

## **DETERMINANTES DAS CHANCES DE INSERÇÃO EM FAIXAS SALARIAIS DO INDIVÍDUO OCUPADO NO ESTADO DE MINAS GERAIS NO ANO DE 2010**

Pedro Henrique de Abreu Paiva - Mestrando em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP). E-mail: pe.paiva@outlook.com.

Aline Cristina Cruz - Professora adjunta da Universidade Federal de São João del-Rei. Doutora em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV).E-mail- alinecruz@ufsj.edu.br

Diego Camargo Botassio - Mestrando em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP). E-mail: diego.botassio@usp.br.

**RESUMO:** O objetivo deste trabalho é analisar como as características socioeconômicas e demográficas do trabalhador de Minas Gerais afetam sua probabilidade de compor específicas faixas salariais. Para tal, utiliza-se o Censo Demográfico de 2010 a partir do modelo Logit para estimação das regressões. Os resultados indicam que indivíduos do sexo masculino, brancos com ensino superior completo, alocados no setor financeiro e residentes no Triângulo Mineiro possuem maior probabilidade de compor faixas salariais de níveis elevados em relação aos demais. Em suma, a qualificação do trabalhador prevalece como essencial determinante de melhores oportunidades no mercado de trabalho estadual.

**Palavras-chave:** Mercado de trabalho; Minas Gerais; Determinantes salariais, Modelo Logit; Censo Demográfico 2010.

**Área temática:** Economia.

## 1. INTRODUÇÃO

É consenso que as questões de renda no Brasil continuam com forte presença no debate sociopolítico e, por esta razão, permanecem como objeto de várias investigações de teor científico. Além disso, a ênfase em políticas de crescimento econômico satisfatório constitui condição necessária, mas não suficiente, para a promoção de maior homogeneidade de renda no país. Isso porque a promoção de desenvolvimento econômico via redução de concentração de renda da população envolve ações de maior complexidade. Entre os diversos caminhos da promoção de melhor qualidade de vida da população, torna-se relevante, por exemplo, compreender os determinantes da situação ocupacional dos indivíduos no mercado de trabalho. Tal linha de investigação está consoante com o melhor direcionamento e eficácia das políticas públicas relacionadas à desigualdade de rendimento, emprego e educação e, conseqüentemente, de promoção de desenvolvimento econômico de determinada região.

É nesse contexto que se justificam, portanto, maiores investigações sobre os fatores relacionados ao mercado de trabalho, especificamente, voltadas à compreensão das diferenças salariais regionais sob o ângulo da escolaridade da população, a identificação de setores predominantes e características dos indivíduos, como raça e sexo. Nesse sentido, Barros, Henriques e Mendonça (2002) apontam que os diferenciais de salário têm origem em duas causas, cada uma englobando um conjunto de variáveis. A primeira é a remuneração diferente para indivíduos com atributos produtivos distintos, sendo esta revelada pelo próprio mercado de trabalho. A segunda é a remuneração diferenciada dos indivíduos igualmente produtivos, gerada pelo mercado de trabalho. Enquanto a última se relaciona às características como raça e sexo, por exemplo, a primeira tem origem em atributos ligados à educação e experiência.

Seguindo esta linha de pesquisa, o presente estudo tem como foco de análise o mercado de trabalho de Minas Gerais. Segundo Hoffmann e Simão (2005), é um estado de desigualdade de renda elevada e distinta entre as mesorregiões, de forma que o resultado é a alta heterogeneidade da mão de obra do estado somada à precária distribuição de renda, realçando, portanto, os desequilíbrios regionais da economia mineira.

Sob essa perspectiva, ao analisar os diferenciais de salários em Minas Gerais entre 1999 e 2001, Cruz e Moss (2006) observaram a importância crescente da escolaridade na explicação dos diferenciais, seguida das diferenças salariais entre setores econômicos do estado. Já Freguglia, Menezes Filho e Souza (2007), a partir de dados da indústria de transformação de Minas Gerais de 1999 a 2001, mostram que os diferenciais de salários entre regiões e entre ramos de atividade permanecem, mesmo após o controle pela heterogeneidade dos trabalhadores.

Soares (2009) aponta que a diferença salarial entre sexo era de cerca de 45% entre 2001 e 2005 no estado de Minas Gerais, utilizando os microdados da RAIS<sup>1</sup>. Além disso, esse estudo ainda aponta que cada ano a mais na idade do trabalhador acrescenta cerca de 6% em sua renda. Nesta linha, Hoffmann e Simão (2005) indicam, por meio de equações de rendimentos com dados do Censo Demográfico de 2000, que pretos e pardos tendem a ganhar cerca de 10% a menos que brancos. Entretanto, cabe destacar que a escolaridade de pretos e pardos é, em média, inferior ao nível de instrução dos brancos. Para o grupo de brancos, a escolaridade média em 2000 chega a quase 8 anos, enquanto para os pretos, esta relação está em torno de 5,5 anos de estudo e, para os pardos, a escolaridade média era 6 anos.

---

<sup>1</sup> Relação Anual de Informações Sociais.

Denota-se, portanto, a existência de diversos estudos que justificam a análise do efeito da ocupação setorial, da qualificação e de características pessoais dos indivíduos sobre a diferenciação salarial presente no mercado de trabalho de Minas Gerais, tal como proposto nesta pesquisa.

Diante disso, o objetivo geral deste trabalho é identificar o impacto das características específicas<sup>2</sup> dos indivíduos sobre a probabilidade de estes auferirem maiores rendas no estado de Minas Gerais no ano de 2010. Especificamente, busca-se compreender as disparidades no mercado de trabalho em Minas Gerais no final da década de 2000 no que concerne à raça, cor e idade<sup>3</sup> dos indivíduos. Além disto, visa-se compreender o impacto da escolaridade e setor ocupacional na determinação de chances de maiores salários dos indivíduos ocupados. Por fim, aborda-se a contribuição das mesorregiões mineiras para as disparidades salariais. É importante atentar que sendo Minas Gerais um estado com 853 municípios distribuídos em 12 mesorregiões, o presente estudo contribui na análise das disparidades salariais nesse estado ao indicar as localidades com probabilidade de os indivíduos receberem menores rendas.

Diante disso, no que concerne à estrutura do trabalho, na próxima seção contextualiza-se o tema a partir de revisão bibliográfica de trabalhos com ênfase no Brasil e em Minas Gerais. A terceira seção aborda a metodologia e a base de dados utilizada para alcançar os objetivos propostos. A quarta parte apresenta a análise dos resultados seguida das conclusões como quinta seção.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

A literatura para explicar as disparidades de renda no Brasil e em suas diversas regiões utiliza, geralmente, de elucidações ligadas às características dos trabalhadores, como raça e sexo. Além disso, há outros tantos estudos que relacionam a renda e os salários às diferenças entre: empregos públicos e privados, entre os diversos tipos de indústrias e entre empregados de diferentes graus de escolaridade, por exemplo. Esta seção inicia-se pela discussão da obra de Barros, Henriques e Mendonça (2002) que traz a importância de cada variável para a desigualdade salarial no Brasil nas últimas décadas do século XX, conforme mostrado na Tabela 1.

Tabela 1 - Decomposição da desigualdade salarial brasileira de acordo com suas fontes principais

Fonte		Contribuição (%)
Fontes identificáveis		
Gerada pelo mercado de trabalho	Raça	1,0
	Gênero	3,0
	Formal versus informal	1,0
	Setorial	5,0
	Regional	1,0
Revelada pelo mercado de trabalho	Diferenças de experiência na ocupação	2,0
	Heterogeneidade ocupacional	6,5
	Heterogeneidade educacional	39,5
Fontes não identificáveis		41,0
Total		100,0

Fonte: Adaptado de Barros, Henriques e Mendonça (2002).

<sup>2</sup> A expressão “características”, nesse caso, refere-se além dos fatores como a raça e sexo, ao setor ao qual o indivíduo está empregado, à sua escolaridade, à idade e à mesorregião da qual este pertence.

<sup>3</sup> Muitos estudos sobre disparidades de renda consideram idade como proxy para experiência.

Nesta abordagem, a escolaridade é de fato a variável que mais explica a diferença salarial brasileira (39,5%). Para Barros, Henriques e Mendonça (2002, p. 4), "o que se encontra transparente [...] é o fato de a intensidade do poder explicativo da heterogeneidade na escolaridade dos trabalhadores ser tão grande que domina fortemente a maioria das outras determinações da desigualdade salarial observada".

Este cenário revela a importância das diferenças expostas pelo mercado de trabalho, cabendo às disparidades geradas no próprio ambiente de trabalho papel secundário, a exemplo das diferenças setoriais (5%) e de gênero (3%). Uma última consideração é o peso da heterogeneidade ocupacional (6,5%) do mesmo grupo das diferenças educacionais, que são derivadas do próprio mercado de trabalho, exigindo qualidades distintas dos trabalhadores em relação ao emprego a ocupar.

No caso da raça do trabalhador, sua contribuição é de 1% para as desigualdades salariais observadas por Barros, Henriques e Mendonça (2002). Porém, vários estudos enfatizam essa variável e seu impacto no mercado de trabalho brasileiro, a exemplo de Cambota (2005) a partir de dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio (PNAD) de 2002. Este trabalho investiga as médias salariais por horas trabalhadas entre negros e brancos da agricultura, indústria e comércio na região Sudeste, incluindo Minas Gerais. Os resultados indicam que, em relação ao nível salarial médio da agricultura, têm-se menores coeficientes tanto para negros, como para brancos, em ambas as regiões, de modo que, no Sudeste, o trabalhador branco recebe em média R\$1,54/hora e o negro, R\$1,21/hora.

