

Determinantes do rendimento das pessoas ocupadas em Minas Gerais em 2000: o limiar no efeito da escolaridade e as diferenças entre mesorregiões

Rodolfo Hoffmann
Professor do IE-Unicamp

Rosyler Cristina Santos Simão
Mestre em Economia Aplicada pela
ESALQ-USP e doutoranda do IE-Unicamp

Palavras-chave

equações de rendimento, desigualdade, educação, Minas Gerais.

Classificação JEL J31, D31.

Key words

earnings equations, inequality, education, Brazil, Minas Gerais.

JEL Classification J31, D31.

Resumo

Usando os dados do Censo Demográfico de 2000, são estimadas equações de rendimento para avaliar o efeito de vários fatores (idade, sexo, escolaridade, posição na ocupação, cor, tempo semanal de trabalho, etc.) sobre o rendimento das pessoas ocupadas em Minas Gerais, levando em consideração as diferenças entre suas mesorregiões. Preliminarmente são discutidas as limitações dos dados sobre rendimento, procurando avaliar o seu grau de subdeclaração, e é analisada a composição do rendimento domiciliar. Na especificação das equações de rendimento, mostra-se que é inapropriado admitir que o efeito da escolaridade possa ser captado por uma função linear, uma vez que ocorre substancial aumento da taxa de retorno da escolaridade a partir do limiar de 10 anos de estudo. São apontadas diferenças importantes quando são ajustadas equações separadas por setor, cabendo destacar que, no setor agrícola, a variável que mais contribui para explicar as variações no logaritmo do rendimento das pessoas ocupadas é a posição na ocupação, superando até mesmo a contribuição da escolaridade, que é a variável mais importante nos setores industrial e de serviços.

Abstract

Earnings equations for occupied persons in the state of Minas Gerais are estimated using data from the 2000 Demographic Census of Brazil. Such equations allow us to evaluate the effect of age, gender, schooling, color (race), position in the occupation, weekly working time and other factors on earnings, taking into account as well the differences among 12 regions of the state. Data limitations are discussed, particularly the understatement of incomes, and the composition of household income is also analyzed. Regarding the specification of the earnings equations, the paper shows that it is wrong to assume that the influence of schooling can be represented as a linear function, since there is an important threshold effect after 10 years of schooling. The paper also shows that there are important differences among earnings equations fitted for each of the three economic sectors. In agriculture, for instance, the most relevant variable explaining differences in earnings of occupied persons is their position in occupation, and not schooling, while in industry and services the main explanatory variable is schooling.

1_ Introdução

Minas Gerais é um Estado relativamente grande, tanto em termos de extensão geográfica quanto em termos populacionais. De acordo com dados do Censo Demográfico de 2000, é a segunda Unidade da Federação mais populosa, suplantada apenas pelo Estado de São Paulo. Sua renda *per capita* naquele ano (R\$ 277,00) estava um pouco abaixo da média brasileira (R\$ 297,00), mas o valor do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) de Minas Gerais (0,773) ficava ligeiramente acima do índice nacional (0,766), de acordo com o Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (2003). Esse Estado também apresenta grandes disparidades entre suas regiões, podendo-se verificar que a renda *per capita* na mesorregião do Jequitinhonha é semelhante ao valor observado no Maranhão, que é a Unidade da Federação mais pobre.

Assim, Minas Gerais foi escolhido como universo de uma análise dos determinantes do rendimento das pessoas ocupadas, utilizando os dados do Censo Demográfico de 2000.

Nos estudos sobre distribuição de renda e determinantes do rendimento das pessoas no Brasil, a base de dados mais usual tem sido a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), que

apresenta mais informações sobre as características das pessoas e da sua ocupação. Por outro lado, a PNAD não permite analisar diferenças entre mesorregiões, como podemos fazer com as informações do Censo Demográfico, já que a correspondente amostra é muito maior do que a da PNAD.

Na próxima seção, descrevem-se a amostra de dados utilizada e as exclusões que foram necessárias para o ajustamento das equações de rendimento. Na terceira seção, são comentadas as limitações das informações sobre rendimento e é apresentada a composição do rendimento domiciliar em Minas Gerais e nas suas mesorregiões. Na quarta seção, são analisadas várias características das pessoas ocupadas, como a distribuição por setor de atividade e por posição na ocupação, a escolaridade média, o rendimento *etc.* Nas duas seções seguintes, são apresentadas e discutidas as equações de rendimento ajustadas. Finalmente, na sétima seção, estão sumariadas as conclusões.

2_ A amostra do Censo Demográfico de 2000 para Minas Gerais

A amostra do Censo Demográfico de 2000 para Minas Gerais inclui 2.347.758 pessoas. Para cada uma, o IBGE fornece

um peso ou fator de expansão, que permite verificar que essa amostra representa uma população de 17.905.134 pessoas. Desse total, 14,6 milhões têm 10 anos ou mais de idade.

A semana de referência dos dados do Censo foi a de 23 a 29 de julho de 2000. De acordo com o IBGE (2003a, p. 44), foram classificadas como ocupadas as pessoas que tinham trabalho durante todo ou parte desse período, incluindo as que não exerceram o trabalho remunerado na semana de referência, por motivo de férias, licença, greve *etc.*

Do total de 14,6 milhões de pessoas com 10 anos ou mais de idade, 7.153.508 eram pessoas ocupadas. Acrescentando 1.182.275 indivíduos que, no período de referência de 30 dias (30 de junho a 29 de julho de 2000), tinham tomado alguma providência efetiva na procura de trabalho, obtém-se uma população economicamente ativa de 8.335.783 em Minas Gerais. Do total de pessoas ocupadas, 5,2% eram não-remunerados (aprendiz ou estagiário sem remuneração, pessoa que ajudava outro membro do domicílio ou trabalhador na produção para o próprio consumo), 70,3% eram empregados remunerados, 21,4% trabalhavam por conta própria (aqui designado somente pelo termo conta-própria) e 3,1% eram empregadores.

Ao ajustar as equações de rendimento, a variável dependente é o logaritmo do rendimento de todos os trabalhos, que só é definido para rendimentos positivos. Assim, foram consideradas apenas as pessoas ocupadas com valor positivo para aquele rendimento. Além disso, é necessário dispor de informações válidas para todas as variáveis utilizadas como variáveis explanatórias na equação de rendimentos. Isso levou a excluir as pessoas sem informação de escolaridade, cor ou tempo semanal de trabalho, as que freqüentaram cursos de alfabetização de adultos e as envolvidas em atividades mal especificadas. Optou-se, ainda, por excluir pessoas:

- a. com idade acima de 100 anos;
- b. com rendimentos mensais iguais ou superiores a R\$ 100.000,00;
- c. que declararam número de horas trabalhadas habitualmente em todos os trabalhos superior a 99 ou inferior a 10 horas por semana;
- d. residentes em domicílio coletivo.

Cabe reconhecer que há certa arbitrariedade nessas exclusões, mas, como a amostra utilizada é muito grande, isso não deve afetar a validade dos resultados. Após todas as exclusões, a amostra utilizada na estimação das equações de rendimento de Minas Gerais ainda conta com

830.198 pessoas, correspondendo a uma população de 6.517.343 pessoas ocupadas com rendimento positivo.

3_ A subdeclaração dos rendimentos e a composição do rendimento domiciliar

Antes de apresentar as equações de rendimento ajustadas para avaliar os determinantes dos rendimentos das pessoas, é relevante discutir as limitações da informação sobre rendimento no Censo e mostrar a importância relativa do que se denomina “rendimento do trabalho” no total do rendimento domiciliar.

Informações sobre rendimento obtidas por meio de questionários, como nos Censos ou na PNAD, produzem valores que subestimam a renda efetiva, já que as pessoas (especialmente as relativamente ricas) subdeclaram o que ganham, e vários tipos de renda real são omitidos. No Censo de 2000, o IBGE considera tanto os rendimentos em dinheiro como o valor dos pagamentos em produtos ou mercadorias, mas não foi computado

o valor da produção para o próprio consumo nem a parcela de pagamento efetuada em benefícios, tais como: moradia, alimentação (refeição, cesta de alimentos, vale ou ticket-alimentação), vale ou ticket-transporte, roupas etc. (IBGE, 2003a, p. 48).

