

MIGRAÇÃO E DESIGUALDADE REGIONAL DE RENDA: UMA ANÁLISE DO ESTADO DE MINAS GERAIS COMPARADO COM O BRASIL¹

José Eustáquio Ribeiro Vieira Filho²

Resumo - O presente trabalho teve como objetivo testar se os migrantes (brasileiros que moram em uma unidade federativa diferente do Estado onde nasceram) recebem ou não, em média, um valor salarial superior ao dos não-migrantes. Além disso, pretendeu-se analisar as características da distribuição de renda em uma amostra de migrantes e outra de não-migrantes, tanto para o Estado de Minas Gerais quanto para o Brasil, nos anos de 2002 e 2004. Para isso, o referencial metodológico foi dividido na equação de rendimentos e no cálculo de medidas de desigualdade e pobreza, utilizando-se a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). De acordo com os resultados encontrados, nota-se que os migrantes formam um grupo positivamente selecionado, com rendimento salarial superior ao dos não-migrantes. Entretanto, não há evidência de que o diferencial de rendimento entre os migrantes e não-migrantes contribua para o aumento da desigualdade no período estudado. A redução do coeficiente estimado y (associado à variável migração) mostra, mantido constante o fluxo migratório, uma queda da importância do migrante na explicação das variações no rendimento entre os indivíduos, o que estaria levando a uma diminuição do nível de desigualdade de renda na população.

Palavras-chave: migração, equação de rendimento, desigualdade e distribuição de renda.

1. Introdução

O Brasil vem passando por uma fase de redução da desigualdade de renda, devido a diversos fatores. Parte dessa redução pode estar ocorrendo pela diminuição das diferenças culturais e regionais do País, dado o intenso processo de modernização tecnológica e maior deslocamento das pessoas.

¹ Gostaria de agradecer de forma especial ao Professor Rodolfo Hoffmann, pelo auxílio na programação computacional e pelos conhecimentos técnicos compartilhados; à Maria Alice Pestana de Aguiar Remy, pela ajuda na compilação dos resultados; e ao Aderbal Oliveira Damasceno, pelas críticas e sugestões. Embora significativa a contribuição recebida, reservo-me toda a responsabilidade pelas interpretações feitas, bem como pelos erros e omissões que por acaso estejam aqui contidos.

² Doutorando em Economia Aplicada pela Unicamp. E-mail: jrvieirafileho@eco.unicamp.br

A migração é um fator que pode contribuir para maior ou menor desigualdade inter-regional de renda.

O presente trabalho teve como objetivo testar se os migrantes (brasileiros que moram em uma unidade federativa diferente do Estado onde nasceram) recebem ou não, em média, um valor salarial superior ao dos não-migrantes, tal como feito por Santos Júnior et al. (2005). Além disso, pretendeu-se analisar as características da distribuição de renda em uma amostra de migrantes e outra de não-migrantes, tanto para o Estado de Minas Gerais quanto para o Brasil, nos anos de 2002 e 2004. Para isso, o referencial metodológico foi dividido na equação de rendimentos e no cálculo de medidas de desigualdade e pobreza, utilizando-se a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Quanto aos indicadores de desigualdade de renda, foi seguida a abordagem de Hoffmann (1998), incluindo os estudos de Theil (1967) e Atkinson (1970).

A idéia aqui subjacente procura verificar que os migrantes formam um grupo positivamente selecionado, bem como contribuem para flutuações (para baixo ou para cima) na desigualdade inter-regional de renda, uma vez que o fluxo migratório acontece entre regiões de menor para maior renda *per capita*. Além disso, num determinado período, mantendo-se constante o fluxo migratório, uma redução do coeficiente estimado (associado à variável migração) representa queda da importância do migrante na explicação das variações no rendimento entre os indivíduos, o que pode se associar a uma melhora nas medidas de desigualdade de renda³.

Para isso, cinco seções são apresentadas, incluindo esta breve introdução. A segunda seção apresenta o instrumental analítico e metodológico, o qual é subdividido em três partes: a equação de rendimento; o cálculo das medidas de desigualdade e pobreza; e a base utilizada de dados. A terceira e quarta seções, respectivamente, apresentam os resultados da equação de rendimento e a análise das medidas de desigualdade e pobreza. Por fim, na quinta seção, têm-se as considerações finais.

³ Esta melhora poderá estar associada a um tipo de convergência de renda. Para um estudo sobre migrações e convergência no Brasil, ver Cançado (1999).

2. Instrumental analítico

O instrumental analítico deste trabalho foi subdividido em duas partes. Na primeira, foi estimado um modelo econométrico, o qual, além de identificar as variáveis que influenciam a determinação da renda, busca quantificar a sensibilidade da renda em relação a essas variáveis. Para a variável migração, a mensuração dessa sensibilidade, tudo o mais mantido constante, poderá identificar, ao longo dos anos, padrões de concentração inter-regional de renda. Na segunda parte, calculou-se o índice de Gini, bem como algumas medidas de desigualdade (medidas de Theil e o índice de Atkinson), sendo estas últimas medidas transformações monotônicas crescentes do índice de Gini. Dependendo dos resultados encontrados na estimação dos parâmetros do modelo econométrico, espera-se algum tipo de influência na intensificação ou não da desigualdade de renda no período analisado.

2.1 Modelo econométrico

Foi feita uma análise de regressão para comparar a renda dos migrantes e dos não-migrantes, controlando alguns fatores que influenciam a renda dos indivíduos. O ajustamento das equações de rendimento para cada ano foi dado pelo método dos mínimos quadrados ponderados, usando o peso ou fator de expansão associado a cada pessoa da amostra como fator de ponderação, sendo este disponibilizado pelo IBGE. A variável dependente (W) é o logaritmo neperiano da renda de todos os trabalhos da pessoa ocupada por hora. O uso do logaritmo do rendimento se justifica, visto que o rendimento possui distribuição log-normal. Algebricamente, o modelo estimado é:

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

em que α , β_i e ψ_i são parâmetros e u_j são erros aleatórios com as propriedades usuais do modelo clássico de regressão linear; x_{ij} é uma série de variáveis de controle; e M_{ij} é uma variável binária, que assume valor 1 quando o indivíduo é migrante e 0 quando este é não-migrante. O índice i distingue as diferentes variáveis explanatórias, e o índice j indica a observação (pessoa da amostra). As variáveis explanatórias foram na sua maioria variáveis binárias, que assumem valor 1, quando o indivíduo pertence a um determinado grupo, ou valor 0, quando não pertence. Após a definição mais geral do modelo, apresentaram-se as variáveis explanatórias de controle:

- a) Variável binária para sexo, que assume valor 1 para as mulheres e 0 para os homens.
- b) A idade da pessoa é medida em dezenas de anos, apenas para evitar que os coeficientes sejam muito pequenos. Além disso, tem-se o valor dessa variável elevada ao quadrado, já que W não varia linearmente com a idade. Sendo os parâmetros da idade e idade ao quadrado β_1 e β_2 , respectivamente, espera-se ter $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$. Assim, o valor de W será máximo quando a idade da pessoa for igual $\alpha - \beta_1 / (2\beta_2)$.
- c) Anos de escolaridade; quanto maior o seu valor, maior será o rendimento do trabalho.
- d) Quatro variáveis binárias para distinguir cinco posições na ocupação: outros empregados (base), funcionários públicos e militares, trabalho doméstico, conta-própria e empregador.
- e) Quatro variáveis binárias para distinguir raça: branca (tomada como base), indígena, preta, amarela e parda.
- f) Uma variável binária para especificar a condição na família, sendo igual a 1 para o responsável da família e 0 para os demais integrantes.

g) Vinte e seis variáveis binárias para especificar as unidades federativas do Brasil, tomando como base o Estado de São Paulo.

h) Uma variável binária para distinguir domicílios rural e urbano, assumindo, respectivamente, valores 1 e 0.

i) Duas variáveis binárias para determinar os setores de atividade, como agricultura, indústria e serviços — toma-se o setor agrícola como base.

j) Por fim, como já ressaltado no modelo, inclui-se uma variável binária (M), que distingue o indivíduo migrante do não-migrante. Os migrantes são brasileiros que moram em uma unidade federativa diferente do Estado onde nasceram.

Espera-se captar com a inclusão das variáveis o efeito do treinamento e da experiência das pessoas (idade e escolaridade)⁴, a discriminação por raça e sexo, a segmentação por setor de atividade, as diferenças regionais (unidades federativas e situação censitária do domicílio), o diferencial de posse de propriedade e riqueza (posição na ocupação e condição familiar)⁵ e a seleção positiva daqueles que migram.

A intenção foi verificar, como analisado por Santos Júnior et al. (2005), feitos os controles necessários, se os migrantes ganham ou não, em média, um valor superior ao dos não-migrantes. Ao verificar essa superioridade, pode-se concluir que, sendo a migração a única distinção entre os indivíduos, a variável explanatória migração está captando o efeito conjunto de uma série de variáveis não-observáveis (aptidão, agressividade, motivação, perseverança, empreendedorismo, entre outras características). Dessa forma, ao receber um valor superior ao dos não-migrantes, pode-se dizer que o grupo de pessoas migrantes é positivamente selecionado. Se for verificado no modelo estimado um coeficiente positivo y associado à variável M , pode-se afirmar que os migrantes recebem mais, o que é um indício da existência da seleção positiva dos migrantes.

⁴ Vale lembrar que a PNAD não disponibiliza uma medida da qualidade do ensino, podendo assim captar de maneira imperfeita o efeito dessas variáveis.

⁵ Deve-se ressaltar que a posição na ocupação não é uma proxy muito boa para representar a posse de capital.

Com conclusão similar em termos de migrações entre países, o estudo de Borjas (1994) sugere que, embora haja desvantagem econômica relativa aos imigrantes, suas oportunidades econômicas crescem rapidamente ao longo do tempo.

Entretanto, se o coeficiente estimado y associado à variável M reduzir ao longo do tempo, mantendo-se a migração constante, será verificada menor importância do migrante na explicação das variações do rendimento dos indivíduos, o que conduz a uma melhora nos indicadores de desigualdade de renda. Assim, uma vez confirmada a seleção positiva dos migrantes, bem como a queda de sua importância ao longo do tempo, é possível prever comportamentos no grau de desigualdade regional, podendo reduzir quando for detectado o alcance progressivo de renda. Como um primeiro estudo, mesmo que num curto período de tempo, tem-se um bom exercício de relacionar o migrante e a desigualdade de renda.

2.2 Medidas de desigualdade e pobreza

Índice de Gini

Nesta seção é apresentada a metodologia de cálculo de algumas medidas de desigualdade de renda, procurando sintetizar as principais explicações contidas em Hoffmann (1998). A primeira medida é o índice de Gini, o qual é definido a partir da proporção acumulada da população (p) e da proporção acumulada da renda (Φ). Se os pares de porcentagens forem idênticos, como mostra a Figura 1, tem-se a curva de perfeita igualdade, a qual coincide com a diagonal de 45 graus a partir da origem. Entretanto, ao observar a disposição entre as porcentagens acumuladas da população com as respectivas rendas agregadas, encontra-se a curva de desigualdade de renda, que também é conhecida por curva de Lorenz⁶. O cálculo da

⁶ Este método de evidenciar os diferentes graus de concentração dos estratos de renda entre a população foi proposto em 1905 por Lorenz, um estatístico norte-americano. Além da distribuição de renda, este método pode ser utilizado para distintos tipos de análises, como no caso dos estudos de concentração industrial. Haddad (1989) apresenta a construção das curvas de localização, que possui interpretação semelhante à da curva de Lorenz.

relação entre a área sobre a curva e a diagonal principal (α) e a área do triângulo abaixo da diagonal ($\alpha+\beta$) mede a intensidade do grau de desigualdade de renda, com valores que variam de 0 (perfeita igualdade) a 1 (perfeita desigualdade).

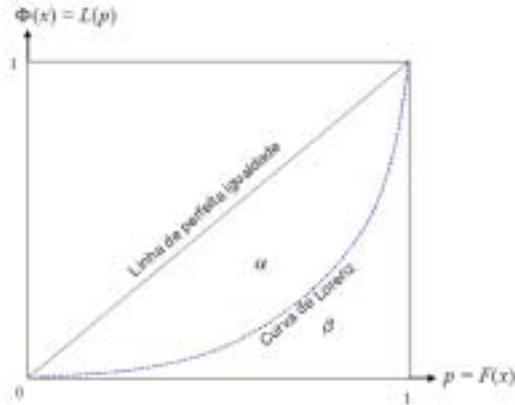


Figura 1 – Curva de Lorenz para uma distribuição contínua.

