

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

*Aline Cristina Cruz¹
Pedro Henrique de Abreu Paiva²
Norberto Martins Vieira³*

Resumo: Este estudo tem como objetivo avaliar os efeitos, provenientes das diferenças de ocupação dos setores produtivos e do nível de escolaridade, dos trabalhadores sobre a probabilidade de comporem faixas salariais distintas nos municípios mineiros nos anos de 2000 e de 2010. Para tal, usou-se o censo demográfico desses anos e o instrumental dos modelos *Logit*. Os resultados comprovam que, quando considerados os setores produtivos, os indivíduos possuem diferentes probabilidades de inserção em faixas salariais determinadas, embora tais disparidades tenham diminuído ao longo dos anos 2000. Destaca-se que a educação demonstra maior relevância neste estudo, pois revela maior probabilidade de inserção em faixas salariais superiores, principalmente para indivíduos com curso superior, sobretudo no ano de 2010. Em suma, fica evidente que as políticas públicas de melhoria da distribuição de renda em Minas Gerais devem se voltar principalmente ao nível educacional de sua população.

1 Professora Adjunta III do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de São João del Rei (UFSJ). Graduação em Ciências Econômicas (UFSJ), mestrado e doutorado em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV).

2 Bacharel em Ciências Econômicas – Universidade Federal de São João del Rei.

3 Professor Adjunto da Universidade Federal de São João del Rei.

Abstract: This study aims to evaluate the effects from the occupation of differences in the productive sectors and workers' educational level on the probability of individuals compose different salary ranges in the municipalities of Minas Gerais in 2000 and 2010. It is used the Demographic Census and the instrumental of Logit models. The results show that, when considering the productive sectors, individuals have different probabilities of inclusion in certain salary ranges, although these disparities have decreased over the years 2000. It is noted that education shows greater relevance in this study, it reveals more likely insertion in higher salary ranges, particularly for individuals with higher education, especially in 2010. In short, it is clear that public policies to improve the distribution of income in Minas Gerais must turn mainly to the educational level of its population.

Palavras-chave: Wage inequality. Schooling. Minas Gerais. Probability. Anos 2000.

Classificação JEL: J6, J10, J24.

I Introdução

No Brasil, é notada elevada desigualdade na distribuição de renda, apesar de sua queda na década de 2000, o que se verifica também em Minas Gerais. Segundo os censos demográficos de 2000 e 2010, divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2014a), o índice de Gini figura em 0,611 para o Brasil, e em 0,599 para Minas Gerais em 2000. Já em 2010, esse índice, no Brasil e em Minas Gerais, caiu para 0,575 e 0,544 respectivamente. O que se observa é que, apesar da diminuição das desigualdades, as políticas públicas não têm sido totalmente eficazes quanto ao objetivo da melhor redistribuição de renda.

Várias questões estão envolvidas quando o assunto diz respeito às mudanças nos rendimentos no mercado de trabalho, que é a principal variável de renda. Pode-se citar como exemplos as políticas de transferência de renda, a importância do aumento da escolaridade dos trabalhadores, além de questões ligadas ao gênero e à raça. Diante disso, é de suma importância entender o comportamento dessas variáveis para melhor direcionamento e eficácia das políticas públicas relacionadas à desigualdade de renda. O que se faz necessário notar é que setores e indivíduos se comportam de maneiras distintas perante o mercado de trabalho.

Por outro lado, vários estudos no Brasil vêm demonstrando que, em geral, a melhoria da renda é definida principalmente pelo nível de educação, usada como *proxy* para qualificação dos trabalhadores. No caso do presente estudo, o foco é o estado de Minas Gerais. A despeito desse estado, Cruz e Moss (2006) indicam essa variável como preponderante para a definição da desigualdade de renda com base nos dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), no período de 1991 a 2001, assim como Cardoso, Cruz e Castro (2013), cujo resultado é semelhante para a década de 2000. Já o trabalho de Simão (2004) avalia o rendimento do trabalho por hora das pessoas nessa unidade federativa com base no censo demográfico de 2000. A autora analisa os segmentos da indústria, comércio e agricultura e percebe comportamento diferente para o último segmento, de modo que a posição na ocupação define melhor os rendimentos no setor agrícola. Simão (2004) mostra ainda que a desigualdade de renda é elevada entre as mesorregiões mineiras.

Em relação aos setores da economia, Figueiredo Neto (1998) afirma que a abertura comercial na década de 1990 teve impacto diferenciado em cada um deles quanto aos rendimentos do trabalho. O setor agrícola foi mais penalizado que outros, pois, com a abertura, é exigido maior avanço tecnológico, culminando na contratação de mão de obra qualificada exigente de maiores salários. O aumento nas disparidades de renda no tocante à liberalização comercial brasileira é observado também por Arruda e colaboradores (2011). Segundo a pesquisa, as regiões brasileiras menos desenvolvidas são mais penalizadas com a abertura comercial.

São evidências que atentam para a importância dos efeitos na renda derivados das especificidades dos postos de trabalho dos diversos setores da economia, pois as atividades produtivas oferecem remunerações diversas à sua mão de obra. O fato de a educação ser a variável mais importante indicada na maioria dos estudos do Brasil e de Minas Gerais não significa que seja a única. De fato, vários estudos apontam essa variável como de maior relevância, mas não desconsideram o peso das demais. Como exemplo, tem-se Stülp (2006), que analisa as variáveis escolaridade e setor produtivo para o estado do Rio Grande do Sul, evidenciando que há especificidades em cada setor. Já Freguglia, Menezes Filho e Souza (2007) observam que há diferenças inter-regionais e interindustriais em Minas Gerais no setor de transformação.

Em suma, justificam-se os estudos sobre a diferença salarial no estado de Minas Gerais, levando-se em conta os setores da economia e o nível de escolaridade. Nesse contexto, a pergunta na qual este trabalho se embasa é: Qual o impacto do aumento do número de pessoas em determinado grupo educacional e do acréscimo de mão de obra em determinado setor sobre as

chances de o indivíduo integrar determinada faixa salarial? Espera-se que o impacto da educação para obtenção de maiores salários seja elevado, pois é um importante vetor para o desenvolvimento socioeconômico e, conseqüentemente, para a melhora na distribuição de renda.

Considerando-se a alta desigualdade salarial em Minas Gerais, o presente trabalho tem como objetivo principal analisar os efeitos provenientes das diferenças de ocupação dos setores produtivos e do nível de escolaridade dos trabalhadores sobre os diferenciais de salários nos municípios mineiros entre os anos de 2000 e 2010. Sendo assim, especificamente, pretende-se identificar, conjuntamente, o efeito do aumento do número de indivíduos em determinado nível escolar e do acréscimo de mão de obra em determinado setor sobre as chances de essa pessoa participar de dada faixa salarial em cada um dos períodos avaliados. Além disso, é necessário apontar a evolução do mercado de trabalho em Minas Gerais durante a década de 2000, no que diz respeito aos diferenciais salariais entre grupos educacionais e entre setores da atividade econômica para os impactos sobre a desigualdade salarial no estado.

No que se refere à estrutura do trabalho, além da introdução e da conclusão, este estudo possui mais três seções. Na primeira seção, desenvolve-se a análise da teoria da segmentação do mercado dual. A segunda seção aborda o referencial analítico utilizado neste estudo. Feito isso, procede-se com a análise e discussão dos resultados.

