rural (D_rural)	0,380*** (0,049)	1,462	0,401*** (0,054)	1,494
Região: Entorno Metropolitano	0,143 (0,098)	1,153	0,169 (0,114)	1,184
Região: Litoral Norte e Recôncavo	0,487*** (0,090)	1,628	0,139 (0,100)	1,149
Região: Centro Norte	0,419*** (0,080)	1,521	0,214* (0,088)	1,239
Região: Centro Sul	0,400*** (0,079)	1,492	-0,127 (0,087)	0,880
Região: Litoral Sul	0,039 (0,085)	1,040	-0,356*** (0,091)	0,701
Região: Vale São-Franciscano	0,160* (0,080)	1,174	-0,045 (0,091)	0,956
Região: Oeste Baiano	0,077 (0,106)	1,080	-0,730*** (0,117)	0,482

Fonte: Elaboração própria (2025) com base em IBGE (2015-2022)

#### 4.5 A POBREZA COMO EXPRESSÃO DO EXÉRCITO INDUSTRIAL DE RESERVA: UMA ANÁLISE INTEGRADA

Os resultados encontrados dialogam diretamente com o conceito marxista de exército industrial de reserva ou superpopulação relativa. A trajetória do mercado de trabalho baiano no período, marcada pelo aumento da desocupação e, principalmente, da subutilização da força de trabalho (de 21,6% em 2015 para 34,4% em 2022), cria um massivo contingente de trabalhadores em situação de precariedade.

Este exército de reserva exerce uma pressão para baixo sobre os salários e as condições de trabalho, o que se reflete nos modelos:

A informalidade no domicílio é a manifestação típica dessa superpopulação relativa incorporada ao processo produtivo de forma precária. Seu coeficiente positivo e persistente mostra que esta é uma via recorrente e insuficiente de obtenção de renda, que mantém as famílias vulneráveis à pobreza.

O aumento do efeito protetor de rendimento do trabalho no domicílio é o outro lado da mesma moeda. Em um mercado com alto desemprego e subemprego, ter *qualquer* vínculo laboral mesmo que precário torna-se um diferencial crucial para escapar da pobreza absoluta. Isto ilustra a função disciplinar do exército de reserva: a ameaça da exclusão total do mercado torna aceitáveis ocupações com renda insuficiente.

As disparidades regionais, capturadas pelas *dummies* de grupamentos de municípios, evidenciam as assimetrias territoriais do desenvolvimento baiano. Regiões como o Litoral Norte e Recôncavo e o Centro Norte apresentaram consistentemente maiores probabilidades de pobreza, o que sugere dinâmicas econômicas locais mais frágeis e restritas, configurando cenários propícios à concentração de superpopulação relativa em sua forma estagnada.

As políticas de transferência de renda, por sua vez, atuam na esfera da distribuição, mitigando os efeitos mais cruéis da pobreza. Contudo, os modelos demonstram que elas não alteram a lógica estrutural da acumulação capitalista que gera o exército industrial de reserva. A persistência inabalável da desigualdade racial e da informalidade como determinantes da pobreza, mesmo após a intervenção estatal, evidencia que a mera distribuição de renda é insuficiente para romper com os alicerces de uma economia que produz e reproduz a vulnerabilidade como elemento funcional ao seu modelo de desenvolvimento.

## 4.6 CONCLUSÃO DO CAPÍTULO

A análise detalhada dos modelos econométricos no período de 2015 a 2022 permitiu não apenas identificar os determinantes da pobreza entre os trabalhadores baianos, mas, sobretudo, quantificar e qualificar a interação entre o mercado de trabalho, as políticas públicas e as desigualdades históricas.

Os resultados validam a hipótese central do trabalho. Ficou demonstrado que:

1. A renda do trabalho é o principal mecanismo de proteção, sua centralidade aumentou em um contexto de precarização e crescimento do exército industrial de reserva, tornando-a um fator de exclusão ainda mais severo para quem não a possui ou a possui de forma insuficiente.

2. As políticas de transferência de renda são fundamentais e exercem uma maior probabilidade de efeito amortecedor, mitigando a pobreza de forma imediata e preventiva, especialmente em crises agudas.

3. No entanto, o modelo mostrou que a probabilidade destas políticas de alterar determinantes profundos da desigualdade. A informalidade e, de forma mais marcante, a desigualdade racial persistem como fatores que aumentam significativamente a probabilidade de pobreza, independentemente da ação compensatória do Estado. A estabilidade do coeficiente para a variável de pessoa de referência negra entre M1 e M2 é a evidência empírica mais contundente.

