

Diferenças de Rendimento entre as Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador: uma Discussão a partir da Decomposição de Oaxaca-Blinder

RESUMO

O presente trabalho quantifica e explica a diferença do rendimento/hora do trabalho entre as Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador. A escolha dessas últimas deve-se ao interesse em verificar de que forma a diferença do dinamismo econômico entre as duas regiões estaria impactando o retorno auferido no mercado de trabalho. Nesse sentido, utiliza o procedimento de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) para decompor os diferenciais de rendimento entre as regiões de interesse. Os resultados encontrados mostram que, conforme o esperado, os rendimentos/hora na Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH) são, em média, superiores aos encontrados na Região Metropolitana de Salvador (RMS), resultado da maior concentração e aglomeração econômica da primeira região, quando comparada à segunda.

PALAVRAS-CHAVE

Diferencial de Rendimento. Região Metropolitana de Belo Horizonte. Região Metropolitana de Salvador. Decomposição de Oaxaca-Blinder.

Jader Fernandes Cirino

- Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV);
- Professor Adjunto do Departamento de Economia da UFV.

João Eustáquio de Lima

- Ph.D. em Economia Rural – Michigan State University (USA);
- Pós-doutorado Métodos Quantitativos – University of Florida (USA);
- Professor Titular do Departamento de Economia Rural da UFV.

1 – INTRODUÇÃO

A questão da existência de diferenciais de rendimento no mercado de trabalho tem sido amplamente debatida pela literatura econômica, principalmente no que tange ao hiato entre homens e mulheres e entre brancos e negros. Em termos nacionais, podem-se citar os trabalhos de Soares (2000); Campante; Crespo e Leite (2004); Giuberti e Menezes-Filho (2005) e Matos e Machado (2006). Na literatura internacional, têm-se os estudos de Stanley e Jarrel (1998); Horrace e Oaxaca (2001); Weichselbaumer e Winter-Ebmer (2003) e Lin (2007).

No presente trabalho, o foco foi a comparação dos rendimentos do trabalho entre regiões, mais especificamente entre a Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH) e a Região Metropolitana de Salvador (RMS). A relevância de tal estudo repousa na importância de se decompor a parcela do diferencial de rendimento que se deve às características produtivas dos trabalhadores daquela relacionada às características regionais do mercado de trabalho. Dessa forma, torna-se possível a identificação de políticas públicas adequadas para equalização dos rendimentos entre os mercados considerados, priorizando aquele cujos retornos do trabalho apresentam-se menos atraentes.

A escolha da RMBH para ser comparada com a RMS deveu-se a dois aspectos principais: primeiramente, pelo fato de aquele mercado de trabalho apresentar-se mais organizado e institucionalizado no que diz respeito à formalidade e, em segundo lugar, pelo fato de a RMBH apresentar economia de maior porte e desenvolvimento em comparação à verificada na RMS.

No que tange ao primeiro aspecto, dados da Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED) de 2005 (DIEESE, 2007) apontavam que, enquanto o desemprego oculto de 6,0% na RMBH subdividia-se em 3,2% pelo trabalho precário e 2,8% pelo desalento, o desemprego oculto de 10,2% na RMS, correspondente ao trabalho precário (7,4%), era mais do que o dobro do encontrado na RMBH.¹ Em termos de distribuição

dos ocupados, segundo a posição na ocupação, a PED de 2005 apontava que, considerando as formas de ocupação menos estáveis e mais precárias identificadas através da condição legal de inserção, o somatório da proporção dos assalariados sem carteira assinada, dos trabalhadores autônomos e dos empregados domésticos, indicou maior vulnerabilidade nos postos de trabalho oferecidos pela economia da RMS (42,9% dos ocupados nessa situação, contra 38,4% na RMBH).

Quanto ao segundo aspecto, Braga e Rodarte (2006) destacam 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 que ela ofereça melhores oportunidades de trabalho em comparação com a RMS. De acordo com dados do Dieese (2009), enquanto a taxa de desemprego total da RMS foi a maior dentre todas as regiões metropolitanas do país analisadas pela PED, atingindo 20,3% em 2008, a da RMBH foi a menor, atingindo 9,8% nesse mesmo ano. Dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) (IBGE, 2007) referentes ao nível de ocupação em 2006 reforçam esse quadro, já que, enquanto esse foi de 59,4% na RMBH, na RMS o valor observado foi de 53,6%.

Dessa forma, identificado o fato de que o mercado de trabalho da RMBH apresenta maiores e melhores possibilidades de emprego em comparação ao mercado da RMS, é esperado que o rendimento auferido na primeira região seja superior ao observado na segunda. Nesse sentido, coloca-se o problema de investigar o diferencial de rendimento existente entre os dois mercados, assim como separar a parcela do hiato referente às características produtivas dos trabalhadores daquela relacionada às particularidades regionais de cada mercado.

Portanto, o presente trabalho apresenta como objetivo geral quantificar a diferença de rendimento existente entre a RMBH e a RMS, assim como decompô-la entre a parcela devida aos atributos produtivos dos trabalhadores e aquela propiciada

¹ Na PED, os desempregados estão divididos em três categorias: desemprego aberto, desemprego oculto pelo trabalho precário e desemprego oculto por desalento. Para maiores detalhes

sobre essa classificação e a PED, consultar Dieese (2008).

pelas características da economia e do mercado de cada região. Especificamente, pretende-se: a) estudar dentro de cada uma das duas parcelas identificadas, quais as variáveis mais importantes para a formação do hiato de rendimento; b) comparar o comportamento da diferença de rendimento regional entre os sexos; e c) analisar os determinantes do rendimento e da probabilidade de ocupação para homens e mulheres nos mercados considerados.

2 – REFERENCIAL TEÓRICO

Para se determinar o diferencial de rendimento entre as RMBH e RMS, é necessário primeiramente estimar as equações de rendimento do trabalho para os indivíduos nos dois mercados considerados. Para tanto, recorre-se à teoria do capital humano, cujos artigos pioneiros são os de Schultz (1961) e Becker (1962). Segundo tal teoria, o retorno salarial do trabalho de um indivíduo pode ser expresso em função de suas qualidades profissionais derivadas de sua escolaridade e anos de treinamento e experiência. Isso porque, quando o agente investe em qualquer um desses aspectos citados, melhora o seu capital humano e, conseqüentemente, a sua produtividade marginal, aumentando o valor esperado de seu trabalho no mercado.

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:

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

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, sendo o coeficiente b_3 negativo. 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, devido à depreciação normal do capital humano com a idade.

É importante ressaltar que a obtenção de dados relativos à experiência nem sempre é possível, sendo esse o caso da base de dados deste estudo (PNAD). Nesse sentido, uma solução possível é considerar a própria idade como uma *proxy* da experiência de trabalho do indivíduo, conforme sugerido por Soares (2000). Esse autor ressaltou também que, para uma melhor especificação da equação (1), o seu conjunto de regressores deve considerar, além dos atributos produtivos de educação e idade, outras características individuais e de inserção no mercado de trabalho, como setor de atividade, região de residência e vínculo legal com o empregador.