2 Referencial teórico

Diversas teorias abordam o mercado de trabalho, a exemplo da teoria de Hecksher-Ohlin e Stolper-Samulson (HOS). Esta abordagem trata a liberalização econômica como fator propulsor para a diminuição da desigualdade salarial entre trabalhadores qualificados e não qualificados em países em desenvolvimento. (NERY FILHO; FIGUEIREDO, 2008) A teoria do capital humano é outro exemplo e apresenta como centro da discussão a qualificação profissional para o desenvolvimento econômico. (SANTOS; CAMILLO, 2011) A teoria do mercado dual também leva em conta a educação em seu escopo teórico, incorporando outras variáveis, admitindo que o mercado possui barreiras que vão além do estoque de conhecimento. Nesta abordagem, a educação serve como sinalização do mercado de alocação do indivíduo. (SILVA, 2006) Para fins teóricos, os autores que abordam a teoria do mercado de trabalho segmentado divide-no em apenas dois submercados, o primário e o secundário. Segundo Fernandez-Huerta

(2010), Piore foi o primeiro a definir os mercados primários e secundários. Especificamente, no mercado primário, há maiores ganhos provenientes de mais investimentos em educação, enquanto no mercado secundário os ganhos de escolaridades são relativamente menores. (LIMA, 1980)

Já Silva (2006) discorre sobre três grupos principais de autores, considerando a teoria da segmentação. Cada grupo aborda de maneira diversa as consequências para a segmentação, porém, todos caminham na direção da divisão dual do mercado de trabalho. Primeiramente, tem-se Peter Doeringer e Michael J. Piore. Segundo esses estudiosos, os empregados sempre estão dispostos a ofertar trabalho para diferentes níveis de qualificações e são estratificados, no sentido de que a necessidade de qualificação e os dispêndios à aprendizagem variam de setor para setor. Já o mercado secundário tende a ter menor retorno em investimentos, treinamentos e qualificação. Portanto, os trabalhadores alocados nesse setor acomodam-se com suas situações trabalhistas, as quais podem ser reproduzidas de geração para geração. Sendo assim, o importante para esses autores são as características dos trabalhadores, como o nível de escolarização. (LIMA, 1980) Na visão de Piore (1983), o potencial de determinado indivíduo que está alocado no mercado de trabalho secundário é proveniente de uma estrutura social, assim como são as características que diferenciam as qualidades dos trabalhadores, fenômeno a partir do qual se deriva a necessidade de um paradigma que leva em conta as explicações sociais.

A segunda vertente, segundo Silva (2006), é proveniente de Barry Bluestone, Bennett Harrison e de Thomas Vietorisz, com foco na estrutura industrial, levando em conta as especificidades de empregos em cada setor e tecnologia. A ênfase é dada às deficiências setoriais, e não às diferenças dos trabalhadores. Os dois últimos autores afirmam que as tecnologias mais avançadas concentram-se em mercados de não concorrência perfeita ou tendenciosos à estrutura oligopolista, de forma que cada setor, portanto, cria seus próprios segmentos. O dualismo tecnológico reforça as segmentações, as quais fazem com que cada mercado de trabalho funcione de maneira diferente e, conseqüentemente, exija habilidades diferenciadas de seus trabalhadores. (LIMA, 1980; SILVA, 2006)

Por exemplo, o estudo de Vietorisz e Harrison (1973) avalia que o setor primário tem alto índice de produtividade, salários e tecnologias. Já no setor secundário, os salários são tão baixos, assim como a produtividade, causando estagnação tecnológica. Empiricamente, Bluestone e Harrison (1986) abordam diversas variáveis, como raça, sexo e educação, e a composição setorial do emprego, a partir de dados do Current Population Survey (CPS) de 1973 a 1984. Nesse trabalho, o setor de alta tecnologia demonstrou

distribuição salarial mais justa do que qualquer outro setor analisado na pesquisa, com exceção das atividades que envolvem empregos públicos.

Por fim, no terceiro grupo de abordagem, tem-se Michael Reich, David M. Gordon e Richard C. Edwards. Para esses, as disparidades sociais são fatores fundamentais para a segmentação. Historicamente, o capitalismo evolui de tal forma que apenas um grupo tem domínio sobre os fatores de produção e a acumulação do capital. As escolas e sindicatos, por exemplo, são controlados pelos capitalistas e pelo Estado, para que sirvam como barreira à ascensão de classes. Sendo assim, os estratos de trabalhadores criam a percepção de superioridade e inferioridade nos agentes, e os interesses dos trabalhadores do mercado primário assemelham-se aos dos capitalistas. (SILVA, 2006; CACCIAMALI, 1978) Para Reich, Gordon e Edwards (1973), o dualismo é essencial no sistema capitalista, pois facilita seu funcionamento, evitando o conluio de trabalhadores em um centro único contra os empregadores e limitando suas próprias aspirações, enquanto força de trabalho, por saberem que cada segmento possui critérios distintos.

Do mais, Dickens e Lang (1985) afirmam que, apesar das particularidades de cada teórico do mercado de trabalho segmentado, há concordância sobre dois preceitos básicos. Primeiramente, apesar de uma economia possuir diversos setores, os postos de trabalhos se aproximam, de certa forma, do mercado primário ou do mercado secundário. Além disso, no setor primário parece não haver falta de postos de trabalho na maioria das vezes. Em suma, a discussão aqui feita mostra que as políticas públicas devem ser como o gigante da mitologia grega Argos Panoptes, com 100 olhos, para captar o maior número de variáveis que podem levar à melhora na distribuição de renda e minimizar os impactos provenientes de um mercado com vários setores.

3 Metodologia

Diante do objetivo do presente estudo de identificar o impacto do aumento do número de pessoas em determinado nível educacional e do acréscimo de mão de obra em determinado setor sobre as chances de o indivíduo integrar uma específica faixa salarial, é usado o instrumental analítico oferecido pela Econometria, que são as estimativas de modelos *Logit*. (GUJARATI, 2006) Trata-se de um modelo de escolha binária, de modo que a variável dependente é uma variável binário-dicotômica ou de resposta qualitativas, consideradas as variáveis explicativas X_i .

Em termos matemáticos, o modelo *Logit* pode ser definido da seguinte forma:

$$P_i = E(Y = 1 / X_i) = \alpha + \sum_K \beta_k X_{iK} \quad (1)$$

A relação acima pode ser representada pela função de probabilidade logística acumulada, especificada como:

$$P_i = F(Z_i) = F(\alpha + \sum_K \beta_k X_{iK}) = \frac{1}{1 + e^{-Z_i}} = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \sum_K \beta_k X_{iK})}} \quad (1.1)$$

em que Z_i varia entre $-\alpha$ e $+\alpha$, permitindo que P_i varie entre zero e um e se relacione com Z_i de forma não linear.

Se P_i é a probabilidade de ocorrência de determinado evento, logo $(1 - P_i)$ é a probabilidade desse evento não acontecer. A partir dessas notações, pode-se definir a expressão 2 da seguinte forma:

$$\frac{P_i}{1 - P_i} = \frac{1 + e^{Z_i}}{1 + e^{-Z_i}} = e^{Z_i} \quad (2)$$

que representa a razão de chances/probabilidade a favor da ocorrência do evento. Aplicando ainda o logaritmo natural sobre a equação 2, obtém-se:

$$\ln \left(\frac{P_i}{1 - P_i} \right) = \ln \left(\frac{1 + e^{Z_i}}{1 + e^{-Z_i}} \right) = Z_i \quad (2.1)$$

Na qual L_i é o *Logit* e refere-se ao logaritmo da razão de probabilidades, sendo linear em X_i e nos parâmetros β_k estimados.

Neste trabalho, para a estimação do modelo *Logit*, são usados dados agrupados, de forma que as frequências relativas podem ser tomadas como estimativas dos verdadeiros P_i , caso o número de observações para cada X_i seja razoavelmente elevado. Mais especificamente, vale-se de dados agrupados para obter os dados relativos às variáveis dependentes, ou seja, os valores dos *Logit*. Logo, se o número de municípios (N) é substancialmente elevado, P_i pode ser construído a partir da divisão entre o número (n_i) de pessoas que pertencem à determinada faixa de salários e o número total de pessoas (N_i) da cidade, ou seja, $P_i = \frac{n_i}{N_i}$.