Portanto, a pobreza na Bahia, mesmo entre aqueles que acessam o mercado de trabalho, apresenta características que remetem a raízes estruturais, dialogando com a dinâmica de acumulação periférica discutida na literatura. A análise comparativa entre os modelos sugere que, embora a rede de proteção social seja fundamental para mitigar a privação imediata, ela não elimina os determinantes da vulnerabilidade. Assim, os resultados apontam para a necessidade de estratégias que ultrapassem a transferência de renda, focando na redução da precarização laboral e no enfrentamento das assimetrias raciais e de gênero que, conforme evidenciado estatisticamente, continuam a condicionar severamente as chances de inserção social na Bahia.

## 5 CONCLUSÃO: A POBREZA LABORAL COMO EXPRESSÃO DA SUPERPOPULAÇÃO RELATIVA NA BAHIA (2015-2022)

O presente trabalho teve como objetivo central analisar os determinantes da probabilidade de domicílios com rendimentos do trabalho se encontrarem em situação de pobreza no estado da Bahia, no período de 2015 a 2022. A partir de uma perspectiva teórica fundamentada na tradição marxista, que compreende a pobreza não como uma falha contingente, mas como um elemento estrutural e funcional ao modo de produção capitalista, a investigação buscou desvendar o paradoxo dos “trabalhadores pobres”. A estratégia metodológica, baseada na estimação de modelos de Regressão Logística (Logit) com microdados da PNAD Contínua e na construção de dois cenários analíticos M1 (pobreza estrutural) e M2 (pobreza efetiva), permitiu não apenas identificar os fatores associados à pobreza, mas também quantificar o papel mitigador, porém limitado, das políticas de transferência de renda.

Os resultados empíricos, detalhados no Capítulo 3, corroboram a hipótese central desta pesquisa, ressalvadas as limitações inerentes à modelagem adotada. A pobreza entre trabalhadores na Bahia demonstrou ser condicionada primordialmente pela natureza precária e insuficiente da inserção no mercado de trabalho, conformando uma manifestação concreta do que a teoria marxista denomina *superpopulação relativa* ou *exército industrial de reserva*. A análise integrada dos coeficientes dos modelos com os indicadores macroeconômicos do mercado de trabalho como a taxa de desocupação e, sobretudo, a taxa de subutilização da força de trabalho oferece evidências probabilísticas que são consistentes com a interpretação teórica de uma dinâmica de acumulação.

Ao longo do período analisado, observou-se um crescimento significativo da subutilização da força de trabalho na Bahia, passando de 21,6% em 2015 para 34,4% em 2022. Este massivo contingente de trabalhadores desempregados, subempregados ou fora da força de trabalho, mas disponíveis, constitui o exército industrial de reserva em suas formas flutuante, latente e estagnada. A existência deste exército exerce uma pressão estrutural para a baixa dos rendimentos e para a precarização das condições de trabalho, o que se reflete diretamente nos resultados dos modelos econométricos.

A variável de informalidade, que operacionaliza empiricamente a inserção precária no mercado de trabalho, apresentou coeficientes positivos, significativos e persistentes em todos os anos e em ambos os modelos (M1 e M2). Isto demonstra que a informalidade, longe de ser uma anomalia, é uma característica estrutural do mercado de trabalho baiano, funcionando como um canal de absorção da superpopulação relativa em ocupações de baixa produtividade, sem direitos e com rendimentos insuficientes. O aumento da *Odds Ratio* desta variável no M1 entre 2015 (2,29) e 2022 (2,51) indica

que o risco de pobreza associado à informalidade se intensificou, acompanhando a expansão do excedente de força de trabalho.

Paralelamente, a variável central que representa a existência de rendimento do trabalho no domicílio apresentou um efeito protetor que se aprofundou drasticamente ao longo do período. Seu coeficiente, que já era fortemente negativo em 2015 (-1,476 no M1), atingiu -2,484 no M1 de 2022. Isto significa que, em um contexto de alto desemprego e subutilização, ter qualquer renda proveniente do trabalho tornou-se um diferencial de sobrevivência ainda mais crítico. Este resultado ilustra a função disciplinar do exército industrial de reserva: a ameaça da exclusão total do mercado de trabalho torna aceitáveis ocupações com rendimentos que, embora insuficientes para superar a linha de pobreza, são vitais para a subsistência imediata. O trabalho, portanto, converte-se simultaneamente em fator de proteção e de vulnerabilidade, evidenciando a contradição fundamental do capitalismo periférico.

