

JADER FERNANDES CIRINO

**PARTICIPAÇÃO FEMININA E RENDIMENTO NO MERCADO DE
TRABALHO: ANÁLISES DE DECOMPOSIÇÃO PARA O BRASIL
E AS REGIÕES METROPOLITANAS DE BELO HORIZONTE
E SALVADOR**

Tese apresentada à Universidade
Federal de Viçosa, como parte das
exigências do Programa de Pós-
Graduação em Economia Aplicada,
para obtenção do título de *Doctor
Scientiae*.

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL
2008

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

C578p
2008

Cirino, Jader Fernandes, 1980-
Participação feminina e rendimento no mercado de
trabalho: análises de decomposição para o Brasil e as regiões
metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador
/ Jader Fernandes Cirino – Viçosa, MG, 2008.
xvii, 188f. : il. (algumas col.) ; 29cm.

Inclui anexos.

Orientador: João Eustáquio de Lima.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 162-171.

1. Mulheres - Emprego - Brasil. 2. Mercado de trabalho.
3. Força de trabalho. 4. Produtividade do trabalho.
I. Universidade Federal de Viçosa. II. Título.

CDD 22.ed. 331.40981

JADER FERNANDES CIRINO

**PARTICIPAÇÃO FEMININA E RENDIMENTO NO MERCADO DE
TRABALHO: ANÁLISES DE DECOMPOSIÇÃO PARA O BRASIL
E AS REGIÕES METROPOLITANAS DE BELO HORIZONTE
E SALVADOR**

Tese apresentada à Universidade
Federal de Viçosa, como parte das
exigências do Programa de Pós-
Graduação em Economia Aplicada,
para obtenção do título de *Doctor
Scientiae*.

APROVADA: 10 de novembro de 2008.

Prof^a Ana Flávia Machado

Prof. Aldenôr Gomes da Silva

Prof^a Rosa Maria Oliveira Fontes

Prof^a Viviani Silva Lírío
(Co-orientador)

Prof. João Eustáquio de Lima
(Orientador)

A todas as profissionais, donas de casa, esposas e mães brasileiras cuja competência e amor ajudam a construir a nação ao mesmo tempo que tornam os nossos dias mais felizes e harmoniosos.

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar a Deus, que está sempre protegendo e iluminando o meu caminho.

Ao meu padroeiro São Judas Tadeu, pela sua intervenção providencial nos momentos difíceis do Doutorado.

Aos meus pais Jainor e Dôra, pelo empenho, pelo apoio, pela dedicação, pelo carinho e pelo amor com que me fizeram chegar até aqui.

À minha esposa Patrícia, pelo amor, pela compreensão, pela ternura e pelo suporte durante todos os maravilhosos dias que temos passado juntos.

Ao meu orientador, padrinho de casamento e, sobretudo, amigo João Eustáquio de Lima, cujo exemplo de docente eu levarei comigo para o resto da vida. Professor, foi uma imensa honra para mim que tenhamos trabalhado junto no Mestrado e no Doutorado.

Aos membros da Banca Examinadora Ana Flávia Machado, Rosa Maria Olivera Fontes, Viviane Silva Lório e Aldenôr Gomes da Silva, pelas importantes contribuições, as quais foram incorporadas na versão definitiva desta tese.

À Universidade Federal de Viçosa, pela oportunidade de realização do Curso.

Aos professores e funcionários do Departamento de Economia Rural, por, direta ou indiretamente, terem prestado importantes contribuições para a realização deste trabalho. Em especial, aos Professores Alexandre Bragança Coelho e Viviani Silva Lírio, pela participação como conselheiros no meu Comitê de Orientação, e às funcionárias Carminha e Cida, sempre solícitas e com um sorriso no rosto quando eu precisava da ajuda e suporte delas.

À pesquisadora do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística Vandeli dos Santos Guerra, cujo suporte para a elaboração criteriosa da base de dados utilizada neste trabalho foi fundamental para a precisão e confiabilidade dos resultados.

Ao CNPq e à CAPES, pelo financiamento deste estudo.

A todos, não citados nominalmente, mas que de alguma forma me ajudaram na elaboração desta tese.

BIOGRAFIA

JADER FERNANDES CIRINO, filho de Jainor Cirino Júnior e Maria Auxiliadora Fernandes Cirino, nasceu em 30 de agosto de 1980, considerando-se natural de Santos Dumont, MG.

Em março de 2004, graduou-se em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de São João del Rei, ingressando, nessa mesma data, no Programa de Pós-Graduação, em nível de Mestrado, em Economia Aplicada do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV), submetendo-se à defesa da dissertação em 02 de dezembro de 2005.

Em novembro de 2005, foi selecionado para ingressar, no primeiro semestre de 2006, no Programa de Pós-Graduação, em nível de Doutorado, em Economia Aplicada do Departamento de Economia Rural da UFV, submetendo-se à defesa da tese em 10 de novembro de 2008.

Desde dezembro de 2008 é Professor Adjunto na área de Economia da UFV Campus Rio Paranaíba.

SUMÁRIO

	Página
LISTA DE TABELAS.....	viii
LISTA DE FIGURAS.....	xii
RESUMO	xiv
ABSTRACT	xvi
1. INTRODUÇÃO	1
1.1. Considerações iniciais	1
1.2. O problema e a sua importância	3
1.3. Hipótese	11
1.4. Objetivos	11
2. REFERENCIAL TEÓRICO	13
2.1. Participação no mercado de trabalho: alocação do tempo disponível entre trabalho remunerado, trabalho no lar e lazer ...	13
2.2. Os determinantes do rendimento do trabalho: Teoria do Capital Humano	21
3. METODOLOGIA	28
3.1. Modelo analítico	28
3.1.1. Decomposição da taxa de atividade feminina em diferentes grupos socioeconômicos	28
3.1.2. Determinantes da participação no mercado de trabalho: o modelo <i>Probit</i> de escolha binária.....	32