Em suma, $\hat{\beta}_K$ mensura o efeito de X_i sobre o log da razão de probabilidade (*odds*). Para identificar o efeito de X_i sobre a razão de probabilidades

$\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right)$, aplica-se o antilog que equivale ao cálculo de e^{β} , que fornece o chamado *odds ratio*. Quanto ao sinal do parâmetro $\hat{\beta}_k$, se este é positivo, significa que à medida que se eleva o valor de determinada variável explicativa, eleva-se o log da chance a favor do indivíduo participar de determinado grupo salarial, seguindo-se o raciocínio oposto quando o sinal de $\hat{\beta}_k$ é negativo.

Para mensurar o efeito marginal das variáveis explanatórias usadas, ou seja, medir o efeito da variação de uma unidade em determinada variável X_i sobre a probabilidade de o indivíduo participar de determinada faixa salarial, usa-se a seguinte equação:

$$EM_{X_i} = \frac{\partial P_i}{\partial X_i} = \frac{\partial F(X_i \beta_k)}{\partial X_i} = \frac{\partial F(X_i \beta_k)}{\partial (X_i \beta_k)} \frac{\partial (X_i \beta_k)}{\partial X_i} = \frac{f(X_i \beta_k)}{\partial X_i} = P_i(1 - P_i)\beta_k \quad (3)$$

Observando-se a expressão acima, deduz-se que, no modelo *Logit*, o efeito marginal não é constante, pois é determinado de acordo com o nível em que cada variável independente X_i é considerada. Vale lembrar também que as variáveis usadas no trabalho são expressas em percentuais e, nesse caso, a variação de uma unidade em cada variável independente implica variação de um ponto percentual nessa variável. É importante atentar que a estimação de modelos *Logit* baseados em frequência relativa, usando o método de MQO, pode implicar em violações de determinadas propriedades dos termos estocásticos. Se o número de observações, N , for

suficientemente grande, os erros terão distribuição binomial $\varepsilon_i \sim \left[0, \frac{1}{n_i P_i (1 - P_i)}\right]$, e assim o erro do modelo *Logit* tende a ser heterocedástico. Desse modo, é necessário que, uma vez estimadas as regressões, realizem-se testes para verificação da não violação dos pressupostos básicos ligados às propriedades dos estimadores e, principalmente, dos erros de perturbação.

Para tal, são utilizadas informações dos censos demográficos de 2000 e 2010, realizados pelo IBGE, disponibilizadas pelo Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA)⁴ de cada um dos 853 municípios de Minas Gerais, considerando como amostra o número de pessoas com mais de 10 anos de idade ocupadas⁵ na semana de referência. Ademais, consideram-se cinco faixas de rendimentos de salários, de forma a estimar cinco regressões, que avaliam a probabilidade do indivíduo ocupar cada

4 <http://www.sidra.ibge.gov.br>

5 Segundo o IBGE (2010), a população ocupada diz respeito às "pessoas com trabalho durante toda ou parte da semana de referência, ainda que afastadas por motivo de férias, licença, falta, greve etc". (IBGE, 2013, p. 148)

uma dessas faixas salariais, consideradas as variáveis explicativas estudadas. As faixas salariais são: acima de um salário mínimo; acima de dois salários mínimos; acima de três salários mínimos; acima de cinco salários mínimos; e acima de dez salários mínimos. Para cada uma dessas faixas de rendimentos, são construídos os valores das variáveis dependentes $L = \ln\left(\frac{P_i}{(1-P_i)}\right)$. De posse dessas variáveis, utiliza-se o software *Stata 12.0* para estimar as cinco regressões, a partir do modelo *Logit* definido na expressão 4, na qual somente a variável dependente altera-se de acordo com os níveis de salários.

$$L = \ln\left(\frac{P_i}{(1-P_i)}\right) = \alpha + \beta_1 agrop + \beta_2 ind + \beta_3 comer + \beta_4 const + \beta_5 trans + \beta_6 financ + \beta_7 púb + \beta_8 educ(SIeFI) + \beta_9 educ(FCeMI) + \beta_{10} educ(MCeSI) + \beta_{11} educ(SC) \quad (4)$$

Portanto, as variáveis testadas no modelo como explicativas da probabilidade de o indivíduo participar de determinado grupo salarial são o número de pessoas nos seguintes setores:⁶ agropecuária, indústria, comércio, construção, transformação, financeiro e público. Além disso, têm-se os níveis educacionais compreendidos em quatro categorias: sem instrução e fundamental incompleto (SIeFI); fundamental completo e médio incompleto (FCeMI); médio completo e superior incompleto (MCeSI); e superior completo (SC).

É importante dizer que os dados sobre escolaridade no censo de 2000 (IBGE, 2014b) são apresentados por anos de estudo, de forma que foi essencial a compatibilização dos dados desse ano com as variáveis referentes ao nível de instrução utilizadas no censo de 2010. (IBGE, 2014c) As séries de um a três anos e de quatro a sete anos de estudos, Censo de 2000, foram agregadas em um única variável (SIeFI), pois o indivíduo, para obter o fundamental completo, a princípio necessita de, no mínimo, oito anos de estudos, ou seja, um estoque educacional maior do que sete anos de estudos. De maneira análoga, a faixa educacional de 8 a 10 anos, 11 a 14 anos e 15 ou mais anos de estudo foram consideradas, respectivamente, fundamental completo e médio incompleto, médio completo e superior completo e superior completo.

6 No presente estudo, não são considerados todos os setores presentes no censo demográfico, pois algumas atividades econômicas possuem provável heterogeneidade salarial e especificidades que não cabem na análise proposta, como o serviço doméstico, que engloba as donas de casa que não recebem rendimentos do trabalho (salários). Além desse setor, desconsideram-se na análise: alojamento; informação e comunicação; atividades profissionais, científicas e técnicas; atividades administrativas e serviços complementares; educação; saúde humana e serviços sociais; artes, cultura, esporte e recreação; e outras atividades de serviços.

4 Análise e discussão dos resultados

A seguir, são apresentados os resultados das regressões estimadas (Tabelas 1 e 2) para os anos de 2000 e 2010. Primeiramente, antes de iniciar a discussão dos resultados, cabe dizer que, no que se refere às premissas do modelo de regressão linear clássico, realizou-se o teste de White para detecção de homocedasticidade. Todas as regressões estimadas para ambos os anos apresentaram heterocedasticidade, ou seja, erros com variância não constante. Tal violação exigiu, por sua vez, a correção por meio do método proposto em Soares (2011), a partir da correção robusta de White.⁷ Desse modo, destaca-se que os resultados apresentados são as estimações das funções de regressão após o uso desse mecanismo de correção.

No que concerne ao ajustamento do modelo, observa-se que os coeficientes de determinação (R^2) são satisfatórios e em média de 68% para os dois anos, com exceção das regressões de acima de 10 salários para os anos de 2000 (0,4119) e de 2010 (0,2945), cujo coeficiente de determinação é o mais baixo relativamente. Entretanto, é importante ressaltar que essa classe salarial é bastante atípica, comportando pequenas parcelas de mão de obra proveniente dos diversos tipos de setor econômico. Além disso, em parte considerável dos municípios mineiros não se observou indivíduos com nível salarial superior a 10 salários mínimos (2,1% em 2000 e 4% em 2010), o que pode ter afetado a qualidade de ajuste do modelo. O fato das equações serem desenvolvidas com um número considerável de variáveis poderia comprometer o ajuste do modelo, o que não ocorreu.