A comparação sistemática entre os modelos M1 e M2 permitiu isolar e quantificar a probabilidade do efeito amortecedor das políticas de transferência de renda. Ficou demonstrado que programas como o Bolsa Família e, de forma mais aguda, o Auxílio Emergencial, foram capazes de reduzir significativamente a pobreza efetiva, especialmente em momentos de crise severa, como em 2020, quando o gap entre M1 e M2 atingiu 7,12 pontos percentuais. Esta é uma evidência incontestada da importância vital da intervenção estatal na esfera da distribuição para o alívio imediato do sofrimento social e para a prevenção do colapso das condições de vida da classe trabalhadora.

Contudo, a análise revelou os limites estruturais destas políticas. A persistência e a estabilidade dos coeficientes de determinadas variáveis entre M1 e M2 indicam que as transferências de renda, embora compensatórias, não alteram os mecanismos fundamentais que geram a pobreza. O caso mais emblemático é o da variável referente à pessoa de referência do domicílio autodeclarada preta ou parda. Seu coeficiente positivo e altamente significativo manteve-se praticamente inalterado entre 2015 e 2022, e, crucialmente, mostrou-se resiliente à intervenção das políticas sociais, com *Odds Ratios* em torno de 1,43 em ambos os modelos. Isto evidencia que a desigualdade racial é um eixo estruturador da pobreza na Bahia, cujas raízes estão fincadas nas relações sociais de produção e na histórica divisão racial do trabalho, que condena a população negra a posições subalternas e precárias no mercado de trabalho. As desigualdades raciais, portanto, não são mitigadas por políticas meramente compensatórias de renda.

Outro achado significativo foi o enfraquecimento relativo do efeito protetor da educação média do domicílio. A redução na magnitude do seu coeficiente entre 2015 e 2022 sugere uma desvalorização da qualificação no contexto de um mercado de trabalho marcado pela precarização e

pelo crescimento de ocupações que não demandam ou não remuneram adequadamente a escolaridade. Embora a escolaridade seja reconhecida na literatura econômica como um fator primordial para o aumento da produtividade e dos rendimentos ampliando significativamente as chances de acesso a ocupações de maior qualidade e a mobilidade social, os resultados obtidos indicam que a eficácia desse mecanismo encontrou limites no contexto analisado. O enfraquecimento do coeficiente da educação sugere que, na Bahia, a conversão de maiores níveis educacionais em superação da pobreza foi condicionada por restrições estruturais da demanda por trabalho.

As disparidades territoriais, capturadas pelos agrupamentos de municípios, também se mostraram persistentes, refletindo a geografia desigual do desenvolvimento capitalista no estado. Regiões como o Litoral Norte e Recôncavo e o Centro Norte apresentaram consistentemente maiores probabilidades de pobreza em comparação com a região metropolitana de Salvador, corroborando a tese de que o exército industrial de reserva assume formas regionais específicas, com bolsões de superpopulação relativa estagnada em áreas de economia frágil e baixa diversificação produtiva.

A interpretação desses resultados, todavia, deve ser realizada considerando-se as limitações inerentes ao desenho metodológico adotado e à natureza da base de dados utilizada. Em primeiro lugar, a opção pela utilização de cortes transversais empilhados da PNAD Contínua, embora robusta para a análise de tendências agregadas, impõe restrições à análise da dinâmica individual da pobreza. O modelo econométrico oferece uma “fotografia” estática das probabilidades em cada ano, não permitindo acompanhar a trajetória longitudinal dos mesmos domicílios. Consequentemente, não é possível distinguir, com a metodologia atual, se a pobreza observada é um fenômeno transitório de curta duração ou uma condição crônica de longa permanência para as mesmas famílias.

Adicionalmente, deve-se reconhecer os limites impostos pela operacionalização das variáveis no modelo Logit. A variável explicativa central referente ao rendimento do trabalho foi construída de forma binária, captando apenas a existência ou não de renda laboral no domicílio. Esta simplificação, necessária para a convergência do modelo probabilístico, limita a análise da qualidade e da magnitude dessa inserção laboral. O modelo trata estatisticamente de forma equivalente domicílios com rendimentos laborais marginais e domicílios com rendimentos mais elevados, desde que ambos se situem em relação à linha de pobreza, o que impede uma mensuração mais precisa da intensidade da superexploração da força de trabalho. Somado a isso, a utilização do Rendimento Domiciliar *per Capita* (RDPC) como métrica de bem-estar pressupõe uma distribuição perfeitamente igualitária de recursos no interior da unidade doméstica, ignorando possíveis desigualdades intra-domiciliares de gênero e geração. Por fim, a natureza estritamente monetária da linha de pobreza utilizada, embora

coerente com o referencial marxista da reprodução material, não captura dimensões não monetárias da privação, como o acesso a serviços públicos, condições de habitabilidade e patrimônio acumulado.