O valor de aluguel da casa própria na qual a família reside é outro componente da renda real que não está incluído nos rendimentos considerados no Censo.¹

Para ter uma idéia do grau de subdeclaração do rendimento no Censo, é interessante comparar o correspondente rendimento *per capita* com informações obtidas do Sistema de Contas Nacionais. De acordo com os dados da amostra do Censo Demográfico de 2000, o rendimento mensal *per capita* em Minas é de R\$ 273,00. No mesmo ano, o IBGE calculou que o Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* de Minas Gerais é de R\$ 5.923,00 por ano (IBGE, 2003b, p. 53), o que corresponde a R\$ 494,00 por mês. No País, a renda disponível do setor privado correspondeu a cerca de 80% do PIB. Admitindo a mesma relação para Minas, chegamos a $0,8 \times 494 = \text{R\$ } 395,00$ como renda disponível *per capita*. Verifica-se que o rendimento mensal *per capita* declarado no Censo (R\$ 273,00) representa apenas 69% desse valor, indicando que esse rendimento subestima a renda disponível *per capita* nessa Unidade da Federação em cerca de 31%.

Os dados da amostra do Censo Demográfico de 2000 permitem distinguir sete componentes do rendimento de cada pessoa:

.....
¹ Para uma análise mais pormenorizada da subdeclaração dos rendimentos, ver Hoffmann (1988 e 2001).

- a. total de rendimentos do trabalho principal;
- b. total de rendimentos nos demais trabalhos;
- c. rendimento de aposentadoria ou pensão paga por instituto oficial de previdência, inclusive parcela paga por entidade de previdência privada fechada a título de complementação de aposentadoria;
- d. rendimento de aluguel;
- e. pensão alimentícia, mesada ou doação paga por pessoa de outro domicílio;
- f. renda mínima, bolsa-escola ou seguro-desemprego e outros rendimentos de programas oficiais de auxílio;
- g. outros rendimentos, incluindo abono de permanência em serviço, pensão paga integralmente por seguradora ou entidade de previdência privada aberta, juros de aplicações financeiras, dividendos *etc.*

Agregando os itens (a) e (b), obtemos o rendimento de todos os trabalhos, que inclui tanto o salário de um empregado como a “retirada” de um conta-própria ou de um empregador.

.....
² Ver a análise de Mills (1968) sobre a participação dos “altos executivos” na elite do poder.

Entendeu-se por retirada o ganho do trabalhador por conta-própria ou do empregador com seu empreendimento, ou seja, o rendi-

mento bruto menos os gastos (pagamento de empregados, compra de equipamentos, matéria-prima, energia elétrica, telefone etc.) do empreendimento (IBGE, 2003a, p. 48).

Note-se que, na terminologia do IBGE, se denomina “rendimento do trabalho” algo que pode estar incluindo o lucro do empreendimento. Nesse sentido, é importante não confundir o “rendimento do trabalho” do IBGE com o significado dessa expressão em teoria econômica, especialmente nas escolas de pensamento clássico e marxista. É certo que podemos separar o rendimento dos empregados (assalariados), como faremos adiante, mas mesmo assim não se obtém um montante que corresponda à idéia clássico-marxista de remuneração do trabalho, bastando lembrar que, no total de rendimento de empregados, estão incluídos os salários dos altos executivos das grandes empresas, que são tão ou mais “representantes do capital” que os proprietários do capital.²

A Tabela 1 mostra o valor do rendimento *per capita* e a composição do rendimento domiciliar em Minas Gerais e nas suas 12 mesorregiões. O rendimento domiciliar é a soma dos rendimentos dos moradores do domicílio, exclusive as pessoas cuja condição no domicílio é pensionista, empregado doméstico ou parente de empregado doméstico.

Tabela 1_ Rendimento domiciliar “per capita” mensal e a composição do rendimento domiciliar⁽¹⁾ nas mesorregiões de Minas Gerais, conforme dados do Censo Demográfico de 2000

Estado ou mesorregião	Rendimento per capita (R\$)	% proveniente de					
		Trabalho	Aposentadorias e pensões ⁽²⁾	Aluguel	Doações ⁽³⁾	Renda mínima ⁽⁴⁾	Outros ⁽⁵⁾
Minas Gerais	273	76,2	17,5	3,1	1,3	0,4	1,7
1. Noroeste	212	85,5	9,6	2,4	0,8	0,3	1,3
2. Norte	133	76,5	18,4	2,0	1,0	0,4	1,7
3. Jequitinhonha	112	73,7	20,7	1,5	0,9	1,1	2,2
4. Vale do Mucuri	153	76,7	18,2	1,9	1,1	0,3	1,9
5. Triângulo/Alto Paranaíba	327	81,3	12,0	3,2	1,4	0,3	1,8
6. Central Mineira	227	78,1	16,7	2,8	0,9	0,3	1,3
7. RMBH	351	75,5	18,0	3,1	1,5	0,4	1,5
8. Rio Doce	208	74,0	19,9	2,6	1,2	0,4	1,8
9. Oeste de Minas	261	78,0	16,0	3,3	1,0	0,3	1,4
10. Sul e Sudoeste	289	78,1	15,2	3,5	1,0	0,3	1,9
11. Campo das Vertentes	238	70,1	23,8	3,2	1,3	0,4	1,2
12. Zona da Mata	253	70,7	22,5	3,5	1,2	0,3	1,7

(1) Apenas domicílios particulares permanentes com declaração do rendimento domiciliar, excluindo aqueles com pessoas que declararam rendimento mensal igual ou superior a R\$ 100.000,00 permanecendo 606.078 domicílios na amostra, representando 4.762.914 domicílios de MG.

(2) Aposentadorias e pensões pagas por instituto oficial de previdência, inclusive parcela paga por entidade de previdência privada fechada a título de complementação de aposentadoria.

(3) Doação, mesada e pensão alimentícia, proveniente de pessoa não-moradora do domicílio.

(4) Rendimento de programas oficiais de auxílio: renda mínima, bolsa-escola, seguro-desemprego.

(5) Juros, dividendos, pensão paga por seguradora ou entidade de previdência privada aberta, abono de permanência em serviço *etc.*

Fonte: Censo Demográfico 2000 (IBGE).

Ao analisar os resultados apresentados na Tabela 1, é necessário ter em mente que o grau de subdeclaração do rendimento certamente varia com sua natureza. As aposentadorias e as pensões pagas por instituto oficial de previdência devem ser a parcela com menor grau de subdeclaração, e certamente a maior parte do valor de juros e dividendos (incluídos nos “outros” rendimentos) foi omitida. Isso significa que a participação de “aposentadorias e pensões” no rendimento domiciliar deve estar superestimada, e que a participação de “outros rendimentos” deve estar subestimada.

Observa-se, na Tabela 1, que a mesorregião com maior rendimento domiciliar *per capita* é a Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH), seguida pela Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, ambas com rendimento *per capita* superior a 2 salários mínimos. No outro extremo, estão as mesorregiões Norte, Jequitinhonha e Vale do Mucuri, onde o rendimento *per capita* declarado estava próximo ou abaixo do salário mínimo (cujo valor era R\$ 151,00).

Os rendimentos provenientes de programas oficiais de auxílio (renda mínima, bolsa-escola e seguro-desemprego) constituem apenas 0,4% do rendimento domiciliar no Estado. Essa partici-

pação supera 1% apenas na mesorregião mais pobre, que é a do Jequitinhonha.

O rendimento do trabalho (na terminologia do IBGE) corresponde a 76,2% do total domiciliar e, na maioria das mesorregiões, representa mais de três quartos do total. Essa é a parcela cujos determinantes serão avaliados por meio da estimação de equações de rendimento.

4_ Características das pessoas ocupadas nas mesorregiões de Minas Gerais

A partir desta seção, passamos a considerar apenas a amostra de pessoas ocupadas com informações apropriadas para estimar as equações de rendimento, formada por 830.198 pessoas, de acordo com o que foi exposto na seção 2. Mas, antes de apresentar os resultados do ajuste de tais equações, vamos analisar algumas características dessas pessoas, assinalando as diferenças entre as mesorregiões de Minas Gerais. Note-se que toda a análise estatística é feita levando em consideração o peso ou o fator de expansão associado a cada pessoa da amostra, que representa uma população de 6.517 mil pessoas ocupadas com rendimento do trabalho.