Para uma distribuição contínua e não-negativa $f(x)$, sendo x a distribuição de renda entre a população, verifica-se que a curva de Lorenz é sempre crescente e convexa em relação ao eixo das abscissas. Por definição, o índice de Gini é:

$$G = \frac{\alpha}{\alpha + \beta} = \frac{\alpha}{0,5} = 2\alpha \quad (1)$$

Se ($\alpha = 0,5 - \beta$), então:

$$\alpha = 0,5 - \int_0^1 L(p) dp \quad \text{e} \quad G = 1 - 2 \int_0^1 L(p) dp \quad (2)$$

Medidas de desigualdade de Theil (T e L de Theil)

As duas seguintes medidas de desigualdade são baseadas no conceito de entropia, vindo da física e da teoria de informações, adaptadas para a economia por Theil (1967). De modo geral, quando uma mensagem está sujeita a erro (o caso de uma previsão), o conteúdo informativo da mensagem que afirma (ou prevê) que o evento A irá ocorrer é dado por

$h = \ln \frac{y}{x}$, em que x é a probabilidade *a priori* de ocorrência do evento

antes de ter recebido a mensagem e y é a probabilidade *a posteriori* de ocorrência do evento depois de recebida a mensagem. Assim, x varia entre zero e um. Para x próximo de um, a mensagem tem pouco conteúdo informativo. Todavia, quando x tende a zero, o conteúdo informativo da mensagem que o evento A ocorreu tende a infinito. Ao considerar um universo de n possíveis eventos A_i ($i = 1, 2, \dots, n$), exaustivos e mutuamente exclusivos, associados respectivamente às probabilidades x_i para cada

evento ($\sum_{i=1}^n x_i = 1$), verifica-se que a entropia da distribuição é máxima

quando todos os possíveis eventos são igualmente prováveis⁷.

Uma vez entendido o conceito de entropia e o seu cálculo matemático, é necessário definir as variáveis na economia para o cálculo de um indicador de desigualdade. Considerando y_i uma fração não-negativa da renda total recebida por cada pessoa numa população, a entropia da distribuição de renda é definida por:

$$H(y) = \sum_{i=1}^n y_i \ln \frac{1}{y_i}, \text{ em que } 0 \leq H(y) \leq \ln n \quad (3)$$

⁷ Vale ressaltar que o conceito de entropia de uma distribuição de renda é distinto do conceito de entropia da termodinâmica. Na física, maior entropia significa maior desordem do sistema. Na economia, não há motivo para associar maior igualdade da distribuição de renda à maior desordem econômica.

Depois de definida a entropia de uma distribuição de renda, a primeira medida de desigualdade de Theil é um indicador, que se obtém subtraindo esta entropia de seu próprio valor máximo. Dessa forma, verifica-se que o T de Theil é:

$$T = \ln n - H(y) = \sum_{i=1}^n y_i \ln ny_i \quad (4)$$

Quando T igual a zero, tem-se o caso de uma distribuição de perfeita igualdade. Por sua vez, quando T igual a $\ln n$, apresenta-se a máxima desigualdade de renda. Ao transformar frações de renda em frações da população, a segunda medida de desigualdade de Theil, ou índice L de Theil, é:

$$L = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \ln \left(\frac{1/n}{y_i} \right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \frac{1}{ny_i} \quad (5)$$

Vale lembrar que o valor mínimo de L de Theil é igual a zero quando a distribuição de renda é perfeitamente igualitária ($y_i = 1/n$ para todo i). No outro extremo, o valor L tende a infinito quando qualquer y_i tende a zero.

Para uma distribuição contínua, adotando que a renda é uma variável aleatória contínua x com função de densidade $f(x)$ e média μ , o T de Theil e o L de Theil são:

$$T = \int_0^{\infty} \left(\ln \frac{x}{\mu} \right) \frac{x}{\mu} f(x) dx \quad \text{e} \quad L = \int_0^{\infty} \left(- \ln \frac{x}{\mu} \right) f(x) dx \quad (6)$$

Lembrando as definições de $p=F(x)$ e de $L(p)$, verifica-se que a fração dp da população corresponde à fração $dL(p)$ da renda. Então, obtém-se:

$$T = \int_0^{\infty} \left[\ln \frac{dL(p)}{dp} \right] dL(p) \quad e \quad L = \int_0^{\infty} \left[-\ln \frac{dL(p)}{dp} \right] dp \quad (7)$$

Índice de Atkinson

Atkinson (1970, citado por Hoffmann, 1998) apresentou um conjunto de medidas de desigualdade, as quais foram derivadas de uma função de bem-estar social. O nível de bem-estar social (W) é estabelecido como uma função aditivamente separável e simétrica das rendas individuais (x_i). O bem-estar social ao considerar uma população de n pessoas é definido como:

$$W = \sum_{i=1}^n U(x_i) \quad (8)$$

De um lado, tal função é aditivamente separável, já que o seu valor é o somatório do bem-estar social associado a cada pessoa, dependendo apenas da renda individual. Por outro, a função é simétrica, haja vista que o seu valor não é alterado por permutações nas rendas das pessoas⁸. Vale lembrar que o bem-estar social $U(x_i)$ associa-se à renda da i -ésima pessoa e, portanto, não coincide com o bem-estar ou utilidade individual.

Para a mensuração da medida de Atkinson, é preciso definir o nível de renda equivalente numa distribuição igualitária (x_*), sendo este o valor que cada indivíduo deveria receber para deixar o nível de bem-estar social igual ao da distribuição observada. Conforme a equação de bem-estar social, tem-se que:

$$W = \sum_{i=1}^n U(x_i) = \sum_{i=1}^n U(x_*) = nU(x_*) \quad \text{ou} \quad U(x_*) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n U(x_i) \quad (9)$$

⁸ Hoffmann (op. cit.) ressalta que este tipo de função não abre espaço para sentimentos de solidariedade ou de inveja, já que o bem-estar de uma pessoa não pode ser afetado pela renda das demais.

Se $U(x_i)$ for uma função côncava⁹, tem-se que $x_* \leq \mu$, com $x_* = \mu$ apenas quando todas as rendas x_i forem iguais. O índice de Atkinson é:

$$A = 1 - \frac{x_*}{\mu} \quad (10)$$

No geral, em uma distribuição de renda com índice de Atkinson igual a A , o mesmo nível de bem-estar social pode ser obtido com $100(1-A)\%$ da renda total, com a distribuição dessa parcela dada de forma igualitária.

2.3 Fonte de dados

As informações utilizadas neste estudo estão baseadas nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), realizada anualmente pelo IBGE, exceto nos anos em que ocorre o Censo Demográfico. Assim, procurou-se trabalhar com os dados oriundos das PNADs de 2002 e 2004. Foram excluídas da amostra inicial as pessoas que não responderam à parte da pesquisa que diz respeito à migração, as pessoas que não nasceram no Brasil e as com renda de trabalho nula ou ignorada. Assim, para o ano de 2002, a amostra conta com 133.855 pessoas, enquanto a amostra de 2004 contém 141.800 pessoas. A primeira amostra representa uma população brasileira de pouco mais de 60 milhões de pessoas ocupadas. Já a segunda representa uma população de cerca de 65 milhões. No Estado de Minas Gerais, em 2002, a população de pessoas ocupadas era de 6,7 milhões; em 2004, esse número passou para 7,2 milhões de trabalhadores. É claro que essas amostras podem estar excluindo alguns indivíduos que migraram e retornaram aos seus Estados de origem, não obtendo sucesso. Contudo, com base nos dados disponíveis pela PNAD, não é possível identificar esses casos.

