

DETERMINANTES DOS RENDIMENTOS NO MERCADO DE TRABALHO NACIONAL: UMA COMPARAÇÃO ENTRE OS GÊNEROS E ENTRE AS REGIÕES METROPOLITANAS DE BELO HORIZONTE E SALVADOR

Jader Fernandes Cirino¹

João Eustáquio de Lima²

Resumo

Com base na Teoria do Capital Humano, foram analisados os determinantes do rendimento nos mercados de trabalho nacional e das Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte (RMBH) e Salvador (RMS), a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2006. Todas as variáveis incluídas na análise foram significativas, indicando que a educação, a idade, a raça, a posição na ocupação, os setores de atividade e o tipo de ocupação do trabalhador, além das grandes regiões, para o caso do Brasil, foram importantes para explicar o rendimento do trabalho. O presente trabalho propôs-se também a comparar tais determinantes entre os gêneros e entre a RMBH e a RMS. Para a primeira comparação, observou-se maior retorno do trabalho para os homens, em relação às mulheres, tanto com relação às variáveis de escolaridade quanto de idade,

¹ É doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), é professor adjunto do Departamento de Economia da UFV, e-mail: jader.cirino@ufv.br.

² É doutor em Economia Rural pela Michigan State University, Estados Unidos, é professor titular do Departamento de Economia Rural da UFV, e-mail: jelima@ufv.br.

suscitando certa discriminação contras as trabalhadoras. Já para a segunda comparação, verificou-se que os impactos da escolaridade e da idade sobre o rendimento dos trabalhadores foram maiores na RMBH frente aos observados na RMS, resultado do maior dinamismo econômico do primeiro mercado perante o segundo.

Palavras-chaves: Determinantes. Rendimento. Gênero. Região Metropolitana de Belo Horizonte. Região Metropolitana de Salvador.

Abstract

Based on the Theory of Human Capital, we analyzed the determinants of earned income in the domestic labor market and the metropolitan regions of Belo Horizonte (RMBH) and Salvador (RMS) using data from the National Household Sample Survey (PNAD) 2006. All variables included in the analysis were significant, indicating that education, age, race, position at occupation, sectors of activity and type of occupation, beyond the major regions for the case of Brazil, were important factors for labor income. This work is also proposed to compare these determinants between the sexes and between RMBH and RMS. For the first comparison, we observed a higher return from work to men over women, both with respect to the variables of education and age, confirming certain discrimination against female workers. For the second comparison, it was found that the impacts of schooling and age on workers' earnings were higher in RMBH opposite to those observed in RMS, resulted from a greater economic dynamism of the first market compared with the second market.

Key Words: Determinants. Earned income. Gender. Metropolitan region of Belo Horizonte. Metropolitan region of Salvador.

JEL: J31; J71; R10

I. Introdução

Segundo a teoria do capital humano, cujos precursores foram Schultz (1961), Becker (1962) e Mincer (1974), o retorno salarial do trabalho de um indivíduo é função de suas qualidades profissionais derivadas de sua escolaridade e anos de treinamento e experiência.

Entretanto, existem também outros fatores importantes para a determinação do rendimento no mercado de trabalho. Um deles é a possível

discriminação nesse mercado em função do sexo ou da raça do indivíduo. No âmbito da teoria do capital humano, o estudo pioneiro sobre a existência de discriminação no mercado de trabalho foi o de Becker (1971). Segundo esse autor, a discriminação gera salários desiguais e tratamento diferenciado do trabalhador relacionados a fatores não-produtivos, como raça e sexo. Dito de outra forma, a discriminação ocorre se indivíduos que desempenham atividades similares e apresentam características produtivas idênticas são remunerados diferentemente, devido ao seu sexo ou raça. É importante destacar que, para isolar o efeito da discriminação salarial, se deve realizar a comparação entre os sexos dentro de setores econômicos, ocupações e atividades similares, sendo o detalhamento desses últimos fornecido de acordo com a disponibilidade de dados. Conforme ressaltam Coelho e Corseuil (2002), deve-se levar em conta também a região na qual os trabalhadores estão inseridos, uma vez que economias com maior nível de desenvolvimento tendem a possibilitar uma maior remuneração para o trabalho.

Nesse sentido, o presente artigo vislumbrou, como problema de pesquisa, a definição e a análise dos determinantes do rendimento no mercado de trabalho brasileiro, realizando uma comparação desses últimos entre homens e mulheres, assim como entre o mercado de trabalho das Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte (RMBH) e Salvador (RMS).

Em relação à primeira comparação, Ambrozio (2006) destacou que, entre 2000 e 2005, o salário real médio das mulheres empregadas no setor formal da economia representava 91% do recebido pelos homens. Segundo esse mesmo autor, o salário dos homens em relação ao das mulheres é superior, tanto em nível de escolaridade quanto em posição ocupacional. As mesmas conclusões foram obtidas por Nogueira (2004) e Bruschini (2000), analisando dados sobre o mercado de trabalho brasileiro na década de 1990.

Quanto à segunda comparação, ela foi motivada pelo interesse em se estudar os determinantes do rendimento do trabalho em regiões com características econômicas distintas. Quanto a esse último aspecto, Braga e Rodarte (2006) afirmam que o fato de a RMBH ser uma região com dinamismo econômico marcado pelo desenvolvimento das atividades industriais e de setores de serviços, com maior concentração no emprego formal, faz com que ela ofereça melhores oportunidades de trabalho em comparação com a RMS. Dessa forma, as diferenças na estrutura e dinamismo da economia entre a RMBH e a RMS poderiam suscitar diferenças na forma de remuneração do trabalho nessas duas regiões.

A respeito desse aspecto, ressalta-se que Azzoni e Servo (2002) encontraram evidências de que a região metropolitana exerce influência sobre os retornos do trabalho.

Portanto, o presente artigo buscou estudar o comportamento dos principais determinantes do rendimento do trabalho no país e nas RMBH e RMS. Para tanto, foram utilizados os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística 2006. Especificamente, procurou-se comparar os resultados encontrados entre os sexos e entre as RMBH e RMS.

2. Referencial Teórico

A fim de se analisar o rendimento dos trabalhadores no mercado de trabalho, tem-se como referencial teórico a teoria do capital humano, cujos artigos pioneiros são os de Schultz (1961) e Becker (1962). Segundo esses autores, o investimento em capital humano é o esforço do indivíduo para aumentar os seus anos de escolaridade e treinamento em alguma área profissional, com o intuito de melhorar as suas habilidades e, conseqüentemente, a sua capacidade produtiva. O incentivo para tal ação é a expectativa de maior renda futura, decorrente do aumento da qualificação obtida pelo agente econômico. Implicitamente, nesse argumento, encontra-se a hipótese de que melhoria no capital humano do indivíduo provocaria aumento da sua produtividade marginal, e, portanto, seu valor de mercado tornar-se-ia mais alto, permitindo-lhe vislumbrar maior renda esperada.

Em outras palavras, pode-se dizer que a teoria do capital humano associa o retorno salarial do trabalho às qualidades profissionais do indivíduo relacionadas à escolaridade e aos anos de treinamento desse último.

Em relação aos dois primeiros aspectos, Kassouf (1997) destacou que tanto o estudo quanto o treinamento representam perdas presentes. No primeiro, o trabalhador incorre nos custos de material didático, livros, mensalidades e materiais, entre outros, além do custo de oportunidade de não estar produzindo ou de abdicar do seu tempo de lazer para poder estudar. No segundo, o custo envolvido reflete a perda de produção devido ao tempo do trabalhador e do instrutor gasto no processo de treinamento. Portanto, todos que incorrem em tais custos esperam obter retorno do investimento realizado na forma de salários mais elevados.

Quanto à análise da experiência profissional do indivíduo, tem-se que esta se encontra estreitamente relacionada ao treinamento obtido ao longo dos anos e com a sua idade. Obviamente, quanto mais elevada a especialização e a prática de um indivíduo em determinada atividade, maior a sua experiência profissional e, conseqüentemente, maiores tendem a ser sua produtividade e seus ganhos salariais.

Com o objetivo de integrar a teoria do investimento em capital humano em um contexto empírico compatível com os modelos formais da teoria econômica, Mincer (1974) propôs uma equação que considera a influência da educação e da experiência no salário dos indivíduos. Essa equação, conhecida como função-salário do capital humano ou equação minceriana, foi proposta pelo referido autor da seguinte forma:

$$\ln Y_i = a + b_1 s_i + b_2 j_i + b_3 j_i^2 + v \quad (1)$$

em que $\ln Y$ é o logaritmo natural do salário ou o rendimento do trabalho do indivíduo; s , escolaridade do trabalhador medida em anos de estudo; j , experiência do indivíduo contabilizada através dos seus anos no mercado de trabalho; a e b_l ($l = 1$ a 3) são os parâmetros a serem estimados; e v é o termo de erro estocástico com as propriedades usuais.

As pressuposições sobre a equação (1) são de que os anos adicionais de escolaridade e experiência apresentam impacto positivo sobre os salários, ou seja, os coeficientes b_1 e b_2 são maiores do que zero. Contudo, aumentos causados pelo acréscimo de experiência estariam sujeitos a retornos decrescentes – o coeficiente b_3 é negativo –, implicando função parabólica, côncava em j . Nesse sentido, conforme enfatizou Berndt (1996), a relação entre rendimentos e experiência não é linear, mas sim parabólica, com um pico próximo à idade média de vida do indivíduo.

Tal relação sugerida pela equação (1) está de certa forma relacionada ao treinamento no emprego. Este último, segundo Ehrenberg e Smith (2005), diminui com a idade, concentrando-se com maior intensidade nos primeiros anos de trabalho. Isso ocorre basicamente porque, em primeiro lugar, os investimentos em capital humano realizados nos primeiros anos de emprego apresentam período mais longo para a incorporação dos ganhos salariais decorrentes. Além disso, o custo de oportunidade em termos de ganhos cessantes do treinamento é menor para os trabalhadores mais novos, já que o mercado tende, até certo ponto, a remunerar mais os indivíduos que, ao envelhecerem, adquirem maior nível de experiência e maturidade. Em razão desses dois atributos, tais profissionais passam a receber salários mais altos.