Observa-se, na Tabela 2, que 15% dessas pessoas residem na área rural. A proporção de pessoas com domicílio rural é maior (acima de 27%) nas três mesorregiões mais pobres (Norte, Jequitinhonha e Vale do Mucuri) e fica abaixo de 10% apenas nas duas mesorregiões mais ricas (RMBH e Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba).

nhonha e Vale do Mucuri) e fica abaixo de 10% apenas nas duas mesorregiões mais ricas (RMBH e Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba).

Tabela 2_ Situação do domicílio, setor de ocupação e escolaridade das pessoas ocupadas⁽¹⁾ nas mesorregiões de Minas Gerais, conforme dados do Censo Demográfico de 2000

Estado ou mesorregião	% com domicílio rural	% no setor			Escolaridade média	% com escolaridade		
		Agricultura	Indústria	Serviços		≤ 4	≤ 10	≥ 12
Minas Gerais	15,0	18,0	22,9	59,1	6,9	39,4	72,7	9,5
1. Noroeste	21,3	32,3	15,8	51,9	6,0	46,8	79,8	4,7
2. Norte	27,1	28,0	18,2	53,8	5,8	49,3	78,1	4,9
3. Jequitinhonha	37,4	36,7	15,6	47,7	4,8	60,3	84,8	3,3
4. Vale do Mucuri	29,9	29,6	14,7	55,8	5,6	50,8	78,9	5,3
5. Triângulo/Alto Paranaíba	9,9	18,5	20,6	60,9	7,1	35,5	71,9	10,5
6. Central Mineira	14,3	22,2	23,0	54,8	6,2	46,5	78,7	5,7
7. RMBH	4,9	3,9	25,8	70,3	7,9	29,2	65,2	13,0
8. Rio Doce	19,9	22,0	22,3	55,7	6,4	42,8	75,9	7,0
9. Oeste de Minas	14,2	19,6	30,0	50,4	6,6	42,5	76,9	7,2
10. Sul e Sudoeste	21,9	30,0	22,3	47,7	6,4	45,5	77,4	9,1
11. Campo das Vertentes	17,9	20,1	22,9	57,0	6,9	42,7	73,9	9,9
12. Zona da Mata	20,5	22,9	21,8	55,3	6,6	44,4	74,9	8,5

(1) Considerando apenas as 830.198 pessoas da amostra com informações apropriadas para ajuste da equação de rendimentos.

Fonte: Censo Demográfico 2000 (IBGE).

A Tabela 2 mostra a distribuição das pessoas ocupadas pelos três setores de atividade: agricultura, indústria e serviços. Como é esperado, há forte associação entre a proporção de pessoas com domicílio rural e a proporção ocupada no setor agrícola. O coeficiente de correlação entre essas duas variáveis para as 12 mesorregiões é 0,934 (o teste de nulidade da correlação tem probabilidade caudal inferior a 1 milésimo).³

A mesorregião Oeste de Minas se destaca pela elevada porcentagem de pessoas ocupadas na indústria.

A proporção de pessoas ocupadas em serviços é mais elevada (superando 60%) nas duas mesorregiões mais ricas (RMBH e Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba).

Na Tabela 2, também são apresentadas informações sobre a escolaridade das pessoas ocupadas em Minas e nas suas mesorregiões. O IBGE classifica as pessoas em 18 níveis de escolaridade, de zero (sem instrução ou menos de 1 ano de estudo) a “17 anos ou mais”. Para o cálculo da escolaridade média, admitimos que o valor médio nesse último estrato era de 18 anos de estudo. Observa-se, na Tabela 2, que a escolaridade média supera os 7 anos nas duas mesorregiões mais ricas (RMBH e Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba) e fica abaixo de 6 anos nas três regiões mais pobres (Jequitinhonha, Norte e Vale do Mucuri).

Verifica-se que, para o conjunto das 12 mesorregiões, há correlação forte e negativa entre a escolaridade média e a proporção de pessoas com domicílio rural ($r = -0,968$) e também entre essa escolaridade e a proporção de pessoas ocupadas na agricultura ($r = -0,949$). Isso está associado ao fato de que a escolaridade média na área rural (4,0 anos) é muito mais baixa do que na área urbana (7,4 anos) e ao fato de que a escolaridade média das pessoas ocupadas no setor agrícola (3,7 anos) é muito mais baixa do que a escolaridade média na indústria e nos serviços (6,4 e 8,1 anos, respectivamente), como mostra a Tabela 3.

A Tabela 4 mostra, para Minas Gerais e para suas 12 mesorregiões, a distribuição das pessoas ocupadas em três categorias de posição na ocupação, e a porcentagem do rendimento de todos os trabalhos apropriada por cada categoria. No Estado como um todo, os empregados são 74,4% do número de pessoas ocupadas, mas ficam com apenas 57,9% do rendimento total; por outro lado, os empregadores são 3,3% do número total e ficam com 16,0% do total de rendimentos. Em todas as mesorregiões, a proporção de empregados fica entre 71 e 77%, atingindo o valor mais alto na RMBH (76,6%). A mesorregião Jequitinhonha se destaca pela proporção baixa de empregadores (1,8%) e pela proporção elevada de trabalhadores por conta própria (26,6%).

.....
³ Nas correlações calculadas com os valores das 12 mesorregiões, cada observação é ponderada pela soma dos fatores de expansão das pessoas ocupadas, o que corresponde a ponderar cada mesorregião pela respectiva população de pessoas ocupadas.

Tabela 3_ Escolaridade e rendimento das pessoas ocupadas em Minas Gerais, conforme a situação do domicílio ou o setor de atividade, de acordo com o Censo Demográfico de 2000

Situação do domicílio ou setor de atividade	Escolaridade média	% com escolaridade			Rendimento	
		≤ 4	≤ 10	≥ 12	Médio	Mediano
Urbano	7,4	33,5	69,0	11,0	597	300
Rural	4,0	73,0	93,7	1,2	305	160
Agricultura	3,7	75,0	95,3	1,1	345	180
Indústria	6,4	40,9	80,4	4,8	516	300
Serviços	8,1	27,9	62,9	13,9	631	300

Fonte: Censo Demográfico 2000 (IBGE).

Tabela 4_ Pessoas ocupadas⁽¹⁾ nas mesorregiões de Minas Gerais, conforme sua posição na ocupação, e a respectiva participação no rendimento de todos os trabalhos, de acordo com o Censo Demográfico de 2000

Estado ou mesorregião	Pessoas ocupadas (1000)	% de			Participação % no rendimento do trabalho		
		Empregados	Conta-própria	Empregadores	Empregados	Conta-própria	Empregadores
Minas Gerais	6.517	74,4	22,3	3,3	57,9	26,1	16,0
1. Noroeste	116	75,8	20,7	3,5	49,7	28,2	22,1
2. Norte	421	71,9	25,9	2,2	59,4	27,2	13,4
3. Jequitinhonha	186	71,6	26,6	1,8	61,2	26,7	12,1
4. Vale do Mucuri	115	72,7	24,4	2,9	54,2	27,3	18,6
5. Triângulo/Alto Paranaíba	771	73,7	22,4	3,9	52,1	28,2	19,7
6. Central Mineira	144	75,7	20,9	3,4	53,3	28,1	18,6
7. RMBH	2.077	76,6	20,0	3,5	62,8	22,8	14,4
8. Rio Doce	494	74,6	22,5	2,9	59,3	26,2	14,5
9. Oeste de Minas	350	75,3	21,2	3,5	55,1	28,1	16,9
10. Sul e Sudoeste	922	73,0	23,6	3,4	51,1	30,8	18,1
11. Campo das Vertentes	180	72,7	24,0	3,3	58,0	28,3	13,7
12. Zona da Mata	739	72,7	23,9	3,4	57,1	27,3	15,6

(1) Considerando apenas as 830.198 pessoas da amostra com informações apropriadas para ajuste da equação de rendimentos.

Fonte: Censo Demográfico 2000 (IBGE).