	Página
3.1.3. Determinantes dos rendimentos no mercado de trabalho: o modelo de Seleção Amostral	38
3.1.4. Decomposição dos diferenciais de rendimento no mercado de trabalho brasileiro	44
3.2. Fonte de dados	53
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	55
4.1. Características gerais dos mercados de trabalho nacional e das regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador	55
4.1.1. Características gerais do mercado de trabalho nacional	57
4.1.2. Características gerais do mercado de trabalho das regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador	70
4.2. Decomposição da taxa de atividade feminina no Brasil e nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador	88
4.3. Determinantes da participação dos trabalhadores nos mercados de trabalho brasileiro e das regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador	106
4.4. Determinantes do rendimento dos trabalhadores nos mercados de trabalho brasileiro e das regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador	117
4.5. Decomposição de rendimento por gênero no mercado de trabalho brasileiro: perfil nacional	137
4.6. Decomposição de rendimento por gênero no mercado de trabalho brasileiro: situação nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador	144
4.7. Diferenças de rendimentos do trabalho nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador	149
5. RESUMO E CONCLUSÕES	156
REFERÊNCIAS	162
ANEXOS	172
ANEXO A – ASPECTOS GERAIS RELACIONADOS À PNAD E SEU PLANO AMOSTRAL	173

LISTA DE TABELAS

	Página
1. Taxas de participação no mercado de trabalho nacional, por gênero, no período 1986-2006.....	58
2. Níveis da ocupação no mercado de trabalho nacional, por gênero, no período 1986-2006.....	59
3. Estatísticas descritivas das características produtivas dos trabalhadores ocupados e aspectos relacionados aos postos de trabalho por gênero, Brasil – 1992-2006.....	61
4. Pessoas entre 16 e 65 anos de idade, ocupadas na semana de referência, segundo o sexo, a posição na ocupação e a categoria do emprego no trabalho principal, Brasil, 1992-2006.....	66
5. Pessoas entre 16 e 65 anos de idade ocupadas na semana de referência, segundo o sexo e os grupamentos de atividade do trabalho principal – Brasil, 1992-2006.....	68
6. Taxas de participação no mercado de trabalho da RMBH e RMS, por gênero, no período 1986-2006	71
7. Níveis da ocupação no mercado de trabalho da RMBH e RMS, por gênero, no período 1986-2006	72
8. Taxas de desemprego total por gênero, nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador – 1998-2008	74

9. Estatísticas descritivas das características produtivas dos trabalhadores ocupados do sexo masculino e aspectos relacionados aos postos de trabalho na RMBH e RMS – 1992-2006	75
10. Estatísticas descritivas das características produtivas dos trabalhadores ocupados do sexo feminino e aspectos relacionados aos postos de trabalho, RMBH e RMS, 1992-2006..	76
11. Teste das médias, por gênero, das características produtivas dos trabalhadores ocupados e aspectos relacionados aos postos de trabalho, na RMBH e RMS – 1992-2006	81
12. Pessoas entre 16 e 65 anos de idade ocupadas na semana de referência, segundo o sexo, posição na ocupação e categoria do emprego no trabalho principal, na RMBH – 1992-2006.....	82
13. Pessoas entre 16 e 65 anos de idade, ocupadas na semana de referência, segundo o sexo, posição na ocupação e categoria do emprego no trabalho principal, na RMS – 1992-2006	83
14. Pessoas entre 16 e 65 anos de idade ocupadas na semana de referência, segundo o sexo e os grupamentos de atividade do trabalho principal, na RMBH – 1992-2006.....	85
15. Pessoas entre 16 e 65 anos de idade ocupadas na semana de referência, segundo o sexo e os grupamentos de atividade do trabalho principal, na RMS – 1992-2006	86
16. Decomposição da <i>TAF</i> por situação de domicílio – Brasil, 1986-2006	89
17. Decomposição da <i>TAF</i> por situação de domicílio, na RMBH – 1986-2006.....	89
18. Decomposição da <i>TAF</i> por situação de domicílio, na RMS – 1986-2006	89
19. Decomposição da <i>TAF</i> por posição no domicílio – Brasil, 1986-2006	91
20. Decomposição da <i>TAF</i> por posição no domicílio, na RMBH, 1986-2006.....	92

	Página
21. Decomposição da TAF por posição no domicílio, nas RMS – 1986-2006	92
22. Decomposição da TAF por número de filhos – Brasil, 1986-2006 .	95
23. Decomposição da TAF por número de filhos – RMBH – 1986-2006	95
24. Decomposição da TAF por número de filhos, na RMS – 1986-2006	96
25. Decomposição da TAF por idade – Brasil, 1986-2006.....	98
26. Decomposição da TAF por idade – RMBH, 1986-2006	98
27. Decomposição da TAF por idade – RMS, 1986-2006	99
28. Decomposição da TAF por raça – Brasil, 1986-2006.....	100
29. Decomposição da TAF por raça, na RMBH – 1986-2006.....	101
30. Decomposição da TAF por raça, na RMS – 1986-2006.....	102
31. Decomposição da TAF por anos de escolaridade – Brasil, 1986-2006	103
32. Decomposição da TAF por anos de escolaridade, na RMBH – 1986-2006.....	103
33. Decomposição da TAF por anos de escolaridade, na RMS – 1986-2006	104
34. Estatísticas descritivas das variáveis da equação de participação no mercado de trabalho, por gênero – Brasil, 2006.....	107
35. Estatísticas descritivas das variáveis da equação de participação no mercado de trabalho, por gênero, na RMBH e RMS, 2006	108
36. Equações de participação por gênero – Brasil, 2006.....	110
37. Equações de participação por gênero, na RMBH e RMS, 2006.....	111
38. Resultados do EPA _A nas estimações dos modelos de participação, no Brasil, na RMBH e na RMS, 2006	117