Além do treinamento no emprego, outro fator que explica a relação parabólica entre rendimentos e experiência profissional é a depreciação do capital humano com a idade. Isso ocorre porque, a partir de certo ponto da vida, as pessoas começam a ficar menos ágeis e com menor eficiência no trabalho. (BERNDT, 1996) Além disso, conforme explicado por Scorzafave e Menezes Filho (2001), a partir de certa idade, os empregadores começam a ver esta como fator negativo, no sentido de menos incentivo, menor suscetibilidade a mudanças e pouca criatividade, entre outros fatores, fazendo com que o efeito experiência mude de sentido. Tal tendência é também reforçada pela depreciação das qualificações profissionais do indivíduo causada pela falta de continuidade de investimentos em treinamento, os quais tendem a se concentrar nos primeiros anos da carreira. Sobre a depreciação do capital humano, destaca-se também que esta contribui fortemente para a queda nos ganhos médios perto da idade da aposentadoria.

Ainda sobre a equação (1), Mincer (1974) referiu-se ao termo de erro v como o conjunto de componentes que influenciam os ganhos do trabalho de uma pessoa, mas cuja mensuração é difícil, como as habilidades individuais e a qualidade da educação adquirida pelo trabalhador.

É importante ressaltar que a obtenção de dados relativos à experiência nem sempre está disponível, sendo esse o caso da base de dados deste estudo (PNAD). Nesse sentido, Mincer (1974) propôs uma *proxy* para tal variável, qual seja: $j = idade - s - 6$. A hipótese por trás dessa aproximação é que o indivíduo começa a trabalhar logo após terminar os seus estudos s , os quais geralmente são iniciados aos 6 anos de idade. Uma abordagem alternativa, sugerida por Soares (2000), é considerar a própria idade como uma *proxy* da experiência de trabalho do indivíduo. Esse autor ressaltou também que, para uma melhor especificação da equação (1), a sua estimativa deve considerar, além dos atributos produtivos de educação e idade, outras características individuais, tais como sexo e raça, a fim de se controlar uma possível discriminação no mercado de trabalho. De maneira similar, a equação (1) deve apresentar variáveis explicativas relacionadas à inserção do indivíduo no mercado de trabalho, como setor de atividade, região de residência e vínculo legal com o empregador.

3. Metodologia

Para se proceder a uma análise do comportamento atual dos níveis de rendimento dos indivíduos no mercado de trabalho, foi utilizado o modelo

de Seleção Amostral, desenvolvido por Heckman (1979). O referido modelo, cuja descrição apresentada se baseia em Verbeek (2000), estima duas equações: uma para definir formalmente a decisão do agente em participar da amostra, chamada de equação de seleção; e a outra, para explicar o nível de determinada variável relacionada com a decisão anterior.

Neste estudo, a variável de interesse é o nível de rendimento auferido por um indivíduo no mercado de trabalho. O problema é que tal variável somente é observada se a pessoa estiver ocupada em uma atividade remunerada. Caso contrário, se o indivíduo encontrar-se inativo, desocupado ou inserido em uma atividade não remunerada, o seu rendimento auferido com o trabalho não poderá ser observado.

Para solucionar tal problema, o modelo de Seleção Amostral considera explicitamente a decisão do indivíduo de participar da amostra através da equação de seleção. Considerando Y como a variável representativa de tal participação, tem-se:

$$Y_i^* = \alpha Z_i + e_i \quad (2)$$

Em que Z denota o vetor de variáveis exógenas que determinam a decisão de participar da amostra, sendo e_i o termo de erro aleatório. Dado que Y^* é uma variável latente, a observação, na prática, da decisão analisada é feita conforme a equação (3):

$$\begin{aligned} Y_i &= 1 & \text{se} & & Y_i^* > 0 \\ Y_i &= 0 & \text{se} & & Y_i^* \leq 0 \end{aligned} \quad (3)$$

Sendo W os rendimentos do trabalho, tem-se a equação (4):

$$W_i = \beta X_i + v_i \quad (4)$$

Em que X é o vetor de variáveis exógenas que determinam o nível de rendimento e v_i , o termo de erro aleatório.

Em razão de a variável W ser observada somente quando $Y_i^* > 0$ e supondo que e_i e v_i tenham distribuição normal bivariada com média zero, desvios-padrão σ_e e σ_v e correlação ρ , seu valor esperado é definido conforme a equação (5):

$$E(W_i | Y_i^* > 0) = \beta' X_i + \rho' \sigma_v \lambda_i \quad (5)$$

em que λ é a razão inversa de Mills, dada por:

$$\lambda_i = \frac{\phi\left(\frac{\alpha' Z_i}{\sigma_e}\right)}{\Phi\left(\frac{\alpha' Z_i}{\sigma_e}\right)} \quad (6)$$

em que ϕ e Φ são, respectivamente, as funções normais padrão de densidade de probabilidade e acumulada.

Pela equação (5), observa-se que a estimação convencional de (4) apenas com os indivíduos que estão ocupados com rendimento positivo geraria um erro de especificação, por não incluir no modelo a variável relevante λ . Tal problema, conhecido como viés de seletividade amostral, decorre exatamente do fato de que somente indivíduos nessa condição participam das estimativas, já que os demais não recebem rendimentos do trabalho. É nesse sentido que o Modelo de Seleção Amostral elimina tal viés, ao considerar explicitamente as chances de um indivíduo participar da amostra, obtendo, dessa forma, a variável λ e, conseqüentemente, estimativas consistentes dos parâmetros da equação de salários.

Ainda sobre o Modelo de Seleção Amostral, é importante destacar que a equação de seleção é na verdade um modelo *Probit*, que procura analisar os fatores que influenciam a probabilidade de um indivíduo participar da amostra, ou seja, encontrar-se ocupado com rendimento positivo no mercado de trabalho. Neste estudo, seguindo os trabalhos sobre o tema, como Kassouf (1994; 1997), Scorzafave e Menezes Filho (2005) e Menezes, Fernandez e Dedecca (2005), as variáveis explicativas da equação de seleção são as mesmas das consideradas na modelagem da probabilidade de um indivíduo encontrar-se na PEA. Dessa forma, propôs-se a seguinte equação de seleção:

$$L_i = \alpha_1 + \alpha_2 RDpc_i + \alpha_3 E_{1i} + \alpha_4 E_{2i} + \alpha_5 E_{3i} + \alpha_6 E_{4i} + \alpha_7 Idade_i + \alpha_8 Idade_i^2 + \alpha_9 CD_{1i} + \alpha_{10} CD_{2i} + \alpha_{11} CD_{3i} + \alpha_{12} Filho_i + \alpha_{13} R_{1i} + \alpha_{14} R_{2i} + \alpha_{15} Urb_i + \alpha_{16} RM_i + \alpha_{17} Reg_{1i} + \alpha_{18} Reg_{2i} + \alpha_{19} Reg_{3i} + \alpha_{20} Reg_{4i} + \mu \quad (7)$$

Em que L é uma variável dependente binária, assumindo o valor 1 se o indivíduo encontra-se ocupado com rendimento positivo no mercado de trabalho, e 0 caso contrário; α_j ($j = 1$ a 20) são os parâmetros a serem estimados; $RDpc$ é a renda domiciliar *per capita* de todas as fontes, exclusive aquela oriunda do trabalho do indivíduo, dividida pelo número de membros do domicílio; E_k ($k = 1$ a 4), variável discreta indicando a escolaridade, em anos de estudo do trabalhador, com o grupo base formado por aqueles com zero ano de estudo e E_1 , E_2 , E_3 e E_4 formados, respectivamente, por pessoas com 1 a 4, 5 a 8, 9 a 11 e mais de 11 anos de estudo; $Idade$ são os anos de vida do indivíduo; CD_l ($l = 1$ a 3) são variáveis *dummies* relativas à posição do trabalhador no domicílio, sendo o grupo-base formado pelo chefe ou pessoa de referência do domicílio; CD_1 , cônjuges; CD_2 , filhos; e CD_3 , outras; $Filho$, variável binária assumindo o valor 1 se existem filhos menores de 14 anos no domicílio e 0 caso contrário; R_m ($m = 1$ a 2) são variáveis *dummies* que indicam a raça do indivíduo, com o grupo-base representando os brancos; R_1 , os negros; e R_2 , os pardos; Urb é uma variável qualitativa que indica a localização do domicílio, assumindo valor 1 para urbano e 0 para rural; RM , variável indicadora que assume o valor 1 quando o domicílio se situa em uma região metropolitana e zero caso contrário; Reg_n ($n = 1$ a 4) são variáveis *dummies* referentes à região onde o domicílio se encontra, sendo o grupo base representado pela Região Nordeste; Reg_1 , Sudeste; Reg_2 , Sul; Reg_3 , Centro-Oeste; e Reg_4 , Norte; e μ_i , termo de erro aleatório com média 0 e variância.

Quanto à equação de rendimentos, essa foi formulada a partir da teoria do capital humano, acrescentando as variáveis explicativas sugeridas por Soares (2000). Dessa forma, tem-se o seguinte modelo de explicação do rendimento:

$$\begin{aligned} \ln W_i = & \beta_1 + \beta_2 E_{1i} + \beta_3 E_{2i} + \beta_4 E_{3i} + \beta_5 E_{4i} + \beta_6 Idade_i + \beta_7 idade_i^2 \\ & + \beta_8 R_{1i} + \beta_9 R_{2i} + \beta_{10} \lambda_i + \beta_{11} Urb_i + \beta_{12} RM_i + \beta_{13} Reg_{1i} + \beta_{14} Reg_{2i} + \\ & \beta_{15} Reg_{3i} + \beta_{16} Reg_{4i} + \beta_{17} S_{1i} + \beta_{18} S_{2i} + \beta_{19} S_{3i} + \beta_{20} S_{4i} + \beta_{21} Poc_{1i} + \beta_{22} Poc_{2i} \\ & + \beta_{23} Poc_{3i} + \beta_{24} Poc_{4i} + \beta_{25} Poc_{5i} + \beta_{26} Poc_{6i} + \beta_{27} Toc_{1i} + \beta_{28} Toc_{2i} + \beta_{29} Toc_{3i} \\ & + V_i \end{aligned} \quad (8)$$

Em que $\ln W_i$ é o logaritmo natural do rendimento/hora oriundo do trabalho principal do indivíduo; β_j ($j = 1$ a 29) são os parâmetros a serem estimados; l é a razão inversa de Mills; S_k ($k = 1$ a 4) são variáveis *dummies* relativas ao setor de atividade do trabalhador, sendo o grupo-base formado pela indústria; S_1 , agricultura; S_2 , construção; S_3 , comércio e S_4 , serviços; Poc_l ($l = 1$ a 6), variáveis *dummies* que definem a posição na ocupação no trabalho principal, com o grupo-base formado pelos empregados com car-

teira; Poc1, empregados sem carteira; Poc2, militares e estatutários; Poc3, trabalhadores domésticos com carteira; Poc4, trabalhadores domésticos sem carteira; Poc5, trabalhadores por conta-própria; e Poc6, empregadores; Tocm (m = 1 a 3), variáveis dummies indicadoras do tipo de ocupação do trabalhador, sendo Toc1 representativo dos dirigentes em geral, Toc2 profissional das ciências e das artes e Toc3 técnicos de nível médio, com o grupo-base formado pelos demais tipos de trabalhadores;³ e v_i , o termo de erro aleatório com média 0 e variância σ_v^2 . As variáveis relativas aos parâmetros β_j (j = 2 a 16) são as mesmas da equação (7).