A Tabela 5 mostra as principais características da distribuição do rendimento de todos os trabalhos por pessoa ocupada em Minas e nas suas 12 mesorregiões. No Estado como um todo, o rendimento médio é de R\$ 553,00 (em reais de julho de 2000). Menos de 1/4 das pessoas tem rendimento superior à média, visto que o 3º

quartil é de R\$ 500,00. O 9º decil, que delimita os 10% mais ricos, é de R\$ 1.010,00. Os 10% mais ricos se apropriam de metade (49,6%) do rendimento total. Ao examinar as medidas de tendência central e os percentis da distribuição, é importante ter em mente as limitações das informações sobre rendimento discutidas na seção 3.

Tabela 5_ Principais características da distribuição do rendimento de todos os trabalhos das pessoas ocupadas⁽¹⁾ nas mesorregiões de Minas Gerais, conforme dados do Censo Demográfico de 2000

Estado ou mesorregião	Média	Mediana	90º perc. ⁽²⁾	10+ ⁽³⁾	G ⁽⁴⁾	T ⁽⁵⁾	L ⁽⁶⁾
Minas Gerais	553	280	1010	49,6	0,583	0,776	0,602
1. Noroeste	497	237	850	52,7	0,594	0,939	0,629
2. Norte	350	151	650	49,1	0,573	0,777	0,590
3. Jequitinhonha	292	151	500	47,8	0,566	0,758	0,579
4. Vale do Mucuri	379	151	800	52,1	0,604	0,903	0,658
5. Triângulo/Alto Paranaíba	625	300	1200	49,6	0,576	0,797	0,581
6. Central Mineira	452	226	800	49,4	0,563	0,835	0,557
7. RMBH	687	302	1500	48,5	0,581	0,731	0,594
8. Rio Doce	465	200	1000	49,5	0,586	0,772	0,611
9. Oeste de Minas	473	260	900	46,2	0,534	0,693	0,494
10. Sul e Sudoeste	535	300	1000	48,3	0,559	0,749	0,543
11. Campo das Vertentes	461	225	900	48,1	0,563	0,707	0,553
12. Zona da Mata	480	226	1000	48,8	0,571	0,742	0,571

(1) Considerando apenas as 830.198 pessoas da amostra com informações apropriadas para ajuste da equação de rendimentos.

(2) 90º percentil ou 9º decil.

(3) Porcentagem da renda apropriada pelos 10% mais ricos.

(4) Índice de Gini.

(5) Índice T de Theil.

(6) Índice L de Theil.

Fonte: Censo Demográfico 2000 (IBGE).

O rendimento médio supera R\$ 600,00 nas mesorregiões RMBH e Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba e fica abaixo de R\$ 400,00 nas mesorregiões Norte, Jequitinhonha e Vale do Mucuri. Nessas três mesorregiões mais pobres, o rendimento mediano era igual ao valor do salário mínimo (R\$ 151,00).

Tanto o índice de Gini como o índice L de Theil indicam que as três mesorregiões com maior desigualdade na distribuição do rendimento do trabalho entre as pessoas ocupadas são Vale do Mucuri, Noroeste e Rio Doce, em ordem decrescente de desigualdade. Já para o índice T de Theil, as três mesorregiões com maior desigualdade, também em ordem decrescente, são Noroeste, Vale do Mucuri e Central Mineira. A mudança na ordenação decorre do fato de que essas medidas de desigualdade diferem na sensibilidade a mudanças em determinadas partes da distribuição. O índice de Gini é mais sensível a modificações ao redor da mediana; o índice L de Theil é especialmente sensível a mudanças na cauda esquerda da distribuição, e o índice T de Theil, por outro lado, é relativamente mais sensível a mudanças na cauda direita da distribuição. Entretanto, qualquer que seja a medida adotada, a mesorregião com menor desigualdade é a Oeste de Minas, com

índice de Gini igual a 0,534 e 46,2% do rendimento total sendo apropriado pelos 10% mais ricos. Note-se que, mesmo nessa mesorregião, a desigualdade é elevada pelos padrões internacionais.

5_ O modelo das equações de rendimento

O ajustamento das equações de rendimento é feito pelo método dos mínimos quadrados ponderados, usando o peso ou o fator de expansão associado a cada pessoa da amostra, fornecido pelo IBGE, como fator de ponderação. A variável dependente (y) é o logaritmo neperiano do rendimento mensal de todos os trabalhos da pessoa ocupada. O uso do logaritmo do rendimento pode ser justificado pelo fato de que o rendimento tem distribuição aproximadamente log-normal. As variáveis explanatórias usadas são, em grande parte, variáveis binárias que assumem o valor 1 se o indivíduo pertence a determinado grupo, ou 0, caso não pertença. O modelo de equação estimado é:

$$y_j = \alpha \sum \beta_i x_{ij} + u_j \quad (1)$$

em que α e β_i são parâmetros e u_j são erros aleatórios heterocedásticos com as propriedades usuais. O índice i distingue as diferentes variáveis explanatórias, e o

índice j indica a observação (pessoa da amostra). A seguir, é apresentada a lista das variáveis explanatórias utilizadas.

- a. variável binária para sexo, que assume valor 1 para as mulheres;
- b. a idade da pessoa, medida em dezenas de anos, e também o quadrado dessa variável, tendo em vista que y não varia linearmente com a idade. A idade é medida em dezenas de anos apenas para evitar que os coeficientes sejam muito pequenos. Se os parâmetros para a idade e idade ao quadrado forem indicados por β_1 e β_2 , respectivamente, deve-se ter $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$ e então o valor esperado de y será máximo quando a idade da pessoa for igual a $-\beta_1/(2\beta_2)$;
- c. o logaritmo neperiano do número de horas semanais de trabalho. O coeficiente dessa variável é a elasticidade do rendimento em relação ao tempo semanal de trabalho;
- d. duas variáveis binárias para distinguir três posições na ocupação: empregado (tomado como base), empregador e conta-própria;
- e. quatro variáveis binárias para distinguir cor: branca (tomada como base), preta, amarela, parda e indígena;
- f. duas variáveis binárias para distinguir os setores de atividade (agricultura, indústria e serviços). O setor agrícola é tomado como base;
- g. uma variável binária que assume valor 1 quando o domicílio é rural, e valor zero quando é urbano;
- h. uma variável binária que é igual a 1 quando a observação se refere à pessoa considerada responsável pela família e é igual a zero nos demais casos;
- i. onze variáveis binárias para distinguir 12 mesorregiões: RMBH (tomada como base), Norte de Minas, Noroeste de Minas, Triângulo/Alto Paranaíba, Central Mineira, Vale do Rio Doce, Vale do Mucuri, Jequitinhonha, Oeste de Minas, Campo das Vertentes, Zona da Mata e Sul/Sudoeste de Minas;
- j. a escolaridade (S), variando de 0 (no caso de pessoa sem instrução ou com menos de um ano de estudo) a 16 e assumindo valor 18 para pessoas com 17 anos ou mais de estudo;
- k. nos modelos onde se considera a existência de um efeito-limiar (*threshold effect*), além da variável S , inclui-se a variável

$$S^* = Z(S - \lambda) \quad (2)$$

em que λ é o *limiar*, isto é, o valor da escolaridade a partir do qual a taxa de retorno da escolaridade torna-se maior, e Z é uma variável binária que assume valor 0 para $S \leq \lambda$ e assume valor 1 para $S > \lambda$. Se indicarmos os coeficientes de S e S^* por β_3 e β_4 , e indicarmos por K a soma dos demais termos da equação de rendimentos, o valor esperado de y é

$$E(y) = K + \beta_3 S + \beta_4 Z(S - \lambda) \quad (3)$$

Quando $S \leq \lambda$, temos $Z = 0$ e a expressão se reduz a

$$E(y) = K + \beta_3 S \quad (4)$$

Quando $S > \lambda$, temos $Z = 1$, e a expressão (3) simplifica para

$$E(y) = K - \lambda\beta_4 + (\beta_3 + \beta_4)S \quad (5)$$

É importante notar que tanto (4) como (5) são iguais a $K + \beta_3 \lambda$ quando $S = \lambda$. Então, em um sistema de eixos cartesianos ortogonais, com $E(y)$ no eixo das ordenadas e a escolaridade S no eixo das abscissas, a expressão (3) representa uma linha poligonal com vértice no ponto de abscissa $S = \lambda$, sendo β_3 a inclinação do segmento que está antes desse vértice, e $\beta_3 + \beta_4$ a inclinação do segmento que se inicia no vértice. Antes do limiar λ , cada ano adicional de escolaridade está associado a um aumento de $[\exp(\beta_3) - 1]100\%$ no rendimento

das pessoas. Depois do limiar λ , cada ano adicional de escolaridade está associado a um aumento de $[\exp(\beta_3 + \beta_4) - 1]100\%$ no rendimento das pessoas;

1. outra alternativa utilizada foi captar o efeito da escolaridade por meio de 17 variáveis binárias, considerando como base as pessoas sem instrução ou com menos de um ano de estudo.