Diante dessas constatações e dos desafios impostos pela persistência das desigualdades reveladas, abrem-se férteis avenidas para investigações futuras que aprofundem o entendimento da pobreza na Bahia. Um desdobramento metodológico promissor seria a aplicação de métodos de pseudo-painéis ou a exploração da estrutura de painel rotativo da PNAD Contínua. Tal abordagem permitiria investigar os fluxos de entrada e saída da pobreza, respondendo a questões cruciais sobre a volatilidade da renda dos trabalhadores informais e o tempo de permanência na condição de vulnerabilidade. Do ponto de vista teórico-empírico, futuras pesquisas devem buscar desagregar a categoria de informalidade, que neste trabalho foi tratada de forma unificada. A investigação específica sobre as novas formas de inserção laboral, como o trabalho em plataformas digitais e a “uberização”, faz-se necessária para compreender como a precarização contemporânea impacta a probabilidade de pobreza de maneira distinta da informalidade tradicional.

Outra direção analítica fundamental consiste no refinamento da mensuração das desigualdades raciais, que se mostraram estruturais e resilientes nos modelos estimados. Recomenda-se a realização de estudos que apliquem métodos de decomposição, como Oaxaca-Blinder ou decomposições baseadas em quantis, para quantificar com precisão qual parcela do diferencial de pobreza entre negros e não negros é explicada por atributos produtivos (como escolaridade e localização) e qual parcela deve ser atribuída à discriminação no mercado de trabalho e ao racismo estrutural. Por fim, urge estender o horizonte temporal da análise para avaliar o impacto da retomada do desenho original do Programa Bolsa Família e da política de valorização real do salário mínimo a partir de 2023. Verificar se essas mudanças institucionais foram capazes de alterar os coeficientes estruturais de determinação da pobreza, ou se a rigidez das variáveis de raça e informalidade observada até 2022 se mantém, constitui o próximo passo lógico para a validação contínua das teses aqui defendidas.

Em síntese, esta pesquisa conclui que a pobreza entre trabalhadores na Bahia no período 2015-2022 é a expressão material da dinâmica de uma economia capitalista periférica e dependente, que necessita da reprodução de um massivo exército industrial de reserva para viabilizar sua acumulação. A precarização do trabalho, a insuficiência dos rendimentos laborais e a persistência das desigualdades racial e territorial não são acidentes de percurso, mas características constitutivas deste modelo. As políticas de transferência de renda atuam como um amortecedor social indispensável, mitigando os efeitos mais imediatos e evitando o agravamento da miséria. No entanto, elas se mostram estruturalmente incapazes de romper com os alicerces que geram a vulnerabilidade, pois atuam na esfera da distribuição sem confrontar as relações de produção que a engendram.

Portanto, a superação sustentada da pobreza laboral na Bahia exige uma agenda de políticas públicas que vá além do essencial, porém insuficiente, caráter compensatório. É preciso enfrentar a precarização estrutural do trabalho, com políticas voltadas para a geração de emprego formal de qualidade, a regulação e fiscalização das relações laborais e a valorização do salário mínimo; combater o racismo estrutural no mercado de trabalho por meio da implementação e do fortalecimento de políticas afirmativas robustas; e superar as desigualdades regionais intraestaduais com investimentos públicos estratégicos. As evidências apresentadas neste trabalho oferecem um diagnóstico que reforça a necessidade de se pensar a superação da pobreza não como uma questão técnica de otimização de políticas de renda, mas como um desafio político que demanda a transformação das próprias estruturas que produzem e reproduzem a desigualdade na Bahia e no Brasil. O paradoxo dos trabalhadores pobres permanecerá enquanto a riqueza socialmente produzida continuar a conviver com a reprodução ampliada da superpopulação relativa.

## REFERÊNCIAS

ANTUNES, Ricardo. **O sentido do trabalho**: ensaios sobre a economia política da forma trabalho. São Paulo: Boitempo, 2009.

BANCO MUNDIAL. **Poverty and equity data**. Washington, D.C.: World Bank Group, [s.d.].