Tabela 1 – Modelos *Logit* conforme níveis de rendimentos de salários, Minas Gerais, 2000

| Variáveis explicativas\ Variáveis dependentes | Acima de 1 salário | Acima de 2 salários | Acima de 3 salários | Acima de 5 salários | Acima de 10 salários |
|---|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| Constante | -5,704* | -5,181* | -5,171* | -5,637* | -6,457* |
| | (-20,31) | (-20,76) | (-20,42) | (-18,46) | (-9,12) |
| Agropecuária | 2,658* | 1,487* | 1,122* | 1,006* | 0,592 ^{NS} |
| | (9,4) | (6,02) | (4,56) | (3,77) | (1,07) |
| Indústria | 3,477* | 1,995* | 1,304* | 0,753* | 0,247 ^{NS} |
| | (9,99) | (6,72) | (4,70) | (2,48) | (0,37) |

⁷ Segundo o autor, a correção robusta de White é muito utilizada nos trabalhos de Economia Aplicada e visa corrigir os erros-padrão a partir da heterocedasticidade do próprio modelo. Assim, não se exige um conhecimento *a priori* da natureza da ocorrência dessa violação.

| | | | | | |
|--|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------|----------------------|
| Construção | 2,177* | 1,559* | 1,173* | 0,839 ^{NS} | -0,282 ^{NS} |
| | (3,61) | (2,95) | (2,26) | (1,38) | (-0,18) |
| Comércio | 3,109* | 2,167* | 2,280* | 3,084* | 3,862* |
| | (6,33) | (4,83) | (5,22) | (6,25) | (3,94) |
| Transporte | 4,916* | 4,393* | 3,574* | 3,528* | 3,103 ^{NS} |
| | (4,62) | (4,67) | (3,88) | (3,38) | (1,38) |
| Financeiro | 7,656* | 4,894* | 3,901* | 1,822 ^{NS} | -2,034 ^{NS} |
| | (6,30) | (4,51) | (3,76) | (1,52) | (-1,02) |
| Público | 2,739* | 1,821* | 1,460* | 0,941 ^{NS} | -1,820 ^{NS} |
| | (4,92) | (3,99) | (3,44) | (1,82) | (-1,51) |
| S/ instrução e fund. incompleto | 3,182* | 2,137* | 1,707* | 1,412* | 1,409 ^{NS} |
| | (11,14) | (8,70) | (6,82) | (4,91) | (1,86) |
| Fund. completo e médio incomp. | 6,730* | 5,286* | 4,462* | 3,614* | 1,165 ^{NS} |
| | (10,97) | (9,54) | (8,23) | (5,94) | (0,64) |
| Médio completo e superior incompleto | 5,145* | 4,606* | 5,122* | 5,752* | 7,568* |
| | (8,18) | (8,31) | (9,23) | (8,74) | (5,85) |
| Superior completo | 11,630* | 12,196* | 12,575* | 15,140* | 23,434* |
| | (8,84) | (10,43) | (10,95) | (11,30) | (7,99) |
| Teste F de significância global | 234,270 (0,000) | 242,360 (0,000) | 227,160 (0,000) | 140,670 (0,000) | 51,490 (0,000) |
| R ² (coeficiente de determinação) | 0,688 | 0,729 | 0,733 | 0,677 | 0,412 |

Notas: *Significância a 5%, ^{NS} Não Significativo a 5%. Valores entre parênteses são as estatísticas de teste *t*. Número de observações: 853

Fonte: Resultados a partir das regressões realizadas pelo autor, a partir de dados do Censo Demográfico, IBGE (2014a, 2014d, 2014e).

Especificamente, para o ano de 2000, nota-se que, considerando-se a mão de obra presente em todos os setores abordados, os coeficientes estatisticamente significativos apontam relação positiva entre o aumento na proporção de indivíduos nesses setores e o acréscimo na mão de obra mineira participar das classes de salários analisadas. Vale destacar também que a variável proporção de empregados no setor de comércio foi a única que apresentou relação estatisticamente significativa com a chance a favor de o indivíduo compor todos os níveis salariais. Isso equivale a dizer que aumentos no número de vagas, bem como a qualificação da população para as atividades comerciais, contribuem para elevar a probabilidade dos trabalhadores de Minas Gerais ocuparem todas as faixas salariais no ano 2000. Esse resultado demonstra que esse setor agrega uma gama de

atividades com diferentes níveis salariais no estado mineiro. Tal resultado corrobora o estudo de Pauli, Nakabashi e Sampaio (2012), que aponta que, de acordo com os dados da RAIS, o setor de comércio e serviços no Brasil apresenta maior variação salarial do que agropecuária no ano de 2000.

Outro dado importante diz respeito à agropecuária. A parcela de pessoas empregadas no setor agropecuário mineiro apresenta, em todas as regressões estimadas, relação linear positiva e estatisticamente significativa com a probabilidade de ocupar as faixas salariais testadas, exceto a categoria salarial de nível acima de 10 salários mínimos. Revela-se, portanto, que o aumento no percentual de ocupados na agropecuária aumentaria a razão a favor dos indivíduos ocuparem classes salariais entre um e 10 salários mínimos no ano de 2000. Tal resultado corrobora o afirmado por Cruz, Teixeira e Gomes (2007), quando definem o setor agropecuário como importante vetor de desenvolvimento para Minas Gerais, sendo responsável por 29,8% do Produto Interno Bruto (PIB) do estado em 1999. Costa e colaboradores (2013), a partir de análise de *clusters*, perceberam que 564 municípios em Minas Gerais possuem alta participação das atividades agrícolas, sendo de suma importância para o desempenho econômico do estado, contribuindo com o desenvolvimento local da maioria dos municípios mineiros.

Em relação aos coeficientes das variáveis que abordam a mão de obra nos diversos níveis de escolaridade, todos revelam relações positivas e estatisticamente significativas com as variáveis dependentes, qual seja a participação percentual dos indivíduos em cada uma das classes salariais. Percebe-se ainda que os dois primeiros grupos educacionais (sem instrução e com fundamental incompleto; fundamental completo e médio incompleto) não apresentam coeficientes estatisticamente significativos na regressão que relaciona as variáveis explicativas à chance da mão de obra mineira participar do patamar mais alto de remuneração.

Já as variáveis que representam o percentual de indivíduos que possuem escolaridade entre o ensino médio completo e superior incompleto e a parcela da população com superior completo apresentam em todas as regressões relação positiva e estatisticamente significativa com a probabilidade de receber salários acima de todos os níveis testados. Além disso, seus coeficientes são bem mais elevados em relação aos coeficientes dos dois primeiros grupos educacionais supracitados. Sendo assim, espera-se que o aumento do percentual do número de pessoas com maiores níveis de instrução faça aumentar significativamente a chance de esses indivíduos auferirem renda do trabalho acima de todos os valores estudados.

De fato, autores como Ramos (apud ROCHA; SANTOS; ROSADO, 2014) e Pauli, Nakabashi e Sampaio (2012) afirmam que maiores níveis

educacionais significam maiores estoques salariais. Nessa linha, tem-se Stülp (2009), que, a partir de dados da RAIS de 1996 e de 2005, encontrou essa relação também para o Rio Grande do Sul. O trabalho de Cunha e Vasconcelos (2011) também demonstra, com base em dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1995 a 2008, que a mão de obra qualificada tende a auferir maiores salários no estado do Paraná.

Procedendo-se à mesma análise para o ano de 2010, cujos resultados constam na Tabela 2, tem-se um cenário diferenciado, pois a maioria dos níveis de significância relativos às variáveis setoriais indica coeficientes estatisticamente não significativos. O destaque refere-se à variável percentual de indivíduos ocupados na agropecuária, a qual não apresentou coeficientes estatisticamente significativos em nenhuma das cinco regressões para 2010. Já os coeficientes que testam a importância do percentual de indivíduos ocupados na indústria apresentam-se estatisticamente significativos apenas para as regressões de mais de um salário e acima de dois salários.