As variáveis incluídas devem captar o efeito do treinamento e da experiência das pessoas (idade e escolaridade), as discriminações e segmentações do mercado (cor, sexo, setor de atividade), as diferenças regionais (mesorregiões) e diferenças de posse de propriedade e riqueza (posição na ocupação) (Corrêa, 1998). É óbvio que as variáveis utilizadas captam esses efeitos de maneira bastante imperfeita, cabendo assinalar, por exemplo, que não dispomos de uma medida da *qualidade* do ensino e que a posição na ocupação é uma *proxy* muito ruim para a posse de capital.

O uso de uma função em forma de poligonal para captar o aumento da taxa de retorno da educação a partir de certo nível da escolaridade aparece nos trabalhos de Ney e Hoffmann (2003b) e Zucchi e Hoffmann (2004) e é mais amplamente discutido em Hoffmann e Ney (2004). Ao estimar e testar a significância estatística do

fenômeno no Brasil, esses trabalhos usam dados da PNAD. Para um trabalho de natureza macroeconômica, utilizando países como unidades de análise, e no qual se discute e estima o efeito limiar (*threshold effect*) associado à escolaridade, ver Dias e McDermott (2003). Não temos conhecimento de pesquisa que tenha estimado e testado o efeito limiar em equações de rendimento estimadas com base nos dados do Censo Demográfico de 2000.

6_ Os modelos básicos estimados

A Tabela 6 mostra duas equações de rendimento estimadas com a amostra de 830.198 pessoas ocupadas em Minas Gerais, com valor positivo para o rendimento de todos os trabalhos. As duas equações diferem apenas na maneira de captar o efeito da escolaridade. No modelo 1, são utilizadas 17 variáveis binárias para distinguir os 18 níveis de escolaridade, enquanto no modelo 2 considera-se uma relação entre y (o logaritmo do rendimento) e a escolaridade em forma de poligonal, conforme foi explicado na seção anterior. Vamos denominar de modelo 3 a equação que só difere do modelo 2 pela exclusão da variável $S^* = Z(S - 10)$. No modelo 3, a escolaridade aparece como uma única variável, assumindo valores de 0 a 18. Os resultados obtidos com esse modelo

não serão apresentados pormenorizadamente, mas adiante serão feitas comparações entre os modelos 1, 2 e 3, no que se refere à qualidade do ajustamento.

O exame dos resultados obtidos com o modelo 1 (ver nota (2) da Tabela 6) já indica que a taxa de retorno da escolaridade aumenta substancialmente a partir dos 10 anos de estudo. Além disso, experimentamos ajustar o modelo 2 utilizando limiares diferentes de 10 e verificamos que o ajustamento da equação aos dados é melhor quando se usa o limiar $\lambda = 10$. Cabe ressaltar que o primeiro ano da fase com maior taxa de retorno é o 11º ano de escolaridade, que corresponde à última série do ensino médio.

A mudança na taxa de retorno da escolaridade a partir de 10 anos de estudo é visível na Figura 1, que mostra como o valor y estimado por meio dos modelos 1, 2 e 3 varia em função da escolaridade para uma pessoa com idade média, valor médio do logaritmo do número de horas de trabalho por semana e pertencente à categoria base de todos os conjuntos de variáveis binárias. O modelo 1 é o mais flexível, já que não impõe nenhuma forma funcional específica à relação entre y e a escolaridade. Assim, os valores de y estimados por meio do modelo 1 servem de padrão para avaliar a qualidade dos demais modelos. A Figura 1 mostra que o modelo 2 se ajusta bem melhor do que o modelo 3.

Tabela 6_ Duas equações de rendimento para Minas Gerais em 2000, com variáveis binárias para distinguir 18 níveis de escolaridade (modelo 1) ou considerando uma função em forma de poligonal (modelo 2)

(continua)

Variável explanatória	Modelo 1		Modelo 2	
	Coefficiente	Efeito % no rendimento	Coefficiente	Efeito % no rendimento
Constante	2,1745	–	2,1842	–
Sexo feminino	-0,3536	-29,8	-0,3526	-29,7
Idade/10	0,6760	–	0,6872	–
(Idade/10) ²	-0,0677	–	-0,0691	–
Escolaridade (S)	(²)	–	0,0762	7,9
$S^* = Z(S - 10)$	–	–	0,1264	22,5 ⁽³⁾
ln (horas de trabalho)	0,4030	–	0,4026	–
Posição na ocupação				
Conta-própria	0,0956	10,0	0,0964	10,1
Empregador	0,8668	137,9	0,8692	138,5
Cor				
Preta	-0,1492	-13,9	-0,1516	-14,1
Amarela	0,0942	9,9	0,0950	10,0
Parda	-0,1106	-10,5	-0,1118	-10,6
Indígena	-0,0785	-7,5	-0,0808	-7,8
Responsável pela família	0,1858	20,4	0,1859	20,4
Setor				
Indústria	0,1593	17,3	0,1617	17,6
Serviços	0,1545	16,7	0,1567	17,0
Domicílio rural	-0,1328	-12,4	-0,1326	-12,4

Tabela 6_ Duas equações de rendimento para Minas Gerais em 2000, com variáveis binárias para distinguir 18 níveis de escolaridade (modelo 1) ou considerando uma função em forma de poligonal (modelo 2)

(conclusão)

Variável explanatória	Modelo 1		Modelo 2	
	Coefficiente	Efeito % no rendimento	Coefficiente	Efeito % no rendimento
Mesorregião ⁽¹⁾				
1	-0,1264	-11,9	-0,1271	-11,9
2	-0,3565	-30,0	-0,3595	-30,2
3	-0,3829	-31,8	-0,3873	-32,1
4	-0,3324	-28,3	-0,3367	-28,6
5	-0,0415	-4,1	-0,0425	-4,2
6	-0,1925	-17,5	-0,1922	-17,5
8	-0,1994	-18,1	-0,2010	-18,2
9	-0,1252	-11,8	-0,1247	-11,7
10	-0,0493	-4,8	-0,0496	-4,8
11	-0,2666	-23,4	-0,2651	-23,3
12	-0,1901	-17,3	-0,1893	-17,2
R ² (coef. de determ.)	0,5367		0,5357	
Teste F	22.897		35.472	
Nº de observações	830.198		830.198	

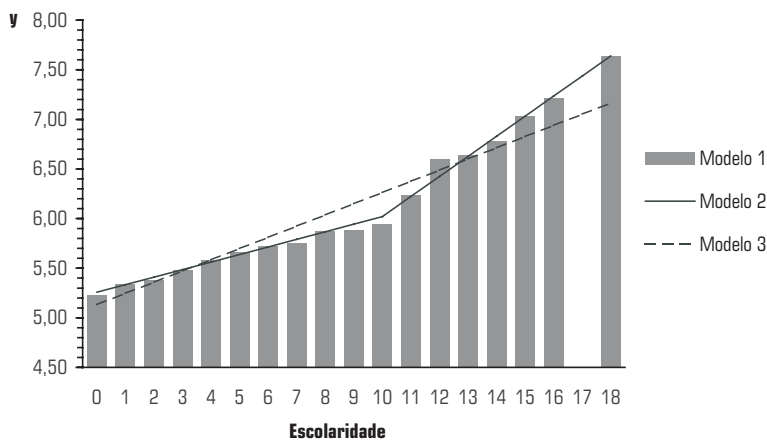
(1) A numeração das mesorregiões está nas Tabelas 1, 2, 4 ou 5. A base é a RMBH.