Já no estudo do DIEESE<sup>4</sup> (2012), há diminuição de diferencial salarial no Brasil diante do aumento de escolaridade de negros e brancos na década de 2000. Apesar das disparidades serem muito grandes em qualquer faixa de escolaridade, a aquisição de níveis mais altos de instrução ainda é fator chave para a diminuição das desigualdades salariais. Todavia, é importante destacar que a discriminação por raça não é a única variável, quando se observa os determinantes da diferenciação salarial por características específicas do trabalhador, tal como apontam os estudos os quais relacionam as disparidades de salário ao gênero da força de trabalho. Este é o caso do estudo de Soares (2009). Segundo esse autor, em Minas Gerais, as mulheres recebem, em média, 20% menos que os homens na primeira metade da década de 2000.

De acordo com Salvato et al. (2008), a partir da PNAD de 2005 para indivíduos ocupados entre 15 e 65 anos e moradores de áreas metropolitanas, os homens brancos ganhavam, em média, R\$ 1.400,91 ao passo que o salário médio das mulheres brancas é da ordem de R\$ 1.118,19. As desigualdades salariais entre cor e gênero são ainda mais visíveis quando se considera os salários médios de homens negros e mulheres negras. Sob esta perspectiva, os valores médios salariais são, respectivamente, R\$731,18 e R\$558,70. Destacando ainda que o salário mínimo em 2005 era de R\$ 300,00.

Há de se mencionar também os estudos que não relacionam as disparidades salariais à discriminação, a exemplo da abordagem das divergências de rendimentos utilizando dados acerca da experiência dos trabalhadores, em alguns casos, com avaliação da idade como *proxy* para experiência. Este é o caso de Hoffmann e Simão (2005), os quais, por meio de equações de rendimento utilizando os microdados do Censo Demográfico do ano de 2000, indicam que os rendimentos atingem o máximo no estado mineiro por volta de 49,7 anos de idade. Por outro lado, Soares (2009), utilizando de dados da RAIS para os anos de 2001 e 2005, concluir que a idade de maior rendimento era de 37 anos, em 2001, tendo atingido os 39 anos, em 2005. Entretanto, é importante atentar que os dados da RAIS referem-se ao mercado formal,

---

<sup>4</sup> Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Econômicos.

sendo a renda não autodeclarada tal como ocorre nas pesquisas do Censo Demográfico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Seguindo a linha que aborda as diferenças de renda devido ao tipo de emprego, têm-se as particularidades dos setores público e privado, incluindo Souza e Medeiros (2013), cujas conclusões apontam que os funcionários públicos têm salários médios superiores aos empregados do setor privado, via definição de duas vantagens. A primeira é a maior escolaridade dos funcionários públicos e, conseqüentemente, sua maior produtividade. Além disso, o setor público pode refletir salários maiores comparativamente ao setor privado, considerando-se trabalhadores em cargos idênticos, a partir de dados de 2009.

Nesta linha de investigação, cita-se também o estudo das unidades federativas brasileiras feito por Moricone et al. (2009), usando as PNADs de 1995 e 2005. Suas conclusões apontam que o estado mineiro tem um diferencial compensatório elevado entre salários públicos e privados em comparação a Rio de Janeiro e São Paulo.

Algumas pesquisas deixam o âmbito da discussão da heterogeneidade entre setores informal e formal e entre público e privado e partem para a análise do diferencial de renda entre setores da economia, como a agricultura e o comércio. Neste contexto, Cavalcanti (1997) analisa 43 setores da economia a partir de dados do Censo Demográfico do IBGE de 1991 e mostra que em 40 destes setores os detentores dos fatores de produção incorporavam mais de 60% da renda. De maneira comparativa, Cardoso, Cruz e Castro (2013), a partir de dados de Minas Gerais da RAIS de 2002 a 2011, indicam que a heterogeneidade setorial se sobressai na explicação das disparidades de remuneração, sendo responsável, em média, por 48,71% das desigualdades de salários totais. Além disto, o peso das disparidades salariais entre setores da economia diminuiu de 2002 para 2011, atingindo seu pico em 2004 (4,3%) e chegado ao menor valor em 2009 (3,2%).

Tem-se também o trabalho de Simão (2004), a partir do Censo demográfico de 2000, o qual aponta que no estado mineiro o setor agrícola sofre maior impacto nos rendimentos devido à posição na ocupação (22,14%), sendo que a escolaridade explica 14,87% nas variações de rendimento neste setor. Porém, as atividades da indústria e do comércio têm a escolaridade como principal condicionante dos rendimentos. Na indústria, o nível educacional contribui com 38,62% nos rendimentos, enquanto a contribuição do nível educacional para as disparidades de salário do comércio é de 46,74%. Além disso, observa-se maior participação do setor de serviços no total de empregos nas regiões mais dinâmicas de Minas Gerais. Especificamente, na Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH) e no Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, este setor tem participação de 70,28% e 60,90%, respectivamente, apesar de no Oeste de Minas esta participação chegar a 47,65%.

Por outro lado, considerando-se a escolaridade do trabalhador e o setor de ocupação, Cruz, Paiva e Vieira (2016) também afirmam que a escolaridade, de modo geral, tem maior poder de explicar a probabilidade de um indivíduo auferir maiores níveis de renda nos municípios mineiros, tanto no ano de 2000, como no ano de 2010. Esses autores ainda citam que estudos para as microrregiões mineiras podem ser fundamental para melhorar o debate sobre desigualdades de renda.

Tavares e Menezes Filho (2008) afirmam que as mudanças na educação podem afetar a distribuição de renda por meio de dois mecanismos. O primeiro diz respeito à alteração da composição da força de trabalho quanto à qualificação, o efeito-composição. Já o outro está relacionado aos prêmios devido à oferta relativa de trabalho qualificado, o efeito-preço. A pesquisa a partir de dados da PNAD, os autores comprovam que, de 1981 a 2006, a escolaridade média da força de trabalho brasileira

alterou-se de 4,4 para 7,4 anos de estudos. Já para a proporção de trabalhadores escolarizados, a mudança foi de 16,6% para 38,3% para o ensino médio e de 8,7% para 12,6%, no que diz respeito à participação de indivíduos com ensino superior. Nos anos anteriores a 2006, o diferencial salarial diminuiu, atingindo em 2006 o valor de 12,9%.

Segundo Remy, Queiroz e Silva Filho (2011), para o período de 2000 a 2008, a partir de dados do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados – CAGED, indivíduos com baixo nível educacional tendem a sofrerem mais demissões sem possibilidade de readmissão no Brasil. Porém, a maioria das vagas destina-se às pessoas com segundo grau completo (65%), sendo que a tendência ao longo do período é de elevação da participação deste nível de escolaridade no mercado formal. Também chama a atenção a região Sudeste, pois é a única região na qual foram criados empregos para faixas superiores a dois salários mínimos. Por fim, destaca-se que, apesar do aumento na exigência de escolaridade, ainda há defasagem nos salários em todo território nacional, considerando-se que mais de 67% dos empregos criados situavam-se na faixa de um a um salário mínimo e meio.

A respeito desse cenário, a pesquisa do DIEESE (2012) argumenta que a participação cada vez mais tardia das pessoas no mercado de trabalho pode ser explicada pela busca por qualificação profissional. Segundos dados do IBGE, 35,1% da população economicamente ativa (PEA), em 1960, era composta por indivíduos de 15 a 24 anos. Já no ano de 2010, essa faixa etária passa a compor 26,5% da PEA. Porém, ressalta-se que a procura por escolaridade não é uniforme em todo o território brasileiro. Afinal, trata-se de um país de dimensões continentais com lócus menos desenvolvidos, como a região Nordeste, cuja grande participação na força de trabalho é de indivíduos jovens e de baixa escolaridade. Nesse sentido, se os indivíduos estão entrando cada vez mais tarde no mercado de trabalho, espera-se que os mesmos atinjam um pico de maior renda mais tardiamente.

Em suma, os estudos aqui abordados deixam evidente que a escolaridade é essencial para a determinação dos salários e para a diminuição de desigualdade de renda. De fato, tanto para o Brasil, como para a economia mineira, esta variável continua sendo decisiva para a evolução dos salários auferidos pelos trabalhadores. Este fato pode ser proveniente da histórica defasagem na educação brasileira, ainda carente de muitos investimentos para torná-la acessível e de qualidade a todos.

Entretanto, os estudos também revelam as disparidades ocupacionais na determinação da renda, apresentando, de modo geral, relação inversa entre ocupação agropecuária e nível de renda, por exemplo. Adiciona-se ainda o fato de que a chamada discriminação do mercado de trabalho é visível nos trabalhos, com diferenças de rendimentos entre gênero e raça. Por todos esses motivos, esta pesquisa é viável ao propor a análise agregada dos determinantes da probabilidade dos indivíduos no estado de Minas Gerais encontrarem-se em faixas superiores de renda. Ademais, o presente estudo contribui com a literatura acima menciona ao levar em conta grande parte dos determinantes de desigualdades de renda citados e, sobretudo, considerar as diferenças regionais mineiras.

### **3. METODOLOGIA**

Diante dos objetivos propostos anteriormente, o presente capítulo apresenta o instrumental analítico oferecido pela Econometria. Esta seção também descreve a base de dados e a forma de tratamento da mesma.