	Página
39. Estatísticas descritivas das variáveis da equação de rendimento do trabalho, por gênero – Brasil, 2006	119
40. Estatísticas descritivas das variáveis da equação de rendimento do trabalho, por gênero, na RMBH e RMS, 2006	120
41. Equações de seleção por gênero – Brasil, 2006.....	123
42. Equações de seleção por gênero, na RMBH e RMS, 2006	124
43. Equações de rendimento por gênero – Brasil, 2006	126
44. Equações de rendimento por gênero, na RMBH, 2006	127
45. Equações de rendimento por gênero, na RMS, 2006	128
46. Resultados do EPA _A das estimações das equações de seleção, no Brasil, na RMBH e na RMS, 2006	134
47. Resultados do EPA _A das estimações dos modelos de rendimento, no Brasil, na RMBH e na RMS, 2006	135
48. Decomposição da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre homens e mulheres para o mercado de trabalho brasileiro, 2006	138
49. Decomposição da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre homens e mulheres para o mercado de trabalho da RMBH, 2006	144
50. Decomposição da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre homens e mulheres para o mercado de trabalho da RMS, 2006	145
51. Decomposição da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre as RMBH e RMS para os trabalhadores do sexo masculino, em 2006	150
52. Decomposição da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre as RMBH e RMS para os trabalhadores do sexo feminino, em 2006	151
1A. Fração de amostragem e composição da amostra, segundo as Unidades da Federação e as Regiões Metropolitanas – 2006	186

LISTA DE FIGURAS

	Página
1. Alocação do tempo disponível da mulher no contexto do modelo de produção doméstica	18
2. Taxas de participação no mercado de trabalho nacional, por gênero, no período 1986-2006.....	57
3. Níveis da ocupação no mercado de trabalho nacional, por gênero, no período 1986-2006.....	58
4. Rendimento real médio/hora por gênero – Brasil, 1992-2006	63
5. Razão entre o rendimento real médio/hora das mulheres e dos homens, Brasil, 1992-2006.....	65
6. Taxas de participação no mercado de trabalho da RMBH e RMS, por gênero, no período 1986-2006	70
7. Níveis da ocupação no mercado de trabalho da RMBH e RMS, por gênero, no período 1986-2006	71
8. Rendimento familiar na RMBH e RMS – 1996-2006.....	73
9. Curvas de rendimento médio/hora, por gênero, na RMBH e RMS – 1992-2006.....	77

	Página
10. Razão do rendimento real médio/hora das mulheres em relação aos homens, na RMBH e RMS – 1992-2006	79
11. Distribuição da ocupação total por setor de atividade econômica, na RMBH – 2006.....	87
12. Distribuição da ocupação total por setor de atividade econômica, na RMS – 2006	87
13. Retornos à experiência sobre o ln (rendimento/hora) – Brasil (BR), 2006	131
14. Retornos à experiência sobre o ln (rendimento/hora), na RMBH e RMS, 2006.....	131
1A. Esquematização do plano amostral atual da PNAD	184

RESUMO

CIRINO, Jader Fernandes, D. Sc., Universidade Federal de Viçosa, novembro de 2008. **Participação feminina e rendimento no mercado de trabalho: análises de decomposição para o Brasil e as Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador**. Orientador: João Eustáquio de Lima. Co-Orientadores: Viviani Silva Lírío e Alexandre Bragança Coelho.

Neste trabalho, procurou-se determinar as principais características das mulheres que mais contribuíram para o aumento da participação feminina no mercado de trabalho nacional e das regiões metropolitanas de Belo Horizonte (RMBH) e Salvador (RMS) no período compreendido entre 1986-2006, assim como os aspectos atuais de tal participação e rendimento no ano de 2006. Para tanto, procedeu-se, inicialmente, a uma análise de decomposição univariada da taxa de atividade feminina (*TAF*), cujos resultados encontrados para o Brasil e as regiões metropolitanas foram similares, sendo a escolaridade a única variável capaz de explicar consideravelmente o aumento da participação feminina na força de trabalho. Outro aspecto importante a ser destacado foi o aumento da participação das esposas, as quais apresentaram a maior elevação da *TAF* no período. Quanto aos grupos socioeconômicos, em termos gerais as mulheres que mais contribuíram para a evolução da *TAF* global nos mercados considerados foram: as urbanas, as esposas com um filho morando no

domicílio, com 26 a 50 anos, pardas e com 9 a 11 anos de estudo. Passando-se, então, para o estudo dos aspectos atuais da participação e rendimento feminino nos mercados de trabalho considerados, verificou-se que os principais determinantes para tal participação, estimados a partir de um modelo *Probit*, foram: renda domiciliar *per capita* líquida, escolaridade, idade, posição no domicílio, presença de filhos pequenos e raça, sendo, para o Brasil, importante também as variáveis regionais. No que tange ao rendimento do trabalho das mulheres, os determinantes mais importantes, estimados a partir de um modelo de Seleção Amostral, foram: educação, idade, raça, posição na ocupação, setores de atividade e tipo de ocupação, sendo também significativas para o mercado nacional, os regressores regionais e de localização do domicílio (urbano ou rural e área metropolitana). Ressalta-se que as estimativas de todos os modelos no trabalho foram feitas através do Método da Máxima Pseudo-Verossimilhança, a fim de levar em conta as características do plano amostral da PNAD, garantindo, dessa forma, a confiabilidade das medidas de variância e dos testes de hipóteses relacionados a tais modelos. Complementando o estudo do panorama atual da inserção feminina nos mercados de trabalho analisados, realizou-se o procedimento de Oaxaca-Blinder para decompor os diferenciais de rendimento entre os sexos e entre as RMBH e RMS. Sobre essa metodologia, destaca-se que, diferentemente da maioria dos trabalhos, dois aspectos foram contemplados neste estudo: a estimativa de erros-padrão dos coeficientes da decomposição e a solução do problema de indeterminação relacionado à obtenção da parcela do termo não explicado devido à incorporação de variáveis *dummies* no modelo de rendimento. Quanto aos resultados de tal decomposição e no que tange ao diferencial de rendimento entre os sexos, verificou-se que, a despeito de as pessoas ocupadas do sexo feminino apresentarem, em termos médios, atributos produtivos superiores aos dos trabalhadores do sexo oposto, notadamente em termos de escolaridade, elas mostraram, na média, menores rendimentos/hora, confirmando a existência de certa discriminação contra elas. Quanto à decomposição regional, verificaram-se maiores rendimentos/hora na RMBH, resultado da maior concentração e aglomeração econômica de tal região quando comparada com a da RMS.