(2) Os coeficientes para as 17 binárias, em ordem crescente de escolaridade, são: 0,1116; 0,1579; 0,2508; 0,3548; 0,4377; 0,4900; 0,5245; 0,6452; 0,6521; 0,7156; 1,0115; 1,3682; 1,4090; 1,5521; 1,8085; 1,9866 e 2,4081. Os respectivos acréscimos percentuais no rendimento, em comparação com escolaridade igual a zero, são: 11,8; 17,1; 28,5; 42,6; 54,9; 63,2; 69,0; 90,6; 92,0; 104,5; 175,0; 292,8; 309,2; 372,2; 510,1; 629,1 e 1011,2.

(3) Esse é o crescimento percentual do rendimento associado a 1 ano adicional de escolaridade, depois que esta ultrapassa os 10 anos, obtido calculando $[\exp(0,0762 + 0,1264) - 1]100$.

Fonte: Elaboração própria.

Figura 1_A estimativa de “y” em função da escolaridade para os modelos 1, 2 e 3.



Nota: A abscissa 18 representa pessoas com 17 anos ou mais de estudo.

Fonte: Elaboração própria.

A soma de quadrados de regressão do modelo 3 supera a soma de quadrados do modelo 1 em 101.635, com 16 graus de liberdade. Mas a soma de quadrados de regressão do modelo 2 supera a do modelo 1 em apenas 6.174, com 15 graus de liberdade. Verifica-se que apenas 1 parâmetro adicional permite eliminar 94% da soma de quadrados de “falta de ajustamento” do modelo 3.

Conclui-se que o uso de uma equação de rendimentos em que se admite que o logaritmo do rendimento é uma função linear da escolaridade, sem o efeito limiar, é claramente inapropriado. Usar esse modelo constitui erro de especificação, que pode levar a conclusões errô-

neas ao comparar a taxa de retorno da escolaridade em diferentes situações (entre regiões ou entre setores de atividade).

Todos os coeficientes dos modelos 1 e 2 apresentados na Tabela 6 são estatisticamente significativos, e a probabilidade caudal do teste t é sempre inferior a 0,01%. Isso se deve, em parte, ao fato de estarmos usando uma amostra muito grande, que permite detectar diferenças muito pequenas como estatisticamente significativas.

Tendo destacado a escolaridade, verifica-se que, para todas as demais variáveis explanatórias, os coeficientes são muito semelhantes nas duas equações da Tabela 6.

Passamos a discutir os coeficientes estimados para o modelo 2.

Até 10 anos de escolaridade, cada ano adicional representa um acréscimo de 7,9% no rendimento estimado. Mas, a partir do limiar de 10 anos, esse acréscimo passa a ser de 22,5%. Se fosse utilizado o modelo 3, estimaríamos uma taxa de retorno de 11,9% por ano de escolaridade, independentemente de a escolaridade estar abaixo ou acima de 10 anos.

A elasticidade do rendimento mensal em relação ao tempo semanal de trabalho é estimada em 0,4026, substancialmente abaixo de 1. Isso indica que o prolongamento do tempo de trabalho é feito com prejuízo da produtividade e/ou por meio de trabalhos secundários pior remunerados. Cabe ressaltar que, nas pesquisas onde são estimadas equações de rendimento, é comum utilizar como variável dependente o logaritmo do rendimento por hora. Isso corresponde a, implicitamente, admitir que a elasticidade do rendimento em relação ao tempo de trabalho é igual a 1.

O coeficiente da equação indica que um preto tende a ganhar 14,1% menos do que um branco. Mas é importante ter em mente que essa diferença é obtida depois de levar em consideração os efeitos de todas as outras variáveis explana-

tórias incluídas na regressão. Verifica-se que a média geométrica⁴ dos rendimentos de pretos é 38,8% menor do que a de brancos, mas parte dessa diferença é captada pela escolaridade, cujo valor médio é 7,7 anos para os brancos e apenas 5,3 anos para os pretos. De acordo com o coeficiente estimado na equação, o rendimento esperado para os pardos é 10,6% menor do que o dos brancos, enquanto a média geométrica dos rendimentos de pardos fica 33,5% abaixo da dos brancos. A escolaridade média dos pardos é 6,0 anos, substancialmente abaixo da escolaridade média dos brancos (7,7 anos). Com os amarelos, ocorre o inverso. Mesmo depois de descontados os efeitos das demais variáveis incluídas no modelo, um amarelo tende a ganhar 10,0% mais do que um branco. A média geométrica do rendimento dos amarelos é 46,9% maior do que a dos brancos, mas parte dessa diferença é explicada pela desigualdade na escolaridade média, que alcança 8,9 anos para os amarelos.

A escolaridade média das mulheres ocupadas é 7,9 anos, ao passo que para os homens é 6,3 anos. Com base na escolaridade, o rendimento médio das mulheres deveria ser maior do que o rendimento médio dos homens. Verifica-se, entretanto, que a média geométrica dos

.....
⁴ Utiliza-se a média geométrica, que corresponde à média dos valores de y , tendo em vista que y é a variável dependente na regressão.

rendimentos de mulheres é 27,0% menor do que a dos homens. O coeficiente do modelo 2 estimado indica que, depois de descontado o efeito das demais variáveis incluídas no modelo, uma mulher tende a ganhar 29,7% menos do que um homem.

As médias geométricas de rendimentos de empregados, conta-própria e empregadores são, respectivamente, R\$ 272,50, R\$ 343,80 e R\$ 1.398,00. Conforme essas médias, um conta-própria ganha 26,2% mais do que um empregado, e um empregador ganha 413,0% mais do que um empregado. Os coeficientes estimados indicam que, depois de descontados os efeitos das demais variáveis, os rendimentos de um conta-própria e de um empregador tendem a superar o rendimento de um empregado em 10,1 e 138,5%, respectivamente.

Os coeficientes para as binárias que captam as diferenças entre mesorregiões são todos negativos, indicando que, mesmo depois de considerar os efeitos das demais variáveis, o rendimento tende a ser maior na RMBH, que foi adotada como base. Como era de se esperar, o valor absoluto do coeficiente é maior para as três mesorregiões que já foram caracterizadas anteriormente como as mais pobres: Norte, Jequitinhonha e Vale do Mucuri.

As estimativas dos coeficientes associados à idade indicam que o rendi-

mento estimado atinge um máximo aos 49,7 anos de idade.

A Tabela 7 registra a contribuição marginal de cada fator para a soma de quadrados da regressão, isto é, o aumento ocorrido na parte explicada das variações do logaritmo do rendimento das pessoas ocupadas por meio da introdução da respectiva variável (ou conjunto de variáveis binárias), depois que todas as demais variáveis estejam incluídas no modelo. Verifica-se que, nos dois modelos, o principal condicionante do rendimento é a escolaridade, que apresenta a maior contribuição. Note-se que a contribuição marginal dos diversos fatores é muito semelhante em ambos. A contribuição da escolaridade é um pouco maior no modelo 1, no qual não se impõe nenhuma forma funcional à relação entre y e a escolaridade. É notório que a distinção entre os dois sexos têm efeito marginal muito maior do que a cor.

A posição na ocupação fica em terceiro lugar em ordem decrescente de contribuição marginal para a soma de quadrados da regressão, abaixo de escolaridade e idade. Isso se deve ao fato de a posição na ocupação ser, em geral, uma *proxy* muito ruim para representar as diferenças na posse de capital. Voltaremos a esse tema na próxima seção, ao analisarmos as equações de rendimento conforme setor de atividade.

Tabela 7_ Contribuição marginal de cada fator (variável ou conjunto de categorias) para a soma de quadrados de regressão com os modelos 1 e 2, em porcentagem

Fator	Modelo 1	Modelo 2
Sexo	3,98	3,97
Idade	7,73	8,18
Escolaridade	36,30	36,18
Horas de trabalho	3,28	3,29
Posição na ocupação	4,54	4,58
Cor	0,62	0,63
Responsável pela família	1,07	1,08
Setor	0,43	0,45
Situação do domicílio	0,30	0,30
Mesorregião	2,60	2,65

Fonte: Elaboração própria.