BANCO MUNDIAL. **Poverty and Shared Prosperity 2022: correcting course**. Washington, DC: World Bank, 2022. doi:10.1596/978-1-4648-1893-6.

BANCO MUNDIAL. **Poverty, inequality and labor market dynamics in Brazil**. Washington, DC: World Bank, 2023.

BARROS, Ricardo Paes de; FOGUEL, Marcelo Neri; ULYSSEA, Gabriel. **Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade**. Rio de Janeiro: IPEA, 2007.

BARROS, Ricardo Paes de; MENDONÇA, Rosane Silva Pinto de. A evolução do bem-estar e da desigualdade no Brasil desde 1960. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 49, n. 2, p. 329-352, abr./jun. 1995.

BARROS, Ricardo; CARVALHO, Mirela de; FRANCO, Samuel; MENDONÇA, Rosane. Determinantes da queda na desigualdade de renda no Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 38, n. 3, p. 415-433, jul./set. 2007.

COSTA, Sérgio. Desigualdades, interdependência e políticas sociais no Brasil. In: PIRES, Roberto Rocha C. (org.). **Implementando desigualdades: reprodução de desigualdades na implementação de políticas públicas**. Rio de Janeiro: IPEA, 2019.

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HOFFMANN, Rodolfo. **Desigualdade da distribuição da renda no Brasil: o que mudou em 2015?** Rio de Janeiro: IEPE/Casa das Garças, 2017. (Texto para discussão, n. 025).

IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua: microdados (2015-2022)**. Rio de Janeiro: IBGE, 2022. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/9171-pesquisa-nacional-por-amostra-de-domicilios-continua-mensal.html>.

IBGE. **Síntese de indicadores sociais: uma análise das condições de vida da população brasileira 2023**. Rio de Janeiro: IBGE, 2023.

KREIN, José Dari. **Subemprego e mercado de trabalho no Brasil: uma análise crítica**. São Paulo: Editora Fundação Perseu Abramo, 2010.

MARINI, Ruy Mauro. Dialética da dependência. In: TRASPADINI, Roberta; STEDILE, João Pedro (org.). **Ruy Mauro Marini: vida e obra**. 2. ed. São Paulo: Expressão Popular, 2011.

MEDEIROS, Marcelo; SOUZA, Pedro Herculano Guimarães Ferreira de; CASTRO, Fábio Ávila de. A estabilidade da desigualdade de renda no Brasil, 2006 a 2012: estimativa com dados do imposto de renda e pesquisas domiciliares. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 70, n. 3, p. 319-343, jul./set. 2016.

MOURA, Clóvis. **Dialética radical do Brasil negro**. São Paulo: Anita Garibaldi, 1994.

OLIVEIRA, Francisco de. **Crítica à razão dualista/O ornitórrinco**. São Paulo: Boitempo, 2003.

OLIVEIRA, Rodrigo Carvalho; CAVALCANTI, Francisco de Lima. Nível e evolução da desigualdade de renda na Bahia: uma avaliação do papel da educação e dos programas sociais. **Bahia Análise & Dados**, Salvador, v. 24, n. 1, p. 89-103, jan./mar. 2014.

ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. **Measuring working poverty**: concepts, methods and applications. Genebra: OIT, 2023.

ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. **Working poverty**. ILOSTAT, 2023.

OSORIO, Rafael Guerreiro. **A desigualdade racial de renda no Brasil: 1976-2019**. Brasília: IPEA, 2019. (Texto para discussão, n. 2533).

POCHMANN, Marcio. **A exclusão social no Brasil**: o mercado de trabalho e o capitalismo dependente. São Paulo: Cortez, 2007.

ROCHA, Sonia. **Pobreza no Brasil**: afinal, de que se trata? Rio de Janeiro: Editora FGV, 2003.

SILVA, M. A.; SANTOS, R. B. Trabalhadores pobres no Brasil: uma análise multidimensional. **Revista Economia Ensaios**, Uberlândia, v. 38, n. 1, 2023.

SOARES, Sergei S. **O papel do salário mínimo no combate à pobreza**. Rio de Janeiro: IPEA, 2009. (Texto para discussão).

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. 2. ed. Cambridge: MIT Press, 2010.