ABSTRACT

CIRINO, Jader Fernandes, D. Sc., Universidade Federal de Viçosa, November, 2008. **Female participation and income in the labor market: decomposition analysis for Brazil and the metropolitan regions of Belo Horizonte and Salvador.** Adviser: João Eustáquio de Lima. Co-Advisers: Viviani Silva Lírío and Alexandre Bragança Coelho.

This work tried to determine the main characteristics of women who have contributed most to the increase in female labor force participation in the domestic labor market and the metropolitan regions of Belo Horizonte (RMBH) and Salvador (RMS) from 1986 to 2006, as well as current aspects of such participation and income in 2006. In order to do so, a uni-variate decomposition analysis of the Female Activity Rate (TAF) was initially carried out. Results for Brazil and the metropolitan regions were similar, being the schooling level the only variable able to explain the considerable increase in female participation in the workforce. Another important aspect was the increased participation of wives, who showed the highest TAF increase in the period. As for socioeconomic groups, overall, women who contributed most to the growth of global TAF in the tested markets were urban women, wives who have one child living at home, between 26 and 50 years of age, brown and

with 9 to 11 of schooling years. The study of current aspects of female participation and income in the tested labor markets found that the main determinants of this participation estimated from a Probit model were *per capita* net household income, education, age, women's status at home, presence of young children and race, with regional variables also important for Brazil. With regard to women's earned income, the most important determinants, estimated from a sample selection model were education, age, race, position at occupation, sector of activity and type of occupation, being also significant for the domestic market, regional regressors and location of residence (urban or rural and metropolitan area). Estimates of all models in the study were calculated by the Pseudo-Maximum Likelihood Method to take into account characteristics of the PNAD sample plane, assuring reliability of variance measures and hypothesis tests related to these models. Complementing the study of the current scenario of women's insertion in the examined labor markets, the procedure Oaxaca-Blinder was carried out to decompose the different earned income between the sexes and between RMBH and RMS. In relation to this methodology, unlike most works, two aspects were considered in this study: the estimated standard errors of decomposition coefficients and solution of the uncertainty problem related to obtaining the portion of term unexplained because of the incorporation of dummy variables in the model. Regarding the results of this decomposition and the divergence in income between the sexes, it was found that, in spite of employed females have, on average, productive attributes higher than male workers, especially in terms of schooling, they showed, on average, lower income per hour, confirming the existence of some discrimination against them. The regional decomposition showed greater income per hour in RMBH resulted from a greater economic concentration and agglomeration of this region compared with RMS.

1. INTRODUÇÃO

1.1. Considerações iniciais

Um dos acontecimentos mais marcantes ocorridos no mercado de trabalho no século passado foi o significativo aumento da participação feminina na atividade econômica. Embora tal processo se tenha iniciado antes da Segunda Guerra Mundial, ele se intensificou na segunda metade do século XX, estendendo-se para quase todas as regiões do mundo. Segundo Goldin (1992), nos Estados Unidos as mulheres partiram de 18% da População Economicamente Ativa (PEA) em 1900 para 32% em 1960 e 46% em 1992.

Também no Brasil, segundo Araújo (2002), citado por Nogueira (2004), essa participação ocorreu de forma ascendente entre as décadas de 1920 e 1980, em compasso com os processos de industrialização e de urbanização observados na sociedade brasileira no período, intensificando-se nas últimas décadas. Sob esse aspecto, a taxa de participação feminina no mercado de trabalho passou de 32% em 1977 para 39% em 1989 e 43% em 1997 até atingir 46% em 2001 (SOARES; IZAKI, 2002).

Conforme destacaram Soares e Izaki (2002), esse processo de aumento da inserção feminina no mercado de trabalho apresenta dois aspectos positivos. Em primeiro lugar, reduzidas taxas de participação feminina na PEA

podem indicar a existência de ineficiência alocativa na economia, devido a uma subutilização da força de trabalho das mulheres. Nesse sentido, a Teoria Microeconômica sugere que a eliminação de restrições à utilização de algum fator produtivo, no caso o trabalho feminino, conduziria a atividade econômica para maior eficiência.

O segundo aspecto refere-se ao fato de que o bem-estar individual se eleva quando aumenta o conjunto de opções que determinada pessoa possui. Dessa forma, se a participação feminina é pouco significativa em razão de as mulheres serem impedidas de trabalhar por barreiras culturais, institucionais ou de qualquer outra espécie, então estaria ocorrendo limitação na liberdade de ação de tais agentes. Nesse sentido, a eliminação de tais barreiras conduziria ao aumento do bem-estar individual dessas mulheres e conseqüentemente, da sociedade como um todo.

Apesar dos aspectos positivos do crescimento da relevância e da representatividade da participação das mulheres na atividade econômica, essa não está isenta de problemas. Uma característica desse processo tem sido a permanência da discriminação de gênero no mercado de trabalho, através de vantagens concedidas aos homens relativas à contratação, ascensão profissional e remuneração. Nogueira (2004) destacou ainda que as mulheres têm apresentado maior participação nos postos de trabalho mais precários da economia nacional, em comparação com os homens. Entretanto, Ambrozio (2006) ressaltou que, embora as mulheres estejam sub-representadas entre as ocupações de maior remuneração média (acima de três mil reais), a sua participação também se faz presente nesses cargos (26% desses postos de trabalho, incluindo cargos de chefia em empresas e organizações, são ocupados por pessoas do sexo feminino).