A respeito dos setores de atividade considerados na equação (8), foram feitas as seguintes agregações a partir dos grupamentos de atividade definidos pela PNAD: i) na indústria, foram consideradas outras atividades industriais e indústria de transformação; e ii) no setor serviços, foram incorporadas as seguintes atividades: alojamento e alimentação; transporte, armazenagem e comunicação; administração pública; educação, saúde e serviços sociais; serviços domésticos; outros serviços coletivos, sociais e pessoais; e outras atividades.

Quanto aos efeitos marginais da expressão (8), embora muitos estudos que se utilizaram dessa especificação tenham considerado que a derivada de W_i em relação a uma variável explicativa qualquer seja o próprio efeito marginal, tal abordagem não é correta. Esse problema é discutido no trabalho de Hoffmann e Kassouf (2005). Segundo esses autores, esse procedimento é adequado apenas quando o regressor aparece apenas na equação de rendimento. No entanto, se uma variável entra tanto na equação de seleção quanto na equação de rendimento, então o impacto sobre o valor esperado de W_i de uma alteração em um regressor deve considerar que l também é uma função desse último. Tal afirmação pode ser verificada através das fórmulas (2) e (6). Neste trabalho, os efeitos marginais foram calculados da maneira correta, através do software Stata.

A estimação dos modelos apresentados deve levar em conta as características da amostra. No caso, devido à incorporação do plano amostral e dos pesos da PNAD, não se poderia utilizar o Método da Máxima Verossimilhança (MV), com a pressuposição das observações serem o resultado de processos aleatórios independentes e identicamente distribuídos. Tal hipótese é imprópria para dados amostrais complexos como os da PNAD,⁴

³ Trabalhadores de serviços administrativos, trabalhadores dos serviços, vendedores e prestadores de serviço do comércio, trabalhadores agrícolas, trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção, membros das forças armadas e auxiliares e ocupações maldefinidas ou não declaradas.

⁴ Maiores detalhes sobre a complexidade dos dados amostrais da PNAD podem ser encontrados em

principalmente no que tange ao cálculo dos erros-padrão das estimativas e testes de hipótese. Dessa forma, o ajuste de modelos paramétricos deve ser feito através do Método da Máxima Pseudo-Verossimilhança (MPV), cuja utilização em amostras complexas originou-se do trabalho de Binder (1983), sendo consolidada por Skinner, Holt e Smith (1989).

Em relação à base de dados, essa foi formulada a partir da PNAD para o ano de 2006, sendo a amostra utilizada constituída por pessoas entre 16 e 65 anos de idade. A escolha dessa faixa etária foi feita a fim de se aproximar a análise da participação feminina na PEA à legislação brasileira referente às idades mínimas para o trabalho e aposentadoria.

4. Resultados e Discussão

Iniciando pela análise descritiva dos dados, tem-se que as médias e os desvios-padrões das variáveis incluídas no modelo de rendimento, levando-se em conta o plano amostral, são apresentados por gênero na Tabela 1 para o Brasil e na Tabela 2 para a RMBH e RMS. Para as variáveis *dummies*, a média é a proporção de casos em que a variável assume o valor 1.

Tabela 1: Estatísticas descritivas das variáveis da equação de rendimento do trabalho, por gênero – Brasil, 2006.

| Variáveis | Homem | | Mulher | |
|---------------------------|--------|-------|--------|-------|
| | Média | D.P. | Média | D.P. |
| Rendimento/hora (R\$) | 5,722 | 0,078 | 4,898 | 0,063 |
| Escolaridade | | | | |
| 0 anos de estudo | 0,086 | 0,002 | 0,047 | 0,001 |
| 1 a 4 anos de estudo | 0,223 | 0,002 | 0,158 | 0,002 |
| 5 a 8 anos de estudo | 0,262 | 0,002 | 0,216 | 0,002 |
| 9 a 11 anos de estudo | 0,309 | 0,002 | 0,378 | 0,002 |
| Mais de 11 anos de estudo | 0,120 | 0,002 | 0,200 | 0,003 |
| Raça (%) | | | | |
| Branca | 0,504 | 0,003 | 0,548 | 0,003 |
| Negra | 0,077 | 0,001 | 0,075 | 0,001 |
| Parda | 0,418 | 0,003 | 0,377 | 0,003 |
| Idade (anos) | 36,481 | 0,048 | 35,935 | 0,055 |
| Setor de atividade(%) | | | | |

Silva, Pessoa e Lila (2002).

| | | | | |
|---------------------------------------|-------|-------|-------|-------|
| Indústria | 0,180 | 0,002 | 0,140 | 0,003 |
| Agricultura | 0,173 | 0,004 | 0,034 | 0,002 |
| Construção | 0,120 | 0,002 | 0,005 | 0,000 |
| Comércio | 0,197 | 0,002 | 0,174 | 0,002 |
| Serviços | 0,330 | 0,003 | 0,648 | 0,003 |
| Posição na ocupação (%) | | | | |
| Empregado com carteira | 0,396 | 0,003 | 0,327 | 0,003 |
| Empregados sem carteira | 0,222 | 0,002 | 0,159 | 0,002 |
| Milares e estatutários | 0,057 | 0,001 | 0,104 | 0,002 |
| Domésticos com carteira | 0,004 | 0,000 | 0,053 | 0,001 |
| Domésticos sem carteira | 0,005 | 0,000 | 0,144 | 0,002 |
| Conta-própria | 0,257 | 0,003 | 0,183 | 0,002 |
| Empregadores | 0,058 | 0,001 | 0,031 | 0,001 |
| Tipo de ocupação (%) | | | | |
| Dirigentes em geral | 0,063 | 0,001 | 0,050 | 0,001 |
| Profissional das ciências e das artes | 0,048 | 0,001 | 0,106 | 0,002 |
| Técnicos de nível médio | 0,074 | 0,001 | 0,093 | 0,001 |
| Demais tipos de trabalhadores | 0,815 | 0,002 | 0,751 | 0,003 |

Fonte: Adaptado do IBGE (2006).

Tabela 2: Estatísticas descritivas das variáveis da equação de rendimento do trabalho, por gênero, na RMBH e RMS, 2006.

| Sexo | Homem | | | | Mulher | | | |
|----------------------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|-------|
| | RMBH | | RMS | | RMBH | | RMS | |
| | Média | D.P. | Média | D.P. | Média | D.P. | Média | D.P. |
| Variáveis (1) | | | | | | | | |
| Rend/hora (R\$) | 6,906 | 0,414 | 5,786 | 0,351 | 5,403 | 0,325 | 4,547 | 0,238 |
| Escolaridade | | | | | | | | |
| 0 anos de estudo | 0,027 | 0,004 | 0,047 | 0,004 | 0,028 | 0,004 | 0,037 | 0,004 |
| 1 a 4 anos de estudo | 0,178 | 0,009 | 0,133 | 0,008 | 0,129 | 0,008 | 0,113 | 0,008 |
| 5 a 8 anos de estudo | 0,276 | 0,010 | 0,260 | 0,011 | 0,223 | 0,011 | 0,196 | 0,009 |
| 9 a 11 anos de est. | 0,364 | 0,011 | 0,426 | 0,012 | 0,405 | 0,012 | 0,473 | 0,011 |
| > 11 anos de est. | 0,155 | 0,013 | 0,134 | 0,013 | 0,215 | 0,015 | 0,181 | 0,014 |

| Raça (%) | | | | | | | | |
|--------------------------------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|
| Branca | 0,425 | 0,014 | 0,154 | 0,009 | 0,452 | 0,015 | 0,170 | 0,011 |
| Negra | 0,121 | 0,007 | 0,321 | 0,011 | 0,117 | 0,008 | 0,300 | 0,011 |
| Parda | 0,454 | 0,013 | 0,525 | 0,011 | 0,431 | 0,014 | 0,530 | 0,011 |
| Idade (anos) | 36,086 | 0,224 | 35,588 | 0,177 | 35,456 | 0,225 | 35,701 | 0,203 |
| Setor (%) | | | | | | | | |
| Indústria | 0,191 | 0,008 | 0,132 | 0,007 | 0,123 | 0,007 | 0,075 | 0,005 |
| Agricultura | 0,018 | 0,005 | 0,015 | 0,004 | 0,002 | 0,002 | 0,007 | 0,004 |
| Construção | 0,150 | 0,009 | 0,166 | 0,008 | 0,006 | 0,001 | 0,006 | 0,001 |
| Comércio | 0,225 | 0,009 | 0,202 | 0,008 | 0,179 | 0,008 | 0,197 | 0,008 |
| Serviços | 0,417 | 0,011 | 0,484 | 0,011 | 0,690 | 0,010 | 0,716 | 0,009 |
| Posição na ocupação (%) | | | | | | | | |
| Emp. c/ carteira | 0,513 | 0,010 | 0,481 | 0,010 | 0,385 | 0,011 | 0,326 | 0,011 |
| Emp. s/carteira | 0,158 | 0,007 | 0,182 | 0,007 | 0,144 | 0,008 | 0,151 | 0,006 |
| Militares e estat. | 0,055 | 0,004 | 0,056 | 0,004 | 0,082 | 0,007 | 0,079 | 0,006 |
| Emp. dom c/ cart. | 0,005 | 0,001 | 0,007 | 0,002 | 0,076 | 0,006 | 0,067 | 0,006 |
| Emp. dom s/cart. | 0,007 | 0,002 | 0,007 | 0,002 | 0,125 | 0,008 | 0,149 | 0,008 |
| Conta-própria | 0,204 | 0,007 | 0,227 | 0,008 | 0,155 | 0,008 | 0,200 | 0,008 |
| Empregadores | 0,059 | 0,005 | 0,040 | 0,004 | 0,033 | 0,004 | 0,026 | 0,004 |
| Tipo de ocupação (%) | | | | | | | | |
| Dirigentes em geral | 0,077 | 0,007 | 0,054 | 0,005 | 0,057 | 0,006 | 0,047 | 0,005 |
| Prof. cien. e artes | 0,070 | 0,007 | 0,061 | 0,007 | 0,119 | 0,009 | 0,091 | 0,008 |
| Téc. nível médio | 0,095 | 0,007 | 0,092 | 0,006 | 0,088 | 0,006 | 0,115 | 0,006 |
| Demais trabalh. | 0,758 | 0,015 | 0,793 | 0,013 | 0,737 | 0,015 | 0,746 | 0,013 |

Fonte: Adaptado do IBGE (2006).