#### **3.1. MODELO LOGIT**

Para identificar o impacto das características dos indivíduos na probabilidade de estes auferirem maiores rendas, são utilizadas as estimativas do modelo Logit. Trata-se de um modelo econométrico utilizado quando a variável dependente assume caráter qualitativo, ou seja, o regressando é uma variável binária ou dicotômica. Nesses tipos de modelos, estima-se o valor esperado, ou seja, encontra-se a probabilidade a favor de determinado evento ocorrer, cujas notações e formulações utilizadas nessa seção estão baseadas em Gujarati (2006). Matematicamente, pode-se definir a probabilidade de determinado evento ocorrer no modelo Logit da seguinte forma:

$$P_i = E(Y = 1 | X_i) = F(Z_i) = \frac{1}{1+e^{-Z_i}} \quad (1)$$

Para facilitar as notações, assume-se que  $Z_i = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i X_i$ . Ademais, a relação acima é conhecida como função de probabilidade logística acumulada e demonstra que  $Z_i$  varia de  $-\infty$  a  $+\infty$  e  $P_i$  varia entre zero e um, relacionando-se a  $Z_i$  de modo não linear.

Como dito anteriormente, o modelo Logit possui a finalidade de encontrar a probabilidade de determinado evento ocorrer ( $P_i$ ), e de forma análoga  $(1 - P_i)$  é a probabilidade de não ocorrência e definida como:

$$1 - P_i = \frac{1}{1+e^{Z_i}} \quad (3)$$

Já a fórmula (4) a seguir representa a razão de probabilidade de determinado evento ocorrer. E aplicando-se o logaritmo natural, obtêm-se o logaritmo da razão de probabilidade ( $L_i$ ), o qual é linear nos parâmetros (equação 5):

$$\frac{P_i}{1-P_i} = \frac{1+e^{Z_i}}{1+e^{-Z_i}} = e^{Z_i} \quad (4)$$

$$L_i = \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = Z_i = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i X_i \quad (5)$$

Deve-se destacar que  $L$  é conhecido na literatura econométrica como *lógite*, e o modelo expresso acima é conhecido como Logit. Se os dados estão em níveis individuais, como são os microdados do Censo Demográfico do IBGE utilizados no presente estudo, o modelo Logit é estimado pelo método da máxima verossimilhança. Para inferência estatística, utiliza-se a estatística  $Z$  (normal), sendo as medidas de qualidade de ajustamento do modelo quando a variável dependente é binária de importância secundária.

Posto isso, as quatro regressões a serem estimadas no presente estudo podem ser descritas da seguinte forma:

$$L_i = \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \alpha + \beta_1 G + \beta_2 Idade_i + \beta_3 Idade_i^2 + \beta_4 Agrop_i + \beta_5 Extrat_i + \beta_6 Transf_i + \beta_7 Const_i + \beta_8 Financ_i + \beta_9 Admpub_i + \beta_{10} Domest_i + \beta_{11} am_i + \beta_{12} negro_i + \beta_{13} indig_i + \beta_{14} SI\&FI_i + \beta_{15} FC\&MI_i + \beta_{16} SC_i + \beta_{17} Norte_i + \beta_{18} Jeq_i + \beta_{19} Muc_i + \beta_{20} TM_i + \beta_{21} Ccentral_i + \beta_{22} RMBH_i + \beta_{23} RD_i + \beta_{24} Oeste_i + \beta_{25} Sul_i + \beta_{26} Vert_i + \beta_{27} ZM_i + u_i \quad (7)$$

na qual  $L_i$  representa o logaritmo da razão de probabilidade de determinado indivíduo  $i$  estar em dada faixa salarial;

*gen* = binária de gênero (1=homem; 0=mulher);

*idade* = idade do indivíduo em anos;

*idade*<sup>2</sup> = idade do indivíduo elevada ao quadrado;

*agrop* = binária para setor agropecuário;

*extrat* = binária para indústria extrativa;

*transf* = binária para indústria de transformação;

*const* = binária para setor de construção;

*financ* = binária para setor financeiro;

*admpub* = binária para administração pública;

*domest* = binária para serviços domésticos;  
*am* = binária para pessoas autodeclaradas de raça amarela;  
*negro* = binária para pessoas autodeclaradas pretos ou pardos;  
*indig* = binária para pessoas autodeclaradas indígenas;  
*SI&FI* = binária para sem instrução e fundamental incompleto;  
*FC&MI* = binária para fundamental completo e médio incompleto;  
*SC* = binária para superior completo;  
*norte* = binária para mesorregião Norte de Minas;  
*jeq* = binária para Jequitinhonha;  
*muc* = binária para Vale do Mucuri;  
*TM* = binária para Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba;  
*central* = binária para Central Mineira;  
*RMBH* = binária para Metropolitana de Belo Horizonte;  
*RD* = binária para Vale do Rio Doce;  
*oeste* = binária para Oeste de Minas;  
*sul* = binária para Sul/Sudoeste de Minas;  
*vert* = binária para Campo das Vertentes;  
*ZM* = binária para Zona da Mata.

A subseção a seguir aborda com maior detalhe as variáveis utilizadas nas regressões. Depois de feitas as estimações, calcula-se os efeitos marginais das variáveis explicativas. Tal cálculo possibilita estimar o efeito da variação de uma unidade em determinada variável explanatória, *coeteris paribus*, sobre a probabilidade do *i*-ésimo indivíduo participar de determinada faixa salarial. Por fim, informa-se a utilização do software *Stata 13.0* para as estimações do modelo Logit.

### 3.2. Fonte e Tratamento dos Dados

N construção da base de dados, parte-se do Censo Demográfico de 2010 divulgado pelo IBGE, a partir de informações do estado de Minas Gerais, utilizando-se o arquivo de pessoas. Para conhecimento, o nome das variáveis dos microdados disponibilizados pelo IBGE estão aqui definido entre parênteses, caso haja interesse do leitor em reproduzir os resultados.

Primeiramente, dado o objetivo do trabalho de analisar o efeito de características dos indivíduos mineiros ocupados na probabilidade de esses ganharem mais que determinada faixa salarial, foram excluídos os indivíduos com valor de renda não declarada ou aqueles com renda igual a zero. Em segundo momento, foram definidas cinco binárias como variáveis dependentes com referência nos rendimentos em todos os trabalhos em número de salários mínimos (V6526). A primeira variável,  $Y_1$ , assume valor zero para renda, em salários mínimos, igual ou menor a um, e um para pessoas que recebem mais de um salário mínimo;  $Y_3$  assume valor um para pessoas que recebem mais de três salários mínimos, e valor zero para três salários ou menos. A mesma lógica é utilizada para as variáveis  $Y_5$  e  $Y_{10}$ , sendo cinco salários mínimos o ponto de corte na primeira variável e 10 salários na segunda.

Foram criadas três variáveis binárias para cor ou raça (V0606), estando as declarações de cor preto ou pardo agrupadas na variável negro. Deste modo, as variáveis para cor ou raça são: negro, amarelo e indígena, tendo sido as observações com valores não declarados para cor excluídas da amostra.

Na construção da variável idade, construiu-se duas variáveis. A primeira é a idade definida em anos (V6036), e a segunda a partir do quadrado da idade do indivíduo. A ideia é de que, de posse dos coeficientes estatisticamente significativos,



possa-se estimar<sup>5</sup> a idade que maximiza a probabilidade de o indivíduo ganhar mais que determinada faixa salarial. Também se definiu a variável para sexo (ou gênero - V0601) para inferir sobre este determinante da renda salarial no estado.

Para escolaridade, foram definidas três variáveis binárias a partir de quatro categorias de nível de instrução (V6400), quais sejam: sem instrução ou ensino fundamental incompleto; ensino fundamental completo e médio incompleto; e ensino superior completo. As observações com valores não declarados para escolaridade também foram exclusas da amostra. Além disso, para o controle das diferentes regiões no estado de Minas Gerais, foram criadas 11 variáveis binárias para as 12 mesorregiões (V1002), a partir da mesorregião base Noroeste de Minas.

Já na criação das sete variáveis binárias de ocupação setorial a partir de oito estratos de atividades<sup>6</sup> (V6471), tem-se: agricultura (categoria A), extrativa (categoria B), transformações (C), construção (F), financeiro (K), administração pública (O) e serviços domésticos (T). Já as observações de valores não declarados ou mal definidos foram excluídas. Ademais, foram estabelecidas como setor de serviços e comércio as categorias eletricidade e gás (E), água e esgoto (E), comércio e reparação de veículos automotores (G), transporte (H), alojamento e alimentação (I), comunicação (J), atividades imobiliárias (L), atividades profissionais, científicas e técnicas (M), atividades administrativas (N), educação (P), serviços de saúde (Q), artes e recreação (R), outros serviços (U) e organismos internacionais (U).

Por fim, após o recorte da amostra, restaram 1.007.867 observações, as quais representam em torno de 8,3 milhões de habitantes, tendo sido utilizado para tal cálculo o fator de expansão (V0010) para cada observação. É relevante informar que, nas estimações do modelo Logit, também se utiliza este fator de expansão, sendo assim estimativas populacionais. Por fim, destaca-se que, nos modelos estimados, a categoria base são mulheres brancas alocadas no setor de comércio e serviços, com ensino médio completo ou superior incompleto, e residentes na mesorregião Noroeste de Minas.