3 – METODOLOGIA

A metodologia do presente trabalho divide-se em duas partes. Na primeira, são apresentados os procedimentos necessários para a estimação das equações de rendimento. Já na segunda, discute-se a metodologia empregada para decompor os diferenciais de rendimento entre as RMBH e RMS.

3.1 – Equações Mincerianas de Rendimento do Trabalho para as Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador

A fim de estimar as equações mincerianas para o rendimento dos mercados de trabalho considerados, utilizou-se o modelo de Seleção Amostral, também conhecido como *Tobit II*, desenvolvido por Heckman (1979).

O referido modelo consiste em estimar 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 se encontrar 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 de o indivíduo participar da amostra através da equação de seleção. Por meio dessa abordagem é possível introduzir na equação de rendimento, a variável conhecida como razão inversa de Mills, obtendo, dessa forma, estimativas consistentes para os parâmetros da equação de rendimentos.²

A fim de se obter a equação de seleção, utiliza-se 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 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 População Economicamente Ativa (PEA). Dessa forma, a equação de seleção do presente trabalho foi:

$$L_i = \alpha_1 + \alpha_2 RDpc_i + \alpha_3 E_{1i} + \alpha_4 E_{2i} + \alpha_5 E_{3i} + \alpha_6 E_{4i} + \alpha_7 Idade_i + \alpha_8 Idade_i^2 + \alpha_9 CD_{1i} + \alpha_{10} CD_{2i} + \alpha_{11} CD_{3i} + \alpha_{12} Filho_i + \alpha_{13} R_{1i} + \alpha_{14} R_{2i} + \mu_i \quad (2)$$

em que L_i é uma variável dependente binária assumindo o valor 1, se o indivíduo encontra-se ocupado com rendimento positivo e 0, caso contrário; α_j ($j = 1$ a 14) são os parâmetros a serem estimados; $RDpc$ é a renda domiciliar *per capita* de todas as fontes,

exclusive aquela oriunda do trabalho do indivíduo; E_k ($k = 1$ a 4), variável discreta indicando a escolaridade, em anos de estudo do indivíduo, 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 aqueles com 1 a 4, 5 a 8, 9 a 11 e mais de 11 anos de estudo; $Idade$ são os anos de vida do agente econômico; CD_1 ($l = 1$ a 3) são variáveis *dummies* relativas à posição do indivíduo 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 posições; $Filho$ é uma 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 agente econômico, com o grupo-base representando indivíduos brancos; R_1 , negros; e R_2 , pardo; e μ_i é o termo de erro aleatório com média 0 e variância σ_u^2 .

Quanto à equação de rendimentos, essa foi formulada a partir da teoria do capital humano, incluindo algumas outras variáveis com o intuito de controlar as diferenças de rendimento derivadas de setores de atividade e posição e tipo de ocupação e inserção no mercado de trabalho. Dessa forma, torna-se possível obter uma medida mais adequada das diferenças de rendimentos entre as regiões de interesse. Feitas tais considerações, tem-se o seguinte modelo de explicação de rendimento:

$$\ln W_i = \beta_1 + \beta_2 E_{1i} + \beta_3 E_{2i} + \beta_4 E_{3i} + \beta_5 E_{4i} + \beta_6 Idade_i + \beta_7 Idade_i^2 + \beta_8 \lambda_i + \beta_9 R_{1i} + \beta_{10} R_{2i} + \beta_{11} S_{1i} + \beta_{12} S_{2i} + \beta_{13} S_{3i} + \beta_{14} S_{4i} + \beta_{15} Poc_{1i} + \beta_{16} Poc_{2i} + \beta_{17} Poc_{3i} + \beta_{18} Poc_{4i} + \beta_{19} Poc_{5i} + \beta_{20} Poc_{6i} + \beta_{21} Toc_{1i} + \beta_{22} Toc_{2i} + \beta_{23} Toc_{3i} + v_i \quad (3)$$

em que $\ln W_i$ é o logaritmo natural do rendimento/hora oriundo do trabalho principal do indivíduo; β_j ($j = 1$ a 23) são os parâmetros a serem estimados; λ 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_1 ($l = 1$ a 6), variáveis *dummies* que definem a posição na ocupação no trabalho principal, com o grupo-base formado pelos empregados com carteira; Poc_1 ,

²Para uma apresentação detalhada do procedimento de Heckman (1979), consultar a obra de referência e Verbeek (2000).

empregados sem carteira; Poc_2 , militares e estatutários; Poc_3 , trabalhadores domésticos com carteira; Poc_4 , trabalhadores domésticos sem carteira; Poc_5 , trabalhadores por conta-própria; e Poc_6 , empregadores; Toc_m ($m = 1$ a 3), variáveis *dummies* indicadoras do tipo de ocupação do trabalhador, sendo Toc_1 representativo dos dirigentes em geral, Toc_2 profissional das ciências e das artes e Toc_3 técnicos de nível médio, com o grupo-base formado pelos demais tipos de trabalhadores³; e v , o termo de erro aleatório com média 0 e variância σ_u^2 . As demais variáveis são as mesmas já apresentadas na equação (2).

A respeito dos setores de atividade considerados na equação (3), 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.

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 de as observações serem o resultado de processos aleatórios independentes e identicamente distribuídos. Tal hipótese é imprópria para dados amostrais complexos, como os da PNAD,⁴ principalmente no que tange ao cálculo dos erros-padrão das estimativas e testes de hipótese. Dessa forma, o ajuste dos modelos paramétricos do presente trabalho foi 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).

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 Para maiores detalhes sobre a complexidade dos dados da PNAD e as implicações dessas características para as estimativas de modelos econométricos, consultar Silva; Pessoa e Lila (2002) e Cirino (2008).

3.2 – Decomposição do Diferencial do Rendimento do Trabalho entre as Regiões Consideradas

Discutidos os procedimentos de obtenção da equação de rendimento, pode-se apresentar a metodologia que permite separar a diferença no retorno do trabalho entre as duas regiões em dois componentes: o primeiro relacionado às diferenças produtivas e demais aspectos ligados aos trabalhadores ocupados e o segundo relativo às diferenças nos retornos desses atributos nos dois mercados considerados. A metodologia adequada para tal fim é a decomposição de Oaxaca-Blinder, desenvolvida por Oaxaca (1973) e Blinder (1973).

Embora a maioria das aplicações da referida metodologia esteja concentrada na literatura de discriminação no mercado de trabalho, ela pode ser utilizada também sobre outros enfoques. Conforme destacou Jann (2008b), a decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) pode ser empregada para estudar diferenças entre grupos para qualquer variável de resultado.