## APÊNDICES

## APÊNDICE A

Tabela 2015 – Comparativo M1 (Estrutural) vs M2 (Efetiva) - 2015

Variável	Modelo 1 (Estrutural)		Modelo 2 (Efetiva)	
	Coefficiente	Odds Ratio	Coefficiente	Odds Ratio
(Intercept)	6,351*** (0,156)	573,172	6,363*** (0,156)	579,893
D_rttp	-1,476*** (0,074)	0,229	-1,491*** (0,074)	0,225
educ	-0,292*** (0,008)	0,747	-0,291*** (0,008)	0,748
idade	-0,100*** (0,002)	0,905	-0,101*** (0,002)	0,904
D_resp_mulher_dom	0,282*** (0,047)	1,326	0,268*** (0,047)	1,307
D_resp_negra_dom	0,356*** (0,057)	1,428	0,359*** (0,057)	1,432
D_inform_dom	0,828*** (0,050)	2,288	0,818*** (0,050)	2,267
D_EM	0,134 (0,098)	1,143	0,143 (0,098)	1,153
D_LNR	0,476*** (0,090)	1,610	0,487*** (0,090)	1,628
D_CN	0,408*** (0,080)	1,504	0,419*** (0,080)	1,521
D_CS	0,394*** (0,079)	1,483	0,400*** (0,079)	1,492
D_LS	0,047 (0,086)	1,048	0,039 (0,085)	1,040
D_VSF	0,159* (0,080)	1,172	0,160* (0,080)	1,174
D_O	0,068 (0,106)	1,071	0,077 (0,106)	1,080
D_rural	0,375*** (0,049)	1,455	0,380*** (0,049)	1,462

Fonte: Elaboração própria (2025) com base em IBGE (2015-2022)

## APÊNDICE B

Tabela 2016 – Comparativo M1 (Estrutural) vs M2 (Efetiva) - 2016

Variável	Modelo 1 (Estrutural)		Modelo 2 (Efetiva)	
	Coefficiente	Odds Ratio	Coefficiente	Odds Ratio
(Intercept)	6,173*** (0,177)	479,654	6,068*** (0,173)	431,862
D_rttp	-1,643*** (0,080)	0,193	-1,675*** (0,079)	0,187
educ	-0,267*** (0,009)	0,766	-0,261*** (0,009)	0,770
idade	-0,107*** (0,002)	0,898	-0,105*** (0,002)	0,900
D_resp_mulher_dom	0,489*** (0,049)	1,631	0,458*** (0,049)	1,581
D_resp_negra_dom	0,386*** (0,060)	1,472	0,376*** (0,059)	1,456
D_inform_dom	0,795*** (0,053)	2,214	0,822*** (0,053)	2,275
D_EM	0,536*** (0,104)	1,709	0,541*** (0,103)	1,717
D_LNR	0,661*** (0,094)	1,937	0,675*** (0,093)	1,963
D_CN	0,681*** (0,086)	1,976	0,631*** (0,087)	1,879
D_CS	0,714*** (0,083)	2,042	0,661*** (0,082)	1,936
D_LS	0,398*** (0,089)	1,488	0,357*** (0,088)	1,429
D_VSF	0,689*** (0,088)	1,992	0,688*** (0,086)	1,990
D_O	0,446*** (0,103)	1,563	0,389*** (0,103)	1,475
D_rural	0,336*** (0,052)	1,399	0,293*** (0,051)	1,340

Fonte: Elaboração própria (2025) com base em IBGE (2015-2022)

## APÊNDICE C

Tabela 2017 – Comparativo M1 (Estrutural) vs M2 (Efetiva) - 2017

Variável	Modelo 1 (Estrutural)		Modelo 2 (Efetiva)	
	Coefficiente	Odds Ratio	Coefficiente	Odds Ratio
(Intercept)	6,733*** (0,162)	839,951	6,718*** (0,161)	827,546
D_rttp	-2,019*** (0,074)	0,133	-2,008*** (0,073)	0,134
educ	-0,266*** (0,008)	0,767	-0,267*** (0,008)	0,766
idade	-0,111*** (0,002)	0,895	-0,111*** (0,002)	0,895
D_resp_mulher_dom	0,274*** (0,048)	1,315	0,271*** (0,047)	1,311
D_resp_negra_dom	0,330*** (0,058)	1,391	0,324*** (0,057)	1,383
D_inform_dom	0,962*** (0,052)	2,618	0,934*** (0,052)	2,545
D_EM	0,486*** (0,100)	1,626	0,440*** (0,099)	1,552
D_LNR	0,437*** (0,098)	1,549	0,442*** (0,097)	1,555
D_CN	0,651*** (0,084)	1,917	0,641*** (0,084)	1,899
D_CS	0,301*** (0,081)	1,351	0,292*** (0,081)	1,339
D_LS	0,369*** (0,087)	1,446	0,375*** (0,087)	1,456
D_VSF	0,733*** (0,087)	2,081	0,689*** (0,087)	1,992
D_O	-0,002 (0,109)	0,998	-0,014 (0,108)	0,987
D_rural	0,364*** (0,050)	1,439	0,327*** (0,050)	1,386