Outro aspecto negativo do fenômeno em análise, destacado por Sanches e Gebrim (2003), é que o aumento da participação feminina fez que as mulheres se defrontassem com o problema de conciliar trabalho e os cuidados com os filhos e a casa, cujas responsabilidades lhe são tradicionalmente atribuídas.

Identificado o aumento da força de trabalho feminina no mercado de trabalho nacional, torna-se importante identificar os principais fatores que contribuíram para esse processo.

1.2. O problema e a sua importância

Conforme destacaram Aquino et al. (1995), até o começo da década de 1980 o trabalho feminino apresentava caráter complementar em relação ao trabalho masculino no sustento da família. Dessa forma, o trabalho das mulheres caracterizava-se predominantemente pela intermitência, baixa escolaridade e reduzida remuneração.

A partir da década de 1980, entretanto, essa posição complementar começou a mudar. O esforço do governo federal na estabilização das contas externas, na primeira metade da referida década, a inflação e a crise do Estado como produtor e empregador deprimiram os investimentos, prejudicando o Produto Interno Bruto (PIB) do país. Além disso, o Brasil, dentro de um contexto do capitalismo mundial marcado pela globalização e pela liberalização econômica, promoveu alterações na política econômica a partir do início da década de 1990, na forma de privatização e abertura comercial e financeira da economia nacional. Como resposta à introdução da concorrência externa, as empresas brasileiras iniciaram um processo de reestruturação produtiva marcado, entre outros aspectos, pelo advento de inovações tecnológicas e pela terceirização. Esses acontecimentos no mercado de trabalho nacional resultaram na elevação do desemprego e do número de trabalhadores autônomos e sem carteira assinada. Nesse sentido, ocorreu deterioração na qualidade de vida das famílias, com o aumento do desemprego do chefe do domicílio e diminuição dos salários reais na economia nacional. Dessa forma, conforme destacaram Alves et al. (1997) e Barrio e Soares (2006), as mulheres se viram obrigadas a procurar emprego como forma de suplementar ou garantir a renda familiar em uma conjuntura de aumento do desemprego. Embora esse último ponto possa parecer um paradoxo, conforme

discutido adiante, as transformações econômicas no começo da década de 1990 atingiram mais fortemente os empregos cuja participação masculina é mais expressiva do que a feminina, por exemplo na indústria.

Complementando estudos como os de Lavinás e Castro (1990) e Sedlacek e Santos (1991), que enfatizaram os aspectos econômicos como determinantes do aumento da participação das mulheres na PEA, outros trabalhos como os de Costa (1990) e Bruschini e Lombardi (1996) destacaram também outros fatores.

O primeiro deles está relacionado à industrialização de bens e ao crescimento de serviços que antes eram tipicamente domésticos – que vão desde a disponibilidade de gêneros alimentícios prontos ou semiprontos até tomar conta de crianças, velhos e doentes –, além da difusão de eletrodomésticos, que passaram a facilitar a ausência das mulheres em casa. Um segundo fator refere-se ao avanço político e organizacional das mulheres, que fortaleceram suas organizações de forma a potencializar o poder reivindicatório dos movimentos feministas em todo o mundo e no Brasil em particular. Tal avanço provocou mudança de valores em relação ao papel social da mulher, ou seja, a sua função agora não se resume apenas ao trabalho doméstico, sendo cada vez mais crescente e importante o seu trabalho no mercado. Da mesma forma que a alteração do papel feminino na sociedade, a crescente urbanização também permitiu às mulheres maior acesso a novas idéias e oportunidades.

Uma quarta explicação foi o crescimento, na década de 1980, do setor terciário tanto formal – destacando-se comércio, bancos e atividades ligadas ao setor público – quanto informal – como comércio ambulante e representação de vendas de produtos cosméticos e alimentícios. Wajnman e Perpétuo (1997) explicaram que esse setor da economia abre espaço para um perfil de emprego mais favorável às pessoas do sexo feminino, devido às suas características de maior flexibilidade e intermitência, claramente mais terceirizado e marcado por jornadas mais curtas.

Em relação à condição da mulher no domicílio, Sanches e Gebrim (2003) enfatizaram que o crescimento da chefia feminina também está relacionado ao processo de feminização do mercado de trabalho. Na realidade, tal crescimento é o resultado de dois movimentos distintos nos arranjos familiares: 1) a elevação do número de famílias monoparentais femininas ou unipessoais de mulheres, em razão da dissolução do casamento ou da simples opção das mulheres de viverem sozinhas; e 2) o aumento, ainda que tímido, do número de mulheres chefes de famílias nucleares, devido à alteração da visão do papel da mulher dentro da família, ao aumento do desemprego e à queda no rendimento do chefe da família.

Outro fator explicativo para o crescimento da participação feminina na atividade econômica está relacionado ao aumento da escolaridade das mulheres – segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), sua escolaridade passou de 3,9 anos médios de estudo em 1977 para 7 anos em 2006 –, já que esta última afeta positivamente as expectativas não só de salários, mas também de oportunidades de emprego. Relacionada a tal argumento, tem-se também como fator de elevação da participação feminina a queda da taxa de fecundidade no país, que, segundo o IBGE, passou da média de 5,8 filhos por mulher em 1970 para apenas dois filhos em 2006. Isso porque mulheres mais instruídas, com maior nível socioeconômico e voltadas para o mercado de trabalho, passaram a ter menor número de filhos, tornando-se, portanto, mais suscetíveis à atividade econômica. Nesse sentido, diversos trabalhos como o de Scorzafave e Menezes-Filho (2001 e 2006) e Soares e Izaki (2002) têm apontado o aumento do nível educacional como o fator de maior relevância para o aumento da participação feminina no mercado de trabalho.