7_ Equações de rendimento por setor de atividade

As diferenças na natureza da atividade justificam ajustar equações separadas para cada setor de atividade. A Tabela 8 mostra os resultados das equações estimadas, considerando, alternativamente, as pessoas ocupadas na agricultura, na indústria ou nos serviços.

Na medida em que o coeficiente negativo para sexo feminino representa

a discriminação contra mulheres, observa-se que essa discriminação é substancialmente menor no setor agrícola, em comparação com a indústria e os serviços. Isso é confirmado na Tabela 9, na qual se verifica que a contribuição marginal de sexo para a soma de quadrados da regressão não atinge 1% no setor agrícola e supera 4,3% nos outros dois setores.

Os coeficientes relativos à idade (uma *praxy* para experiência) também são diferentes para pessoas ocupadas no setor agrícola. A idade para a qual o rendimento estimado passa por um máximo não difere muito entre setores: é 51,3 anos na agricultura, 48,1 anos na indústria e 49,5 anos nos serviços. Mas a variação do rendimento com a idade é muito menor no setor agrícola, levando a uma menor contribuição dessa variável para a soma de quadrados de regressão, como se pode verificar na Tabela 9. A Figura 2 mostra como o valor de y estimado varia com a idade, em cada setor, considerando uma pessoa com o tempo semanal de trabalho médio e a escolaridade média do setor, e pertencente à categoria básica dos demais fatores analisados. É visível que a curvatura é muito mais acentuada na indústria e nos serviços.

Tabela 8_ Equações de rendimento das pessoas ocupadas em Minas Gerais, em 2000, conforme o setor de atividade

(continua)

Variável explanatória	Setor		
	Agrícola	Indústria	Serviços
Constante	2,6768	2,1651	2,0939
Sexo feminino	-0,1624	-0,3430	-0,3692
Idade/10	0,2472	0,6915	0,8373
(Idade/10) ²	-0,0241	-0,0719	-0,0846
Escolaridade (<i>S</i>)	0,0528	0,0672	0,0836
$S^* = Z(S - 10)$	0,1275	0,1420	0,1104
ln (horas de trab.)	0,4495	0,4682	0,3800
Posição na ocupação			
Conta-própria	0,1577	-0,0206	0,1481
Empregador	1,4262	0,8437	0,7852
Cor			
Preta	-0,1153	-0,1322	-0,1700
Amarela	0,1548	0,2087	0,0320 n.s.
Parda	-0,0767	-0,0995	-0,1244
Indígena	-0,0499 n.s.	-0,0936	-0,0816
Responsável pela família	0,1916	0,2148	0,2855
Domicílio rural	-0,1038	-0,1624	-0,1176
Mesorregião ⁽¹⁾			
1	0,2278	-0,1668	-0,1850
2	-0,1994	-0,3721	-0,3359
3	-0,2222	-0,4451	-0,3563
4	-0,2089	-0,3660	-0,2987
5	0,3426	-0,0512	-0,0909
6	0,1535	-0,2059	-0,2345

Tabela 8_ Equações de rendimento das pessoas ocupadas em Minas Gerais, em 2000, conforme o setor de atividade

(conclusão)

Variável explanatória	Setor		
	Agrícola	Indústria	Serviços
8	-0,0828	-0,1125	-0,2077
9	0,1183	-0,0701	-0,1729
10	0,2619	-0,0397	-0,1092
11	-0,0494	-0,2562	-0,2738
12	-0,0011 n.s.	-0,1650	-0,2006
R ² (coef. de determ.)	0,3640	0,4763	0,5740
Teste F	4.475	6.545	24.509
Nº de observações	195.486	179.949	454.763

Nota: A sigla n.s. assinala os coeficientes não-significativos ao nível de 10%. Para os demais, a probabilidade caudal do teste de nulidade do parâmetro é inferior a 0,1%.

(1) A numeração das mesorregiões está nas Tabelas 1, 2, 4 ou 5. A base é a RMBH.

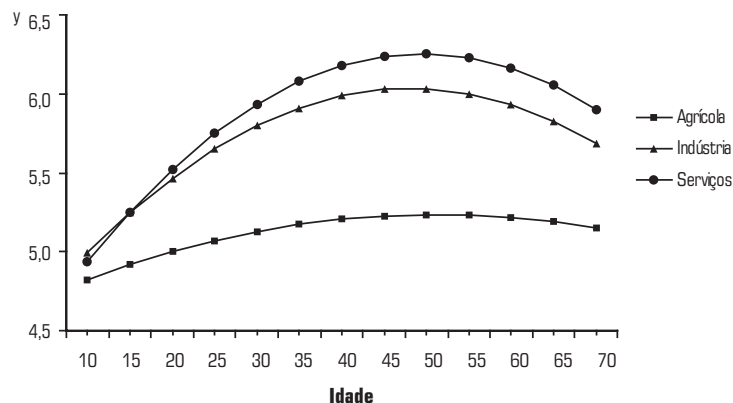
Fonte: Elaboração própria.

Tabela 9_ Contribuição marginal de cada fator (variável ou conjunto de categorias) para a soma de quadrados de regressão das equações por setor de atividade, em percentagem

Fator	Setor		
	Agrícola	Indústria	Serviços
Sexo	0,99	4,35	4,34
Idade	2,23	9,73	10,48
Escolaridade	13,36	35,52	39,86
Horas de trabalho	6,08	3,87	3,04
Posição na ocupação	16,20	5,80	3,76
Cor	0,65	0,78	0,66
Responsável pela família	1,97	2,14	0,94
Situação do domicílio	0,93	0,47	0,11
Mesorregião	12,05	3,61	2,07

Fonte: Elaboração própria.

Figura 2_ Variação de “y” estimado em função da idade nos três setores: agricultura, indústria e serviços



Fonte: Elaboração própria.

Os coeficientes das duas variáveis associadas à escolaridade permitem calcular as taxas de retorno por ano de estudo quando ela é inferior a 10 anos, que são 5,4% na agricultura, 6,9% na indústria e 8,7% nos serviços, e também as taxas de retorno quando a escolaridade ultrapassa o limiar dos 10 anos, que são, respectivamente, 19,8, 23,3 e 21,4%. É certo que as taxas de retorno estimadas são um pouco mais baixas na agricultura, mas são diferenças pequenas, que não explicam o fato de a contribuição marginal da escolaridade ser muito mais baixa na agricultura do que nos outros dois setores, como mostra a Tabela 9. O que acontece é que a escolaridade das pessoas ocupadas é relativamente mais ho-

mogênea na agricultura, com a maioria de pessoas tendo escolaridade igual ou inferior a 4 anos, como foi mostrado na Tabela 3. Sabemos, agora, que o crescimento do rendimento em função da escolaridade é muito mais intenso quando essa ultrapassa o limiar dos 10 anos. Como na agricultura a proporção de pessoas com escolaridade acima de 10 anos é apenas 4,7% (contra 19,6% na indústria e 37,1% nos serviços), nesse setor a variação do rendimento em função da escolaridade é restrita.

Vejamos o que ocorre se utilizarmos o modelo no qual o efeito da escolaridade é linear, sem considerar o limiar de 10 anos. Isso corresponde a excluir $S^* = Z(S - 10)$ da lista de variáveis ex-

planatórias da Tabela 8. Nesse caso, a estimativa da taxa de retorno por ano adicional de estudo é 6,9% na agricultura, 10,3% na indústria e 12,8% nos serviços. A conclusão seria de que essa taxa de retorno aumenta substancialmente quando se passa da agricultura para a indústria e desta para o setor de serviços. Mas essa conclusão estaria baseada em equações com erro de especificação (não considerar o limiar), em combinação com o fato de a proporção de pessoas ocupadas com escolaridade acima de 10 anos ser 4,7% na agricultura, 19,6% na indústria e 37,1% nos serviços.