Para a realização do referido procedimento, é necessário que, inicialmente, sejam estimadas equações de determinantes do rendimento, conforme apresentadas na expressão (3), a qual pode ser representada na seguinte forma matricial:

$$\ln W = X'\beta + v \quad (4)$$

em que $\ln W$ é o vetor do logaritmo natural do rendimento do indivíduo; X , a matriz de variáveis explicativas, incluindo o intercepto; e v , vetor de erros aleatórios.

A diferença do \ln do rendimento médio entre os trabalhadores da RMBH e RMS pode ser expressa como a diferença da previsão linear tomada no ponto médio dos regressores de cada grupo, conforme se segue:

$$\begin{aligned} D &= E(\ln W_{BH}) - E(\ln W_{Sal}) = \\ &= E(X'_{BH} \beta_{BH} + v) - E(X'_{Sal} \beta_{Sal} + v) \\ &= E(X_{BH})' \beta_{BH} - E(X_{Sal})' \beta_{Sal} \end{aligned} \quad (5)$$

em que $E(\beta) = \beta_i$ e $E(v_i) = 0$, por hipótese, com o índice i representando o grupo formado por trabalhadores da RMBH (BH) ou da RMS (Sal).

Para identificar a contribuição da diferença das médias dos regressores – que indicam as características produtivas dos agentes e demais aspectos ligados à sua ocupação no mercado – e da diferença dos coeficientes β_i – que são os retornos em termos de rendimentos de tais atributos – para D, Jones e Kelley (1984) e Daymont e Andrisani (1984) propuseram rearranjar a expressão (5) da seguinte forma:

$$D = [E(X_{BH}) - E(X_{Sal})] \beta_{Sal} + E(X_{Sal})'(\beta_{BH} - \beta_{Sal}) + [E(X_{BH}) - E(X_{Sal})]'(\beta_{BH} - \beta_{Sal}) \quad (6)$$

Segundo Jann (2008b), a expressão (6) é denominada “*three-fold decomposition*”, ou seja, o diferencial total entre os rendimentos dos trabalhadores da RMBH e RMS é dividido em três componentes: explicado ou efeito característica; não-explicado ou efeito preço; e termo de interação.

O primeiro termo à direita da equação (6) representa o componente explicado ou efeito característica, indicando os diferenciais de rendimento devido à diferenciação das médias dos atributos produtivos e pessoais dos trabalhadores e dos demais aspectos relacionados à sua inserção no mercado de trabalho de cada região. Aquela região mais bem dotada desses atributos e com maior oferta de empregos de qualidade em sua economia oferecerá retornos mais elevados para os respectivos trabalhadores.

Já o segundo termo é o componente não-explicado ou efeito preço, que representa uma medida de diferenciação de rendimentos entre as regiões, independentemente das respectivas médias das características do trabalho e dos atributos pessoais dos trabalhadores (produtivos e não-produtivos). Esse termo poderia estar representando uma valoração distinta dessas mesmas características e atributos entre os mercados das duas regiões. Nesse sentido, se, conforme esperado, os coeficientes da equação de rendimento para homens e mulheres da RMBH

forem realmente superiores aos encontrados nas mesmas equações para a RMS, ter-se-iam evidências de maior valoração das características e ocupações dos trabalhadores na primeira região em detrimento da segunda, independentemente das características do trabalho e dotação de atributos pessoais dos ocupados em cada região. Contudo, é importante enfatizar que, além dessa diferença de “precificação” entre as regiões, o que é chamado neste trabalho de uma *proxy* do efeito regional, o termo não-explicado também capta os potenciais efeitos das diferenças das variáveis não-observadas nas equações de rendimento, conforme ressaltado por Jann (2008b) e Scorzafave e Pazello (2007).

Por fim, o terceiro componente à direita de (6) mede a interação entre as diferenças nas médias das características de trabalho e dos atributos pessoais e as diferenças nos coeficientes entre as duas regiões.

Ainda sobre (6), ressalta-se que esta é formulada do ponto de vista dos trabalhadores da RMS, ou seja, as diferenças dos regressores entre os grupos para determinar o efeito característica são ponderadas pelos coeficientes da equação de rendimento da RMS. Similarmente, para o efeito regional, as diferenças nos coeficientes são ponderadas pelas médias das variáveis explicativas dos trabalhadores, da RMS, ou seja, tal componente mede a mudança esperada no rendimento/hora destes últimos, se eles fossem remunerados igualmente aos trabalhadores do mercado da RMBH, isto é, com os coeficientes de tal grupo.

Embora existam na literatura vários trabalhos que implementaram a decomposição de Oaxaca-Blinder, dois aspectos, principalmente em termos nacionais, não têm sido devidamente explorados: a estimativa de variâncias amostrais dos componentes da decomposição e o problema de indeterminação que surge na obtenção da parcela do termo não-explicado devido a grupos de variáveis *dummies*.

Conforme Jann (2008b), a maioria dos estudos internacionais que utilizam tal decomposição somente informa as estimativas de ponto dos coeficientes, sem fazer qualquer menção às variâncias amostrais e erros-padrão. Exceções podem ser encontradas em trabalhos como Oaxaca e Ransom (1998); Hoxby e Oaxaca

(2001); Heinrichs e Kennedy (2007) e Lin (2007). Em termos de literatura nacional, esse aspecto se encontra pouco explorado.

Os procedimentos para a obtenção de estimativas consistentes e não-viesadas de erros-padrão dos resultados da decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) podem ser encontrados em Jann (2008a). Dessa forma, torna-se possível analisar os resultados da decomposição através não só das estimativas de ponto para os diferenciais encontrados, mas também das medidas de dispersão destes últimos. Conforme destacou Jann (2008b), tal possibilidade é importante, dado que, para uma adequada interpretação dos resultados da decomposição e realização de inferência estatística, torna-se indispensável obter medidas de precisão dos diferenciais encontrados.

Passando para o problema de indeterminação que surge na obtenção da parcela do termo não-explicado devido a grupos de variáveis *dummies*, tem-se que ele decorre do fato de o resultado da decomposição para os regressores categóricos depender da escolha do grupo-base, ou seja, da categoria a ser omitida (OAXACA; RANSOM, 1999; NIELSEN, 2000; HORRACE; OAXACA, 2001; YUN, 2005; SCORZAFAVE; PAZELLO, 2007). O efeito de uma variável categórica é geralmente modelado, incluindo-se, na equação a ser estimada, variáveis binárias (*dummies*), que assumem o valor 0 ou 1 para diferentes categorias, sendo uma dessas últimas, denominada grupo-base ou grupo de referência, omitida a fim de evitar problemas de multicolinearidade. (WOOLDRIDGE, 2006). Uma vez que os coeficientes associados a cada variável binária específica quantificam diferenças em comparação com o grupo-base, tais coeficientes se alteram quando o grupo de referência é modificado. Dessa forma, os resultados da decomposição do efeito preço que mede as diferenças de coeficientes entre os grupos para cada uma das variáveis *dummies* não são invariantes à escolha de diferentes grupos-base.