Tabela 2 – Modelos *Logit* conforme níveis de rendimentos de salários, Minas Gerais, 2010

| Variáveis explicativas\ Variáveis dependentes | Acima de 1 salário | Acima de 2 salários | Acima de 3 salários | Acima de 5 salários | Acima de 10 salários |
|---|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Constante | -7,494* | -8,588* | -7,938* | -13,653* | -21,025 ^{NS} |
| | (-2,27) | (-3,06) | (-2,79) | (-3,71) | (-1,84) |
| Agropecuária | -0,439 ^{NS} | -0,457 ^{NS} | -0,390 ^{NS} | -0,520 ^{NS} | -1,386 ^{NS} |
| | (-1,52) | (-1,78) | (-1,49) | (-1,53) | (-1,65) |
| Indústria | 1,826* | 0,657* | 0,356 ^{NS} | -0,122 ^{NS} | -1,498 ^{NS} |
| | (5,17) | (2,28) | (1,24) | (-0,34) ^{NS} | (-1,96) |
| Construção | -1,729* | -1,480* | -1,489* | -2,018* | -2,445 ^{NS} |
| | (-2,53) | (-2,34) | (-2,25) | (-2,34) | (-1,21) |
| Comércio | -0,741 ^{NS} | 0,308 ^{NS} | 0,972* | 1,073 ^{NS} | 0,955 ^{NS} |
| | (-1,39) | (0,67) | (2,12) | (1,74) | (0,63) |
| Transporte | 5,899* | 4,633* | 3,123* | 3,254* | 0,683 ^{NS} |
| | (4,38) | (4,50) | (3,31) | (2,67) | (0,25) |
| Financeiro | 24,841* | 18,610* | 20,755* | 23,249* | 9,996 ^{NS} |
| | (5,53) | (4,87) | (5,32) | (4,75) | (0,63) |
| Público | 0,531 ^{NS} | -0,171 ^{NS} | -0,657 ^{NS} | -2,419* | -9,256* |
| | (0,86) | (-0,37) | (-1,27) | (-3,06) | (-3,99) |
| S/ instrução e fund. incompleto | 5,158 ^{NS} | 5,096 ^{NS} | 3,818 ^{NS} | 8,586* | 14,615 ^{NS} |
| | (1,55) | (1,81) | (1,34) | (2,32) | (1,27) |

| | | | | | |
|---|------------------|------------------|---------------------|------------------|----------------------|
| Fund. completo e médio incomp. | 11,323* | 9,285* | 7,266* | 12,577* | 22,115 ^{NS} |
| | (3,33) | (3,21) | (2,48) | (3,34) | (1,89) |
| Médico completo e superior incompleto | 6,856* | 6,543* | 5,071 ^{NS} | 9,644* | 15,388 ^{NS} |
| | (2,06) | (2,30) | (1,77) | (2,58) | (1,32) |
| Superior completo | 9,898* | 11,849* | 11,681* | 18,574* | 28,269* |
| | (2,89) | (4,06) | (3,95) | (4,95) | (11,53) |
| Teste F de significância global | 236,770 0,000 | 223,690 0,000 | 189,720 0,000 | 139,870 0,000 | 38,810 0,000 |
| R ² (coeficientes de determinação) | 0,677 | 0,690 | 0,671 | 0,604 | 0,294 |

Notas: *Significância a 5%, ^{NS} Não Significativo a 5%. Valores entre parênteses: estatísticas de teste t. Número de observações: 853.

Fonte: resultados a partir das regressões realizadas pelo autor com dados do Censo Demográfico IBGE (2014c, 2014f, 2014g).

A mão de obra alocada no setor de comércio também é outra variável cujos coeficientes mostram-se estatisticamente não significativos, exceto na regressão que tem como variável resposta a probabilidade do indivíduo auferir renda acima de três salários mínimos. Uma explicação possível para esse resultado é o fato de que, com a maior abertura comercial a partir da década de 1990, os setores tornam-se mais competitivos, demandando maior quantidade de mão de obra qualificada. (NERY FILHO; FIGUEIREDO, 2008) Sendo assim, espera-se que as variáveis relativas à qualificação do empregado (a exemplo da escolaridade) expliquem melhor as rendas do trabalho, diminuindo a segmentação no mercado de trabalho ligada à ocupação setorial, pois passam a ser exigidos trabalhadores com maiores níveis educacionais.

As variáveis explicativas que dizem respeito à proporção dos indivíduos mineiros nos setores de transporte e financeiro apresentaram coeficientes positivos e estatisticamente significativos para todas as classes salariais, exceto na regressão com faixa salarial acima de 10 salários mínimos. Sendo assim, o aumento percentual de empregados nesses setores aumenta a chance desses indivíduos auferirem renda entre um e 10 salários mínimos. Já o setor público apresentou coeficientes negativos com significância estatística para as duas últimas classes salariais. Esse resultado não condiz com a realidade, uma vez que o setor público possui definições de remunerações regidas por normas burocráticas, exigindo qualificação específica para candidatura aos concursos e, conseqüentemente, oferecendo relativamente maiores salários em certos postos de trabalho em relação ao setor privado. Isso é o que mostra Barbosa e Souza (2012),

que afirmam que os salários públicos no Brasil têm a característica de serem superiores aos vigentes no setor privado. Além disso, o aumento ou diminuição salarial dos funcionários públicos depende de contratos rígidos e estáveis que demandam tempo e, por vezes, negociação sindical e/ou mudanças na política econômica de controles de gastos públicos para que sejam reajustados.

As variáveis explicativas referentes ao percentual de indivíduos com ensino fundamental completo e médio incompleto, bem como à proporção com médio completo e superior incompleto, apresentam coeficientes positivos estatisticamente significativos em todas as regressões, com exceção da função estimada para o último nível salarial (superior a 10 salários mínimos). Isso significa que o acréscimo percentual de empregados nessas faixas educacionais aumenta a probabilidade desse contingente populacional auferir salários inclusos em todos os níveis testados, o que confirma a premissa de que o indivíduo com maior nível de instrução tem maior chance de inserção no mercado de trabalho. De forma a complementar as análises descritas acima, procede-se à identificação dos efeitos marginais de cada variável independente para os anos analisados (Tabelas 3 e 4).

Tabela 3 – Efeitos marginais dos modelos *Logit*, ano de 2000

| Variáveis explicativas\ Variáveis dependentes | Acima de 1 salário | Acima de 2 salários | Acima de 3 salários | Acima de 5 salários | Acima de 10 salários |
|---|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| Agropecuária | 0,103 | 0,371 | 0,280 | 0,061 | |
| Indústria | 0,025 | 0,498 | 0,325 | 0,045 | |
| Construção | 0,017 | 0,389 | 0,293 | | |
| Comércio | 0,025 | 0,541 | 0,569 | 0,186 | 0,025 |
| Transporte | 0,008 | 1,096 | 0,892 | 0,213 | |
| Financeiro | 0,005 | 1,221 | 0,973 | | |
| Público | 0,013 | 0,454 | 0,364 | | |
| Sem instrução e fundamental incompleto | 0,157 | 0,533 | 0,426 | 0,085 | |

| | | | | | |
|---|-------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| Fundamental completo e médio incompleto | 0,029 | 1,319 | 1,113 | 0,218 | |
| Médio completo e superior incompleto | 0,023 | 1,149 | 1,278 | 0,348 | 0,049 |
| Superior completo | 0,004 | 3,044 | 3,138 | 0,915 | 0,152 |

Fonte: resultados da Pesquisa elaborado pelo autor a partir dos modelos estimados (Tabela 1).

Cabe notar que, no modelo *Logit*, os efeitos marginais não são constantes e variam de acordo com o nível da variável dependente. Desse modo, são utilizados no cálculo dos efeitos marginais os percentuais médios de indivíduos ocupados em cada setor e em cada nível educacional em Minas Gerais, considerando-se apenas os coeficientes estatisticamente significativos.

Em relação aos setores, o impacto da elevação de um ponto percentual no número de ocupados em cada uma das atividades econômicas não causa geralmente o aumento maior que um ponto percentual nas diversas classes salariais. As exceções referem-se aos setores de transporte e financeiro, cujos efeitos marginais são de 1,10% e 1,22%, respectivamente, sobre a probabilidade de indivíduos receberem acima de dois salários mínimos.