Fonte: Elaboração própria (2025) com base em IBGE (2015-2022)

## APÊNDICE D

Tabela 2018 – Comparativo M1 (Estrutural) vs M2 (Efetiva) - 2018

Variável	Modelo 1 (Estrutural)		Modelo 2 (Efetiva)	
	Coefficiente	Odds Ratio	Coefficiente	Odds Ratio
(Intercept)	6,528*** (0,150)	684,195	6,468*** (0,148)	644,228
D_rttp	-1,708*** (0,068)	0,181	-1,726*** (0,068)	0,178
educ	-0,259*** (0,007)	0,772	-0,255*** (0,007)	0,775
idade	-0,108*** (0,002)	0,898	-0,107*** (0,002)	0,898
D_resp_mulher_dom	0,064 (0,044)	1,066	0,062 (0,044)	1,064
D_resp_negra_dom	0,126* (0,055)	1,134	0,142** (0,055)	1,153
D_inform_dom	0,915*** (0,050)	2,496	0,882*** (0,050)	2,416
D_EM	0,463*** (0,110)	1,588	0,324** (0,111)	1,382
D_LNR	0,325*** (0,085)	1,384	0,322*** (0,085)	1,380
D_CN	0,452*** (0,079)	1,572	0,464*** (0,078)	1,590
D_CS	0,392*** (0,080)	1,481	0,400*** (0,079)	1,492
D_LS	0,100 (0,081)	1,105	0,099 (0,081)	1,104
D_VSF	0,458*** (0,083)	1,581	0,484*** (0,083)	1,623
D_O	0,099 (0,108)	1,104	0,134 (0,107)	1,144
D_rural	0,437*** (0,047)	1,548	0,433*** (0,047)	1,542

Fonte: Elaboração própria (2025) com base em IBGE (2015-2022)

## APÊNDICE E

Tabela 2019 – Comparativo M1 (Estrutural) vs M2 (Efetiva) - 2019

Variável	Modelo 1 (Estrutural)		Modelo 2 (Efetiva)	
	Coefficiente	Odds Ratio	Coefficiente	Odds Ratio
(Intercept)	6,268*** (0,160)	527,322	6,093*** (0,158)	442,733
D_rttp	-1,872*** (0,072)	0,154	-1,878*** (0,071)	0,153
educ	-0,260*** (0,008)	0,771	-0,253*** (0,008)	0,777
idade	-0,103*** (0,002)	0,902	-0,101*** (0,002)	0,904
D_resp_mulher_dom	0,385*** (0,045)	1,469	0,357*** (0,044)	1,429
D_resp_negra_dom	0,068 (0,056)	1,070	0,119* (0,056)	1,127
D_inform_dom	0,988*** (0,050)	2,685	0,968*** (0,050)	2,634
D_EM	0,353*** (0,098)	1,424	0,289** (0,099)	1,335
D_LNR	0,666*** (0,086)	1,946	0,688*** (0,085)	1,990
D_CN	0,406*** (0,078)	1,500	0,393*** (0,077)	1,481
D_CS	0,329*** (0,079)	1,389	0,361*** (0,079)	1,435
D_LS	-0,055 (0,085)	0,946	-0,074 (0,085)	0,929
D_VSF	0,411*** (0,085)	1,508	0,374*** (0,085)	1,453
D_O	0,189 (0,119)	1,208	0,194 (0,117)	1,214
D_rural	0,467*** (0,048)	1,595	0,463*** (0,047)	1,590

Fonte: Elaboração própria (2025) com base em IBGE (2015-2022)