Conforme destacaram Oaxaca e Ransom (1999), se o objetivo é estimar apenas os efeitos totais da decomposição expressa em (6), o problema de indeterminação das variáveis *dummies* não é relevante, uma vez que tais efeitos totais são invariantes à escolha dos grupos de referência das variáveis indicadoras.

No mesmo sentido, Jann (2008b) argumentou que, para o componente explicado, a contribuição unitária e total para a decomposição de um conjunto de variáveis *dummies* representativas de determinado atributo de um indivíduo também não é afetada pela escolha do grupo-base. Contudo, para o componente não-explicado ou efeito preço, esse autor ressaltou que a mudança do grupo de referência não só altera os resultados de cada *dummy* unitária, como também modifica a contribuição total para o grupo de variáveis binárias que expressam determinado atributo.

A fim de solucionar o problema, permitindo uma interpretação com significado econômico para decomposições detalhadas na presença de variáveis binárias, Yun (2005) propôs um procedimento baseado na normalização das equações de rendimento para as estimativas dos coeficientes de decomposição. Tal procedimento consiste em estimar modelos para os grupos usando a mesma configuração no que tange às variáveis *dummies* e, então, transformar os vetores dos respectivos coeficientes estimados, de forma que eles sejam expressos em termos de desvios de um coeficiente médio para cada grupo de variáveis categóricas. Se tal transformação é aplicada nas estimativas das equações de rendimento, os resultados detalhados da decomposição de Oaxaca-Blinder, inclusive aqueles referentes às *dummies* no cálculo do efeito preço, tornam-se independentes da escolha dos grupos de referência. Yun (2005) destacou ainda que o seu procedimento é equivalente ao de se estimarem equações de rendimento, variando os grupos de referência, a fim de obter as médias das estimativas dos diversos resultados para utilizá-las na decomposição de Oaxaca-Blinder, com a vantagem de estimar apenas um conjunto de equações para os dois grupos.

Para ilustrar o procedimento de Yun (2005), considere o seguinte modelo:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \dots + \beta_{k-1} D_{k-1} + \varepsilon \quad (7)$$

em que β_0 é o intercepto; e D ($j = 1 a k$) são as variáveis *dummies* representando uma variável qualitativa com k categorias.

Admitindo a categoria k como grupo-base, o modelo (7) pode ser alternativamente formulado, conforme se segue:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \dots + \beta_{k-1} D_{k-1} + \beta_k D_k + \varepsilon \quad (8)$$

em que β_k é restringido a zero. Dado:

$$c = (\beta_1 + \dots + \beta_k) / k \quad (9)$$

e definindo:

$$\tilde{\beta}_0 = \beta_0 + c \quad e \quad \tilde{\beta}_j = \beta_j - c, \quad j = 1, \dots, k \quad (10)$$

o modelo normalizado é dado, então, por:

$$Y = \tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}_1 D_1 + \dots + \tilde{\beta}_k D_k + \varepsilon, \quad \sum_{j=1}^k \tilde{\beta}_j = 0 \quad (11)$$

Ressalta-se que o modelo normalizado é matematicamente equivalente ao original, ou seja, ambos produzem previsões idênticas.

Em relação à base de dados, essa foi formulada a partir da PNAD para o ano de 2006, sendo a amostra utilizada constituída por homens e mulheres entre 16 e 65 anos. A escolha dessa faixa etária foi feita com base na legislação brasileira referente às idades mínimas para o trabalho e aposentadoria.

4 – RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados e discussão do presente trabalho são apresentados em duas partes. Na primeira, tem-se a análise dos determinantes do rendimento nos mercados de trabalho considerados. No segundo, o foco é apresentação e discussão do diferencial de rendimento verificado entre as RMBH e RMS.

4.1 – Determinantes da Inserção e dos Rendimentos do Trabalho nas Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador

A diferença no retorno do trabalho entre as RMBH e RMS será analisada tanto para os trabalhadores do sexo masculino quanto para aquelas do sexo feminino. Para tanto, a amostra inicial para a estimativa das equações de seleção foi constituída por pessoas na faixa etária entre 16 e 65 anos, sendo, respectivamente, 3.887 e 4.790 homens, e 4.382 e 5.587 mulheres para a RMBH e RMS. É importante destacar que, como são considerados apenas os ocupados com rendimentos positivos nas equações de rendimento, o número

de observações utilizadas nessas regressões e na decomposição dos rendimentos é menor do que aquele verificado nas equações de seleção, nas quais foram incorporados também os ocupados sem rendimento, desempregados e inativos. Dessa forma, a amostra foi reduzida para, respectivamente, 3.068 e 3.458 homens e 2.475 e 3.032 mulheres na RMBH e na RMS.

Os resultados para as equações de seleção e rendimento necessárias para a realização da decomposição do diferencial de rendimento entre os mercados de interesse se encontram nas Tabelas 1, 2 e 3.

Iniciando a análise pelas equações de seleção, observa-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 aos sinais dos coeficientes, estes se apresentaram de acordo com o esperado (Tabela 1).⁵

Para a variável renda domiciliar *per capita*, observou-se que esta diminui a probabilidade tanto dos homens quanto das mulheres de se encontrarem ocupados com rendimento positivo no trabalho principal. Isso ocorre porque, quanto maior a renda domiciliar *per capita*, menor será o incentivo e a necessidade de o indivíduo obter um trabalho remunerado. (Tabela 1).

Quanto às variáveis indicadoras de escolaridade,⁶ verificou-se, para ambos os sexos, que, quanto maior o grau de instrução, maiores as chances de o indivíduo estar trabalhando. A justificativa de tal comportamento reside no fato de o nível de escolaridade apresentar-se positivamente relacionado com as oportunidades de emprego e o acesso a rendimentos do trabalho mais elevados. (Tabela 1).

5 Os efeitos marginais apresentados nas equações de seleção indicam o impacto, em pontos percentuais, de alterações em cada um dos regressores sobre a probabilidade de interesse. Nesse sentido, tomando-se como exemplo a equação de homens para a RMBH, o efeito marginal de -0,0128 para a renda domiciliar *per capita* indica que, se tal variável aumentar em R\$100,00, a probabilidade de o indivíduo encontrar-se ocupado com rendimento positivo diminui em 1,28 ponto percentual.

6 Para uma variável binária como a escolaridade, o efeito marginal de 0,0243 indica que o fato de o trabalhador possuir mais de 11 anos de estudo aumenta as suas chances de ocupação com rendimento positivo em 2,43 pontos percentuais, quando comparado ao grupo-base (sem instrução).

Tabela 1 – Equações de Seleção por Gênero, na RMBH e RMS, 2006

Variáveis	RMBH				RMS			
	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.