Esse resultado confirma o esperado, principalmente para o setor financeiro, cuja atuação se concentra nas regiões mais dinâmicas economicamente e com maior poder aquisitivo do estado mineiro, tal como revela a análise descritiva deste estudo. São resultados que seguem o encontrado por Stülp (2006), com base no Censo Demográfico de 2000, que aponta que o aumento de um ponto percentual de pessoas ocupadas nos setores de transporte e financeiro eleva em 9% e 4%, respectivamente, a probabilidade de um indivíduo auferir mais de dois salários mínimos no estado do Rio Grande do Sul. Cabe notar também que os maiores efeitos marginais referem-se à probabilidade de inserção do trabalhador nas faixas salariais entre um e cinco salários mínimos, ou seja, aquelas que possuem o maior número de indivíduos ocupados. Especificamente, 45% da população ocupada no estado mineiro em 2000.

De modo geral, o maior impacto sobre a probabilidade de ocupar grupos salariais mais elevados, em 2000, está relacionado ao nível de escolaridade superior completo. Diante da possibilidade de acréscimo de um ponto percentual no percentual de indivíduos graduados ocupados no

mercado de trabalho mineiro, espera-se a elevação da probabilidade de participar do grupo de salários acima de três mínimos de 3,14%. A despeito disso, realça-se a necessidade do direcionamento maior de recursos para investimentos em educação, de forma que a população em Minas Gerais tenha maiores possibilidades de ocupar cargos melhor remunerados lado a lado com um provável cenário de redução da desigualdade de renda nesse estado.

Já para o ano de 2010, os resultados são bastante diferentes. Os efeitos marginais provenientes do setor agropecuário não estão presentes na Tabela 4, pois os coeficientes não foram estatisticamente significativos em nenhuma das cinco regressões. Além disso, cabe a ressalva de que nenhum valor de efeito marginal exibiu impacto esperado maior que um ponto percentual.

Entretanto, os maiores coeficientes são provenientes do setor financeiro, assim como identificado nas regressões para 2000. O aumento de 1% na proporção de indivíduos nesse setor provavelmente levaria ao acréscimo de um ponto percentual na mão de obra que auferir renda maior que um salário mínimo. Mais uma vez, isso pode ser explicado pelo grande número de indivíduos ocupados nesse setor em grandes centros desenvolvidos economicamente em Minas Gerais, como Belo Horizonte e Uberlândia. São localidades com elevado grau de atividade industrial e comercial (NOGUEIRA JÚNIOR, 2010), o que se traduz em maiores demandas por serviços financeiros.

Por fim, os ramos de atividades da construção civil e do setor público apresentam efeitos marginais negativos. Pode-se inferir novamente que a abertura comercial ocorrida na década de 1990 mudou o comportamento ocupacional brasileiro, principalmente após os anos 2000. Segundo Magalhães (2013), a abertura comercial leva à diminuição do emprego e renda no curto prazo, porém, esse comportamento é revertido com o tempo. No longo prazo, segundo a autora, ocorre uma mudança tecnológica voltada para a qualificação profissional. Sendo assim, a abertura comercial ocorrida no Brasil a partir da década de 1990 torna os setores mais competitivos, fazendo com que estes exijam maiores estoques de mão de obra qualificada. Entretanto, a efetiva qualificação do trabalhador só se processa no longo prazo, haja vista o tempo demandado para completar ciclos de aprendizados educacionais. Conjuntamente, a população brasileira vem conquistando qualificação profissional devido ao crescente número de políticas públicas com essa proposta na década de 2000, acentuando ainda mais a importância do nível educacional.

Tabela 4 – Efeitos marginais dos modelos *Logit*, ano de 2010

| Variáveis explicativas/ Variáveis dependentes | Acima de 1 salário | Acima de 2 salários | Acima de 3 salários | Acima de 5 salários | Acima de 10 salários |
|--|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|
| Agropecuária | | | | | |
| Indústria | 0,072 | 0,026 | | | |
| Construção | -0,068 | -0,058 | -0,005 | -0,052 | |
| Comércio | | | 0,003 | | |
| Transporte | 0,233 | 0,183 | 0,010 | 0,085 | |
| Financeiro | 0,979 | 0,734 | 0,068 | 0,604 | |
| Público | | | | -0,063 | -1,476 |
| Sem instrução e fundamental incompleto | | | | 0,223 | |
| Fundamental completo e médio incompleto | 0,446 | 0,366 | 0,024 | 0,327 | |
| Médio completo e superior incompleto | 0,270 | 0,258 | | 0,251 | |
| Superior completo | 0,390 | 0,467 | 0,038 | 0,483 | 4,507 |

Fonte: resultados da pesquisa, elaborada pelo autor a partir dos modelos estimados (Tabela 2).

De fato, a porcentagem média de indivíduos ocupados sem instrução e com fundamental incompleto diminuiu 22% de 2000 para 2010. Em contra partida, o percentual médio de mão de obra com ensino médio completo e superior incompleto e superior completo aumentou 35,4% e 64,3%, respectivamente. Esses dados corroboram com o indicado na presente análise, pois os coeficientes setoriais se mostram menos significativos para o ano de 2010 em relação a 2000. Portanto, os dados daquele ano mostram que a educação explica melhor a probabilidade de inserção em maiores faixas salarial. Tal resultado fornece explicações para as desigualdades

salariais em Minas Gerais, concentradas principalmente na diferença de qualificação de seu estoque de trabalhadores.

Já o setor público mineiro, como anteriormente exposto, tende a pagar maiores salários do que o setor privado. (MORICONE et al. 2009) Apesar disso, Souza e Medeiros (2013) afirmam que os funcionários do setor público apresentam maior nível de escolaridade, de modo que se espera que o nível educacional por si só capte grande parte das diferenças salariais nesses setores. Trata-se de uma conclusão que vai ao encontro dos resultados deste estudo, a despeito da importância da parcela de pessoas em cada nível educacional, com destaque ao superior completo, para explicar a probabilidade de esses indivíduos comporem todas as faixas salariais avaliadas.

Essa classe educacional apresenta coeficiente positivo para todas as cinco regressões, sendo que a ampliação de um ponto percentual na parcela de indivíduos graduados mineiros aumentaria a chance em 4,5% de o indivíduo auferir salários maiores que 10 salários mínimos. Nesse contexto, tem-se o trabalho de Santos, Bastos e Rocha (2008). A partir de dados da PNAD de 2000 a 2006, os autores demonstram que pessoas com 10 ou mais anos de estudo têm, em média, 14% de chance de receber salários maiores do que indivíduos com menores estoques educacionais. Portanto, o fato do aumento de um ponto percentual no setor público indicar a possível queda de 1,5% no número de indivíduos que recebem salários de 10 ou mais salários mínimos não implica necessariamente que esse setor concentra indivíduos com baixos salários.

É importante dizer ainda que o menor nível salarial é observado, geralmente, para funcionários públicos municipais e estaduais. Nessas esferas, a diferença entre salários públicos e privados tende a diminuir. (BENDER; FERNANDES, 2006) Sendo assim, cabe considerar que Minas Gerais é a unidade federativa com maior número de municípios, que comportam, conjuntamente, mais de 630 mil funcionários municipais (IBGE, 2010), o que explica, a princípio, tal efeito marginal negativo e estatisticamente significativo, pois os trabalhadores do setor público municipal recebem salários menores do que das outras esferas governamentais. Por outro lado, o efeito marginal proveniente dos funcionários federais pode estar sendo captado pelo próprio nível educacional superior completo, qualificação muitas vezes exigida em concursos públicos da Federação.