Observa-se, na Tabela 9, que no setor agrícola o fator que mais contribui para a soma de quadrados de regressão é a posição na ocupação, superando a contribuição marginal da escolaridade. Na Tabela 8, verifica-se que o coeficiente para “empregador” é substancialmente mais alto na agricultura do que nos outros dois setores. Isso certamente está associado ao fato de que a posição na ocupação é uma *proxy* melhor para propriedade de capital no setor agrícola, no qual o fazendeiro tipicamente será registrado como empregador.⁵ Cabe ressaltar que a proporção de empregadores entre as pessoas ocupadas na agricultura (2,4%) é até mais baixa do que nos outros setores

(3,0% na indústria e 3,8% nos serviços). A agricultura se destaca pela alta proporção de conta-própria (tipicamente o pequeno agricultor familiar), que é 28,1% (contra 23,0% na indústria e 20,2% nos serviços), e, conseqüentemente, pela proporção relativamente baixa de empregados, que é 69,5% (contra 74,1% na indústria e 76,0% nos serviços).

Os coeficientes estimados das variáveis binárias que distinguem as mesorregiões são todos negativos nas equações para a indústria e os serviços. Isso significa que, nesses dois setores, o rendimento estimado nessas regiões é menor do que na RMBH, que foi adotada como base, quando consideramos pessoas iguais, no que se refere a todas as características captadas pelas demais variáveis explanatórias. Os contrastes regionais são muito diferentes no setor agrícola, com cinco mesorregiões (Noroeste, Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba, Central Mineira, Oeste de Minas e Sul-Sudoeste) para as quais o rendimento tende a ser *maior* do que na agricultura da RMBH, e uma mesorregião (Zona da Mata) onde o rendimento esperado não difere estatisticamente do rendimento da RMBH, controlados os efeitos das demais variáveis. Na Tabela 9, verifica-se que a contribuição marginal das diferenças entre mesor-

.....
⁵ Nos dados da PNAD, a partir de 1992, podemos utilizar a área do empreendimento agropecuário como *proxy* para a posse de capital. Ver Ney e Hoffmann (2003a e 2003b), em que se discute de maneira mais aprofundada a interpretação do efeito das variáveis relativas à posição na ocupação.

regiões para a soma de quadrados de regressão é muito maior na agricultura do que nos outros dois setores. Seria cômodo dizer que isso é um resultado esperado, dada a maior dependência da agricultura em relação às características edafo-climáticas das regiões. Mas a nossa variável dependente não é o rendimento físico das atividades agropecuárias, mas, sim, o rendimento econômico das pessoas. Então o entendimento das diferenças regionais exige a análise dos freios aos movimentos migratórios que deveriam uniformizar o rendimento de pessoas com características pessoais iguais.

8 Conclusões

Há grandes contrastes regionais dentro do Estado de Minas Gerais. O rendimento domiciliar *per capita* médio na mesorregião mais pobre (Jequitinhonha) é inferior a 1/3 do seu valor na mesorregião mais rica (RMBH). O rendimento médio de todos os trabalhos por pessoa ocupada, excluindo as pessoas sem rendimento, na mesorregião Jequitinhonha corresponde a 43% do seu valor na RMBH. Nesta última mesorregião, a escolaridade média das pessoas ocupadas é 7,9 anos, enquanto na mesorregião mais pobre é apenas 4,8 anos.

Em Minas Gerais, 74,4% das pessoas ocupadas analisadas são empregados, que ficam com 57,9% do total de rendimentos do trabalho (na terminologia do IBGE); por outro lado, os empregadores constituem 3,3% das pessoas ocupadas e ficam com 16,0% do total de rendimentos do trabalho.

Um resultado importante da análise das equações de rendimento foi a comprovação de que a relação funcional entre o logaritmo do rendimento (y) e a escolaridade (S) não pode ser adequadamente representada por uma única reta. É muito evidente o aumento da taxa de retorno da escolaridade a partir de 10 anos de estudo, de maneira que aquela relação funcional pode ser representada por uma poligonal com vértice em ponto com abscissa igual a 10. Estima-se que, para Minas Gerais, a taxa de retorno é 7,9% até o limiar de 10 anos de escolaridade, passando a ser 22,5% por ano acima desse limiar.

Confirmando resultados obtidos com dados da PNAD e de Censos Demográficos anteriores, verifica-se que pretos e pardos tendem a receber menos do que brancos. A maior parte da diferença entre médias geométricas dos rendimentos é explicada pelas demais variáveis incluídas na regressão, mas permanece um

efeito associado especificamente à variável cor, que usualmente é associado à discriminação. No caso dos amarelos, o coeficiente estimado indica que estes tendem a ganhar mais do que os brancos.

Os coeficientes estimados para as variáveis binárias utilizadas para captar as diferenças entre mesorregiões são todos negativos, indicando que, mesmo depois de descontados os efeitos das demais variáveis incluídas na equação de rendimentos, em todas as outras regiões o rendimento tende a ser menor do que na RMBH.

Equações estimadas para cada setor revelam importantes diferenças inter-setoriais. Na agricultura, a posição na ocupação está mais associada com a posse de capital e torna-se o fator mais importante para explicar as variações no logaritmo do rendimento, superando até mesmo a contribuição da escolaridade.

A variação do rendimento com a idade é muito menos intensa na agricultura do que nos outros dois setores. Por outro lado, observa-se que as diferenças interregionais no rendimento das pessoas ocupadas são substancialmente mais importantes no setor agrícola do que na indústria e nos serviços.

Considerando o aumento da taxa de retorno da escolaridade quando se ultrapassa o limiar dos 10 anos de escola-

ridade, estima-se que na agricultura ela passa de 5,4% para 19,8%; na indústria passa de 6,9% para 23,3%, e nos serviços passa de 8,7% para 21,4%. As taxas de retorno da educação são um pouco mais baixas no setor agrícola, mas ressalta-se que o uso de um modelo sem o efeito limiar (*threshold effect*) levaria a superestimar essa diferença, uma vez que a proporção de pessoas ocupadas na agricultura com escolaridade igual ou menor do que o limiar de 10 anos é maior na agricultura (95,3%) do que na indústria (80,4%) ou nos serviços (62,9%).

Referências bibliográficas

ATLAS de Desenvolvimento Humano do Brasil (*software*). Rio de Janeiro, set. 2003.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO (PNUD); FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO (FLP); INSTITUTO DE ECONOMIA APLICADA (IPEA).

CORRÊA, A. M. C. J. *Distribuição de renda e pobreza na agricultura brasileira*. Piracicaba: Editora UNIMEP, 1998. 260 p.

DIAS, J.; McDERMOTT, J. Aggregate threshold effects and the importance of human capital in economic development. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 25., Porto Seguro, 2003, *Anais...* Rio de Janeiro: SBE, 2003. v. I, p. 550-569.

HOFFMANN, R. A subdeclaração dos rendimentos. *São Paulo em Perspectiva* 2. São Paulo: SEADE, p. 50-54, 1988.

HOFFMANN, R. Income distribution in Brasil and the regional and sectoral contrasts. In GUILHOTO, J. J. M.; HEWINGS, G. J. D. *Structure and structural change in the Brazilian economy*. Ashgate, Burlington, USA, 2001.

HOFFMANN, R.; NEY, M. G. Desigualdade, escolaridade e rendimentos na agricultura, indústria e serviços, de 1992 a 2002. *Economia e sociedade*, v. 13, n. 2 (23), jul./dez. 2004.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). *Censo Demográfico 2000: trabalho e rendimento – resultados da amostra*. Rio de Janeiro, IBGE, 2003a.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). *Contas Regionais do Brasil 2001*. Rio de Janeiro, IBGE, 2003b.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). *Sistema de Contas Nacionais: Brasil: 2000-2002*. Rio de Janeiro, IBGE, 2003c.

MILLS, C.W. *A elite do poder*. Rio de Janeiro: Zahar Editores, 1968.

NEY, M. G.; HOFFMANN, R. Desigualdade de renda na agricultura: o efeito da posse da terra. *Economia*, v. 4, n. 1, p. 113-152. ANPEC, Niterói, jan./jun. 2003a.

NEY, M. G.; HOFFMANN, R. Origem familiar e desigualdade de renda na agricultura. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 33, n. 3, p. 541-572, dez. 2003b.

ZUCCHI, J. D.; HOFFMANN, R. Diferenças de renda associadas à cor: Brasil, 2001. *Pesquisa e Debate* 24, São Paulo, PUCSP, v. 15, n. 1, p. 107-129, 2004.

.....
• E-mail de contato dos autores:
• rhoffman@eco.unicamp.br
• rosycler@hotmail.com
.....