Ainda sobre os argumentos que procuram explicar o fenômeno da elevação do número de mulheres no mercado de trabalho, é importante ressaltar dois aspectos. Primeiramente, que tais fatores não são antagônicos, mas sim complementares entre si, conforme destacaram Souza et al. (2001). Em segundo lugar, os fatores não-econômicos, que independem do ciclo de

negócios do país, representam mudança de valores em relação ao trabalho feminino, conferindo caráter de irreversibilidade ao fenômeno do crescimento de participação e importância deste último dentro da economia nacional. Dessa forma, Nogueira (2004) ressaltou que o principal destaque sobre a força de trabalho feminina nas últimas duas décadas foi a sua acentuada inserção no desempenho de atividades econômicas, a qual tem sido denominada feminização do trabalho.

Analisadas as argumentações que procuram explicar o fenômeno do aumento da participação feminina na atividade econômica, é importante ressaltar que tal inserção tem sido caracterizada por uma clara desvantagem em relação aos indivíduos do sexo oposto. Esta última pode ser percebida tanto do ponto de vista da remuneração quanto da perspectiva da qualidade do emprego.

Nesse sentido, 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, e tais trabalhos também destacaram que a tendência de desigualdade salarial entre homens e mulheres não é característica apenas do Brasil, mas, sim, mundial.

Outro aspecto relacionado à discriminação de gênero no mercado de trabalho reside no fato de as mulheres situarem-se preponderantemente nas ocupações mais vulneráveis, caracterizadas por elevado grau de informalidade e por baixos rendimentos. Nesse sentido, enquanto em 2005 32,6% das mulheres ocupadas exerciam trabalhos não-remunerados, trabalhavam na produção para o próprio consumo ou eram trabalhadoras domésticas, esse percentual era de apenas 5,1% para os homens (OIT, 2007).

Diante da importância e irreversibilidade da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro, vários estudos dentro da literatura nacional

procuraram analisar, através de metodologias alternativas, os diversos aspectos da inserção das mulheres no mercado de trabalho. Algumas pesquisas, como as de Lima (1997), Leone (1999) e Soares (2002), analisaram os determinantes dessa participação de forma predominantemente estática, através de modelos probabilísticos que procuravam explicar tal participação em função de um conjunto de variáveis de controle. Outros trabalhos, como os de Wajnman e Rios-Neto (2000), Scorzafave e Menezes-Filho (2001), Soares e Izaki (2002) e Leme e Wajnman (2003), procuraram explicar a evolução da taxa de participação ao longo do tempo, utilizando-se de análise de coortes. Uma terceira abordagem, como a empregada por Bruschini e Lombardi (1996), Wajnman et al. (1998) e Nogueira (2004), concentra-se em verificar de que forma as mulheres se inseriram no mercado de trabalho, em termos de setores da economia, faixas de rendimento e horas trabalhadas semanalmente. Uma quarta abordagem é voltada para a análise da discriminação por gênero nesse mercado, com alguns estudos, como de Soares (2000), Carvalho (2005) e Giuberti e Menezes-Filho (2005), voltados para a discriminação de rendimentos, enquanto outros, como de Ometto et al. (1999), Leme e Wajnman (2000) e Oliveira (2003), se ocupam de possível discriminação via inserção feminina em atividades econômicas mais precárias em termos de rendimento e formalidade.

Em meio ao atual estado da arte da literatura sobre a participação feminina no mercado de trabalho no Brasil, este estudo se propôs a contribuir para o avanço da compreensão do assunto em questão sob os seguintes aspectos: i) determinar quais grupos socioeconômicos de mulheres mais contribuíram para a evolução do processo de feminização do mercado de trabalho nos últimos 20 anos; ii) verificar as diferenças de rendimento por gênero, através da decomposição de Oaxaca-Blinder, desenvolvida por Oaxaca (1973) e Blinder (1973); e iii) realizar as análises propostas também em nível regional, mais especificamente para as Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador. Em relação ao primeiro aspecto, verificou-se que tal

tipo de abordagem tem sido pouco explorado na literatura nacional¹, não havendo muitos estudos dessa natureza de caráter regional. Quanto ao segundo, embora existam vários artigos que já utilizaram a referida decomposição para o caso brasileiro, nenhum deles tem explorado devidamente os seguintes pontos: a estimativa de variâncias amostrais dos componentes da decomposição e o problema de indeterminação² que surge na obtenção de uma decomposição detalhada por grupo de variáveis na presença de *dummies*³. Ainda sobre a decomposição de Oaxaca-Blinder, ressalta-se que ela será utilizada não apenas para explicar o diferencial de rendimentos entre os sexos, mas também entre as RMBH e RMS, sendo tal aplicação pouco difundida na literatura. Por fim, o terceiro aspecto surgiu da necessidade de aprofundamento do estudo da participação feminina no mercado de trabalho nas regiões metropolitanas citadas, em virtude da carência de estudos da natureza deste trabalho nas regiões supracitadas.

Em relação à escolha da Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH) e da Região Metropolitana de Salvador (RMS), ela foi motivada, além da necessidade de se aprofundarem os estudos desta natureza dessas regiões, pela importância da participação feminina nos respectivos mercados de trabalho. De acordo com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), enquanto a taxa de atividade das mulheres com 10 anos ou mais no Brasil era de 48,9% em 2001 e 52,6% em 2006, na RMBH era de 51,9% em 2001 e 58,2% em 2006 (IBGE, 2007b). Da mesma maneira, as referidas taxas da RMS (53,4% em 2001 e 57,6% em 2006) também se encontravam acima das taxas nacionais. Outro aspecto interessante para a análise dessas duas regiões reside nas características distintas de suas economias.

A RMBH é composta por 34 municípios, abrangendo uma área de 9.459,1 km², com população de 4.786.369 habitantes em 2004 (IBGE, 2007c).

¹ Em nível nacional, podem ser citados os artigos de Soares e Izaki (2002) e Scorzafe e Menezes-Filho (2006).

² Em relação ao problema de indeterminação, a exceção é o trabalho de Scorzafe e Pazello (2007).

³ Na parte de metodologia, esses dois pontos serão discutidos em detalhes.