(1) Mesmas variáveis da Tabela 1.

É importante destacar que, como nas equações de rendimento são considerados apenas os ocupados com rendimentos positivos, o número de observações utilizado nas regressões é menor do que aquele verificado nas equações de seleção, nos quais foram incorporados também os ocupados sem rendimento, desempregados e inativos. Dessa forma, para o mercado brasileiro, enquanto no primeiro caso a amostra foi composta por 124.740 homens e 134.429 mulheres, no segundo, a mesma foi reduzida para 95.077 homens e 65.536 mulheres. Já para a RMBH, a amostra inicial de 3.887 homens e 4.382 mulheres foi reduzida, respectivamente, para 3.068 e 2.475. Na RMS, o número de observações inicial de homens e mulheres foi diminuído, respectivamente, de 4.790 e 5.587 para 3.458 e 3.032.

Feita tal ponderação, teve-se que, em relação às variáveis anos de escolaridade, as mulheres apresentaram maior nível educacional médio do que os homens. Quanto à variável raça, verificou-se a ocorrência de maior proporção de pessoas que se declararam como brancos e pardos, no Brasil e na RMBH, bem como maior proporção de negros e pardos na RMS.

Observou-se que o rendimento/hora dos homens foi superior ao das mulheres nos três mercados, suscitando possível discriminação de gênero em termos de retorno do trabalho. Quanto aos aspectos regionais, verificou-se que o rendimento/hora da RMBH se mostrou superior ao observado na RMS em ambos os sexos, refletindo a melhor estrutura econômica da primeira em comparação com a segunda.

Em relação aos setores de atividade, tem-se nos três mercados que os homens são maioria na indústria, agricultura – pouco importante nas regiões metropolitanas – e construção civil, ficando as mulheres mais concentradas no comércio e nos serviços. Em termos de posição na ocupação, os empregados com carteira são os trabalhadores com maior participação, destacando-se, ainda, a importante presença das mulheres no emprego doméstico, o qual é marcado pela informalidade, conforme mostram as maiores proporções de trabalhadores sem carteira diante daqueles com carteira em tal atividade.

Destaca-se que, ao mesmo tempo em que as mulheres estão em maior número entre as empregadas domésticas, elas são minoria entre os empregadores e os dirigentes em geral, indicando que os homens tendem a ocupar melhores postos de trabalho em comparação com aqueles verificados pelas mulheres, conforme ressaltado por Nogueira (2004), Ambrozio (2006) e Organização Internacional do Trabalho (2007). Essa segregação profissional feminina é um dos motivos associados ao menor rendimento/hora das mulheres perante os homens.

Sobre os tipos de ocupação, verificou-se nos três mercados que o maior número de ocupados encontra-se nos demais tipos, que englobam todos aqueles trabalhadores engajados na indústria, no comércio, nos serviços e na agricultura, além dos membros das forças armadas.

Passando para a análise das equações de seleção, os seus resultados são apresentados na Tabela 3 para o Brasil e na Tabela 4 para as RMBH e RMS.

Iniciando pela significância dos coeficientes das equações de seleção, observou-se que a maior parte das variáveis foi significativa a 1%, ressaltando a importância de tais regressores para a explicação da probabilidade de participação dos trabalhadores na condição de ocupados com rendimento positivo no trabalho principal.

Quanto às variáveis de escolaridade, em termos de diferenças entre os sexos verificou-se que os efeitos marginais das mulheres foram superiores aos dos homens, indicando maior importância do nível educacional para se conseguir uma ocupação remunerada entre as ocupadas, em comparação com os ocupados. Quanto às diferenças por mercados de trabalho, o efeito da escolaridade sobre as chances de inserção em uma atividade econômica remunerada foi superior na RMBH, em comparação com o Brasil e, principalmente, com a RMS. Tal tendência pode estar refletindo o fato de que, como em geral a RMBH oferece empregos de maior qualidade e conseqüentemente exige maior qualificação, os indivíduos que investem mais em educação acabam por se defrontar com mais chances de emprego nesse mercado, em comparação com aqueles da RMS.

Quanto às variáveis indicadoras de área metropolitana e situação urbana do domicílio, conforme o esperado, elas indicaram que o maior dinamismo desses mercados diante daqueles localizados nas áreas não metropolitanas e rurais tende a gerar oferta de empregos mais elevada. Nesse sentido, a probabilidade masculina de se estar ocupado com rendimento positivo no mercado de trabalho é superior em 1,49 ponto percentual para a primeira comparação e em 6,72 pontos percentuais para a segunda. Nas mulheres, as diferenças foram ainda mais significativas, com probabilidade de 12,14 pontos percentuais maior para as mulheres residentes na cidade e 4,87 pontos acima para aquelas de regiões metropolitanas.

Tabela 3: Equações de seleção por gênero – Brasil, 2006.

| Variáveis | Coefficientes | Desvio Padrão | P-valor | Efeito Marginal |
|---------------------------|---------------|---------------|---------|-----------------|
| Homem | | | | |
| Constante | -0,7633 | 0,1037 | 0,00 | – |
| Renda dom. per cap. líq. | -0,0001 | 0,00003 | 0,00 | -0,0060 |
| 1 a 4 anos de estudo | 0,0155 | 0,0333 | 0,64 | 0,0008 |
| 5 a 8 anos de estudo | 0,0785 | 0,0416 | 0,06 | 0,0038 |
| 9 a 11 anos de estudo | 0,3259 | 0,0449 | 0,00 | 0,0146 |
| Mais de 11 anos de estudo | 0,4667 | 0,0651 | 0,00 | 0,0165 |
| Idade | 0,1253 | 0,0046 | 0,00 | 0,0002 |
| Idade ao quadrado | -0,0017 | 0,0001 | 0,00 | – |
| Cônjuge | -0,3521 | 0,0591 | 0,00 | -0,0246 |
| Filho | -0,9678 | 0,0345 | 0,00 | -0,0771 |
| Outro | -0,5229 | 0,0428 | 0,00 | -0,0416 |
| Filho < 14 anos | 0,0012 | 0,0224 | 0,96 | 0,0001 |
| Cor negra | 0,0223 | 0,0456 | 0,63 | 0,0011 |
| Cor parda | -0,0123 | 0,0227 | 0,59 | -0,0006 |
| Urbano | 0,7762 | 0,0353 | 0,00 | 0,0672 |
| Área metropolitana | 0,3330 | 0,0353 | 0,00 | 0,0149 |
| Sudeste | 0,4052 | 0,0381 | 0,00 | 0,0197 |
| Sul | 0,1262 | 0,0420 | 0,00 | 0,0058 |
| Centro-Oeste | 0,4419 | 0,0437 | 0,00 | 0,0154 |
| Norte | 0,1484 | 0,0605 | 0,01 | 0,0066 |
| Mulher | | | | |
| Constante | -1,3727 | 0,0953 | 0,00 | – |
| Renda dom. per cap. líq. | -0,0001 | 0,00003 | 0,00 | -0,0156 |
| 1 a 4 anos de estudo | 0,1619 | 0,0305 | 0,00 | 0,0214 |
| 5 a 8 anos de estudo | 0,4145 | 0,0351 | 0,00 | 0,0504 |
| 9 a 11 anos de estudo | 0,7601 | 0,0372 | 0,00 | 0,0918 |
| Mais de 11 anos de estudo | 1,0565 | 0,0528 | 0,00 | 0,1083 |
| Idade | 0,0927 | 0,0039 | 0,00 | -0,0002 |
| Idade ao quadrado | -0,0013 | 0,00005 | 0,00 | – |
| Cônjuge | -0,7831 | 0,0287 | 0,00 | -0,1134 |
| Filho | -0,5086 | 0,0386 | 0,00 | -0,0873 |
| Outro | -0,4311 | 0,0474 | 0,00 | -0,0784 |
| Filho < 14 anos | -0,0648 | 0,0188 | 0,00 | -0,0092 |
| Cor negra | 0,1437 | 0,0376 | 0,00 | 0,0186 |
| Cor parda | -0,0007 | 0,0200 | 0,97 | -0,0001 |
| Urbano | 1,3048 | 0,0303 | 0,00 | 0,1214 |
| Área metropolitana | 0,3767 | 0,0272 | 0,00 | 0,0487 |
| Sudeste | 0,3454 | 0,0330 | 0,00 | 0,0476 |
| Sul | 0,0188 | 0,0409 | 0,65 | 0,0026 |
| Centro-Oeste | 0,2679 | 0,0383 | 0,00 | 0,0320 |
| Norte | 0,0339 | 0,0495 | 0,49 | 0,0047 |

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 4: Equações de seleção por gênero, na RMBH e RMS, 2006.