⁹ Para obter o valor da medida de desigualdade A , é preciso estabelecer a forma da função $U(x_i)$. Para a determinação da concavidade desta função, ver Hoffmann (op. cit).

3. Resultados da equação de rendimento

Os resultados da equação de rendimento são apresentados na Tabela 1, sendo a variável dependente o logaritmo da renda de todos os trabalhos por hora. O coeficiente associado à variável *dummy* de migração é altamente significativo, pois a estatística-t é superior ao valor de 16 nos dois anos estudados. Seu valor foi positivo, variando de 0,077 a 0,075 entre os anos analisados, o que mostra redução ligeira da sensibilidade da variável migração na determinação da renda. Os parâmetros estimados significam que a renda do migrante é de 7,97% em 2002 e 7,75% em 2004, superior à renda do não-migrante, tudo o mais mantido constante. Por essas análises, ao serem comparados grupos sociais de pessoas, para cada Estado de destino, verifica-se que as pessoas que moram em seu Estado de nascimento (não-migrantes) recebem relativamente menos que aquelas oriundas de outros. Os migrantes são, portanto, positivamente selecionados em relação às pessoas não-migrantes¹⁰.

Dando seqüência à análise econométrica, vale observar uma série de resultados das demais variáveis de controle. Quanto à condição familiar, se chefe ou não, nota-se que os chefes recebiam em média cerca de 14,5% e 14,1% a mais que os demais integrantes da família, respectivamente entre os anos de 2002 e 2004. Já os parâmetros estimados para a idade e a idade ao quadrado (uma *proxy* para a experiência) obtiveram os sinais esperados, havendo relação entre salário e experiência no mercado de trabalho com a forma de U-invertido. Esse fato revela que os rendimentos salariais crescem inicialmente com a experiência a taxas decrescentes. No ano de 2002, a partir dos 53 anos de experiência, os salários tiveram retornos decrescentes com o nível de experiência do trabalhador. Em 2004, esse limite pouco se elevou, alcançando um valor de 53,3 anos. Essa relação em U-invertido é considerada uma indicação da obsolescência e depreciação da qualificação do trabalhador.

¹⁰ Conclusões semelhantes foram encontradas por Santos Júnior et al. (2005).

Quanto ao grau de escolaridade¹¹, cada ano a mais de estudo tende a elevar o nível salarial em cerca de 9,4% e 9,1%, respectivamente em 2002 e 2004. Em relação à posição de ocupação, funcionários públicos e empregados recebem, em média, mais do que outros empregados. Por sua vez, trabalhadores domésticos e aqueles que trabalham por conta própria recebem relativamente menos do que outros empregados. Enquanto no ano de 2002 os funcionários públicos recebiam cerca de 41,7% a mais do que outros empregados, em 2004 esse percentual caiu para próximo de 39%.

¹¹ Hoffmann e Simão (2005) mostram para Minas Gerais, na especificação da equação de rendimento, que é inapropriado que o efeito 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. Embora reconhecendo isso, por não ser o objetivo do trabalho, a análise de regressão não levou em conta a poligonal da escolaridade.

Tabela 1 – Regressão para comparar a renda dos migrantes e dos não-migrantes, controlando alguns fatores que influenciam a renda dos indivíduos
[Variável dependente: logaritmo da renda de todos os trabalhos por hora]