Sua economia está baseada nas indústrias metalúrgica, automobilística, petroquímica e alimentícia, sendo o setor de comércio e serviços também importante para a região, assim como a indústria extrativa mineral localizada no Quadrilátero Ferrífero e as áreas² de *software* e biotecnologia. Segundo dados do IBGE (2007c), a RMBH apresentou PIB de R\$56.855.619 mil em 2004, o qual se encontrava bastante concentrado nos Municípios de Belo Horizonte, Betim e Contagem (83%).

A RMS é formada por 10 municípios, que englobavam uma população de 3.290.957 habitantes no ano de 2004 (IBGE, 2007c) em uma área de 2.339,6 km². O destaque em termos de atividade econômica concentra-se no pólo petroquímico e industrial de Camaçari e nos setores relacionados ao turismo e ao comércio. Dados do IBGE (2007c) do ano de 2004 indicavam na RMS um PIB de R\$45.849.862 mil.

Segundo Braga e Rodarte (2006), 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 (2007), enquanto a taxa de desemprego total da RMS foi a maior entre todas as regiões metropolitanas do país analisadas pela Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED), atingindo 23,6% em 2006, a da RMBH foi a menor, atingindo 13,8% nesse mesmo ano. A mesma tendência foi observada quando se analisou apenas o desemprego entre as mulheres, cujas taxas em 2006 das RMS e RMBH foram, respectivamente, de 27% e 16,9%. Dados da PNAD (IBGE, 2007b) referentes ao nível de ocupação no mesmo ano reforçam esse quadro, já que, enquanto na RMBH esse foi de 50,7% para as mulheres e 59,4% para ambos os sexos, os mesmos valores observados na RMS foram de 48% e 53,6%, respectivamente.

As diferenças entre os mercados de trabalho considerados não residem apenas em termos de oportunidade de emprego, mas também em relação à sua qualidade. A esse respeito, dados da PED de 2005 (DIEESE, 2007) apontavam

que, enquanto na RMBH o desemprego oculto de 6,0% 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 RMBH⁴. 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).

Esse mesmo panorama foi também encontrado para o trabalho feminino. Segundo dados da PNAD de 2006 (IBGE, 2007b), a proporção de mulheres de 10 anos ou mais ocupadas na semana de referência no trabalho principal nas posições de trabalhadoras domésticas e autônomas foi de 41,2% na RMS, contra 33,5% na RMBH. Quanto às mulheres que trabalhavam para um empregador, o número sem carteira assinada também foi maior na RMS (32% contra 27,9 na RMBH).

Em resumo, a escolha das duas regiões se deveu, principalmente, à importância da participação feminina nos seus mercados de trabalho e às diferenças na estrutura e dinamismo da economia entre a RMBH e a RMS, as quais tendem a suscitar diferentes formas de inserção da mulher nas atividades econômicas.

Por fim, destaca-se que, neste trabalho, as estimativas de modelos e estatísticas obtidas a partir da PNAD reconheceram tal pesquisa como amostra

⁴ Na PED, os desempregados estão divididos em três categorias: desemprego aberto, desemprego oculto pelo trabalho precário e desemprego oculto por desalento. A primeira categoria diz respeito aos indivíduos que procuraram trabalho nos 30 dias anteriores à realização da pesquisa e que não exerceram nenhum trabalho nos últimos sete dias anteriores à pesquisa. A segunda refere-se às pessoas que realizam trabalhos precários – algum trabalho remunerado ocasional de auto-ocupação – e às pessoas que executam trabalho não-remunerado em ajuda a negócios de parentes e que procuraram mudar de trabalho nos últimos 12 meses anteriores à realização da pesquisa. Já a terceira categoria incorpora as pessoas que não possuem trabalho e nem procuraram nos últimos 30 dias anteriores ao da entrevista, mas apresentaram procura efetiva de trabalho nos últimos 12 meses. Maiores detalhes sobre a PED podem ser encontrados em DIEESE (2008a).

complexa, cujo plano amostral deve ser considerado. Conforme destacou Neder (2006), a grande maioria dos estudos que utilizam dados da PNAD não leva em consideração o delineamento da amostra, produzindo, dessa forma, estimativas de variâncias viesadas.

Este trabalho investigou, portanto – levando-se em consideração o plano amostral da PNAD –, a participação feminina no mercado de trabalho no Brasil e na RMBH e RMS sobre dois enfoques: a análise dos grupos socioeconômicos de mulheres que mais contribuíram para esse fenômeno entre 1986-2006 e a avaliação do comportamento atual dos determinantes da inserção das mulheres na atividade econômica, assim como os de sua remuneração e de seus diferenciais de rendimento, em comparação com os homens.

Com a realização do estudo proposto, espera-se fornecer um panorama da participação feminina no mercado de trabalho nacional nos últimos 20 anos, identificando as características dos grupos de mulheres que mais contribuíram para o referido processo. Adicionalmente, a análise dos mercados de trabalho da RMBH e RMS pretende suprir a carência de estudos dessa natureza nessas duas regiões. Destaca-se, ainda, que a análise foi conduzida procurando identificar as diferenças de participação e remuneração entre os dois sexos e entre as duas regiões metropolitanas.

1.3. Hipótese

Acredita-se que as características pessoais e do domicílio das mulheres, assim como os fatores locacionais associados ao comportamento das economias regionais analisadas, influenciem a participação e rendimento feminino no mercado de trabalho.

1.4. Objetivos

O objetivo geral deste trabalho foi determinar as principais características das mulheres que contribuíram para o aumento da participação feminina no

mercado de trabalho nacional e nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte (RMBH) e Salvador (RMS), no período compreendido entre 1986-2006, assim como os aspectos atuais de tal participação e rendimento no ano de 2006.