#### **4. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS**

Primeiramente, tem-se a Tabela 2, a qual traz os resultados referentes aos quatro modelos Logit estimados. A primeira observação é em relação ao gênero, sendo todos os coeficientes positivos, o que indica que homens apresentam maiores chances de receber salários mais elevados do que mulheres. Em outras palavras, os homens tendem a ganhar mais do que as mulheres, indicando um cenário de disparidade salarial devido a o gênero do indivíduo ocupado. Tal resultado vai ao encontro daquelas evidências acerca das disparidades salariais entre gêneros encontradas por Salvado et al. (2008) e Soares (2009).

De posse dos coeficientes estimados para idade e idade ao quadrado, tem-se que a idade máxima estimada para o indivíduo ganhar mais de um salário mínimo é de 48,2 anos. De maneira análoga, para mais de três salários, a idade máxima é de 57,1 anos. Para níveis salariais superiores a cinco salários e dez salários, as idades máximas são de 59,7 anos e 62,6 anos, respectivamente. Portanto, quanto maior o nível salarial, mais elevada é a idade que maximiza a probabilidade de o indivíduo receber determinado nível de salário.

---

<sup>5</sup> Na situação em que a estimativa do coeficiente de idade seja positivo e a estimativa do coeficiente de idade ao quadrado seja negativo.

<sup>6</sup> Os setores considerados pelo IBGE seguem a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE).

Tabela 2 – Modelos Logits dos determinantes da probabilidade de inserção em faixas de salários, mesorregiões de Minas Gerais, 2010

Variáveis Independentes/ Dependentes	Acima de 1 SM	Acima de 3 SM	Acima de 5 SM	Acima de 10 SM
Gênero	1,1565***	1,2778***	1,2878***	1,3398***
	(0,0068)	(0,0105)	(0,0141)	(0,0239)
Idade	0,1735***	0,1913***	0,2045***	0,2030***
	(0,0013)	(0,0022)	(0,0032)	(0,0055)
Idade <sup>2</sup>	-0,0018***	-0,0017***	-0,0017***	-0,0016***
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0001)
Agropecuária	-0,9407***	-0,5042***	-0,1165***	0,2046***
	(0,0081)	(0,0149)	(0,0217)	(0,0382)
Extrativa	0,6145***	0,4281***	0,2705***	0,5291***
	(0,0282)	(0,0305)	(0,0425)	(0,0659)
Transformações	0,1953***	-0,0421***	-0,0691***	-0,0406 <sup>NS</sup>
	(0,0088)	(0,0132)	(0,0190)	(0,0348)
Construção	-0,0113 <sup>NS</sup>	-0,3861***	-0,3467***	-0,1260***
	(0,0106)	(0,0177)	(0,0266)	(0,0476)
Financeiro	0,8707***	0,8873***	0,6687***	0,1650***
	(0,0378)	(0,0328)	(0,0381)	(0,0596)
Administração Pública	0,1652***	0,6671***	0,5434***	0,5110***
	(0,0123)	(0,0145)	(0,0187)	(0,0297)
Domésticos	-1,2468***	-2,0478***	-2,3262***	-2,8516***
	(0,0134)	(0,0627)	(0,1335)	(0,3330)
Amarelo	0,0327(NS)	-0,1530***	-0,1267**	-0,0999(NS)
	(0,0293)	(0,0438)	(0,0586)	(0,0961)
Negro	-0,2087***	-0,5556***	-0,6921***	-0,8238***
	(0,0060)	(0,0093)	(0,0132)	(0,0243)
Indígena	-0,0918 <sup>NS</sup>	-0,6950***	-0,6944***	-0,6241*
	(0,0832)	(0,1511)	(0,1937)	(0,3785)
Sem instrução, fundamental incompleto	-1,1321***	-1,5947***	-1,7479***	-1,6314***
	(0,0077)	(0,0129)	(0,0201)	(0,0407)
Fundamental completo e médio incompleto	-0,5959***	-0,7909***	-0,8643***	-0,7724***
	(0,0085)	(0,0134)	(0,0206)	(0,0427)
Superior completo	1,6707***	1,7873***	1,8506***	2,1384***
	(0,0147)	(0,0117)	(0,0145)	(0,0259)
Norte	-0,8765***	-0,5755***	-0,4495***	-0,3418***
	(0,0199)	(0,0321)	(0,0455)	(0,0805)
Jequitinhonha	-1,0123***	-0,6492***	-0,6400***	-0,6422***
	(0,0229)	(0,0391)	(0,0577)	(0,1061)
Mucuri	-0,8203***	-0,4018***	-0,2512***	-0,2001*
	(0,0255)	(0,0424)	(0,0598)	(0,1042)
Triângulo Mineiro	0,5889***	0,1588***	0,0553 <sup>NS</sup>	-0,0274 <sup>NS</sup>
	(0,0197)	(0,0300)	(0,0420)	(0,0738)

Continuação Tabela 2 – Modelos Logits dos determinantes da probabilidade de inserção em faixas de salários, mesorregiões de Minas Gerais, 2010

Variáveis Independentes/ Dependentes	Acima de 1 SM	Acima de 3 SM	Acima de 5 SM	Acima de 10 SM
Central	-0,1720***	-0,3343***	-0,2669***	-0,3356***
	-0,0236	-0,0384	-0,0538	-0,0959
RMBH	0,3582***	0,2691***	0,3883***	0,4517***
	-0,0185	-0,0284	-0,0399	-0,0703
Vale do Rio Doce	-0,2634***	-0,1199***	-0,0472(NS)	-0,1841**
	-0,0195	-0,0308	-0,0434	-0,0771
Oeste	0,2111***	-0,2534***	-0,2692***	-0,3800***
	-0,0205	-0,0322	-0,0451	-0,0798
Sul	0,0792***	-0,3455***	-0,3985***	-0,5259***
	-0,0188	-0,0294	-0,0414	-0,0731
Campo das Vertentes	-0,4262***	-0,4170***	-0,3843***	-0,3220***
	-0,0226	-0,0355	-0,0495	-0,0853
Zona da Mata	-0,3282***	-0,3592***	-0,2492***	-0,2416***
	-0,0193	-0,03	-0,043	-0,0757
Constante	-3,1830***	-6,6328	-8,2158***	-10,0762***
	-0,0304	-0,0529	-0,0781	-0,1407

Notas: \*Significativo a 10%, \*\* Significativo a 5%, \*\*\* Significativo a 1%, NS Não Significativo.

SM = Salário mínimo e valores entre parênteses: estimativas dos desvios-padrão.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Em relação aos setores, a agropecuária apresenta coeficientes negativos para todas as regressões, exceto para a regressão que trata da probabilidade de inserção na faixa superior a dez salários mínimos. Uma possível explicação é de que, apesar dos empregados na agropecuária receberem baixos salários, os ocupados na agropecuária que recebem mais de dez salários mínimos são, provavelmente, grandes fazendeiros e latifundiários e, portanto, donos do seu próprio negócio.

A indústria extrativa apresenta coeficientes positivos para todas as regressões, indicando que os indivíduos ocupados nesse setor recebem maiores salários do que aqueles ocupados no setor de comércio e serviços, a base ocupacional do modelo desenvolvido no presente estudo. Por outro lado, a indústria de transformação apresenta coeficiente positivo apenas para a faixa salarial acima de um salário mínimo. Já a construção apresenta coeficientes negativos para todas regressões, indicando maiores chances dos trabalhadores desse setor receberem salários máximos de um salário mínimo.

Todos os coeficientes para o setor financeiro e a administração pública são positivos. Neste caso, destaca-se que tais atividades demandam pessoal qualificado, sendo que a entrada do indivíduo na administração pública está, na maioria das vezes, associada à sua aprovação em concursos públicos de regras rígidas acerca da qualificação profissional e oferecem salários competitivos, como aponta Souza e Medeiros (2012). Por outro lado, em relação aos serviços domésticos, os coeficientes foram todos negativos, de acordo com o esperado, devido aos baixos salários que historicamente esta classe recebe.

Considerando-se a raça dos indivíduos, para os negros, indígenas e amarelos os coeficientes são negativos, quando estatisticamente significativos, indicando a possível discriminação no mercado de trabalho em detrimento da mão de obra de tais raças. Como aponta Bartalotti e Leme (2007), os indivíduos podem apresentar atributos diferentes, como o nível de qualificação, indo além da discriminação, *per si*. Cabe mencionar, que o percentual de indivíduos autodeclarados indígenas e amarelos é baixo em comparação ao total de pessoas ocupadas no estado de Minas Gerais (Apêndice A). Portanto, em comparação com a base racial do modelo, ou seja, os indivíduos brancos, todas as outras raças possuem probabilidades menores de salários.

Em relação à escolaridade, os coeficientes para as classes educacionais sem escolaridade e ensino fundamental incompleto e ensino fundamental completo e médio incompleto apresentam coeficientes negativos para as quatro regressões estimadas. Em contrapartida, para a classe superior completo, os coeficientes são todos positivos, o que permite inferir que, em geral, quanto maior a escolaridade do indivíduo, mais suas chances de auferir maiores rendimentos do trabalho.

Os coeficientes para as mesorregiões Triângulo Mineiro/Paranaíba e Região Metropolitana de Belo Horizonte apresentam coeficientes positivos para todas as regressões quando estatisticamente significativos. Este resultado é consoante ao fato de que essas regiões são as mais urbanizadas do estado, nas quais se localizam as duas maiores cidades mineiras, Belo Horizonte e Uberlândia, o que lhes confere o perfil de economia mais dinâmica e de maior contingente populacional.