Em suma, os setores financeiro e de transporte contribuem de forma mais efetiva com a probabilidade de aumento salarial do que os outros setores. Entretanto, os efeitos marginais provenientes das parcelas populacionais, em certo nível educacional, sobressaem-se em relação aos efeitos marginais ligados ao setor de ocupação dos indivíduos. Esse resultado

condiz com aqueles encontrados para 2000. Isso significa novamente a necessidade de políticas públicas orientadas para a educação, principalmente para a educação superior. Políticas dessa natureza podem elevar a renda dos indivíduos e, conseqüentemente, diminuir as desigualdades salariais no estado de Minas Gerais, como aponta Cruz, Vieira e Santiago (2011) e Cruz, Teixeira e Braga (2010).

No que concerne à importância da educação, Cruz, Teixeira e Braga (2010) demonstram que o aumento de um ponto percentual no nível educacional da População Economicamente Ativa (PEA) eleva em 0,33% o PIB *per capita* brasileiro, sendo que o acréscimo de 1% nos gastos públicos com educação aumenta em 0,5% a qualificação da PEA. Além disso, esse estudo ainda aponta que o aumento de 1% em dispêndios públicos em educação, provavelmente, reduziria em 0,36% a pobreza absoluta no Brasil. Para Minas Gerais, o acréscimo percentual na escolaridade impacta ainda mais o PIB *per capita* nesse estado: 0,76%. (CRUZ; VIEIRA; SANTIAGO, 2011) Por outro lado, tanto para o Brasil quanto para o estado mineiro, o aumento dos gastos públicos em educação teve relação inversão com o nível de emprego. A explicação dos autores é que o estoque educacional apresenta melhora no país, porém ainda insuficiente perante a qualificação exigida pelos setores produtivos. São evidências que corroboram os estudos de Cardoso, Cruz e Castro (2013), Cruz e Moss (2006), Freguglia, Menezes Filho e Souza (2007), Simão (2004), entre outros aqui abordados.

5 Conclusões

Os resultados expostos neste trabalho demonstram a especificidade que cada setor tem em empregar indivíduos em diferentes níveis salariais e estoques educacionais. De fato, o mercado de trabalho possui segmentos muito diferentes. Entretanto, entende-se, a partir dos resultados obtidos, que existe uma tendência de suavização nos efeitos duais. Nesse sentido, passa a ser exigido maior nível de escolaridade dos trabalhadores independente do setor de ocupação, inclusive do trabalhador da agropecuária. Esse cenário é observado principalmente para o ano de 2010, cujas conclusões apontam que as variáveis ligadas à educação mostraram-se mais significativas do que aquelas relacionadas à posição nos setores da economia mineira. A despeito disso, os processos de abertura comercial e globalização trazem consigo a exigência contínua e crescente por parte das firmas de maiores estoques educacionais de seus trabalhadores.

Em contrapartida, os setores de transporte e o financeiro apresentam maiores efeitos marginais tanto nas regressões de 2000 quanto nas de 2010, indicando que são importantes lócus de mão de obra que auferem salários superiores a um salário mínimo. Essas atividades econômicas empregam um percentual reduzido de indivíduos geralmente alocados nos municípios mais desenvolvidos do estado mineiro, como Belo Horizonte. Já o setor agropecuário apresentou índices que apontam o impacto positivo na probabilidade de inserção nos níveis de renda entre um e 10 salários mínimos no cenário referente ao ano 2000. Entretanto, não há como comparar esse resultado com as regressões feitas para o ano de 2010, já que os coeficientes desse setor não apresentaram significância estatística.

O mesmo pode-se dizer da importância da ocupação no ramo de comércio, que apresenta apenas um coeficiente significativo para o ano de 2010, embora o aumento no número de pessoas nesse ramo impactaria de forma positiva a probabilidade dos indivíduos receberem mais de três salários mínimos em ambos os anos. Os setores da construção e público apresentaram coeficientes contrários aos esperados. Entretanto, entende-se que o aumento no estoque educacional por si só capte a melhora de salário nesses setores. Esta conclusão fundamenta-se na discussão da literatura de que a abertura comercial, ocorrida após 1990, elevou a exigência dos setores em relação à qualificação profissional.

Cabe notar que as regressões contemplam dados municipais para todo o estado de Minas Gerais, o que pode representar uma agregação com perda de identificação de particularidades regionais na análise da importância da educação e da ocupação setorial para o diferencial de salários. Dito isso, como linha de pesquisa futura, sugere-se, por exemplo, uma análise decomposta para mesorregiões ou microrregiões mineiras, com possibilidade de resultados distintos. Afinal, Minas Gerais contempla 853 municípios com níveis de desenvolvimento econômico e concentração de renda distintos entre si, bem como dinamismo setorial e nível de escolaridade em estágios diferentes para cada região mineira.

Por fim, os resultados apresentados neste trabalho vão ao encontro de estudos anteriores, apontando que o nível educacional, em especial a educação superior, tem papel extremamente decisivo para que os indivíduos possam auferir maiores rendimentos do trabalho. Sendo assim, comprova-se a hipótese de que a qualificação é a variável que melhor explica a possível melhora da remuneração da mão de obra na economia mineira. Isso significa que políticas públicas de combate à pobreza e melhora da distribuição de renda voltadas principalmente para o aumento e aperfeiçoamento do nível educacional de sua população podem demonstrar-se extremamente eficazes para o estado de Minas Gerais. Além disso, priorizar os locais

menos desenvolvidos para a implantação de novas indústrias e atividades de comércio, com geração de emprego e renda para essas localidades, pode revelar-se como instrumento eficiente quanto à busca de melhor distribuição da renda de Minas Gerais.

Referências

- ARRUDA, E. F. et al. Efeitos assimétricos da abertura comercial sobre o nível de renda dos estados brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 39., 2011, Foz do Iguaçu, PR. *Anais...* Niterói, RJ: ANPEC, 2011.
- BARBOSA, A. L. N. de H.; SOUZA, P. H. Diferencial salarial público-privado e desigualdade dos rendimentos do trabalho no Brasil. *Boletim mercado de trabalho: conjuntura e análise*, n. 53, Rio de Janeiro: IPEA, 2012.
- BENDER, S.; FERNANDES, R. Gastos públicos com pessoal: uma análise de emprego e salário no setor público brasileiro no período 1992 - 2004. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 34., 2006, Salvador. *Anais...* Niterói, RJ: ANPEC, 2006.
- BLUESTONE, B.; HARRISON, B. *The Great American Job Machine: The Proliferation of Low Wage Employment in the US Economy*. Washington, D.C.: The Committee, 1986. 50 p.
- CACCIAMALI, M. C. Mercado de trabalho: abordagens duais. *Revista de Administração de Empresas*, São Paulo, v. 18, n. 1, p. 59-69, jan./mar. 1978.
- 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: ENCONTRO NACIONAL DA ABET, 13., 2013, Curitiba. *Anais...* Curitiba: ABET, 2013.
- COSTA, C. C. M. et al. Determinantes do desenvolvimento do setor agropecuário nos municípios. *Revista de Administração*, São Paulo, v. 48, n. 2, p. 295-309, abr./jun. 2013.
- CRUZ, A. C.; VIEIRA, N. M.; SANTIAGO, L. A. T. Gastos públicos em capital físico e humano e o combate à pobreza: uma análise comparativa Brasil - Minas Gerais. In: TEIXEIRA, E. C.; MATTOS, L. B.; LEITE, C. A. M. (Org.). *As questões agrária e da infraestrutura de transporte para o agronegócio*. Viçosa, MG: Suprema, 2011, p. 325-359.
- 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: SEMINÁRIO SOBRE ECONOMIA MINEIRA DA CEDEPLAR/UFMG, 12., 2006, Diamantina, MG. *Anais...* Belo Horizonte: UFMG, 2006.

CRUZ, A. C.; TEIXEIRA, E. C.; BRAGA, M. J. Os efeitos dos gastos públicos em infraestrutura e em capital humano no crescimento econômico e na redução da pobreza no Brasil. *Economia*, Niterói, v. 11, n. 4, p. 163-185, dez. 2010.