Para a variável idade, verificou-se que esta segue o comportamento quadrático, resultado da depreciação normal do capital humano com a idade. Em relação às variáveis indicadoras de posição no domicílio, percebe-se que, enquanto não se observou para os homens diferença significativa entre os chefes e os cônjuges

no que tange à probabilidade de estarem ocupados, o mesmo não se verificou para as mulheres. Isso pode ser explicado pelo fato de que, geralmente, as mulheres assumem com maior intensidade o papel secundário no provimento da renda domiciliar, em comparação com os homens, uma vez que as atividades no lar

encontram-se tradicionalmente mais associadas às mulheres. (Tabela 1).

Em relação à presença de filhos pequenos, observou-se para tal variável comportamento distinto entre os sexos no que tange ao seu impacto sobre a probabilidade de estar ocupado. A explicação do sinal negativo para as mulheres pode ser associada ao fato de a educação e os cuidados das crianças ainda serem atividades tipicamente femininas, conforme ressaltado por Sanches e Gebrim (2003). No entanto, a presença de filhos pequenos acaba por pressionar ainda mais os homens no sentido de proverem o sustento do domicílio, impulsionando-os, conseqüentemente, para o mercado de trabalho.

Quanto ao impacto da raça sobre a probabilidade de estar ocupado no mercado de trabalho, verificou-se, de maneira geral, que o seu efeito não é importante para a probabilidade estimada, exceto para as mulheres na RMBH. Para essa região, tal fato pode estar refletindo a maior necessidade de trabalhar das mulheres negras em virtude de, geralmente, elas se situarem em classes sociais mais baixas do que as brancas.

Passando para os determinantes dos rendimentos, observou-se que a grande maioria das variáveis foi significativa a 1%, ressaltando a importância de tais regressores para a explicação do regressando em questão. Destaca-se que a razão inversa de Mills (λ) foi significativa a 10% em três das quatro equações de rendimento estimadas, ressaltando a importância da inclusão de tal variável para se eliminar o problema de seleção amostral. Em relação aos sinais dos coeficientes, estes se apresentaram de acordo com o esperado. (Tabelas 2 e 3).

No que tange aos efeitos marginais para a variável 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 nos mercados de trabalho analisados. Nas quatro regressões, o efeito marginal da educação foi positivo e crescente, ou seja, partindo do grupo-base formado pelos trabalhadores sem nenhum grau de instrução 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. (Tabelas 2 e 3).⁷

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. Dessa forma, o impacto da idade sobre o rendimento mostrou-se positivo, porém decrescente, até o ponto de máximo da parábola formada pela relação entre essas duas variáveis, a partir do qual o referido impacto se torna negativo.

Para a variável raça, observou-se, nos dois 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.

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, enquanto os maiores rendimentos se concentraram nos serviços na RMBH, 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, são inexpressivos, 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, tem-se que a informalidade diminuiu os rendimentos dos trabalhadores, conforme pôde ser verificado

⁷ Efeitos marginais calculados conforme metodologia proposta por Hoffmann e Kassouf (2005).

Tabela 2 – 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	-
λ	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. ciênc. 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.

pelo coeficiente negativo e significativo da *dummy* empregado sem carteira nas quatro 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, verificou-se que ele, ainda que formal, apresentou menores rendimentos, quando comparado com os demais empregados com carteira assinada, sendo, respectivamente, 9% e 27% inferior ao grupo de referência nas equações

das mulheres 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. Quanto às posições nas ocupações de maior remuneração, estas foram as dos militares, 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

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

Tabela 3 – 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	-0,2495	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	–
λ	-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. ciênc. 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.

empresas e de estabelecimentos comerciais e serviços. (Tabelas 2 e 3).

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.

4.2 – Diferencial do Rendimento do Trabalho entre a Região Metropolitana de Belo Horizonte e Salvador: Magnitude e Análise dos seus Principais Componentes

Uma vez estimadas as equações de seleção e rendimento para os homens e mulheres nos mercados de trabalho considerados, torna-se possível realizar a decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), conforme descrito na metodologia.⁹ O objetivo é estimar o efeito das diferenças regionais sobre o mercado de trabalho da RMBH e RMS. Além das

⁹ Para operacionalizar a decomposição, utilizou-se a rotina Oaxaca do software Stata 9.2.

estimativas dos coeficientes da decomposição, tal pacote fornece os respectivos desvios-padrão e normaliza as equações de rendimento de forma a resolver o problema da indeterminação dessa metodologia associado a variáveis qualitativas. Os diferenciais de rendimento entre as regiões foram analisados tanto para homens quanto para mulheres, a fim de permitir também a comparação de tal aspecto entre os trabalhadores de sexos opostos. Os resultados para os homens encontram-se na Tabela 4, enquanto os referentes às mulheres estão dispostos na Tabela 5.

Confirmando os resultados encontrados por Cavalieri e Fernandes (1998), verificou-se que o rendimento/hora na RMBH é superior ao encontrado na RMS em 19,53% para os homens e 19,36% para as mulheres.

Decompondo os diferenciais de rendimentos médios das duas regiões, observou-se que tanto o efeito característica quanto o efeito regional atuaram no sentido de aumentar o referido diferencial entre os homens e as mulheres.

O primeiro efeito, estatisticamente significativo a 5% em ambos os sexos, contribuiu, respectivamente, em 51,34% e 50,62% para o diferencial total entre os mercados considerados para homens e mulheres. Dito de outra forma, a parcela do diferencial de rendimento¹⁰ entre a RMBH e a RMS atribuível às diferenças nas distribuições de atributos dos ocupados e nas características do trabalho em cada uma das regiões fez que os trabalhadores (trabalhadoras) do primeiro mercado recebessem 9,59% (9,37%) a mais do que aqueles inseridos no segundo mercado. Já o efeito regional, estatisticamente significativo a 1% em homens e mulheres, foi responsável por 64,81% no primeiro grupo e 73,78% no segundo, do hiato do logaritmo do rendimento/hora médio entre a RMBH e a RMS. Isso significa que as diferentes dimensões, complexidades e aspectos dos mercados de trabalho dessas regiões fazem que o retorno médio do trabalho seja superior na RMBH, comparativamente à RMS, em 12,25% (13,95%) para os trabalhadores (trabalhadoras). (Tabelas 4 e 5).

¹⁰ Os valores apresentados são calculados a partir do *antilog* dos coeficientes.

Procedendo-se, agora, a uma análise detalhada por grupos de variáveis para a decomposição realizada, no que tange ao efeito característica, foram significativas a pelo menos 10%, para ambos os sexos, apenas as *dummies* referentes à raça e posição na ocupação.

A explicação para o fato de as variáveis referentes à cor do trabalhador ter fornecido a principal contribuição do efeito característica para o diferencial de rendimento entre a RMBH e a RMS deve-se à existência de uma proporção bem maior de ocupados da raça branca no primeiro mercado, ao mesmo tempo que a proporção de negros é bem superior no segundo mercado.¹¹ Uma vez que os rendimentos do primeiro grupo são comparativamente maiores do que os do segundo grupo (Tabelas 2 e 3), verificou-se que as diferenças na composição dos grupos raciais nas duas regiões, tudo o mais constante, fizeram que os trabalhadores da RMBH percebessem um rendimento/hora 5,15% (4,26%) maior do que aquele recebido por uma pessoa ocupada do sexo masculino (feminino) na RMS. (Tabelas 4 e 5).