No caso das mesorregiões Oeste de Minas e Sul de Minas, os coeficientes são positivos na primeira regressão e negativos nas demais. Isso condiz com a ideia de que indivíduos apresentam probabilidades positivas de integrar faixas salariais maiores que um salário mínimo nessas mesorregiões. Entretanto, esse mesmo indivíduo apresenta chances negativas de integrar faixas maiores ou iguais a três, cinco ou dez salários mínimos.

Por fim, as demais mesorregiões apresentam coeficientes negativos em todas as regressões, destacando-se o Noroeste de Minas como categoria base para mesorregiões. Portanto, em primeira análise, pode-se inferir que indivíduos ocupados no Norte de Minas, Vale do Jequitinhonha, Mucuri, Vale do Rio Doce, Central Mineira, Zona da Mata e Campo das Vertentes possuem menores probabilidades de integrar faixas salariais maiores a um salário mínimo, em comparação com o Noroeste de Minas.

De maneira complementar, os dados dos Índices de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) corroboram os resultados encontrados. Notadamente, entre 2000 e 2010, ocorreu relativa melhora no IDHM em todo o estado mineiro, porém, os piores índices continuam a ser observados de maneira geral nas mesorregiões do Norte de Minas e Jequitinhonha. A maioria dos municípios dessas regiões apresentavam IDHM entre 0,600 a 0,699 em 2010 (PNUD, 2013). Por outro lado, fica claro que a RMBH e o Triângulo Mineiro/Alto Parnaíba apresentam níveis elevados de IDHM, nas faixas de 0,70 a 1,0 no ano de 2010. Este cenário pode estar ligado ao fato de que essas regiões possuem intensa atividade comercial e industrial, diferentemente do Norte de Minas e Jequitinhonha, cujo foco é a agropecuária (SANTOS e SILVA, 2011).

Conforme apontado na metodologia, os coeficientes dos modelos Logits representam o efeito (positivo ou negativo) de determinada variável sobre o logaritmo da razão de chances de determinado evento ocorrer – efeito marginal. Para melhor compreensão dos resultados, apresenta-se a seguir a análise destes efeitos marginais. Todavia, como o modelo apresenta diversas variáveis binárias explicativas, não é viável considerar o efeito marginal na média dessas variáveis. Como solução considera-se como base para o cálculo dos efeitos marginais provenientes dos modelos Logits

estimados o seguinte perfil de mão de obra: um indivíduo do sexo masculino, com 37 anos, morador da RMBH, sem escolaridade, ou apenas com o ensino fundamental incompleto, e ocupado no setor agropecuário.

Primeiramente, cabe mencionar que todos os efeitos marginais diminuem à medida que se considera as faixas salariais superiores (Tabelas 3 a 6). Esse resultado era esperado, pois o número de indivíduos ocupados que recebem mais de dez salários mínimos é muito pequeno. Em outras palavras, a grande parte dos ocupados no estado de Minas Gerais está inserida em faixas de salários de nível inferior a dez mínimos, tornando o conjunto de indivíduos que assumem valores zero na última regressão heterogêneo (ver Apêndice A).

Primeiramente, são apresentados, na Tabela 3, os efeitos marginais considerando-se as variáveis explicativas de gênero e de raça, nos quais as bases são homem e branco, respectivamente. Nota-se que os efeitos marginais para gênero são positivos em todas as regressões. O que implica dizer que, se o indivíduo for do sexo masculino, sua probabilidade de ganhar acima de um salário mínimo aumenta em 0,26 pontos percentuais (p. p.). Esse impacto vai diminuindo na medida em que as faixas salariais contemplam salários mais elevados, chegando a um efeito quase nulo na faixa acima de dez salários mínimos. De fato, como aponta Hoffmann e Leone (2004), os empregos menos valorizados no mercado de trabalho brasileiro continuam sendo ocupados por mulheres, a exemplo do serviço doméstico.

Tabela 3 – Efeitos marginais de gênero e raça sobre chances de inserção em faixas salariais, Minas Gerais, 2010

Variáveis (gênero e raça)	Acima de 1 salário mínimo	Acima de 3 salários mínimos	Acima de 5 salários mínimos	Acima de 10 salários mínimos
Gênero	0,261	0,035	0,014	0,004
Amarelo	-	-0,007	-0,002	-
Negro	-0,052	-0,034	-0,019	-0,007
Indígena	-	-0,024	-0,010	-0,002

Fonte: Elaboração própria a partir dos modelos estimados (Tabela 2).

Nota: Valores não declarados não são estatisticamente significativos

Em relação à raça dos indivíduos, os efeitos marginais para amarelos são praticamente nulos, o que pode ser explicado pelo fato de o número de indivíduos autodeclarados amarelos ser baixo no estado de Minas Gerais (Apêndice A). Por outro lado, quando o indivíduo é negro, diminui-se sua probabilidade de receber salário superior a um salário mínimo em 0,05 p. p.. Para a faixa salarial acima de três salários mínimos, essa relação passa aos 0,03 p. p., sendo que o mesmo ocorre com os indígenas. Se a pessoa ocupada for autodeclarada indígena, suas chances de receber salários maiores são mais baixas. Especificamente, a probabilidade de renda do trabalho acima de três mínimos, a possível diminuição na probabilidade é de 0,02 p. p..

É relevante atentar também que não se pode considerar toda a diferenciação de renda entre raça e gênero como sendo proveniente de discriminação. Segundo Salvato et al. (2008), utilizando a decomposição de Oaxaca-Blinder com microdados da PNAD de 2005, 27% da diferença salarial entre brancos e negros no estado de Minas Gerais é explicada pela discriminação. Quando se considera os homens brancos e as mulheres negras, a discriminação chega a explicar 66% da diferença de rendimento médio nesse estado.

Em relação aos efeitos marginais para a análise de ocupação setorial da economia, os resultados estão apresentados na Tabela 4. Cabe destacar que, a base

ocupacional considerada é o agregado comércio e serviços. Se o trabalhador estiver inserido na agropecuária, a probabilidade de recebimento acima de um salário mínimo diminui em cerca de 0,22 p. p. e, para renda superior a três mínimos, essa relação passa para 0,03 p. p.. Por fim, para mais de cinco salários mínimos e mais de dez salários mínimos, os resultados são praticamente zero. De fato, como aponta Rocha, Santos e Rosado (2013), a desestruturação do mercado de trabalho na década de 1990 no Brasil impactou de maneira mais intensa o setor agropecuário, por conta da crise da dívida e da abertura comercial. Nesse sentido, no ano de 2000, o mercado de trabalho agropecuário em Minas Gerais apresenta aumento das ocupações sem rendimento, o que, segundo o estudo, caracteriza a precarização das condições de trabalho na agropecuária.

No caso da indústria extrativa, os efeitos desta variável sobre a probabilidade de os indivíduos receberem mais que determinada faixa salarial são todas positivos. No entanto, apesar da indústria extrativa enquadrar-se no setor primário, assim como a agropecuária, o primeiro necessita de profissionais mais qualificados devido à própria essência da atividade. Por outro lado, na indústria de transformação, o efeito marginal é positivo sobre a chance de inserção na faixa salarial acima de um salário mínimo (0,06 p. p.). Todavia, nas faixas mais para faixas acima de três e cinco salários mínimos, os coeficientes são negativos, porém, próximos de zero.

Sobre este resultado, Campos, Amorim e Pochmann (2007) apontam que, no ano de 2007, a estimativa era de que havia demanda de mão de obra qualificada na indústria extrativa e de transformação não suprida pelo mercado. De maneira oposta, na construção civil e na agropecuária, havia oferta de trabalho qualificado não suprida pela demanda, isso no caso de empregos formais na economia.

Tabela 4 – Efeitos marginais para os setores produtivos sobre chances de inserção em faixas salariais, Minas Gerais, 2010

Variáveis	Acima de 1 salário mínimo	Acima de 3 salários mínimos	Acima de 5 salários mínimos	Acima de 10 salários mínimos
Agropecuária	-0,219	-0,030	-0,002	0,000
Indústria Extrativa	0,149	0,024	0,006	0,004
Indústria de Transformação	0,049	-0,002	-0,001	-
Construção	-	-0,015	-0,006	-0,001
Financeiro	0,205	0,063	0,019	0,001
Administração Pública	0,041	0,043	0,014	0,003
Serviços Domésticos	-0,277	-0,043	-0,018	-0,005

Fonte: Elaboração própria a partir dos modelos estimados (Tabela 2).

Nota: Valores não declarados não foram estatisticamente significativos

Se o trabalhador estiver ocupado na construção, a sua probabilidade de receber mais de três salários mínimos diminui em 0,015 p. p.. Para as faixas salariais acima de cinco e acima de dez salários mínimos, esse coeficiente é praticamente nulo. De fato, a construção civil detém um contingente de mão de obra de menor nível de qualificação em comparação ao total de ocupados, como indica Neri (2011). Essa é, provavelmente, a principal justificativa da renda dos ocupados no setor de construção ser quase 15% inferior ao total de ocupados no ano de 2009, apesar da melhora no nível de rendimentos de 1996 para 2009, de acordo com dados da RAIS (NERI, 2011).