## APÊNDICE F

Tabela 2020 – Comparativo M1 (Estrutural) vs M2 (Efetiva) - 2020

Variável	Modelo 1 (Estrutural)		Modelo 2 (Efetiva)	
	Coefficiente	Odds Ratio	Coefficiente	Odds Ratio
(Intercept)	6,511*** (0,200)	672,528	5,983*** (0,193)	396,673
D_rttp	-2,522*** (0,087)	0,080	-2,340*** (0,083)	0,096
educ	-0,194*** (0,009)	0,824	-0,173*** (0,009)	0,841
idade	-0,104*** (0,002)	0,901	-0,100*** (0,002)	0,905
D_resp_mulher_dom	0,261*** (0,057)	1,298	0,164** (0,053)	1,178
D_resp_negra_dom	0,192** (0,065)	1,212	0,156* (0,064)	1,168
D_inform_dom	1,252*** (0,065)	3,496	0,855*** (0,060)	2,351
D_EM	0,568*** (0,121)	1,766	0,479*** (0,115)	1,615
D_LNR	0,590*** (0,114)	1,803	0,241* (0,104)	1,273
D_CN	0,449*** (0,103)	1,567	0,209* (0,097)	1,233
D_CS	0,323** (0,104)	1,382	0,166 (0,100)	1,180
D_LS	0,419*** (0,109)	1,521	0,237* (0,105)	1,268
D_VSF	0,407*** (0,111)	1,503	0,296** (0,104)	1,344
D_O	-0,452** (0,139)	0,636	-0,600*** (0,136)	0,549
D_rural	0,343*** (0,062)	1,410	0,306*** (0,060)	1,358

Fonte: Elaboração própria (2025) com base em IBGE (2015-2022)

## APÊNDICE G

Tabela 2021 – Comparativo M1 (Estrutural) vs M2 (Efetiva) - 2021

Variável	Modelo 1 (Estrutural)		Modelo 2 (Efetiva)	
	Coefficiente	Odds Ratio	Coefficiente	Odds Ratio
(Intercept)	7,386*** (0,218)	1612,945	7,219*** (0,210)	1364,931
D_rttp	-2,390*** (0,094)	0,092	-2,366*** (0,092)	0,094
educ	-0,216*** (0,010)	0,806	-0,209*** (0,009)	0,812
idade	-0,112*** (0,003)	0,894	-0,113*** (0,003)	0,893
D_resp_mulher_dom	0,079 (0,058)	1,082	0,100 (0,058)	1,105
D_resp_negra_dom	0,159* (0,070)	1,172	0,161* (0,070)	1,175
D_inform_dom	0,993*** (0,070)	2,700	0,962*** (0,069)	2,616
D_EM	0,178 (0,152)	1,194	0,045 (0,156)	1,046
D_LNR	0,487*** (0,108)	1,628	0,450*** (0,107)	1,568
D_CN	0,031 (0,098)	1,032	-0,030 (0,099)	0,970
D_CS	-0,117 (0,105)	0,890	-0,072 (0,105)	0,931
D_LS	-0,286** (0,106)	0,752	-0,245* (0,105)	0,783
D_VSF	0,060 (0,117)	1,062	0,012 (0,111)	1,012
D_O	-0,112 (0,130)	0,894	-0,145 (0,130)	0,865
D_rural	0,146* (0,061)	1,158	0,166** (0,060)	1,181

Fonte: Elaboração própria (2025) com base em IBGE (2015-2022)

## APÊNDICE H

Tabela 2022 – Comparativo M1 (Estrutural) vs M2 (Efetiva) - 2022

Variável	Modelo 1 (Estrutural)		Modelo 2 (Efetiva)	
	Coefficiente	Odds Ratio	Coefficiente	Odds Ratio
(Intercept)	6,158*** (0,173)	472,282	5,988*** (0,173)	398,476
D_rttp	-2,484*** (0,085)	0,083	-2,571*** (0,084)	0,076
educ	-0,189*** (0,008)	0,828	-0,174*** (0,008)	0,840
idade	-0,099*** (0,002)	0,906	-0,097*** (0,002)	0,907
D_resp_mulher_dom	0,037 (0,049)	1,038	-0,012 (0,048)	0,988
D_resp_negra_dom	0,345*** (0,064)	1,412	0,359*** (0,064)	1,432
D_inform_dom	0,922*** (0,058)	2,514	0,745*** (0,058)	2,107
D_EM	0,127 (0,115)	1,135	0,169 (0,114)	1,184
D_LNR	0,216* (0,101)	1,242	0,139 (0,100)	1,149
D_CN	0,233** (0,087)	1,263	0,214* (0,088)	1,239
D_CS	-0,091 (0,088)	0,913	-0,127 (0,087)	0,880
D_LS	-0,348*** (0,092)	0,706	-0,356*** (0,091)	0,701
D_VSF	0,085 (0,092)	1,088	-0,045 (0,091)	0,956
D_O	-0,542*** (0,122)	0,582	-0,730*** (0,117)	0,482
D_rural	0,457*** (0,054)	1,580	0,401*** (0,054)	1,494

Fonte: Elaboração própria (2025) com base em IBGE (2015-2022)