	2002				2004			
	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-t	P> t	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-t	P> t
Constante	-1,210565271	0,015344	-78,90	<.0001	-1,025752142	0,015030	-68,25	<.0001
Feminino	-0,245904344	0,004580	-53,69	<.0001	-0,249542432	0,004353	-57,33	<.0001
Masculino		Base						
Idade	0,604503596	0,007265	83,20	<.0001	0,608543768	0,007091	85,82	<.0001
Idade ²	-0,056994601	0,000876	-65,03	<.0001	-0,057090840	0,000856	-66,70	<.0001
Escolaridade	0,094088487	0,000486	193,73	<.0001	0,091269461	0,000466	195,72	<.0001
Funcionários públicos	0,348621797	0,007346	47,46	<.0001	0,329004501	0,007012	46,92	<.0001
Trabalho doméstico	-0,232594493	0,007284	-31,93	<.0001	-0,241283368	0,007024	-34,35	<.0001
Conta própria	-0,088998154	0,004661	-19,10	<.0001	-0,119463168	0,004531	-26,37	<.0001
Empregados	0,639122497	0,008862	72,12	<.0001	0,608188809	0,008613	70,61	<.0001
Outros empregados		Base						
Indígena	-0,142524113	0,040327	-3,53	0,0004	-0,139209319	0,041862	-3,33	0,0009
Preto	-0,135849262	0,007725	-17,59	<.0001	-0,132422997	0,007366	-17,98	<.0001
Amarelo	0,056617416	0,027131	2,09	0,0369	0,112628613	0,026022	4,33	<.0001
Pardo	-0,113406431	0,004245	-26,71	<.0001	-0,119955827	0,004064	-29,51	<.0001
Branco		Base						
Chefe	0,135468252	0,004461	30,37	<.0001	0,131787180	0,004243	31,06	<.0001
Outros (Condição Familiar)		Base						
Rondônia	-0,184850957	0,023598	-7,83	<.0001	-0,077629127	0,018986	-4,09	<.0001
Acre	-0,199868588	0,037370	-5,35	<.0001	-0,096444776	0,031052	-3,11	0,0019
Amazonas	-0,231383717	0,017058	-13,56	<.0001	-0,096605374	0,014286	-6,76	<.0001
Roraima	-0,002894131	0,047557	-0,06	0,0001	-0,160133462	0,041193	-3,89	0,0001
Pará	-0,320964608	0,012046	-26,64	<.0001	-0,199088017	0,010113	-19,69	<.0001
Amapá	-0,058551188	0,037444	-1,56	0,1179	-0,068315999	0,034830	-1,96	0,0498
Tocantins	-0,413020626	0,021292	-19,40	<.0001	-0,308546641	0,020591	-14,98	<.0001
Maranhão	-0,574462170	0,011186	-51,36	<.0001	-0,617850660	0,011113	-55,60	<.0001
Piauí	-0,679457990	0,015120	-44,94	<.0001	-0,692671505	0,014683	-47,17	<.0001
Ceará	-0,574044508	0,010011	-57,34	<.0001	-0,571140360	0,009560	-59,74	<.0001
Rio Grande do Norte	-0,452605921	0,015247	-29,69	<.0001	-0,475340667	0,014933	-31,83	<.0001
Paraíba	-0,449675680	0,014221	-31,62	<.0001	-0,471827932	0,013832	-34,11	<.0001
Pernambuco	-0,503667562	0,009987	-50,43	<.0001	-0,453351423	0,009726	-46,61	<.0001
Alagoas	-0,423786372	0,015931	-26,60	<.0001	-0,440732665	0,015993	-27,56	<.0001
Sergipe	-0,337278928	0,017886	-18,86	<.0001	-0,318330370	0,017040	-18,68	<.0001
Bahia	-0,413480064	0,008099	-51,05	<.0001	-0,341074542	0,007920	-43,07	<.0001
Minas Gerais	-0,286852080	0,006668	-43,02	<.0001	-0,243000210	0,006459	-37,62	<.0001
Espírito Santo	-0,265556056	0,013466	-19,72	<.0001	-0,218234484	0,012764	-17,10	<.0001
Rio de Janeiro	-0,092497178	0,007216	-12,82	<.0001	-0,075071315	0,007092	-10,59	<.0001
Paraná	-0,192491090	0,008088	-23,80	<.0001	-0,127081542	0,007821	-16,25	<.0001
Santa Catarina	-0,049382706	0,010222	-4,83	<.0001	-0,017981082	0,009700	-1,85	0,0638
Rio Grande do Sul	-0,169266597	0,008066	-20,99	<.0001	-0,115418637	0,007790	-14,82	<.0001
Mato Grosso do Sul	-0,243759145	0,015505	-15,72	<.0001	-0,179388659	0,015209	-11,79	<.0001
Mato Grosso	-0,102268935	0,014527	-7,04	<.0001	-0,001152673	0,013741	-0,08	0,9331
Goiás	-0,247729556	0,010493	-23,61	<.0001	-0,186023269	0,010045	-18,52	<.0001
Distrito Federal	0,126733203	0,016841	7,53	<.0001	0,134344345	0,016537	8,12	<.0001
São Paulo		Base						
Rural	-0,105793259	0,006531	-16,20	<.0001	-0,048842614	0,006038	-8,09	<.0001
Urbano		Base						
Indústria	0,234774269	0,007193	32,64	<.0001	0,181939679	0,006806	26,73	<.0001
Serviços	0,233113859	0,007094	32,86	<.0001	0,178320018	0,006692	26,65	<.0001
Agricultura		Base						
Migrante (ψ)	0,076662125	0,004711	16,27	<.0001	0,074677176	0,004544	16,43	<.0001
Não-migrante		Base						
Número de observações		133855				141800		
Valor de F (Prob < 0,0001)		3598,52				3511,70		
R ²		0,536260				0,515793		

Fonte: Elaboração própria, com base na PNAD (2002 e 2004).

No que se refere à comparação entre sexos, nota-se que as mulheres recebem menos do que os homens. Em 2002, as mulheres receberam cerca de 21,8% menos do que os homens. Em 2004, essa disparidade teve pequeno aumento, indo para 22,1% menor do que o salário masculino. No Brasil, em 2002, a renda média esperada dos homens indígenas, pretos e pardos era, respectivamente, inferior em 13,3%, 12,7% e 10,7% em relação aos homens brancos. No ano de 2004, há ligeira redução da inferioridade do salário dos indígenas e pretos em relação aos brancos de 13% e 12,4%, ao passo que, no tocante aos pardos, o percentual se eleva para 11,3%. Por outro lado, entre os homens amarelos, há superioridade crescente dos salários em relação aos brancos de 5,8% para 12,7% entre os anos analisados. Essas duas últimas análises se referem, em suma, à discriminação por raça e sexo, que é o tratamento desigual dos indivíduos com iguais características no grupo, classe ou categoria a que pertencem.

No tocante à segmentação regional, apenas Brasília, por ser capital do Brasil, apresentou diferencial salarial superior ao do Estado de São Paulo. Nos demais Estados, para os dois anos conjuntamente, o rendimento salarial é inferior ao de São Paulo, região mais rica do País. Ao focar o Estado de Minas Gerais, verificou-se que o rendimento era, respectivamente, em média, menor do que o do Estado de São Paulo em 24,9% e 21,6%, entre os anos de 2002 e 2004. Para Minas Gerais, no período em questão, notou-se redução do diferencial do rendimento em relação a São Paulo. No enfoque rural, no ano de 2002, o rendimento salarial foi 10% inferior ao urbano. Já no ano de 2004, a separação entre o rural e urbano se reduz, ficando em torno de 4,8% negativos. Por fim, no que tange à segmentação por atividade, nota-se que tanto a indústria quanto os serviços obtiveram rendimento salarial superior ao da agricultura; contudo, entre os anos em questão, o diferencial percentual tendeu a se reduzir.

Todos os coeficientes apresentados foram estatisticamente significativos, e a probabilidade caudal do teste *t* foi sempre inferior a 0,01%, com exceção apenas de amarelo (em 2002, significativo a 3%) e Amapá (em

2002, significativo a 12%; em 2004, significativo a 5%). A utilização de uma amostra muito grande permite a detecção de diferenças muito pequenas como estatisticamente significativas. O coeficiente de determinação (R^2) do modelo apresentou valor de 0,54 no primeiro ano e 0,52 no segundo, estimativa razoável para as variáveis analisadas. Em outras palavras, isso quer dizer que mais de 50% das variações no logaritmo da renda de todos os trabalhos por hora (variável dependente) são explicadas por variações nas variáveis explanatórias. No que se refere ao teste F , o modelo foi significativo nos dois anos.

4. Desigualdade de renda no Brasil e em Minas Gerais

A amostra utilizada no ano de 2002 é representativa de uma população ocupada de pouco mais de 60 milhões de pessoas. Já no ano de 2004, essa amostra representa mais de 65 milhões de pessoas. Todavia, embora haja crescimento em termos absolutos da população ocupada de Minas Gerais (de 6,7 para 7,2 milhões), a participação mineira na população ocupada nacional nos dois anos permanece quase que inalterada, ficando num valor próximo de 11%. Em termos da população ocupada de migrantes, a participação dos migrantes em Minas Gerais no total brasileiro fica também num patamar estável, passando de 4,8% em 2002 para 5,0% em 2004. No que tange à participação de migrantes na população ocupada, Minas Gerais obteve ligeiro crescimento (de 9,0 para 9,4%), enquanto no outro extremo há redução percentual dos migrantes no total brasileiro (da ordem de 21,1% para 20,9%). No geral, em termos percentuais, a migração é quase que constante no período analisado, tanto no Brasil quanto em Minas Gerais (ver tabela 2).