Já em relação ao grupo de variáveis categóricas relativas à posição na ocupação, observou-se que, de maneira geral, os trabalhadores da RMBH, em comparação com aqueles da RMS, estão mais concentrados nas posições de maior remuneração (empregados com carteira, militares e estatutários e empregadores) e, em menor número, naquelas cujo retorno do trabalho é menor (empregados sem carteira, trabalho doméstico e conta-própria). Nesse sentido, enquanto a porcentagem de trabalhadores (trabalhadoras) no primeiro e no segundo grupo na RMBH é de, respectivamente, 62,7% (50%) e 37,3% (50%), na RMS, tal porcentagem entre os trabalhadores (trabalhadoras) é de 57,7% (43,2%) para aqueles (aquelas) do primeiro grupo e 42,3% (56,8%) para aqueles (aquelas) do segundo grupo. Em razão disso, na RMBH, os homens ganham, em média, 1,93% a mais do que na RMS, sendo esse valor de 2,20% entre as mulheres.

¹¹ Para a amostra utilizada, na RMBH, entre os homens, 42,5% declararam-se brancos e 12,1% disseram ser negros. Já na RMS, a predominância é de negros (32,1%) em relação a brancos (15,4%). Entre as mulheres a mesma tendência é verificada: enquanto a proporção de brancas e negras na RMBH é de, respectivamente, 45,2% e 11,7%, para a RMS a predominância é de mulheres negras (30%) sobre as brancas (17%).

Tabela 4 – Decomposição da Diferença do Logaritmo do Rendimento/Hora entre as RMBH e RMS para os Trabalhadores do Sexo Masculino, em 2006

Diferencial do valor esperado do logaritmo do rendimento/hora	Coefficientes	D.P.	Est "t"	P> t	Rendimento hora
RMBH	1,3948	0,0283	49,2400	0,0000	4,0343
RMS	1,2164	0,0289	42,1200	0,0000	3,3751
Diferença	0,1784	0,0405	4,4100	0,0000	1,1953
Efeito Característica					% Diferença
Escolaridade	-0,0022	0,0189	-0,1200	0,9070	-1,24
Idade	0,0011	0,0053	0,2000	0,8400	0,60
Raça	0,0502	0,0098	5,1100	0,0000	28,15
Posição na ocupação	0,0191	0,0062	3,0800	0,0020	10,71
Setor de atividade	0,0051	0,0038	1,3600	0,1730	2,87
Tipo de ocupação	0,0183	0,0112	1,6300	0,1040	10,24
Total	0,0916	0,0383	2,3900	0,0170	51,34
Efeito Regional					
Escolaridade	0,0323	0,0147	2,2000	0,0280	18,08
Idade	0,4245	0,1729	2,4500	0,0140	237,93
Raça	0,0032	0,0083	0,3800	0,7010	1,78
Posição na ocupação	0,0485	0,0372	1,3000	0,1930	27,18
Setor de atividade	0,0268	0,0300	0,9000	0,3710	15,03
Tipo de ocupação	-0,0208	0,0323	-0,6400	0,5210	-11,64
Intercepto	-0,3988	0,1885	-2,1200	0,0350	-223,55
Total	0,1156	0,0198	5,8400	0,0000	64,81
Interação entre os dois efeitos					
Escolaridade	-0,0005	0,0042	-0,1300	0,8970	-0,30
Idade	-0,0013	0,0025	-0,5100	0,6080	-0,71
Raça	-0,0143	0,0120	-1,1900	0,2350	-7,99
Posição na ocupação	-0,0113	0,0039	-2,9200	0,0040	-6,34
Setor de atividade	-0,0035	0,0035	-1,0100	0,3110	-1,99
Tipo de ocupação	0,0021	0,0026	0,8200	0,4130	1,19
Total	-0,0288	0,0137	-2,1000	0,0360	-16,14

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Passando para o detalhamento do efeito regional por grupo de variáveis para os homens, verificou-se que foram estatisticamente significativas a 5% as *dummies* relativas à escolaridade e à idade dos trabalhadores. No primeiro caso, notou-se que, em média, os ocupados do sexo masculino na RMBH, tudo o mais constante, recebiam, em média, 3,28% a mais pelos seus anos de estudo formal do que aqueles inseridos na RMS. Já com relação à variável idade,

entendida como uma *proxy* da experiência no mercado de trabalho e cuja contribuição para o diferencial total (237,93%) foi a mais importante entre todas as demais, teve-se que a diferença de remuneração de tal atributo entre as regiões foi responsável, tudo o mais constante, pelo recebimento de um rendimento/hora 52,88% maior na RMBH diante do verificado na RMS. (Tabela 4). Essa maior remuneração dos atributos produtivos educação e idade na RMBH pode estar

Tabela 5 – Decomposição da Diferença do Logaritmo do Rendimento/Hora entre as RMBH e RMS para os Trabalhadores do Sexo Feminino, em 2006

Diferencial do valor esperado do logaritmo do rendimento/hora	Coefficientes	D.P.	Est "t"	P> t	Rendimento hora
RMBH	1,1933	0,0320	37,2900	0,0000	3,2980
RMS	1,0164	0,0295	34,4500	0,0000	2,7631
Diferença	0,1770	0,0435	4,0700	0,0000	1,1936
Efeito Característica					% Diferença
Escolaridade	0,0156	0,0184	0,8500	0,3970	8,81
Idade	-0,0056	0,0038	-1,4600	0,1460	-3,16
Raça	0,0417	0,0101	4,1300	0,0000	23,57
Posição na ocupação	0,0218	0,0093	2,3500	0,0190	12,31
Setor de atividade	0,0027	0,0040	0,6800	0,4940	1,55
Tipo de ocupação	0,0134	0,0087	1,5300	0,1260	7,55
Total	0,0896	0,0378	2,3700	0,0180	50,62
Efeito Regional					
Escolaridade	0,0230	0,0220	1,0400	0,2970	13,00
Idade	0,1068	0,2082	0,5100	0,6080	60,36
Raça	-0,0050	0,0082	-0,6100	0,5440	-2,81
Posição na ocupação	0,0163	0,0216	0,7500	0,4520	9,20
Setor de atividade	-0,0527	0,0513	-1,0300	0,3050	-29,76
Tipo de ocupação	0,0511	0,0323	1,5900	0,1130	28,90
Intercepto	-0,0091	0,2359	-0,0400	0,9690	-5,12
Total	0,1306	0,0279	4,6700	0,0000	73,78
Interação entre os dois efeitos					
Escolaridade	-0,0001	0,0041	-0,0300	0,9730	-0,08
Idade	-0,0006	0,0011	-0,5500	0,5850	-0,35
Raça	-0,0150	0,0142	-1,0600	0,2890	-8,50
Posição na ocupação	-0,0125	0,0056	-2,2100	0,0270	-7,05
Setor de atividade	-0,0066	0,0040	-1,6500	0,0990	-3,76
Tipo de ocupação	-0,0083	0,0040	-2,0600	0,0400	-4,67
Total	-0,0432	0,0161	-2,6800	0,0080	-24,41