| | RMBH | RMS | | | | | | |
|---------------------|---------|--------|------|---------|---------|--------|------|---------|
| Variáveis | Coef. | D.P. | P-v | E.M. | Coef. | D.P. | P-v | E.M. |
| Homem . | | | | | | | | |
| Constante | -1,0180 | 0,7023 | 0,15 | - | -0,3244 | 0,6924 | 0,64 | - |
| RDpc líquida | -0,0004 | 0,0001 | 0,00 | -0,0128 | -0,0001 | 0,0002 | 0,70 | -0,0007 |
| 1 a 4 anos de est. | 0,2617 | 0,2647 | 0,32 | 0,0070 | 0,1813 | 0,3337 | 0,59 | 0,0014 |
| 5 a 8 anos de est. | 0,4103 | 0,2919 | 0,16 | 0,0110 | 0,4208 | 0,2965 | 0,16 | 0,0032 |
| 9 a 11 anos de est. | 0,9077 | 0,3012 | 0,00 | 0,0246 | 0,5250 | 0,3112 | 0,09 | 0,0047 |
| > 11 anos de est. | 1,9350 | 0,6125 | 0,00 | 0,0243 | 0,8575 | 0,3557 | 0,02 | 0,0039 |
| Idade | 0,1577 | 0,0260 | 0,00 | 0,0005 | 0,2006 | 0,0338 | 0,00 | 0,0001 |
| Idade ao quadrado | -0,0020 | 0,0003 | 0,00 | - | -0,0027 | 0,0004 | 0,00 | - |
| Cônjuge | 0,1425 | 0,2451 | 0,56 | 0,0040 | -0,2121 | 0,3355 | 0,53 | -0,0025 |
| Filho | -0,2666 | 0,1874 | 0,16 | -0,0096 | -0,7003 | 0,1891 | 0,00 | -0,0104 |
| Outro | 0,5710 | 0,3732 | 0,13 | 0,0108 | -0,5274 | 0,2838 | 0,06 | -0,0093 |
| Filho < 14 anos | -0,0805 | 0,1527 | 0,60 | -0,0026 | 0,0091 | 0,1914 | 0,96 | 0,0001 |
| Cor negra | -0,1550 | 0,2633 | 0,56 | -0,0056 | -0,5795 | 0,3199 | 0,07 | -0,0078 |
| Cor parda | -0,1203 | 0,1503 | 0,42 | -0,0039 | -0,3244 | 0,6924 | 0,64 | -0,0030 |
| Mulher | | | | | | | | |
| Constante | -0,6085 | 0,5236 | 0,25 | - | 1,1443 | 0,6845 | 0,10 | - |
| RDpc líquida | -0,0002 | 0,0001 | 0,06 | -0,0209 | -0,0001 | 0,0001 | 0,08 | -0,0043 |
| 1 a 4 anos de est. | 0,4010 | 0,1748 | 0,02 | 0,0375 | 0,2572 | 0,2154 | 0,23 | 0,0070 |
| 5 a 8 anos de est. | 0,5398 | 0,1884 | 0,01 | 0,0510 | 0,4318 | 0,2355 | 0,07 | 0,0115 |
| 9 a 11 anos de est. | 1,1377 | 0,2009 | 0,00 | 0,1131 | 0,8176 | 0,2419 | 0,00 | 0,0284 |
| > 11 anos de est. | 1,2961 | 0,2592 | 0,00 | 0,0825 | 1,0852 | 0,2800 | 0,00 | 0,0177 |
| Idade | 0,1106 | 0,0222 | 0,00 | 0,0002 | 0,0304 | 0,0322 | 0,35 | 0,0003 |
| Idade ao quadrado | -0,0015 | 0,0003 | 0,00 | - | -0,0003 | 0,0004 | 0,48 | - |
| Cônjuge | -0,4139 | 0,1295 | 0,00 | -0,0505 | -0,4825 | 0,1428 | 0,00 | -0,0194 |
| Filho | -0,1281 | 0,1738 | 0,46 | -0,0155 | -0,3642 | 0,1863 | 0,05 | -0,0151 |
| Outro | 0,3227 | 0,2463 | 0,19 | 0,0299 | -0,0583 | 0,3011 | 0,85 | -0,0021 |
| Filho < 14 anos | -0,2229 | 0,0898 | 0,01 | -0,0265 | 0,2074 | 0,1382 | 0,14 | 0,0067 |

| | | | | | | | | |
|-----------|---------|--------|------|---------|---------|--------|------|---------|
| Cor negra | 0,4371 | 0,1916 | 0,02 | 0,0386 | -0,0279 | 0,1837 | 0,88 | -0,0009 |
| Cor parda | -0,1355 | 0,0966 | 0,16 | -0,0158 | 0,0218 | 0,1706 | 0,90 | 0,0007 |

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Coef.: coeficientes.

D.P.: desvio-padrão.

P-v: P-valor.

E.M.: efeito marginal.

Passando, então, para os determinantes dos rendimentos nos mercados de trabalho de interesse, os resultados para o Brasil são apresentados na Tabela 5, enquanto aqueles referentes às RMBH e RMS são mostrados, respectivamente, nas Tabelas 6 e 7.

Tabela 5: Equações de rendimento por gênero – Brasil, 2006.

| Variáveis | Homens | | | | Mulheres | | | |
|---------------------|---------|--------|------|---------|----------|--------|------|---------|
| | Coef. | D.P. | P-v. | E.M. | Coef. | D.P. | P-v. | E.M. |
| Constante | -0,8199 | 0,0353 | 0,00 | – | -1,0382 | 0,0500 | 0,00 | – |
| 1 a 4 anos de est. | 0,2061 | 0,0114 | 0,00 | 0,2062 | 0,1943 | 0,0195 | 0,00 | 0,1925 |
| 5 a 8 anos de est. | 0,3826 | 0,0118 | 0,00 | 0,3829 | 0,3384 | 0,0199 | 0,00 | 0,3341 |
| 9 a 11 anos de est. | 0,5886 | 0,0127 | 0,00 | 0,5897 | 0,5406 | 0,0203 | 0,00 | 0,5327 |
| > 11 anos de est. | 1,1208 | 0,0161 | 0,00 | 1,1222 | 1,0359 | 0,0228 | 0,00 | 1,0275 |
| Idade | 0,0615 | 0,0014 | 0,00 | 0,0184 | 0,0490 | 0,0018 | 0,00 | 0,0143 |
| Idade ao quadrado | -0,0006 | 0,0000 | 0,00 | – | -0,0005 | 0,0000 | 0,00 | – |
| I | -0,0413 | 0,0198 | 0,04 | -0,0413 | 0,0531 | 0,0207 | 0,01 | 0,0531 |
| Cor negra | -0,1254 | 0,0097 | 0,00 | -0,1253 | -0,1032 | 0,0122 | 0,00 | -0,1048 |
| Cor parda | -0,1186 | 0,0059 | 0,00 | -0,1186 | -0,1225 | 0,0068 | 0,00 | -0,1225 |
| Urbano | 0,0734 | 0,0141 | 0,00 | 0,0780 | 0,1482 | 0,0201 | 0,00 | 0,1240 |
| Área metropol. | 0,0667 | 0,0070 | 0,00 | 0,0679 | 0,1658 | 0,0078 | 0,00 | 0,1617 |
| Sudeste | 0,3317 | 0,0109 | 0,00 | 0,3332 | 0,3325 | 0,0116 | 0,00 | 0,3285 |
| Sul | 0,3438 | 0,0142 | 0,00 | 0,3443 | 0,3268 | 0,0143 | 0,00 | 0,3266 |
| Centro-Oeste | 0,3938 | 0,0144 | 0,00 | 0,3950 | 0,4013 | 0,0141 | 0,00 | 0,3986 |
| Norte | 0,2990 | 0,0143 | 0,00 | 0,2995 | 0,2897 | 0,0159 | 0,00 | 0,2893 |
| Agricultura | -0,3061 | 0,0146 | 0,00 | -0,3061 | -0,0887 | 0,0437 | 0,04 | -0,0887 |
| Construção | -0,0832 | 0,0094 | 0,00 | -0,0832 | 0,2657 | 0,0485 | 0,00 | 0,2657 |
| Comércio | -0,1045 | 0,0084 | 0,00 | -0,1045 | 0,0908 | 0,0127 | 0,00 | 0,0908 |
| Serviços | -0,0201 | 0,0077 | 0,01 | -0,0201 | 0,1721 | 0,0114 | 0,00 | 0,1721 |
| Empr. s/carteira | -0,2319 | 0,0075 | 0,00 | -0,2319 | -0,1829 | 0,0094 | 0,00 | -0,1829 |

| | | | | | | | | |
|----------------------|---------|--------|------|---------|---------|--------|------|---------|
| Mil. e estat. | 0,2283 | 0,0117 | 0,00 | 0,2283 | 0,1829 | 0,0119 | 0,00 | 0,1829 |
| Emp. d. c/carteira | -0,2857 | 0,0249 | 0,00 | -0,2857 | -0,1934 | 0,0113 | 0,00 | -0,1934 |
| Emp. d. s/carteira | -0,4344 | 0,0330 | 0,00 | -0,4344 | -0,3653 | 0,0116 | 0,00 | -0,3653 |
| Conta-própria | -0,1466 | 0,0093 | 0,00 | -0,1466 | -0,1315 | 0,0127 | 0,00 | -0,1315 |
| Empregadores | 0,3451 | 0,0195 | 0,00 | 0,3451 | 0,3237 | 0,0272 | 0,00 | 0,3237 |
| Dir. em geral | 0,4527 | 0,0163 | 0,00 | 0,4527 | 0,4594 | 0,0204 | 0,00 | 0,4594 |
| Prof. cienc. e artes | 0,5585 | 0,0157 | 0,00 | 0,5585 | 0,4319 | 0,0147 | 0,00 | 0,4319 |
| Téc. nível médio | 0,3525 | 0,0102 | 0,00 | 0,3525 | 0,2647 | 0,0108 | 0,00 | 0,2647 |

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: D.P.: desvio-padrão.

t: estatística "t".

P-v.: P-valor.

Com relação à significância, observou-se que a grande maioria das variáveis foi significativa a 1%, ressaltando a importância de tais regressores para a explicação dos rendimentos dos trabalhadores. Destaca-se também que o coeficiente da variável lambda foi significativo a 1% em três das equações, além de significativo a 5% e 10% em outras duas. Somente para os homens na RMS tal variável não se mostrou importante para a explicação do rendimento. Portanto, a inclusão da razão inversa de Mills nas regressões de rendimento mostrou-se importante no sentido de evitar o viés nos coeficientes provocados pelo problema de seletividade amostral, conforme demonstrado por Verbeek (2000).