No caso do setor financeiro e a administração pública, todos os efeitos marginais são positivos. O indivíduo empregado no setor financeiro apresenta 0,20 p. p. a mais na probabilidade de receber mais de um salário mínimo, em comparação com a base

comércio e Serviços. Essa relação passa para 0,06 p. p. e 0,02 p.p, respectivamente, nas estimativas para inserção nas faixas salariais acima de três e cinco salários mínimos. Na administração pública, o indivíduo possui 0,04 p. p. a mais de probabilidade de receber mais de um mínimo e 0,06 p. p. de receber mais de três mínimos.

Sobre isso, Cruz, Paiva e Martins (2016) ressaltam que o setor financeiro se concentra nas regiões mais dinâmicas do estado mineiro e também de maior poder aquisitivo. Isso é apontado no trabalho de Stülp (2006) para o Rio Grande do Sul no ano de 2000, cujos resultados são de efeitos positivos na renda quando o indivíduo está ocupado no setor financeiro gaúcho. Por outro lado, a expectativa era de efeitos marginais positivos para alocados na administração pública, tal como alertado no trabalho de Souza e Medeiros (2012) discutido aqui com dados de 2009.

Prosseguindo a análise, os resultados mostram que as atividades domésticas apresentam efeitos marginais mais negativos entre os setores considerados para as quatro regressões. Em outras palavras, quando o indivíduo está ocupado nesse setor, suas chances de receber maiores salários são as menores, entre todos os setores. A probabilidade de esse trabalhador receber mais de um salário mínimo é de 0,30 p. p. menor do que no setor de comércio e serviços. Avaliando a chance de salário acima de três mínimos, a probabilidade em 0,04 p.p, cujo valor cai para 0,02 p. p., para rendimentos superiores aos cinco mínimos. Por fim, o efeito marginal identificado é praticamente nulo se a meta é a remuneração definida na última faixa salarial (acima de dez mínimos), o que condiz, pois, o número de empregados domésticos nas últimas faixas salariais consideradas no presente estudo é extremamente baixo (ver Apêndice A).

Trata-se de um resultado consoante com o discutido por Araújo et al. (2014) a partir de dados da PNAD para o ano de 2011, quando 40% da força de trabalho doméstica no Brasil possuía escolaridade entre um e quatro anos de estudo. Além disso, menos de um terço de todos empregados domésticos brasileiros possuía carteira de trabalho assinada. São fatores indicadores da vulnerabilidade socioeconômica desses trabalhadores, principalmente porque acima de 80% dos ocupados em serviços domésticos recebiam até um salário mínimo. Entretanto, nos últimos anos é perceptível os esforços do poder público para melhorar a situação ocupacional dos trabalhadores domésticos. Pode-se citar, como exemplo, a lei complementar N° 150, de 1° de junho de 2015.<sup>7</sup> Entre outras coisas, essa lei delimita a jornada máxima de trabalho diário e semanal, sendo oito horas e 44 horas, respectivamente.

A seguir a Tabela 5 permite visualizar os resultados para as variáveis acerca da escolaridade do indivíduo. De acordo com as expectativas, quanto mais qualificado for o trabalhador, maiores suas chances de compor as faixas salariais mais elevadas. Este resultado condiz com Hoffmann e Simão (2005), os quais identificam que cada acréscimo adicional na escolaridade, até dez anos de estudo, representa o aumento de quase 8% nos rendimentos do indivíduo a partir de dados do ano de 2000. Para indivíduos com escolaridade superior a 10 anos de estudo, esse acréscimo atinge os 22,5%. Portanto, quanto mais alta a qualificação do indivíduo, maiores as probabilidades de receber maiores salários.

Quando o indivíduo não possui instrução ou tem apenas o ensino fundamental incompleto, suas chances de receberem mais que um salário mínimo diminui em 0,26 p. p.. Essa relação negativa passa para 0,155 p. p. quando se considera a classe mais de três salários mínimos. Se o indivíduo está inserido na faixa de qualificação considerada, ele possui 0,09 p. p. a menos de probabilidade de receber mais de cinco salários

---

<sup>7</sup> [http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/leis/LCP/Lcp150.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/LCP/Lcp150.htm)

mínimos e, no caso de dez salário mínimos, esse efeito é também negativo e da ordem de 0,02 p. p..

Tabela 5 – Efeito marginais para níveis de escolaridade sobre chances de inserção em faixas salariais, Minas Gerais, 2010

Variáveis	Acima de 1 salário mínimo	Acima de salários mínimos	Acima de salários mínimos	Acima de salários mínimos
Sem Instrução e Fundamental Incompleto	-0,256	-0,155	-0,086	-0,021
Fundamental Incompleto e Médio Completo	-0,146	-0,026	-0,012	-0,003
Superior Completo	0,341	0,188	0,097	0,038

Fonte: Elaboração própria a partir dos modelos estimados (Tabela 2).

Analisando-se o nível de qualificação “fundamental completo e médio incompleto” os efeitos marginais continuam negativos, entretanto, com menores coeficientes em comparação quando o indivíduo não possui instrução ou fundamental incompleto. Quando o trabalhador possui fundamental completo ou ensino médio incompleto, a probabilidade de este integrar a faixa salarial mais de um salário mínimo diminui em 0,15 p. p.. Essa relação continua negativa quando se considera a faixa salarial acima de três salários (0,03 p. p.). No caso de mais de cinco a probabilidade continuam negativas e na ordem de 0,01 p. p.. No caso da faixa salarial acima de dez salários mínimos a relação é quase nula. É importante lembrar que a análise é feita com relação à base que é ensino médio completo e ensino superior incompleto.

Se o indivíduo possui superior completo suas probabilidades em todas faixas salariais são positivas. O efeito marginal da primeira regressão aponta que esse possui 0,34 p. p. a mais de chance de integrar a faixa salarial acima de um salário mínimo. Essa relação passa para 0,19 p. p. quando se considera a faixa salarial acima de três salários mínimos. Nas duas últimas faixas salariais consideradas, mais de cinco salários e mais de dez salários mínimos, os efeitos marginais indicam aumentos nas respectivas probabilidades de integrar cada uma dessas faixas salariais de 0,10 p. p. e 0,04 p. p..

O indivíduo com ensino superior completo, portanto, possui maiores probabilidades de auferir salários mais elevados. Esse resultado corrobora com os resultados de Cruz, Paiva e Vieira (2016), a partir da análise da ocupação setorial e a escolaridade do trabalhador no estado de Minas Gerais. Os autores apontam que a qualificação do trabalhador tem impactos maiores na probabilidade do indivíduo receber maiores salários em comparação com o setor de ocupação. Além disso, quanto maior o estoque educacional do indivíduo maior a suas chances de integrar faixas salariais mais elevadas.

Por fim, analisa-se o efeito marginal na probabilidade de um indivíduo ocupar determinada faixa salarial dado que esse está localizado em dada mesorregião (Tabela 6). Essa análise tem grande importância devido à heterogeneidade territorial do estado de Minas Gerais, já mencionado em estudos anteriores, como Hoffmann e Simão (2005) e Cruz, Paiva e Martins (2016). A partir desta análise, pode-se inferir quais mesorregiões são mais impactadas por menores salários e quais as possíveis causas para tal disparidade.



Tabela 6 – Efeitos marginais sobre a chance de inserção em faixas salariais, mesorregiões de Minas Gerais, 2010

Variáveis	Acima de 1 salário mínimo	Acima de 3 salários mínimos	Acima de 5 salários mínimos	Acima de 10 salários mínimos
Norte de Minas	-0,206	-0,021	-0,007	-0,001
Vale do Jequitinhonha	-0,234	-0,023	-0,009	-0,002
Mucuri	-0,194	-0,016	-0,004	-0,001
Triângulo Mineiro/Paranaíba	0,143	0,008	-	-
Central Mineira	-0,043	-0,014	-0,005	-0,001
Metropolitana de Belo Horizonte	0,089	0,011	0,006	0,001
Vale do Rio Doce	-0,065	-0,005	-	-0,001
Oeste de Minas	0,053	-0,011	-0,005	-0,002
Sul/Sudoeste de Minas	0,020	-0,014	-0,007	-0,002
Campo das Vertentes	-0,105	-0,016	-0,006	-0,001
Zona da Mata	-0,081	-0,014	-0,004	-0,001

Fonte: Elaboração própria a partir dos modelos estimados (Tabela 2).

Valores não declarados não foram estatisticamente significativos

Primeiramente, percebe-se que Triângulo Mineiro e RMBH são as duas únicas mesorregiões que apresentam todos os efeitos marginais positivos, quando estatisticamente significativo. Se o indivíduo mora no Triângulo Mineiro ele possui 0,14 p. p. a mais de receber mais de um salário mínimo. No caso de mais de três salários mínimos essa relação passa para 0,01 p. p.. Na RMBH, a probabilidade de o indivíduo ganhar mais de um salário mínimo é de 0,10 p. p.. Para as faixas salariais acima de três e acima de cinco salários mínimos essa relação passa, respectivamente, para 0,011 p. p. e próximo de 0,006 p. p..

O Sul de Minas também apresenta resultado positivo para mais de um salário mínimo (0,02 p. p.). Entretanto, para todas as outras faixas salariais consideradas, a probabilidade de um indivíduo receber acima de essas diminui. No caso de mais de três salários mínimos essa relação é negativa, como mencionado anteriormente, e da ordem de 0,01 p. p..