CRUZ, A. C.; TEIXEIRA, E. C.; GOMES, M. M. Composição do agronegócio no estado e Minas Gerais. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL DA SOBER, 45., 2007, Londrina, PR. *Anais...* Viçosa, MG: SOBER, 2007.

CUNHA, M. S.; VASCONCELOS, M. R. Diferenciais de salários intersetoriais no mercado de trabalho paranaense. *Revista de Economia*, Curitiba, v. 37, n. 2, p. 31-52, maio/ago. 2011.

DICKENS, W.; LANG, K. A test of dual labor Market theory. *The American Economic Review*, Cambridge, Mass., v. 75, n. 4, p. 792-805, Sept. 1985.

DOERINGER, P. B. Internal labor markets and noncompeting groups. *The American Economic Review*, Cambridge, Mass., v. 76, n. 2, p. 48-52, may 1986.

FERNANDEZ-HUERGA, E. La teoría de la segmentación del mercado de trabajo: enfoques, situación actual y perspectivas de futuro. *Investigación económica*, Ciudad de México, DF, v. 69, n. 273, p. 115-150, jul./sept. 2010.

FIGUEIREDO NETO, L. F. Determinantes da participação no mercado de trabalho e dos rendimentos e retornos aos investimentos em capital humano. *Análise Econômica*, Porto Alegre, v. 16, n. 29, p. 67-86, mar. 1998.

FREGUGLIA, R. S.; MENEZES FILHO, N. A.; SOUZA, D. B. de. Diferenciais salariais inter-regionais, interindustriais e efeitos fixos individuais: uma análise a partir de Minas Gerais. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 37, n. 1, p. 129-150, jan./mar. 2007.

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

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Atlas do censo demográfico 2010*. Rio de Janeiro: IBGE, 2013. 156 p.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Perfil dos municípios brasileiros 2009*. Rio de Janeiro: IBGE, 2010. 472 p. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/perfilmunic/2009/munic2009.pdf>>. Acesso em: 9 maio 2014.

IBGE – Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA: *Tabela 2906: Índice de Gini da distribuição do rendimento nominal mensal das pessoas de 10 anos ou mais de idade, com rendimento, por condição de atividade*

na semana de referência, sexo e situação do domicílio, 2000 e 2010. 2014a. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?c=2906&z=cd&o=17>>. Acesso em: 9 maio 2014.

IBGE – Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA: *Tabela 2956*: Pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência por número de trabalhos na semana de referência, situação do domicílio, sexo e grupos de anos de estudo. 2014b. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?z=t&c=2956>>. Acesso em: 9 maio 2014.

IBGE – Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA: *Tabela 3581*: Pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência, por situação do domicílio e sexo, segundo a cor ou raça, o nível de instrução, a condição de contribuição para instituto de previdência oficial em qualquer trabalho e os grupos de idade. 2014c. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?z=t&c=3581>>. Acesso em: 9 maio 2014.

IBGE – Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA: *Tabela 2911*: Pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência por grupos de anos de estudo, sexo e classes de rendimento nominal mensal de todos os trabalhos. 2014d. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?z=t&c=2911>>. Acesso em: 9 maio 2014.

IBGE – Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA: *Tabela 2962*: Pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência por posição na ocupação e categoria do emprego no trabalho principal, sexo e seção de atividade do trabalho principal. 2014e. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?z=t&c=2962>>. Acesso em: 9 maio 2014.

IBGE – Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA: *Tabela 1581*: Pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência, por classes de rendimento nominal mensal de todos os trabalhos - Resultados Gerais da Amostra. 2014f. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?z=t&c=1581>>. Acesso em: 9 maio 2014.

IBGE – Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA: *Tabela 1575*: Pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência, por seção de atividade do trabalho principal - Resultados Gerais da Amostra. 2014g. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?z=t&c=1575>>. Acesso em: 9 maio 2014.

LIMA, R. Mercado de trabalho: o capital humano e a teoria da segmentação. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Rio de Janeiro, v. 10, n. 1, abr. 1980.

MAGALHÃES, D. L. *Comércio internacional, desigualdade de renda e qualificação da mão de obra no Brasil*. 2013. Trabalho de Conclusão de Curso

(Graduação em Economia) – Departamento de Economia, Universidade de Brasília, Brasília, DF, 2013.

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*, São Paulo, v. 29, n. 3, jul./set. 2009.

NERY FILHO, O. E.; FIGUEIREDO, N. M. S. Abertura comercial e diferenciais de salários na indústria de transformação no estado de São Paulo. In: ENCONTRO DE INICIAÇÃO CIENTÍFICA DA PUC. 13., 2008, Campinas, SP. *Anais...* Campinas, SP: PUC, 2008.

NOGUEIRA JÚNIOR., R. P. As desigualdades interregionais no estado de Minas Gerais, com enfoque no setor industrial. In: OLIVEIRA, F.A.; SIQUEIRA, W. B (Org.). *As muitas Minas: ensaios sobre a economia mineira*. Belo Horizonte: Corecon, 2010.

OLIVEIRA, S. R.; PICCININI, V. C. Mercado de trabalho: múltiplos (des) entendimentos. *Revista de Administração Pública*, Rio de Janeiro, v. 45, n. 5, p. 1517-1538, set./out. 2011.

PAULI, R. C.; NAKABASHI, L.; SAMPAIO, A. V. Mudança estrutural e mercado de trabalho no Brasil. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v. 32, n. 3, p. 459-478, jul./set. 2012.

PIORE, M. J. Labor market segmentation: to what paradigm does it belong? *The American Economic Review*, Cambridge, Mass., v. 73, n. 2, p. 249-253, May 1983.

REICH, M.; GORDON, D. M.; EDWARDS, R. C. Dual labor markets: a theory of labor market segmentation. *The American Economic Review*, Cambridge, Mass., v. 63, n. 2, p. 359-365, May 1973.

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*, Lavras, MG, v. 15, n. 3, p. 425-442, 2013.

SANTOS, G. C.; BASTOS, P. M.; ROCHA, L. E. V. Determinantes da renda do trabalho no Brasil no período de 2002 a 2006. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL DA SOBER, 46., Rio Branco, AC. *Anais...* Viçosa, MG: SOBER, 2008.

SILVA, I. Teorias do emprego segundo o enfoque do capital humano, da segmentação e dos mercados internos. *Revista da Fapese*, Aracaju, v. 2, n. 2, p. 129-140, jul./dez. 2006.

SANTOS, E. S.; CAMILLO, V. C. Capital humano e renda do trabalho no Brasil: Uma Investigação Empírica. In: CICLOS DE DEBATES EM ECONOMIA

INDUSTRIAL, TRABALHO E TECNOLOGIA, 9., 2011, São Paulo. *Anais...*
São Paulo: PUC, 2011.

SIMÃO, R. C. S. *Distribuição de renda e pobreza no estado de Minas Gerais*. 2004. 112 p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Departamento de Ciências Econômicas, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

SOARES, T. *Violação dos Pressupostos: multicolinearidade, heterocedasticidade e autocorrelação*. 2011. Disponível em: < <http://www.youtube.com/watch?v=UOHxeacprBo> > Acesso em: 28 out. 2014.

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. 5-28, jan./mar. 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*, Brasília, DF, v. 44, n. 1, p. 99-117, jan./mar. 2006.

STÜLP, V. J. A escolaridade e os salários do trabalhador da indústria gaúcha: mudanças de 1996 a 2005. *Ensaio FEE*, Porto Alegre, v. 30, n. 1, p. 165-194, maio 2009.

VIETORISZ, T.; HARRISON, B. Labor market segmentation: positive feedback and divergent development. *The American Economic Review*, Cambridge, Mass., v. 63, n. 2, p. 366-376, May 1973.