Tabela 6: Equações de rendimento por gênero, na RMBH, 2006.

| Variáveis | Homens | | | | Mulheres | | | |
|---------------------|---------|--------|------|---------|----------|--------|------|---------|
| | Coef. | D.P. | P-v. | E.M. | Coef. | D.P. | P-v. | E.M. |
| Constante | -0,7928 | 0,1440 | 0,00 | - | -0,6723 | 0,1894 | 0,00 | - |
| 1 a 4 anos de est. | 0,2200 | 0,0597 | 0,00 | 0,2152 | 0,1603 | 0,0776 | 0,04 | 0,1461 |
| 5 a 8 anos de est. | 0,4677 | 0,0608 | 0,00 | 0,4601 | 0,3077 | 0,0860 | 0,00 | 0,2885 |
| 9 a 11 anos de est. | 0,7034 | 0,0622 | 0,00 | 0,6865 | 0,5772 | 0,0882 | 0,00 | 0,5334 |
| > 11 anos de est. | 1,2280 | 0,0766 | 0,00 | 1,2106 | 1,2619 | 0,1073 | 0,00 | 1,2267 |
| Idade | 0,0729 | 0,0069 | 0,00 | 0,0227 | 0,0544 | 0,0093 | 0,00 | 0,0144 |
| Idade ao quadrado | -0,0007 | 0,0001 | 0,00 | - | -0,0006 | 0,0001 | 0,00 | - |
| l | 0,3426 | 0,0812 | 0,00 | 0,3426 | 0,2411 | 0,1379 | 0,08 | 0,2411 |
| Cor negra | -0,1390 | 0,0326 | 0,00 | -0,1352 | -0,0872 | 0,0479 | 0,07 | -0,1022 |
| Cor parda | -0,1185 | 0,0268 | 0,00 | -0,1158 | -0,1076 | 0,0279 | 0,00 | -0,1017 |

| | | | | | | | | |
|----------------------|---------|--------|------|---------|---------|--------|------|---------|
| Agricultura | -0,4742 | 0,1054 | 0,00 | -0,4742 | -0,0582 | 0,1196 | 0,63 | -0,0582 |
| Construção | -0,1874 | 0,0363 | 0,00 | -0,1874 | 0,2661 | 0,1308 | 0,04 | 0,2661 |
| Comércio | -0,1723 | 0,0357 | 0,00 | -0,1723 | 0,0626 | 0,0543 | 0,25 | 0,0626 |
| Serviços | -0,0552 | 0,0280 | 0,05 | -0,0552 | 0,1311 | 0,0481 | 0,01 | 0,1311 |
| Empr. s/carteira | -0,2024 | 0,0334 | 0,00 | -0,2024 | -0,0872 | 0,0373 | 0,02 | -0,0872 |
| Mil. e estat. | 0,4315 | 0,0538 | 0,00 | 0,4315 | 0,2909 | 0,0508 | 0,00 | 0,2909 |
| Emp. d. c/carteira | -0,3219 | 0,0874 | 0,00 | -0,3219 | -0,0872 | 0,0500 | 0,08 | -0,0872 |
| Emp. d. s/carteira | -0,3128 | 0,1778 | 0,08 | -0,3128 | -0,1480 | 0,0524 | 0,01 | -0,1480 |
| Conta-própria | -0,0151 | 0,0394 | 0,70 | -0,0151 | -0,0767 | 0,0527 | 0,15 | -0,0767 |
| Empregadores | 0,1202 | 0,0696 | 0,09 | 0,1202 | 0,3379 | 0,1109 | 0,00 | 0,3379 |
| Dir. em geral | 0,6451 | 0,0642 | 0,00 | 0,6451 | 0,3456 | 0,0790 | 0,00 | 0,3456 |
| Prof. cienc. e artes | 0,6627 | 0,0670 | 0,00 | 0,6627 | 0,2922 | 0,0625 | 0,00 | 0,2922 |
| Téc. nível médio | 0,4088 | 0,0435 | 0,00 | 0,4088 | 0,2369 | 0,0439 | 0,00 | 0,2369 |

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Coef.: coeficientes

D.P.: desvio-padrão.

t: estatística "t".

P-v.: P-valor.

Passando para a análise dos coeficientes, destaca-se que os seus sinais se comportaram todos de acordo com o esperado. Como o rendimento foi logaritimizado, o efeito marginal mede o impacto percentual em tal variável, dada uma mudança absoluta em um regressor contínuo. No caso de variáveis *dummies*, o referido efeito foi o impacto percentual da presença de determinada característica qualitativa sobre o nível de rendimento do trabalhador. Ressalta-se que conforme discutido na metodologia, os efeitos marginais apresentados foram calculados de acordo com o procedimento proposto por Hoffmann e Kassouf (2005).⁵

Começando a análise dos efeitos marginais pela escolaridade, observou-se que, de acordo com a teoria do capital humano, quanto maior o nível educacional do trabalhador, mais elevado o seu rendimento auferido no mercado de trabalho. Salvato e Silva (2008) na RMBH, Hoffmann e Simão (2005) no Estado de Minas Gerais e Carvalho (2005) e Kassouf (1994) no Brasil também chegaram a esse resultado. Nas seis regressões, o efeito marginal da educação foi positivo e crescente, ou seja, partindo do grupo-base formado pelos trabalhadores sem nenhum grau de instrução

⁵ Como as variáveis qualitativas referentes ao setor de atividade, posição na ocupação e tipo de ocupação aparecerem apenas nas equações de rendimento, os efeitos marginais associados são os próprios coeficientes.

em direção aos mais educados, percebe-se que tal efeito se torna cada vez maior. Tomando como exemplo a equação de rendimentos para os homens da RMBH, tem-se que, enquanto trabalhadores com 1 a 4, 5 a 8 e 9 a 11 anos de estudo recebem, respectivamente, 21,52%, 46,01% e 68,65% a mais do que o grupo-base, aqueles com mais de 11 anos de estudos auferem, em média, rendimentos 121,06% mais elevados do que o grupo de referência.

Tabela 7: Equações de rendimento por gênero, na RMS, 2006.

| Variáveis | Homens | | | | Mulheres | | | |
|----------------------|---------|--------|------|---------|----------|--------|------|---------|
| | Coef. | D.P. | P-v. | E.M. | Coef. | D.P. | P-v. | E.M. |
| Constante | -0,2495 | 0,1442 | 0,09 | - | -0,4501 | 0,1672 | 0,01 | - |
| 1 a 4 anos de est. | 0,1467 | 0,0571 | 0,01 | 0,1469 | 0,1919 | 0,0706 | 0,01 | 0,1894 |
| 5 a 8 anos de est. | 0,2848 | 0,0582 | 0,00 | 0,2853 | 0,2512 | 0,0714 | 0,00 | 0,2471 |
| 9 a 11 anos de est. | 0,5922 | 0,0571 | 0,00 | 0,5929 | 0,4933 | 0,0723 | 0,00 | 0,4831 |
| > 11 anos de est. | 1,2437 | 0,0725 | 0,00 | 1,2443 | 1,1339 | 0,0859 | 0,00 | 1,1263 |
| Idade | 0,0523 | 0,0068 | 0,00 | 0,0193 | 0,0502 | 0,0074 | 0,00 | 0,0136 |
| Idade ao quadrado | -0,0005 | 0,0001 | 0,00 | - | -0,0005 | 0,0001 | 0,00 | - |
| I | -0,0750 | 0,1061 | 0,48 | -0,0750 | 0,1822 | 0,0520 | 0,00 | 0,1822 |
| Cor negra | -0,2033 | 0,0372 | 0,00 | -0,2038 | -0,1746 | 0,0373 | 0,00 | -0,1743 |
| Cor parda | -0,1391 | 0,0356 | 0,00 | -0,1400 | -0,0969 | 0,0362 | 0,01 | -0,0971 |
| Agricultura | -0,4734 | 0,1217 | 0,00 | -0,4734 | -0,4537 | 0,1399 | 0,00 | -0,4537 |
| Construção | -0,1492 | 0,0407 | 0,00 | -0,1492 | 0,2387 | 0,1568 | 0,13 | 0,2387 |
| Comércio | -0,2583 | 0,0377 | 0,00 | -0,2583 | -0,1125 | 0,0629 | 0,08 | -0,1125 |
| Serviços | -0,1439 | 0,0342 | 0,00 | -0,1439 | 0,0745 | 0,0536 | 0,17 | 0,0745 |
| Empr. s/carteira | -0,2891 | 0,0295 | 0,00 | -0,2891 | -0,1967 | 0,0345 | 0,00 | -0,1967 |
| Mil. e estat. | 0,3490 | 0,0463 | 0,00 | 0,3490 | 0,2914 | 0,0505 | 0,00 | 0,2914 |
| Emp. d. c/carteira | -0,2182 | 0,0570 | 0,00 | -0,2182 | -0,2721 | 0,0336 | 0,00 | -0,2721 |
| Emp. d. s/carteira | -0,3756 | 0,1112 | 0,00 | -0,3756 | -0,4149 | 0,0390 | 0,00 | -0,4149 |
| Conta-própria | -0,1514 | 0,0356 | 0,00 | -0,1514 | -0,2157 | 0,0450 | 0,00 | -0,2157 |
| Empregadores | 0,4633 | 0,0839 | 0,00 | 0,4633 | 0,5235 | 0,1241 | 0,00 | 0,5235 |
| Dir. em geral | 0,5421 | 0,0658 | 0,00 | 0,5421 | 0,5371 | 0,0755 | 0,00 | 0,5371 |
| Prof. cienc. e artes | 0,7272 | 0,0717 | 0,00 | 0,7272 | 0,4416 | 0,0585 | 0,00 | 0,4416 |
| Téc. nível médio | 0,3274 | 0,0445 | 0,00 | 0,3274 | 0,1525 | 0,0405 | 0,00 | 0,1525 |

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Coef.: coeficientes

D.P.: desvio-padrão.

t: estatística "t".

P-v.: P-valor.

Quanto à diferença dos efeitos marginais da escolaridade por sexo, observou-se que estes sempre foram maiores nos homens, em comparação com o verificado nas mulheres.⁶ Tal resultado indica tendência de discriminação nos mercados de trabalho analisados, favorecendo o primeiro grupo, em comparação com o segundo, à medida que os homens têm auferido maior retorno em termos de rendimento diante das mulheres sobre os mesmos investimentos em educação, medidos em anos de estudo formal. Tal observação é corroborada por estudos como os de Soares (2000), Carvalho (2005) e Matos e Machado (2006), que encontraram discriminação por gênero no mercado de trabalho nacional. A respeito desse aspecto, é interessante notar que conforme visto na análise dos determinantes da equação de seleção, enquanto as chances de as mulheres conseguirem uma ocupação remunerada entre as ocupadas estão mais fortemente condicionadas ao seu nível educacional quando comparadas com os homens, no momento de receberem o retorno pelo investimento feito em educação o rendimento acaba sendo inferior ao percebido pelos homens com a mesma escolaridade.