Por outro lado, todas as outras mesorregiões apresentam efeitos marginais negativos para as faixas salariais acima de três salários mínimos. Destacam-se as regiões Vale do Jequitinhonha, Norte de Minas e Mucuri. Por outro lado, Vertentes, Zona da Mata, Vale do Rio Doce e Central Mineira, apesar de apresentar coeficientes negativos, são relativamente pequenos. Isso indica que, as políticas públicas voltadas para a melhora da remuneração e do nível de qualificação do trabalhador, devem se voltar, em especial, para aquelas regiões. Em outras palavras, O Vale do Jequitinhonha, Norte de Minas e Mucuri são áreas historicamente pobres, apresentando, na maioria das vezes, os menores IDHs do estado em questão. Portanto, apesar de haver efeitos marginais negativos em outras mesorregiões, a magnitude desse efeito indica quais são as áreas primordiais a serem consideradas.

De fato, o Norte de Minas, Vale do Jequitinhonha e Mucuri são as mesorregiões do estado de Minas Gerais com maiores níveis de pobreza (PINHO, ROCHA e BRITO, 2014). Além disto, o Noroeste de Minas, o Vale do Rio Doce, a Central Mineira, o Campo das Vertentes e a Zona da Mata apresentaram queda na proporção de pobres 1991 para 2010. Naquele ano, ainda de acordo com Pinho, Rocha e Brito (2014), as proporções de pobres nessas mesorregiões variavam entre 45% e 53%. Já no ano de

2010, essas proporções eram entre 10% e 16%. Por outro lado, o Oeste de Minas, o Sul/Sudoeste de Minas, o Triângulo Mineiro/Paranaíba e a RMBH apresentavam as menores proporções de pobres de todas as mesorregiões mineiras, entre 4% e 7% no ano de 2010 (PINHO, ROCHA e BRITO, 2014).

Destaca-se ainda o trabalho de Soares (2009) que aponta que, no ano de 2010, 14,4% da população ocupada no setor formal na RMBH possuía ensino superior completa. No Vale do Rio Doce/Paranaíba e Sul/Sudeste de Minas essa relação eram próximos de 9%. Já no Vale do Jequitinhonha os empregados com ensino superior completo não passam de 3% do total de ocupados. Esse fato indica que a localização geográfica tem impacto no nível de renda da população e pode haver uma relação estreita com o nível educacional.

O estudo de Soares (2009) ajuda a corroborar a ideia de que políticas públicas voltadas para a melhora do nível educacional nas mesorregiões apresentam efeitos marginais negativos. Por outro lado, os dados apresentados por esse autor indicam que o contingente de indivíduos com ensino superior completo na Zona da Mata e no Campos das Vertentes é próximo de 9% do total de ocupados com carteira assinada no ano de 2010. Esse cenário é bem parecido com o que ocorre no Vale do Rio doce/Paranaíba e Sul/Sudoeste de Minas, que apresentam efeitos marginais positivos para a faixa salarial maior que um salário mínimo. Portanto, não é apenas o grau de instrução díspares nas mesorregiões que impacta nível salarial dos indivíduos.

Em suma, os resultados aqui apresentados apontam para a necessidade de os formuladores de políticas públicas estarem atentos ao maior número de variáveis, para que os fatores que impactam negativamente as remunerações do indivíduo sejam atacadas da melhor forma possível. Os dados indicam que é necessário melhorar o nível educacional do indivíduo e inserir políticas públicas que fomentem a não distinção de salários entre homens e mulheres e entre branco e não brancos. Além disso, as atividades produtivas em cada mesorregião do estado devem priorizar a implementação de inovações tecnológicas. Nesse sentido, é importante mencionar que inovações tecnológicas só surtem efeito quando a qualificação do indivíduo está em consoante com aquelas.

## 5. CONCLUSÕES

Na enumeração das principais inferências deste trabalho, é importante destacar que, nas estimações dos modelos *Logits*, foi considerada como categoria base de análise o indivíduo com as seguintes características: sexo feminino, autodeclarado branco, de instrução entre médio completo e superior incompleto, com ocupação setorial em atividades de comércio e serviços na mesorregião do Noroeste de Minas. Diante disso, primeiramente, fica evidente, conforme esperado, que as características dos indivíduos impactam de maneira diferenciada sua probabilidade de rendimentos salariais superiores e corroboram resultados de estudos anteriores, bem como a discussão teórica dos determinantes de ascensão salarial.

Primeiramente, percebe-se que homens tendem a receber maiores salários em relação às mulheres, atestado pelo fato de todos os modelos *Logit* por faixa salarial revelarem efeitos marginais positivos se o trabalhador é do sexo masculino. Ou seja, se o indivíduo for homem, maiores as probabilidades de receber salários relativamente superiores em relação a mão de obra feminina.

Isso se repete na avaliação dos variáveis binárias de raça, pois pessoas autodeclaradas brancas apresentam maiores probabilidades de inserirem-se em faixas salariais mais elevadas. Todavia, é importante mencionar dois aspectos. Primeiro, o total de indivíduos autodeclarados indígenas e amarelos é pequeno em comparação ao

universo de ocupados no estado de autodeclarados brancos e negros (pretos e pardos). Além disso, os efeitos marginais negativos não necessariamente são totalmente provenientes de discriminação. Isso porque a diferença de escolaridade entre indivíduos de raça distintas explicar tal resultado. Tal resultado condiz com a discussão da literatura sobre o fato de que mulheres e negros são as classes com menores oportunidades salariais no estado de Minas Gerais. Apesar da redução do peso da diferenciação no mercado de trabalho, indivíduos de mesmo nível de qualificação e atributos exigidos pelo cargo não devem ser prejudicados por fatores de raça e gênero.

No estudo por ramo de atividade, o fato de a mão de obra estar alocada na agropecuária, construção ou em empregos domésticos revelam relações inversas e estatisticamente significativas com a probabilidade de inserção em todas os níveis de salários avaliados. Sobre tal evidência, entre as justificativas estão, em primeiro lugar, a qualificação destes indivíduos, atenuada por exemplo pela legislação vigente. Afinal, nos últimos anos, vem sendo empregados esforços visando ao avanço nas leis trabalhistas que regem o setor de serviços domésticos. Outro ponto importante são os trabalhadores informais e em situação precária, cujos impactos sobre as probabilidades de composição em grupos de rendimentos maiores é negativa. O setor agropecuário, por exemplo, muitas vezes se encontra em regiões mais isoladas do estado de Minas Gerais e, portanto, de difícil acesso por parte dos órgãos de fiscalização. Sob tal perspectiva, esboçar conclusões mais contundentes sobre os causas reais desta realidade de rendimentos diferenciados entre setores é uma das limitações do modelo desenvolvido. Registra-se, portanto, como sugestão para estudos futuros as investigações específicas sobre os determinantes salariais nestes grupos de atividades econômicas.

Já o fato de o indivíduo ser do setor financeiro, da administração pública e da indústria extrativa dá-lhe possui relação direta com a probabilidade de inserção nos grupos de rendimentos de salário avaliados. Todavia, se o indivíduo é alocado na indústria de transformação, há relação positiva e estatisticamente significativa apenas no recebimento de renda do trabalho entre um e três salários mínimos.

Se por um lado, os maiores efeitos marginais sobre a chance de o indivíduo receber maiores salários são provenientes do nível de escolaridade superior completo, por outro, o empregado sem instrução ou de nível equivalente ao ensino fundamental incompleto revela efeitos marginais negativos sobre a probabilidade de ascensão salarial. Esse cenário dá respaldo e complementa a linha de estudos que definem a escolaridade como principal característica determinante da melhora na renda do mercado de trabalho mineiro. Posto isso, políticas públicas voltadas ao aprimoramento da qualidade e aumento do estoque de capital humano mineiro são primordiais e complementares salariais e aos instrumentos públicos de combate à pobreza. Em suma, a qualidade na educação no estado de Minas Gerais deve continuar fazendo parte da agenda de investimentos do Governo em suas várias esferas, bem como a ampliação do acesso das classes mais pobres à educação.

Por fim, considerando-se as análises a partir das mesorregiões mineiras é outro aspecto positivo do estudo. Isso porque identificar as regiões de mão de obra fadada aos menores salários pode ser um facilitador para a formulação de ações voltadas ao desenvolvimento e implementação de políticas públicas de promoção do desenvolvimento em todas as suas vertentes, incluindo a diminuição da desigualdade de renda. Especificamente, por um lado, o fato de o indivíduo estar na região metropolitana de Belo Horizonte ou no Triângulo Mineiro/Paranaíba apresenta impacto positivo sobre suas chances de auferir maiores salários. Com oportunidades salariais mais restritas, os trabalhadores da região Oeste e do Sul/Sudoeste de Minas Gerais também possuem probabilidade positiva de receberem entre um e três salários mínimos. Já os indivíduos

das demais mesorregiões apresentam efeitos marginais negativos de chance de composição de faixas de salários melhores, com destaque para o Norte de Minas, Vale do Jequitinhonha e Mucuri, locais historicamente marcados por pobreza elevada e baixos níveis de desenvolvimento humano.

Portanto, indica-se que de modo geral, o governo estadual em parceria com as demais esferas deve estudar as prioridades das populações do Vale do Jequitinhonha, Norte de Minas e Mucuri quanto da implementação de políticas públicas que visam à melhora nas rendas dos trabalhadores mineiros. Isso vale também a mão de obra presente nos setores agropecuário, da construção civil e empregados domésticos. Como mencionado anteriormente, a qualificação da mão de obra prevalece como essencial determinante de melhores oportunidades no mercado de trabalho.