Tabela 2 – População ocupada (mil) e percentual de migrantes no Brasil e em Minas Gerais nos anos de 2002 e 2004

Região	2002			2004		
	População Ocupada (mil)	Migrantes (mil)	Participação dos migrantes na População Ocupada (%)	População Ocupada (mil)	Migrantes (mil)	Participação dos migrantes na População Ocupada (%)
Minas Gerais	6734,9	604,7	9,0%	7219,1	679,2	9,4%
Brasil	60073,1	12674,5	21,1%	65207,8	13642,8	20,9%
MG/BR (%)	11,2%	4,8%	-	11,1%	5,0%	-

Fonte: Elaboração própria, com base na PNAD (2002 e 2004).

Conforme a tabela 3, para os anos de 2002 e 2004, pode-se verificar a distribuição de renda da população ocupada total, de não-migrantes e de migrantes, no Brasil e em Minas Gerais. Os dados não apresentam muitas distorções regionais. Todavia, vale destacar que, no caso de Minas Gerais, para os migrantes, ao comparar a proporção no estrato da renda, a desigualdade é aumentada na cauda superior da distribuição, isto é, entre os 10% mais ricos. Por essas análises, pode-se inferir que os migrantes, quando saem de seu Estado de origem, buscam maiores salários, o que explica em parte a concentração nos estratos superiores de renda do Estado, comparado com o do Brasil. No total da população ocupada e entre os não-migrantes, fazendo um comparativo entre Minas Gerais e o Brasil, nota-se que a renda acumulada regional do Estado se dá nos três primeiros estratos. No geral, nota-se que os 10% mais ricos da população ocupada, tanto no Brasil quanto em Minas Gerais, detêm mais de 40% da renda. Quando a comparação se dá nos 25% mais ricos da população, mais de 60% da renda é concentrada nesse quarto. No outro extremo, os 10% mais pobres da população detêm, em média, menos de 1,5% da renda¹².

¹² A análise realizada até esse ponto, embora dê uma noção do grau de concentração de renda no Brasil e em Minas Gerais, apresenta um problema: não obedece à condição de Pigou-Dalton, a qual diz que toda medida de desigualdade deve aumentar com uma transferência regressiva de renda. Entretanto, o índice de Gini, as medidas de Theil e o índice de Atkinson obedecem a tal condição. Para detalhes, ver Hoffmann (op. cit.).

Tabela 3 – Distribuição de renda da população ocupada entre não-migrantes e migrantes no Brasil e em Minas Gerais, nos anos de 2002 e 2004

População ocupada	Estrato	Percentis que delimitam o estrato	p	2002				2004			
				Brasil		Minas Gerais		Brasil		Minas Gerais	
				Φ	Proporção no estrato da renda	Φ	Proporção no estrato da renda	Φ	Proporção no estrato da renda	Φ	Proporção no estrato da renda
Total	I	até o 10%	10	1,1	1,1	1,4	1,4	1,2	1,2	1,5	1,5
	II	10% ao 25%	25	5,4	4,2	6,2	4,8	5,7	4,5	6,6	5,2
	III	25% ao 50%	50	15,8	10,4	17,0	10,8	16,8	11,0	18,0	11,4
	IV	50% ao 75%	75	34,1	18,3	34,9	17,9	35,3	18,5	36,1	18,1
	V	75% ao 90%	90	55,1	21,0	55,4	20,5	56,3	21,0	56,3	20,2
	VI	acima de 90%	100	100	44,9	100	44,6	100	43,7	100	43,7
Não-migrantes	I	até o 10%	10	1,1	1,1	1,4	1,4	1,2	1,2	1,5	1,5
	II	10% ao 25%	25	5,3	4,2	6,3	4,9	5,6	4,4	6,7	5,2
	III	25% ao 50%	50	15,8	10,4	17,3	11,0	16,7	11,1	18,3	11,6
	IV	50% ao 75%	75	34,0	18,2	35,4	18,2	35,3	18,6	36,6	18,3
	V	75% ao 90%	90	55,2	21,2	55,9	20,5	56,4	21,1	56,7	20,1
	VI	acima de 90%	100	100	44,8	100	44,1	100	43,6	100	43,3
Migrantes	I	até o 10%	10	1,4	1,4	1,3	1,3	1,5	1,5	1,4	1,4
	II	10% ao 25%	25	5,6	4,2	5,5	4,1	6,1	4,6	5,8	4,5
	III	25% ao 50%	50	16,6	11,0	14,9	9,4	17,3	11,2	16,1	10,2
	IV	50% ao 75%	75	34,6	18,0	31,8	16,9	35,7	18,5	33,6	17,5
	V	75% ao 90%	90	55,3	20,7	54,4	22,7	56,3	20,5	55,2	21,6
	VI	acima de 90%	100	100	44,7	100	45,6	100	43,7	100	44,8

Fonte: Elaboração própria, com base na PNAD (2002 e 2004).

Para melhor descrever o comportamento da distribuição de renda, de acordo com a tabela 4, mostram-se os cálculos dos indicadores de desigualdade no Brasil e em Minas Gerais, distribuídos em população ocupada total, não-migrantes e migrantes. No geral, nota-se redução da desigualdade em todos os indicadores analisados. Ao analisar apenas o Brasil, verifica-se que os não-migrantes possuem os indicadores de maior desigualdade, enquanto os migrantes obtiveram relativamente indicadores de menor desigualdade. Focando apenas Minas Gerais, o inverso acontece: a distribuição de renda dos migrantes é mais desigual quando comparada com a renda dos não-migrantes. Ao comparar migrantes e não-migrantes, a taxa de decrescimento entre os indicadores é maior entre os não-migrantes. Assim, no Brasil, como o grupo mais desigual é o de não-migrantes, um processo de alcance progressivo da renda entre os grupos pode estar ocorrendo. Por outro lado, em Minas Gerais, como

o grupo mais desigual é o dos migrantes, a interpretação não se dá de forma tão simplificada. Embora haja queda dos indicadores de desigualdade, há queda da desigualdade no quartil mais rico da população mineira. Contudo, a desigualdade se elevou nos três primeiros quartis (estratos de I a IV, como já mostrado na tabela 3).