Em termos regionais, a predominância dos impactos da escolaridade sobre o rendimento dos trabalhadores foi verificada na RMBH.⁷ Tal resultado foi em decorrência das sinergias ligadas à maior concentração e aglomeração econômica da RMBH, em comparação com a RMS, fazendo que a primeira ofereça maiores e melhores oportunidades de emprego qualificado quando comparada com a segunda.

Em relação à idade, entendida como uma *proxy* da experiência de trabalho, de acordo com a teoria do capital humano todas as equações indicaram relação parabólica entre tal variável e o rendimento dos trabalhadores.

Ainda sobre a variável idade, no que tange ao seu efeito marginal, na comparação entre os sexos e entre as duas regiões metropolitanas observou-se a mesma tendência verificada na discussão sobre o impacto da escolaridade no rendimento do trabalho. No primeiro caso, novamente o retorno da experiência para os homens é superior ao das mulheres na maior parte do tempo, incluindo os anos para os quais os retornos são mais elevados (Gráficos 1 e 2). Embora esse aspecto possa suscitar a existência de discriminação de gênero quanto aos rendimentos para os mercados de

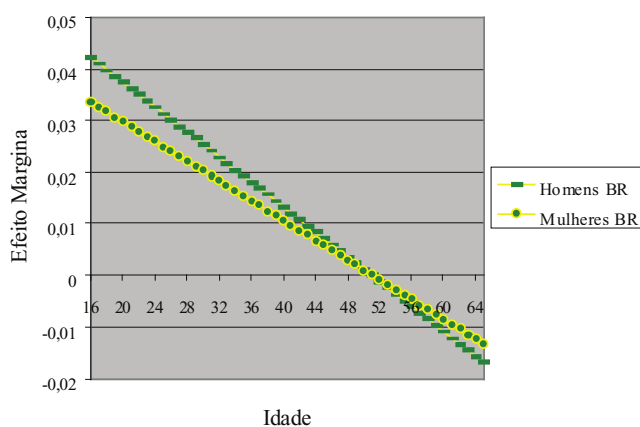
⁶ Exceto no grupo com mais de 11 anos de estudo na RMBH e no de 1 a 4 anos de estudo na RMS, nos quais houve pequena predominância do efeito marginal das mulheres sobre o verificado para os homens.

⁷ Exceto entre os homens com mais de 11 anos de estudo e no grupo de mulheres com 1 a 4 anos de estudo, nos quais houve pequena predominância do efeito marginal da RMS sobre o verificado na RMBH.

trabalho analisados, deve-se destacar que diferenças no ciclo de vida entre homens e mulheres geram discrepâncias entre o tempo de experiência de indivíduos do sexo oposto com a mesma idade. Essa diferença, conforme apontado por Mincer e Polachek (1974), deve-se à tendência de as mulheres apresentarem descontinuidade de participação no mercado de trabalho, devido a fatores como o casamento e nascimento e criação dos filhos. Com isso, a cada reentrada no mercado de trabalho, o rendimento da mulher sofre redução em virtude da desqualificação no período de ausência. Nesse sentido, a idade não estaria representando corretamente a experiência feminina no mercado de trabalho, pois superestimaria esta última. Portanto, uma mulher com a mesma idade que um homem apresentaria, na verdade, menor experiência e, dessa forma, receberia menos não só pela existência de uma possível discriminação contra o sexo feminino, mas também por possuir um atributo produtivo relativamente menor do que o verificado no sexo oposto. A esse respeito, Giuberti e Menezes Filho (2005) verificaram para o caso brasileiro, que de fato, as diferenças na remuneração pela experiência entre homens e mulheres é o resultado da combinação de discriminação e diferença entre os sexos no que tange a esse atributo produtivo.

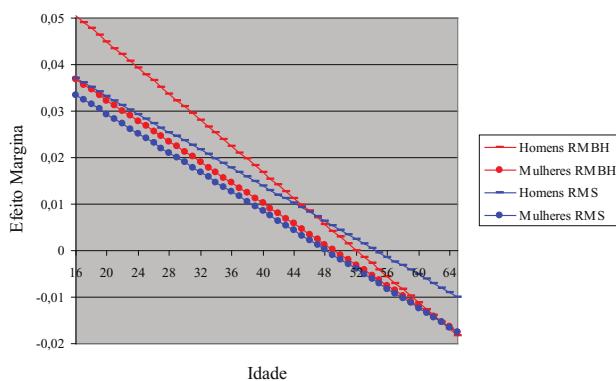
Quanto à questão regional, tem-se que, assim como ocorrera nos retornos da escolaridade, os ganhos de rendimento provocados pelo aumento da experiência no trabalho são superiores na RMBH, em comparação com os verificados na RMS para a maioria das idades, incluídas aquelas cujos retornos são maiores, resultado do maior dinamismo econômico do primeiro mercado perante o segundo (Figura 2).

Gráfico 1: Retornos à experiência sobre o ln (rendimento/hora) – Brasil (BR), 2006.



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Gráfico 2: Retornos à experiência sobre o ln (rendimento/hora), na RMBH e RMS, 2006.



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Para a variável raça, observou-se nos três mercados que os rendimentos dos negros e pardos, tudo o mais constante, encontram-se em um patamar abaixo daquele auferido pelos brancos. Esses resultados são similares aos de estudos que sugerem a ocorrência de discriminação racial no mercado de trabalho, como Cavalieri e Fernandes (1998), nas regiões metropolitanas brasileiras, e Soares (2000) e Matos e Machado (2006), no Brasil.

No que tange às variáveis de localização incluídas na equação de rendimentos para o mercado de trabalho brasileiro, verificou-se que os

trabalhadores urbanos e das regiões metropolitanas auferem maiores salários do que aqueles em áreas rurais e não metropolitanas. Com relação às variáveis regionais, assim como encontrado por Kassouf (1997), teve-se que, em média, os menores ganhos do trabalho foram obtidos na Região Nordeste para os dois gêneros.

Quanto ao setor de atividade, as ocupações na indústria e nos serviços foram as que se mostraram mais rentáveis para os homens nos mercados considerados. Já para as mulheres os maiores rendimentos se concentraram nos serviços para o Brasil e para a RMBH, e na RMS não se verificou diferença significativa nos ganhos das trabalhadoras em diferentes setores econômicos. Destaca-se também que a agricultura nas regiões metropolitanas, assim como o contingente de mulheres na construção civil, é inexpressiva, com a ressalva de que tais variáveis foram mantidas nas respectivas equações apenas para que se pudesse manter homogeneidade analítica, fazendo-se uso das mesmas variáveis do setor econômico para todas as regressões.

Passando-se para as posições na ocupação, de acordo com o esperado, a informalidade diminuiu os rendimentos dos trabalhadores, conforme pôde ser verificado pelo coeficiente negativo e significativo da dummy empregado sem carteira nas seis equações. A mesma tendência foi observada na comparação entre empregado doméstico com carteira e sem carteira, com maiores rendimentos para o primeiro grupo – coeficiente da variável empregado doméstico com carteira menos negativo do que o encontrado para esse mesmo tipo de ocupação sem carteira. Ainda sobre o trabalho doméstico, caracterizado predominantemente pela presença de mulheres, verificou-se que ele, ainda que formal, apresentou menores rendimentos quando comparado com os demais empregados com carteira assinada, sendo, respectivamente, 19%, 9% e 27% inferior ao grupo de referência nas equações das mulheres no Brasil, na RMBH e na RMS.⁸ Nesse sentido, no que tange aos rendimentos, esse tipo de ocupação parece apresentar-se menos desfavorável na RMBH do que na RMS. Em relação aos trabalhadores por conta própria, observou-se que eles, com exceção do mercado metropolitano de Belo Horizonte, apresentaram rendimentos inferiores aos auferidos pelos empregados com carteira assinada. Sobre esse aspecto, Menezes, Fernandez e Dedecca (2005) destacaram que os assalariados tendem a apresentar rendimentos mais perenes, de forma que acabam garantindo média anual de ganhos mais elevada. Quanto às posições nas ocupações de maior remuneração, estas foram as dos militares,

⁸ O trabalho doméstico constitui-se em uma ocupação tipicamente feminina, sendo mantido nas equações dos homens apenas para se manter homogeneidade analítica.

dos estatutários e dos empregadores. A explicação para o primeiro caso se deve à estabilidade e ocorrência de possibilidades salariais geralmente mais elevadas para esse tipo de ocupação, sendo, no segundo caso, os indivíduos constituídos pelos próprios donos das empresas e de estabelecimentos comerciais e serviços.

Por fim, os resultados referentes ao tipo de ocupação indicaram nos três mercados que os demais tipos de trabalhadores percebem menores rendimentos do que os dirigentes em geral, os profissionais das ciências e das artes e os técnicos de nível médio. Tal resultado está associado ao fato de que os indivíduos agrupados em uma dessas três últimas categorias geralmente desempenham atividades que exigem maior grau de habilidade, conhecimento técnico ou qualificação profissional, em comparação com os demais tipos de ocupação, e, por isso, tendem a auferir maiores rendimentos.

5. Conclusão

O presente trabalho analisou os determinantes do rendimento nos mercados de trabalho brasileiro e das regiões metropolitanas de Belo Horizonte (RMBH) e Salvador (RMS) a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2006. Os resultados apresentados forneceram uma visão dos aspectos atuais de tais determinantes.

Todas as variáveis incluídas na análise foram significativas, indicando que conforme o esperado foi importante para explicar o rendimento do trabalho a educação, a idade, a raça, a posição na ocupação, os setores de atividade e o tipo de ocupação do trabalhador. No caso do Brasil, foram importantes também as variáveis referentes às cinco grandes regiões do país, sendo os maiores rendimentos verificados naquelas mais desenvolvidas (Sul, Sudeste e Centro-Oeste).

Em termos de diferença entre os sexos, observou-se maior retorno do trabalho para os homens em relação às mulheres, tanto com relação às variáveis de escolaridade quanto de idade. Tal resultado revela uma tendência de discriminação nos mercados de trabalho analisados, indicando que os homens têm obtido maior retorno em termos de rendimento em comparação às mulheres sobre os mesmos investimentos em educação, medidos em anos de estudo formal. É importante ressaltar que em relação à variável idade, as diferenças entre os sexos em termos de rendimento estão associadas não apenas a existência de uma possível discriminação de gênero no mercado de trabalho, mas também ao fato de que ocorrem

diferenças no ciclo de vida entre homens e mulheres. Esse último aspecto gera discrepâncias entre o tempo efetivo de experiência de indivíduos do sexo oposto com a mesma idade.