## REFERÊNCIAS

ARAÚJO, E. C. et al.. Trabalho doméstico e trabalho decente no Brasil: uma análise das questões teóricas e das empíricas à luz da PEC 478/2010. **Revista GeoNordeste**, n. 1, p. 75-96, 2014.

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. **Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentado no Brasil**. IPEA, 2002.

BARTALOTTI, O.; LEME, M. C. S.. Discriminação salarial além da vida: Uma abordagem de decomposição contrafactual utilizando regressões quantílicas. In: **Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia**. 2007.

CAMPOS, A.; AMORIM, R.; POCHMANN, M. (*Coordenador*). **Demanda e perfil dos trabalhadores formais no Brasil em 2007**. IPEA. Nov. 2007.

CAMBOTA, J. N. **Discriminação salarial por raça e gênero no mercado de trabalho das regiões Nordeste e Sudeste do Brasil: uma aplicação de simulações contrafatuais e regressão quantílica**. Dissertação de mestrado. Universidade Federal do Ceará. 2005.

CARDOSO, L. A. A.; CRUZ, A. C.; CASTRO, M. A. C. Diferenciais Salariais no mercado de Trabalho formal de Minas Gerais nos anos 2000. In: **Anais do XIII Encontro Nacional da ABET**. Curitiba, Paraná. 8 a 31 de outubro de 2013.

CAVALCANTI, J. E. A. Distribuição setorial da renda: seus efeitos de indução na economia brasileira. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 27, n. 1, p. 141-184, 1997.

CRUZ, A. C.; MOSS, S. R. Determinantes dos diferenciais de salários no mercado de trabalho formal do estado de Minas Gerais no período 1991-2001. In: **Anais do XII Seminário de Economia Mineira**, CEDEPLAR. Diamantina, Minas Gerais. 2006.

CRUZ, A. C.; PAIVA, P. H. A.; VIEIRA, N. M.. Efeitos do Setor de Ocupação e da Escolaridade do Trabalhador sobre a probabilidade de inserção em faixas salariais nos Municípios de Minas Gerais nos Anos 2000. **Nexos Econômicos**, v. 8, p. 81-106, 2015.

DIEESE. **A situação do trabalho no Brasil na primeira década dos anos 2000**. São Paulo, 2012.

DIEESE. **A situação do trabalho no Brasil na primeira década dos anos 2000**. São Paulo, 2012.

GUJARATI, D. **Econometria básica**. 4. ed. rev. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 812 p.

HOFFMANN, R.; LEONE, E. Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade da renda domiciliar per capita no Brasil: 1981-2002. **Nova Economia**, v. 14, n. 2, maio/ago. 2004.

\_\_\_\_\_; SIMÃO, R. C. S. Determinantes do rendimento das pessoas ocupadas em Minas Gerais em 2000: o limiar no efeito da escolaridade e as diferenças entre mesorregiões. **Nova Economia**, v. 15, n. 2, p. 35-62, maio/ago. 2005.

MORICONI, G. M et al.. Diferentes padrões de políticas salariais nos estados brasileiros: uma análise a partir do diferencial de salários público-privado. **Revista de Economia Política**, v. 29, n. 3, 2009.

NERI, M.. (2011). O novo velho trabalhador da construção civil. **Revista Conjuntura Social**. Março de 2011.

PINHO, B. A. T. D.; ROCHA, A. S.; BRITO, A.. Distribuição da População em Minas Gerais: Uma Análise sobre Pobreza. **XVI Seminário de Economia Mineira**, CEDEPLAR. Diamantina, Minas Gerais. 2014.

PNUD (2013). **Atlas do Desenvolvimento Humano 2013**. Disponível em: <<http://atlasbrasil.org.br/2013/pt/consulta/>>. Acesso em: 04 de setembro de 2014.

REMY, M. A. P. A.; QUEIROZ, S. N.; SILVA FILHO, L. A. Evolução recente do emprego formal no Brasil: 2000-2008. **Revista da ABET**, v. 10, n. 1, 2011.

ROCHA, L. E. V.; SANTOS, G. C.; ROSADO, P. L. Indicadores de Desigualdade de Renda e Pobreza na Agricultura do estado de Minas Gerais. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, v. 15, n. 3, 2014.

SALVATO, M. A. et al. Mercado De Trabalho Em Minas Gerais e Bahia: Considerações sobre uma Análise da Discriminação de Raça e Gênero, In: **Anais do XIII Seminário de Economia Mineira**. CEDEPLAR. Diamantina, Minas Gerais. 2008.

SANTOS, G. R.; SILVA, R. S. Desenvolvimento regional no Norte de Minas Gerais. In: **35º Encontro Anual da ANPOCS**. Montes Claros/MG. Agosto de 2011.

SIMÃO, R. C. S. **Distribuição de renda e pobreza no estado de Minas Gerais**. [Dissertação de Mestrado]. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" da Universidade de São Paulo. Departamento de Economia, Administração e Sociologia. 2004.

SOARES, W. R. F. Diferenças Salariais e Desigualdade de Renda nas Mesorregiões Mineiras: uma Análise a partir dos Microdados da RAIS utilizando Regressão Quantílica. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v.40, n.1, p. 32-59. 2009.

SOUZA, P. H. G. F.; MEDEIROS, M. Diferencial salarial público-privado e desigualdade de renda per capita no Brasil. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 43, n. 1, p. 05-28, 2013.

STÜLP, V. J. Efeitos dos setores econômicos e da escolaridade sobre o rendimento do trabalho no Rio Grande do Sul. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 44, n. 1, p. 99-117, 2006.

TAVARES, P. A.; MENEZES FILHO, N. A.; O papel do capital humano na desigualdade de salários no Brasil entre 1981 e 2006. IN: **Encontro de Estudos Populacionais**, v. 16, 2008.

## APÊNDICE A

A Tabela 7 a seguir apresenta o percentual de indivíduos com determinada característica em cada uma das regressões realizadas, considerando-se valores populacionais por meio do fator de expansão no ano de 2010. O valor zero indica que o indivíduo está abaixo ou na faixa salarial considerada e o valor 1 que este se encontra acima. Por exemplo, na faixa salarial acima de um salário mínimo, 51,66% dos indivíduos que recebem abaixo desse valor são do sexo feminino.

Tabela 7 – Percentual (%) de ocupados com determinada característica conforme faixa salarial, Minas Gerais, 2010

Variáveis	Acima de 1 salário mínimo		Acima de 3 salários mínimos		Acima de 5 salários mínimos		Acima de 10 salários mínimos	
	0	1	0	1	0	1	0	1
Mulher	51,66	34,76	43,45	31,54	42,58	30,01	42,01	25,82
Homem	48,34	65,24	56,55	68,46	57,42	69,99	57,99	74,18
Agropecuária	21,48	8,37	15,22	5,30	14,37	5,55	13,89	5,70
Extrativa	0,43	1,46	0,88	1,93	0,97	1,85	1,01	2,36
Transformações	10,57	14,72	13,35	11,36	13,29	10,01	13,14	8,92
Construção	7,47	9,67	9,38	5,51	9,12	4,75	8,88	4,97
Financeiro	0,39	1,74	0,77	3,49	0,95	4,06	1,13	3,70
Administração pública	3,56	7,29	4,43	13,15	5,08	14,18	5,53	15,74
Doméstica	16,15	2,72	9,59	0,33	8,83	0,16	8,37	0,06
Comércio e serviços	39,95	54,02	46,38	58,92	47,39	59,44	48,06	58,56
Branco	38,86	51,72	43,01	65,66	44,41	71,52	45,72	77,68
Amarelo	0,95	1,02	1,00	0,98	1,00	0,99	1,00	1,01
Negro	60,04	47,13	55,85	33,28	54,45	27,41	53,16	21,23
Indígena	0,14	0,13	0,14	0,08	0,14	0,08	0,13	0,07
S/ inst., fund. incompleto	54,66	30,43	45,15	13,44	42,83	9,45	41,10	6,93
Fund. Completo, Médio incompleto	20,29	16,74	19,66	10,11	19,09	7,39	18,52	5,01
Médio completo	22,81	33,43	28,67	31,60	29,34	26,54	29,42	17,35
Superior completo	2,24	19,40	6,52	44,85	8,74	56,62	10,96	70,72
Noroeste	2,04	1,68	1,88	1,49	1,87	1,32	1,84	1,19
Norte	10,36	4,41	7,38	3,77	7,10	3,48	6,92	3,20
Jequitinhonha	4,51	1,44	2,96	1,16	2,83	0,94	2,73	0,76
Mucuri	2,34	1,02	1,66	0,98	1,61	0,96	1,58	0,89
Triângulo Mineiro	8,83	14,09	11,54	14,23	11,86	13,11	11,95	12,13
Central	2,55	1,89	2,29	1,45	2,23	1,34	2,19	1,12
RMBH	25,80	38,65	31,38	44,73	32,21	48,24	32,93	53,63
Vale do Rio Doce	8,40	6,20	7,32	5,85	7,23	5,53	7,16	4,45
Oeste	5,17	5,78	5,75	4,38	5,67	3,93	5,59	3,25
Sul	13,80	13,06	13,83	10,81	13,65	9,94	13,48	8,53
Campo das Vertentes	13,80	2,38	2,79	2,29	2,76	2,19	2,73	2,18
Zona da Mata	12,98	9,38	11,21	8,85	10,99	9,02	10,90	8,67

Fonte: Elaborado a partir de dados do Censo Demográfico de 2010.