Fonte: Resultados da Pesquisa.

refletindo dois aspectos dos mercados de trabalho regionais: i) a maior concentração econômica e aglomeração das atividades produtivas na RMBH tende a fazer com que o seu mercado de trabalho remunere mais os seus ocupados do que aqueles inseridos na RMS. Além disso, o maior dinamismo da economia da RMBH pode, de certa forma, estar influenciando na maior remuneração do atributo idade, uma vez que os anos de experiência no mercado de trabalho de

tal região tendem a acrescentar mais produtividade ao trabalhador do que aqueles adquiridos na RMS; ii) a existência, de maneira geral, de maior número de empregos formais e de ocupações mais qualificadas na RMBH, em comparação com a RMS, pode estar fazendo que os atributos em questão sejam mais necessários para o desempenho das atividades no primeiro mercado, sendo dessa forma, portanto, mais bem remunerados.

Ainda sobre o efeito regional dos trabalhadores, observou-se que a diferença entre o intercepto das duas regiões foi significativa a 5%, respondendo por importante contribuição para o diferencial de rendimento verificado (-223,55%). Isso significa que um ocupado do sexo masculino sem instrução e experiência, branco, trabalhando na indústria com carteira assinada, nos demais tipos de ocupação, mantidas as demais características constantes, seria mais bem remunerado no mercado de trabalho da RMS, em comparação com a RMBH. Contudo, deve-se destacar que, conforme Wooldridge (2006), o intercepto, na maioria das vezes, não apresenta significado econômico preciso, sendo o foco da análise geralmente centrado nos coeficientes das variáveis explicativas consideradas. Nesse sentido, uma vez que o intercepto neste trabalho consideraria também idade igual a zero, inexistente na base de dados utilizada, além de um conjunto de características pouco expressivo na amostra, tal parâmetro é entendido aqui mais como componente matemático para o cálculo do diferencial total de rendimentos entre as regiões do que como fator importante de distinção entre os dois mercados metropolitanos.

Quanto ao termo de interação, embora ele tenha sido também significativo a 5%, sua contribuição para o diferencial de rendimento regional (-16,14%) mostrou-se bem menor do que os outros dois efeitos, provocando pequena redução do hiato (-2,84%) em favor da RMS.

Em relação ao detalhamento do efeito regional para as mulheres, verificou-se que, embora tal efeito tenha sido altamente significativo no agregado, o mesmo não aconteceu com os coeficientes de decomposição por grupos de variáveis, em razão da ocorrência de elevados desvios-padrão associados às suas estimativas. Feita tal ressalva, observou-se que, assim como ocorreria entre os homens, a variável de maior importância para o efeito regional foi novamente a idade, contribuindo para aumentar o diferencial de rendimento/hora médio em favor da RMBH em cerca de 11%. No que tange ao termo de interação, também para as mulheres, ele foi significativo, agora a 1%, mostrando-se, contudo, de menor importância para a explicação do hiato de rendimento entre as regiões metropolitanas, em comparação com a contribuição fornecida pelos

efeitos característica e regional. O impacto do termo de interação entre as mulheres é diminuir o hiato em favor da RMBH em -4,23%. (Tabela 5).

5 – CONCLUSÃO

A diferença no nível de desenvolvimento econômico entre as regiões brasileiras, notadamente no que tange às regiões Sudeste e Nordeste, suscita a possibilidade da existência de diferenciais de rendimento do trabalho entre as duas. Nesse sentido, o presente trabalho quantificou em termos médios, o valor da diferença entre o retorno do trabalho auferido na RMBH e aquele verificado na RMS, destacando os principais aspectos que causam a ocorrência de tal hiato entre as duas regiões consideradas.

Os resultados encontrados indicaram que, conforme o esperado, o rendimento/hora do trabalho mostrou-se mais elevado na RMBH em comparação ao verificado na RMS para ambos os sexos. A explicação para tal configuração entre as duas regiões refletiu a combinação de dois aspectos. O primeiro referiu-se à situação de os trabalhadores da RMBH receberem mais por possuírem maior dotação dos atributos pessoais mais valorizados no mercado de trabalho, principalmente no que tange à raça, e por se depararem com características de trabalho mais favoráveis do que as verificadas na RMS. Em relação ao atributo raça, observou-se que, embora a discriminação racial estivesse presente nos dois mercados, o seu impacto foi maior na RMS, pelo fato de esta região apresentar maior proporção de negros entre os ocupados. Quanto ao segundo aspecto, este diz respeito ao fato de a maior concentração e aglomeração econômica da RMBH remunerar mais os mesmos atributos produtivos, notadamente educação e idade, no mercado de trabalho, em comparação com a RMS.

Em termos de políticas públicas e no que tange ao diferencial de rendimento na RMS, podem-se sugerir ações voltadas para o aumento do dinamismo econômico dessa região, como investimentos públicos e concessão de crédito subsidiado para atividades produtivas, entre outras, com o intuito de elevar os seus níveis de rendimento. Contudo, uma vez que a reestruturação produtiva da década 1990 afetou todos os mercados de trabalho do país e que

a precariedade nesses últimos é, de maneira geral, uma característica estrutural comum a todos eles, é necessário que as políticas voltadas para a melhoria das condições de trabalho e rendimento sejam direcionadas para todo o país.

ABSTRACT

This study quantified and explained the difference in income per hour of work between the metropolitan regions of Belo Horizonte and Salvador. The choice of these two regions was due to the interest in verifying how the difference of economic dynamism between the regions would be impacting the return earned on the labor market. The method employed was the Blinder-Oaxaca (1973) to decompose the differential in the income between these two regions of interest. The results showed that as expected, the income per hour in the metropolitan region of Belo Horizonte (RMBH) were on average higher than those found in the metropolitan region of Salvador (RMS), due to greater economic concentration and agglomeration of the first region when compared to the second.

KEY WORDS

Income Gap. Metropolitan Region of Belo Horizonte. Metropolitan Region of Salvador. Blinder-Oaxaca Decomposition.