Ainda sobre a questão do gênero, observou-se que quanto ao setor de atividade, as ocupações na indústria e nos serviços foram as que se mostraram mais rentáveis para os homens nos mercados considerados. Já para as mulheres os maiores rendimentos concentraram-se nos serviços no Brasil e na RMBH, com a ressalva de que na RMS não se verificou diferença significativa nos ganhos das trabalhadoras em diferentes setores econômicos.

Em termos regionais, a predominância dos impactos da escolaridade e da idade sobre o rendimento dos trabalhadores foi verificada na RMBH. Conforme o esperado, tal resultado foi em decorrência das sinergias ligadas à maior concentração e aglomeração econômica da RMBH, em comparação com a RMS, fazendo que a primeira ofereça maiores e melhores oportunidades de emprego qualificado quando comparada com a segunda.

Referências

AMBROZIO, Antonio M. Mulheres conquistam mercado, mas ganham menos. *Visão do Desenvolvimento*, Rio de Janeiro, n. 10, ago., 2006. Disponível em: <http://www.bndes.gov.br/conhecimento/visao/visao_10.pdf>. Acesso em: 16 jul. 2012.

AZZONI, Carlos R.; SERVO, Luciana M. S. Education, cost of living and regional wage inequality in Brasil. *Papers in Regional Science*, Toronto, v. 81, n. 2, p. 157-175, 2002. Disponível em: <<http://www.nemesis.org.br/artigos/a0052.pdf>>. Acesso em: 16 jul. 2012.

BECKER, Gary S. Investment in human capital: a theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 70, n. 5, p. 9-49, 1962. part 2.

_____. *The economics of discrimination: an economic view of racial discrimination*. 2. ed. Chicago: The University of Chicago Press, 1971.

BERNDT, Ernest R. *The practice of econometrics: classic and contemporary*. 8. ed. Massachusetts: Addison-Wesley, 1996.

BINDER, David A. On the variances of asymptotically normal estimators from complex survey. *International Statistical Review*, Leidschenveen, v. 51, n. 3, p. 279-292, dec., 1983.

BRAGA, Thaiz S.; RODARTE, Mário M. S. A inserção ocupacional e o desemprego dos jovens: o caso das regiões metropolitanas de Salvador e Belo Horizonte. *Pesquisa & Debate*, São Paulo, v. 17, n. 1, p. 103-123, 2006. Disponível em: <[http://www.pucsp.br/pos/ecopol/downloads/edicoes/\(29\)thaiz_silveira.pdf](http://www.pucsp.br/pos/ecopol/downloads/edicoes/(29)thaiz_silveira.pdf)>. Acesso em: 16 jul. 2012.

BRUSCHINI, Cristina. Gênero e trabalho no Brasil: novas conquistas ou persistência da discriminação? In: ROCHA, Maria I. B. (Org.). *Trabalho e gênero: mudanças, permanências e desafios*. São Paulo: Editora 34, 2000. p. 13-58.

CARVALHO, Alexandre P. *Decomposição do diferencial de salários no Brasil em 2003: uma aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas*. 2005. 86 f. Dissertação (Mestrado em Estudos Populacionais e Pesquisas Sociais) – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro, 2005.

CAVALIERI, Cláudia H.; FERNANDES, Reynaldo. Diferenciais de salários por gênero e cor: uma comparação entre as regiões metropolitanas brasileiras. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v. 18, n. 1, p. 158-175, jan./mar., 1998. Disponível em: <<http://www.rep.org.br/pdf/69-10.pdf>>. Acesso em: 16 jul. 2012.

COELHO, Allexandro M.; CORSEUIL, Carlos H. Diferenciais Salariais no Brasil: um breve panorama. *Texto para Discussão*, Rio de Janeiro, n. 898, ago., 2002, 26p. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/livros/estruturasalarial/capitulo3_diferenciais.pdf>. Acesso em: 20 ago. 2012.

EHRENBERG, Ronalde G.; SMITH, Robert S. *Modern labor economics: theory and public policy*. 9. ed. Massachusetts: Addison-Wesley, 2005.

GIUBERTI, Ana C.; MENEZES FILHO, Naércio. Discriminação de rendimentos por gênero: uma comparação entre o Brasil e os Estados Unidos. *Econ. Apl.*, Ribeirão Preto, v. 9, n. 3, p. 369-383, jul./set. 2005. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/ecoa/v9n3/v9n3a02.pdf>>. Acesso em: 16 jul. 2012.

HECKMAN, James J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, New York, v. 47, n. 1, p. 153-161, jan., 1979. Disponível em: <<http://vanpelt.sonoma.edu/users/c/cuellar/econ411/heckman.pdf>>. Acesso em: 16 jul. 2012.

HOFFMANN, Rodolfo; KASSOUF, Ana. Deriving conditional and unconditional marginal effects in log earnings equations estimated by Heckman's procedure. *Applied Economics*, New York, v. 37, n. 11, p. 1303-1311, jun., 2005.

HOFFMAN, Rodolfo; SIMÃO, Rosycler C.S. Determinantes do rendimento das pessoas ocupadas em Minas Gerais em 2000: o limiar no efeito da escolaridade e as diferenças entre mesorregiões. *Revista Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 15, n. 2, p. 35-62, maio/ago. 2005. Disponível em: <<http://www.face.ufmg.br/novaeconomia/sumarios/v15n2/150202.pdf>>. Acesso em: 16 jul. 2012.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Pesquisa nacional por amostra de domicílios 2006: microdados*. Rio de Janeiro: IBGE, 2006. (1 CD-ROM)

KASSOUF, Ana. Retornos à escolaridade e ao treinamento nos setores urbano e rural do Brasil. *Rev. Econ. Sociol. Rural*, Rio de Janeiro, v. 35, n. 2, p. 59-76, 1997.

_____. The wage rate estimation using the Heckman procedure. *Revista de Econometria*, Rio de Janeiro, v. 14, n. 1, p. 89-107, abr./out., 1994. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/bre/article/view/2979/1874>>. Acesso em: 16 jul. 2012.

MATOS, Raquel S.; MACHADO, Ana F. Diferencial de rendimento por cor e sexo no Brasil (1987-2001). *Econômica*, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 5-27, jun., 2006. Disponível em: <<http://www.uff.br/revistaeconomica/V8N1/RAQUEL.PDF>>. Acesso em: 16 jul. 2012.

- MENEZES, Wilson F.; FERNANDEZ, José C.; DEDECCA, Cláudio. Diferenciações regionais de rendimentos do trabalho: uma análise das Regiões Metropolitanas de São Paulo e Salvador. *Estud. Econ.*, São Paulo, v. 35, n. 2, p. 271-296, abr./jun. 2005. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/ee/v35n2/v35n2a02.pdf>>. Acesso em: 16 jul. 2012.
- MINCER, Jacob (Org.). *Schooling, experience, and earnings*. New York: National Bureau of Economic Research: Columbia University, 1974. Disponível em: <<http://www.nber.org/books/minc74-1>>. Acesso em: 16 jul. 2012.
- MINCER, Jacob; POLACHEK, Solomon. Family investments in human capital: earnings of women. *Journal of Political Economy*, v. 82, n.2, p. 76-108, mar./abr., 1974. Disponível em: <http://www.spa.ucla.edu/ps/pdf/W99/PS234Main/mincer_polachek.pdf>. Acesso em: 16 jul. 2012.
- NOGUEIRA, Claudia M. *A feminização no mundo do trabalho*. Campinas: Autores Associados, 2004.
- ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. *Igualdade no trabalho: enfrentando desafios*. Suplemento nacional – Brasil, 2007. Brasília: OIT, 2007. Disponível em: <<http://www.oitbrasil.org.br/content/igualdade-no-trabalho-enfrentando-os-desafios>>. Acesso em: 16 jul. 2012.
- SALVATO, Márcio A.; SILVA, Denis G. O impacto da educação nos rendimentos do trabalhador: uma análise para a região metropolitana de Belo Horizonte. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 13., 2008, Diamantina. *Anais...* Belo Horizonte: CEDEPLAR/UFMG, 2008. Disponível em: <http://www.cedeplar.ufmg.br/seminarios/seminario_diamantina/2008/D08A070.pdf>. Acesso em: 16 jul. 2012.
- SCHULTZ, Theodor W. Investment in human capital. *American Economic Review*, Pittsburgh, v. 51, n.1, p. 1-17, mar., 1961. Disponível em: <<https://webpace.utexas.edu/hcleaver/www/330T/350kPEESchultzInvestmentHumanCapital.pdf>>. Acesso em: 16 jul. 2012.
- SCORZAFAVE, Luiz G.; MENEZES FILHO, Naércio A. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. *Pesq. Plan. Econ.*, Rio de Janeiro, v. 31, n. 3, p. 441-477, dez., 2001. Disponível em: <<http://www.ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/151/86>>. Acesso em: 16 jul. 2012.
- _____. Impacto da participação das mulheres na evolução da distribuição de renda no trabalho no Brasil. *Pesq. Plan. Econ.*, Rio de Janeiro, v. 35, n. 2, p. 245-266, ago., 2005. Disponível em: <<http://www.ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/45/23>>. Acesso em: 16 jul. 2012.
- SILVA, Pedro L. N.; PESSOA, Djalma G. C.; LILA, Mauricio F. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. *Cadernos de Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v. 7, n. 4, p. 659-670, 2002. Disponível em: <<http://www.scielosp.org/pdf/csc/v7n4/14597.pdf>>. Acesso em: 16 jul. 2012.
- SKINNER, C. J.; HOLT, D.; SMITH, T. M. F. *Analysis of complex surveys*. Chichester: John Wiley & Sons, 1989.
- SOARES, Sergei S. D. O perfil da discriminação no mercado de trabalho – homens negros, mulheres brancas e mulheres negras. *IPEA, Texto para Discussão*, Rio de Janeiro, n. 769, nov., 2000. Disponível em: <http://agencia.ipea.gov.br/pub/td/2000/td_0769.pdf>. Acesso em: 16 jul. 2012. VERBEEK, Marno. *A guide to modern econometrics*. Chichester: John Wiley & Sons, 2000.