Tabela 4 – Medidas de desigualdade para Brasil e Minas Gerais em 2002 e 2004

Região	Medida	2002			2004		
		População Ocupada	Não-migrante	Migrante	População Ocupada	Não-migrante	Migrante
Brasil	10+/10-	39,1	39,59	31,60	36,11	37,17	29,34
	10+/25-	8,36	8,43	7,92	7,66	7,78	7,21
	10+/50-	2,85	2,85	2,69	2,61	2,62	2,53
	<i>G</i>	0,55	0,55	0,54	0,53	0,53	0,53
	<i>T</i>	0,63	0,63	0,61	0,60	0,59	0,60
	<i>L</i>	0,54	0,55	0,51	0,51	0,52	0,49
	<i>A</i>	0,42	0,42	0,40	0,40	0,40	0,39
Minas Gerais	10+/10-	32,80	32,00	34,77	30,03	29,36	33,09
	10+/25-	7,19	7,01	8,35	6,61	6,45	7,66
	10+/50-	2,63	2,56	3,07	2,43	2,37	2,78
	<i>G</i>	0,53	0,53	0,56	0,52	0,52	0,55
	<i>T</i>	0,61	0,60	0,61	0,59	0,58	0,60
	<i>L</i>	0,51	0,50	0,56	0,48	0,47	0,53
	<i>A</i>	0,40	0,39	0,43	0,38	0,37	0,41

Fonte: Elaboração própria, com base na PNAD (2002 e 2004).

Ao comparar a relação entre os 10% mais ricos com os percentuais (10%, 25% e 50%)¹³ dos mais pobres da população, nota-se que, em suma, os resultados são mais desiguais em Minas Gerais no que se refere à população de migrantes. Em Minas Gerais, em 2004, a renda de um migrante entre os 10% mais ricos foi, em média, 33 vezes maior do que a renda de um migrante entre os 10% mais pobres, valor superior ao do Brasil (29,3 vezes). Entre os não-migrantes, para o mesmo tipo de comparação, em média, a renda de um não-migrante entre os 10% mais

¹³ O Brasil é um dos países com o mais elevado grau de desigualdade no mundo. Para comparação entre a razão da proporção da renda apropriada pelos 10% mais ricos e a proporção da renda apropriada pelos 40% mais pobres, entre vários países, ver Barros e Mendonça (1995).

ricos foi 29,4 vezes maior do que a renda de um não-migrante entre os 10% mais pobres, ao passo que no Brasil esse valor é de 37,1, superior ao de Minas Gerais. Resultado similar acontece com a população total, quando comparada em termos regionais.

No tocante ao cálculo das medidas de desigualdade, percebe-se que os indicadores são mais estáveis para o Brasil do que para Minas Gerais, tendo maior desvio-padrão entre migrantes e não-migrantes nesta última região. Pelo índice de Gini, em 2004, no Brasil, o valor encontrado foi o mesmo entre a população total, os não-migrantes e os migrantes. Em Minas Gerais, no mesmo ano, o Gini apresentado foi maior apenas para a população ocupada de migrantes. Quanto ao T de Theil, os migrantes possuem a maior concentração, embora haja pouca diferença entre a população total. Já o L de Theil, em Minas Gerais, no ano de 2004, apresentou grande dispersão dos resultados comparados entre os migrantes, não-migrantes e população total, sendo mais desigual entre os migrantes. No Brasil, o L de Theil é menos desigual entre os migrantes — o oposto de Minas Gerais. O índice de Atkinson apresentou movimentos semelhantes aos do L de Theil¹⁴.

Por fim, faz-se uma breve análise de alguns indicadores de pobreza. Antes de elaborar qualquer tipo de discussão, é preciso estabelecer de forma arbitrária a linha de pobreza, que funcionará como um limite (um valor previamente estabelecido). São consideradas pobres todas as pessoas que tiverem renda abaixo ou igual a esse limite. Assim, a principal controvérsia em mensurar a pobreza se dá na determinação desse valor preestabelecido¹⁵. O critério aqui utilizado determinou a linha de pobreza, no ano de 2002, como sendo o valor de R\$ 231,57 e, no ano de 2004, o de

¹⁴ O índice de Atkinson ($\epsilon = 1$) é idêntico a uma transformação monotonicamente crescente de L de Theil, ou seja, são medidas de desigualdade equivalentes.

¹⁵ Para uma proposta mais abrangente da definição de linha de pobreza no Brasil, ver Kageyama e Hoffmann (2006). De acordo com estes autores (p.84), “A operacionalização do conceito de pobreza na pesquisa empírica tem sido de muitas discussões. A forma mais simples, e mais comumente utilizada, de medir a pobreza é pelo estabelecimento de um nível de renda (linha de pobreza) abaixo do qual as pessoas são classificadas como pobres”. Todavia, um dos problemas fundamentais da obtenção das medidas de pobreza com base na renda é a ausência de um critério para estabelecer tal linha, sendo a escolha do valor muito arbitrária. Vale ainda ressaltar que existe uma vasta discussão na noção de pobreza, a qual pode ser absoluta, relativa ou mesmo subjetiva. Não cabe ao presente trabalho aprofundar o tema.

R\$ 286,33 (o equivalente a R\$ 300,00 ou um salário mínimo em maio de 2005, corrigido pelo INPC).

Assim, a tabela 5 compara a renda média de toda a população (inclusive migrantes e não-migrantes) com a renda média dos pobres entre os anos de 2002 e 2004. Ademais, são apresentados alguns indicadores regionalizados de pobreza. De acordo com os resultados, quanto ao diferencial percentual de renda, ocorre aumento para Minas Gerais e redução para o Brasil. Essa evidência vem reforçar a idéia de que, entre os anos estudados, há uma convergência de renda no Brasil, reduzindo a distância entre as rendas médias de migrantes e não-migrantes, enquanto em Minas Gerais há maior separação das rendas médias dos migrantes e não-migrantes. No Estado, embora os indicadores de desigualdade tenham se reduzido, no que se refere aos pobres, o inverso está acontecendo, visto que ocorre aumento do Gini dos pobres, embora o seu valor, comparado ao do Brasil, seja relativamente menor.

Entretanto, no intuito de medir o quão pobre são os pobres, calculou-se a razão de insuficiência de renda, que mede o déficit de renda, ou seja, a transferência de renda que seria necessária para retirar as pessoas abaixo da linha de pobreza. Dessa forma, embora Minas Gerais tenha maior proporção de pobres, a sua razão de insuficiência da renda foi menor, se comparada à do Brasil. Ademais, é importante ressaltar que a insuficiência de renda no Estado se reduziu no período, posto que a renda média dos pobres apresentou aumento superior ao encontrado no Brasil.