REFERÊNCIAS

- BECKER, G. S. Investment in human capital: a theoretical analysis: part 2. **Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 9-49, 1962.
- BERNDT, E. R. **The practice of econometrics classic and contemporary**. 8. ed. Boston: Addison-Wesley, 1996. 702 p.
- BINDER, D. A. On the variances of asymptotically normal estimators from complex survey. **International Statistical Review**, v. 51, n. 3, p. 279-292, Dec. 1983.
- BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **Journal of Human Resources**, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.
- BRAGA, T. S.; RODARTE, M. 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.
- CAMPANTE, F. R.; CRESPO, A. R. V.; LEITE, P. G. Desigualdade salarial entre raças no mercado de trabalho urbano brasileiro: aspectos regionais. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 2, p. 185-210, abr./jun. 2004.
- CAVALIERI, C. H.; FERNANDES, R. 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, 1998.
- CIRINO, J. F. **Participação feminina e rendimento no mercado de trabalho: análises de decomposição para o Brasil e as Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador**. 2008. 188 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2008.
- DAYMONT, T. N.; ANDRISANI, P. J. Job preferences, college major, and the gender gap in earnings. **Journal of Human Resources**, v. 19, n. 3, p. 408-428, Summer 1984.
- DIEESE. **Mercado de trabalho metropolitano em 2008**. Disponível em: <<http://www.dieese.org.br/ped/metropolitana/pedmetropolitanaAnual2008.pdf>>. Acesso em: 23 set. 2009.
- _____. **O mercado de trabalho metropolitano 1998-2005: estrutura e dinâmica nas seis regiões brasileiras do Sistema PED**. Disponível em: <http://www.seade.gov.br/produtos/ped/metropolitana/pdfs/analise_fev2007.pdf>. Acesso em: 8 dez. 2007.
- _____. **Pesquisa de emprego e desemprego**. Disponível em: <<http://www.dieese.org.br/ped/ped.xml>>. Acesso em: 20 out. 2008.
- GIUBERTI, A. C.; MENEZES-FILHO, N. Discriminação de rendimentos por gênero: uma comparação entre

o Brasil e os Estados Unidos. **Economia Aplicada**,
Ribeirão Preto, v. 9, n. 3, p. 369-383, jul./set. 2005.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias
as a specification error. **Econometrica**,
v. 47, n. 1, p. 153-161, Jan. 1979.

HEINRICHS, J.; KENNEDY, P. A computational
trick for calculating the Blinder-Oaxaca
decomposition and its standard error. **Economics
Bulletin**, v. 3, n. 66, p. 1-7, 2007.

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

HORRACE, W. C.; OAXACA, R. L. Inter-industry
wage differentials and the gender wage gap: an
identification problem. **Industrial and Labor Relations
Review**, v. 54, n. 3, p. 611-618, Apr. 2001.

IBGE. **Banco de dados agregados: SIDRA:**
Sistema IBGE de Recuperação Automática.
Disponível em: <[http://www.sidra.ibge.gov.br/
pnad/default.asp](http://www.sidra.ibge.gov.br/pnad/default.asp)>. Acesso em: 10 nov. 2007.

JANN, B. Standard errors for the Blinder-Oaxaca
decomposition. In: GERMAN STATA USERS GROUP
MEETING, 3., 2005, Berlin. **Proceedings...** [S.l.], 2005.
Disponível em: <[http://repec.org/dsug2005/oaxaca_
se_handout.pdf](http://repec.org/dsug2005/oaxaca_se_handout.pdf)>. Acesso em: 15 Sept. 2008a.

_____. **A stata implementation of the Blinder-
Oaxaca decomposition**. Zurich: ETH Zurich
Sociology, 2008b. (Working Paper, n. 5).

JONES, F. L.; KELLEY, J. Decomposing differences
between groups. A cautionary note on measuring
discrimination. **Sociological Methods and
Research**, v. 12, n. 3, p. 323-343, Feb. 1984.

KASSOUF, A. Retornos à escolaridade e ao
treinamento nos setores urbano e rural do Brasil.
Revista de Economia e Sociologia 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, Apr./Oct.1994.

LIN, E. S. On the standard errors of Oaxaca-
type decompositions for inter-industry
gender wage differentials. **Economics
Bulletin**, v. 10, n. 6, p. 1-11, 2007.

MATOS, R. S.; MACHADO, A. F. Diferencial de
rendimento por cor e sexo no Brasil (1987-2001).
Econômica, v. 8, n. 1, p. 5-27, jun. 2006.

MENEZES, W. F.; FERNANDEZ, J. C.; DEDECCA, C.
Diferenciações regionais de rendimentos do trabalho:
uma análise das regiões metropolitanas de São
Paulo e Salvador. **Revista Estudos Econômicos**,
São Paulo, v. 35, n. 2, p. 271-296, abr./jun. 2005.

MINCER, J. **Schooling, experience, and
earnings**. New York: National Bureau of Economic
Research: Columbia University, 1974. 152 p.

NIELSEN, H. S. Wage discrimination in Zambia: an
extension of the Oaxaca-Blinder decomposition. **Applied
Economics Letters**, v. 7, n. 6, p. 405-408, Jun. 2000.

OAXACA, R. L. Male-female differentials in
urban labor market. **International Economic
Review**, v. 14, n. 3, p. 693-709, Oct. 1973.

OAXACA, R. L.; RANSOM, M. R. Calculation of
approximate variances for wage decomposition
differentials. **Journal of Economic and Social
Measurement**, v. 24, n. 1, p. 55-61, 1998.

_____. Identification in detailed wage
decomposition. **The Review of Economics and
Statistics**, v. 81, n. 1, p. 154-157, Feb. 1999.

SANCHES, S.; GEBRIM, V. L. M. O trabalho da mulher
e as negociações coletivas. **Estudos Avançados**,
São Paulo, v. 17, n. 49, p. 99-116, set./dez. 2003.

SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. **American
Economic Review**, v. 51, n. 1, p. 1-17, Mar. 1961.

SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES-FILHO, N. A. Impacto da participação das mulheres na evolução da distribuição de renda no trabalho no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 35, n. 2, p. 245-266, ago. 2005.

SCORZAFAVE, L. G.; PAZELLO, E. T. Using normalized equations to solve the indetermination problem in the Oaxaca-Blinder decomposition: an application to the gender wage gap in Brazil. **Revista Brasileira de Econometria**, Rio de Janeiro, v. 61, n. 4, p. 535-548, Oct./Dec. 2007.

SILVA, P. L. N.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. 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.

SKINNER, C. J.; HOLT, D.; SMITH, T. M. F. **Analysis of complex surveys**. Chichester: John Wiley & Sons, 1989. 309 p.

SOARES, S. S. D. **O perfil da discriminação no mercado de trabalho**: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. (Texto para Discussão, n. 769).

STANLEY, T. D.; JARREL, S. B. Gender wage discrimination bias?: a meta-regression analysis. **Journal of Human Resources**, v. 33, n. 4, p. 947-973, Sept. 1998.

VERBEEK, M. **A guide to modern econometrics**. Chichester: John Wiley & Sons, 2000. 384 p.

WEICHELBAUMER, D.; WINTER-EBMER, R. **A meta-analysis of the international gender gap**. Vienna: Institute for Advanced Studies, 2003. (Economic Series, n. 143).

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006. 684 p.

YUN, M. S. A simple solution to the identification problem in detailed wage decompositions. **Economic Inquiry**, v. 43, n. 4, p. 766-772, Oct. 2005

Recebido para publicação em 12.05.2010