Tabela 5 – Renda média (em R\$) da população ocupada total, dos não-migrantes, dos migrantes e dos pobres, bem como alguns indicadores de pobreza em Minas Gerais e no Brasil, para os anos de 2002 e 2004

Indicadores	2002		2004	
	Minas Gerais	Brasil	Minas Gerais	Brasil
Renda média da População Ocupada	531,04	613,27	630,22	710,66
Renda média dos não-migrantes (n)	515,57	585,89	610,33	679,98
Renda média dos migrantes (m)	687,84	715,69	822,66	826,60
Diferencial percentual de renda [(m-n)/n]100	33,4%	22,2%	34,8%	21,6%
Proporção dos pobres	39,6%	33,5%	38,4%	33,2%
Renda média dos pobres	158,77	150,69	200,38	187,33
Razão de Insuficiência da renda	0,31	0,35	0,30	0,35
G dos pobres	0,19	0,22	0,20	0,23

Fonte: Elaboração própria, com base na PNAD (2002 e 2004).

A renda média dos migrantes foi superior à dos não-migrantes, sendo o diferencial em 2002 e 2004 maior no Estado de Minas Gerais (33,4 e 34,8%, respectivamente). Por sua vez, a renda dos não-migrantes é menor do que a renda média de toda a população ocupada. Quando comparada à dos pobres, a renda média do migrante é mais de quatro vezes maior. Com a linha de pobreza preestabelecida, Minas Gerais é um Estado mais pobre no tocante ao resto do Brasil, já que, por exemplo, em 2004, 38,4% dos mineiros viviam abaixo da linha de pobreza, enquanto no Brasil esse percentual era de 33,2%. Contudo, a renda média dos pobres em Minas Gerais era maior do que no Brasil, nos dois anos analisados.

5. Considerações finais

Diante do exposto, usando os microdados da PNAD dos anos de 2002 e 2004, evidências apontam que, no Brasil, os migrantes são positivamente selecionados em relação aos não-migrantes, ou seja, há um diferencial positivo nos rendimentos salariais dos migrantes. Verifica-se que as pessoas que moram em seu Estado de nascimento (não-migrantes)

recebem relativamente menos que aquelas oriundas de outros Estados. Além disso, apesar do curto período analisado, o coeficiente associado à variável binária de migração foi significativo e mostrou ligeira redução ao longo do tempo. Portanto, mantida a migração constante, a redução do coeficiente ψ ocasiona algum tipo de melhora nas medidas de desigualdade.

No geral, a redução da desigualdade é captada pelos cálculos dos indicadores, tanto para o Brasil quanto para Minas Gerais. No País, como o grupo mais desigual foi o dos não-migrantes e a taxa de decrescimento entre os indicadores deste grupo foi a maior, tem-se a constatação de uma convergência de renda no âmbito nacional. Por sua vez, ao comparar os resultados de Minas Gerais, há um processo de dualidade da renda, em que a desigualdade elevou-se nos três primeiros quartos da renda, reduzindo nos 25% mais ricos da população. Entre os anos estudados, em Minas Gerais, embora os indicadores de desigualdade tenham se reduzido, o inverso está acontecendo entre os pobres, visto que ocorre aumento do Gini dos pobres. Mesmo com esse resultado, Minas Gerais foi, comparado ao Brasil, relativamente menos desigual em relação aos pobres.

Concluiu-se que, em uma perspectiva temporal, a seleção positiva dos migrantes com os resultados das medidas de desigualdade de renda, se tudo o mais mantido constante e com a queda do coeficiente ψ , pode-se verificar um processo de convergência de renda entre os grupos no Brasil e um efeito de dualidade em Minas Gerais. Embora preliminar o resultado desta pesquisa, buscou-se, como uma primeira evidência, mostrar que o fluxo migratório de trabalhadores, nos últimos anos, não agravou as diferenças inter-regionais de renda no Brasil. Pelo contrário, há indícios de uma convergência inter-regional. De qualquer forma, seria necessário um estudo mais aprofundado, que explicasse o real impacto da migração no crescimento produtivo regional.

Referências

ATKINSON, A. B. On the measurement of inequality. **Journal of Economic Theory**, n.2, 1970 *apud* HOFFMANN, R. *Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza*. São Paulo: Edusp, 1998.

BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R. **Os determinantes da desigualdade no Brasil**. Ipea, jul. 1995. (Texto para discussão, 377).

BORJAS, G. J. The economics of immigration. **Journal of Economic Literature**, v.37, 1994.

CANÇADO, R. Migrações e convergência no Brasil: 1960-91. **Revista Brasileira de Economia**, v.53, n.2, 1999.

HADDAD, P. R. Medidas de localização e de especialização. In: HADDAD, P. R.; FERREIRA, C. M. de C.; BOISIER, S.; ANDRADE, T. A. **Economia Regional: teorias e métodos de análise**. Fortaleza: Banco do Nordeste, 1989, p.225 - 245.

HOFFMANN, R. **Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza**. São Paulo: Edusp, 1998.

HOFFMANN, R.; SIMÃO, R. C. S. Determinantes do rendimento das pessoas ocupadas em Minas Gerais em 2000: o limiar no efeito da escolaridade e as diferenças entre mesorregiões. **Nova Economia**, v.15, n.2, 2005.

KAGEYAMA, A.; HOFFMANN, R. Pobreza no Brasil: uma perspectiva multidimensional. **Economia e Sociedade**, v.15, n.1, 2006.

SANTOS JÚNIOR, E. da R. dos; MENEZES-FILHO, N.; FERREIRA, P. C. Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.35, n.3, 2005.

THEIL, H. **Economics and information theory**. Chicago: Rand McNally, 1967.

Abstract - The present work investigates whether Brazilian migrants (individuals that live outside their home state) income is, on average, at the level or superior to non-migrant workers. We also present a comparative analysis of income distribution between migrant and non-migrant workers for Brazil and Minas Gerais County specifically in the years of 2002 and 2004. In order to do this we employed a methodology based on two main aspects; earning equations and data measuring inequality and poverty rates obtained from the Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios institute (PNAD). The results obtained here indicate that migrants form a group positively selected displaying an average income higher than those of the non-migrant group. Nevertheless we found no evidence showing that the income differential between migrants and non-migrants contributes to a significant increase in inequality rates in the period studied here. A decrease in the estimated coefficient γ shows, assuming that the migratory flow remains constant, a decline in the importance of the migrant in explaining income variation between individuals and that this decline could be prompting a reduction in income inequality rate levels.

Keywords: Migrants, earning equations, inequality and income distribution.