Os objetivos específicos foram os seguintes:

- a) Identificar as variáveis explicativas do processo de feminização do mercado de trabalho nacional ocorrido nos últimos anos.
- b) Determinar se as características regionais do mercado de trabalho da RMBH e RMS influenciaram diferentemente o processo de inserção das mulheres nesses mercados.
- c) Definir os determinantes para a participação das mulheres do país e, mais especificamente, da RMBH e RMS no mercado de trabalho, assim como os determinantes do seu nível de rendimento.
- d) Verificar os diferenciais de rendimento por gênero, em níveis nacional e regional.
- e) Estudar os componentes das diferenças de rendimento entre a RMBH e a RMS.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

O referencial teórico foi composto por duas partes. Na primeira, utilizou-se o modelo neoclássico de produção doméstica para explicar o comportamento das mulheres relativo à sua participação no mercado de trabalho. Na segunda, recorreu-se à teoria do capital humano para determinar o nível de rendimento derivado de tal participação.

2.1. Participação no mercado de trabalho: alocação do tempo disponível entre trabalho remunerado, trabalho no lar e lazer

Tradicionalmente, as atividades domésticas têm estado mais associadas às mulheres do que aos homens. Nesse sentido, para estudar a participação feminina no mercado de trabalho é preciso considerar um modelo teórico que englobe as decisões da mulher no que tange à alocação do seu tempo disponível entre trabalho no mercado, trabalho no lar e lazer. Para tal fim, pode-se utilizar o modelo de produção doméstica, proposto inicialmente por Becker (1965) e aprimorado por Gronau (1977).

Na abordagem de Becker, a família é entendida como uma unidade econômica racional à qual podem ser aplicados os pressupostos teóricos da economia neoclássica, como o comportamento maximizador, o equilíbrio de

mercado e as preferências estáveis, para se entenderem escolhas individuais no âmbito familiar. Entre tais escolhas, podem-se citar decisões sobre casamento, filhos e alocação do tempo, sendo este o de interesse desta pesquisa. Entretanto, a formulação geral do referido autor não diferenciava trabalho doméstico de lazer, dificultando análises mais acuradas sobre a alocação do tempo dos agentes, principalmente no que tange às mulheres. Foi nesse sentido que Gronau (1977) propôs uma reformulação da teoria da alocação do tempo baseada no modelo de Becker (1965), a qual ficou conhecida como “modelo neoclássico de produção doméstica”. Este último, também chamado de modelo Becker-Gronau, forneceu uma contribuição fundamental no sentido de permitir a análise da participação feminina no mercado de trabalho no âmbito da família, considerando-se explicitamente a decisão da mulher em alocar o seu tempo não gasto em atividades econômicas entre trabalho no lar e lazer.

O modelo de produção doméstica reconhece que não apenas o consumo, mas também a produção, ocorre no domicílio. Isso porque muitos artigos consumidos pela família são ou podem ser produzidos no lar. Dessa forma, uma mulher que esteja fora do mercado de trabalho pode-se envolver mais na produção de bens que aumentem a satisfação da família, como a preparação dos alimentos, organização e limpeza do domicílio e cuidados com marido e filhos, do que em consumo de lazer.

Nesse sentido, na formulação da teoria da produção domiciliar as famílias são tanto unidades produtoras quanto consumidoras. Na realidade, os seus integrantes combinam tempo e bens de mercado através de uma função de produção, visando obter o máximo possível de *commodities*, cujo consumo gera utilidade para a família.

Formalmente, a fim de introduzir a decisão da participação feminina no mercado de trabalho no contexto do modelo de produção doméstica, considere-se que, através de suas escolhas individuais, a mulher procure maximizar a seguinte função de utilidade domiciliar:

$$U = U(Z) \quad (1)$$

em que Z representa um conjunto de *commodities* que geram satisfação para a unidade familiar, como refeições, organização do domicílio e limpeza das roupas e do lar, entre outras, além do consumo de lazer. O conjunto de Z é, portanto, uma combinação de bens e serviços (X) e tempo de lazer (L), conforme se segue:

$$Z = Z(X, L) \quad (2)$$

Os bens e serviços podem ser adquiridos no mercado ou produzidos em casa, e a sua composição não altera Z . O consumo total de tais bens é representado pela expressão a seguir:

$$X = X_M + X_H \quad (3)$$

em que X_M representa os dispêndios com os bens de mercado e X_H , a medida do valor dos bens e serviços produzidos em casa, em termos de seus equivalentes de mercado. Os bens domésticos são produzidos mediante o emprego de trabalho em casa (H), conforme o que segue:

$$X_H = f(H) \quad (4)$$

A expressão (4) representa a função de produção doméstica sujeita à produtividade marginal (f') decrescente, devido à fadiga no trabalho doméstico, ou seja, à medida que o número de horas trabalhadas em casa aumenta, eleva-se o cansaço do agente e, em consequência, diminuem a produtividade e a quantidade produzida de X_H .

O objetivo do agente dentro do modelo de produção doméstica é maximizar Z , obtendo-se, dessa forma, a maior utilidade possível para a

família. Tal objetivo está sujeito a duas restrições, sendo uma orçamentária e a outra de tempo disponível, as quais são representadas, respectivamente, pelas seguintes equações:

$$X_M = WN + V \quad (5)$$

$$L + H + N = T \quad (6)$$

em que W é a taxa salarial da mulher, assumida como constante; N , horas alocadas em atividades desenvolvidas no mercado de trabalho; V , renda oriunda de outras fontes de renda, que não aquela obtida a partir de N , podendo, inclusive, incorporar a renda oriunda de outros membros do domicílio; e T , tempo disponível da mulher para ser alocado entre lazer (L), trabalho no mercado (N) e trabalho no lar (H).

A mulher defronta-se, portanto, com o problema de maximização de (2) condicionada a (5) e (6), cuja função langrangeana é expressa por:

$$Lg = Z[(X_M + f(H)), L] + \lambda[WN + V - X] + \mu[T - L - H - N] \quad (7)$$

na qual X foi substituído por (3) e X_H , por (4).

Admitindo que a mulher participe do mercado de trabalho, as condições de primeira ordem conduzem à seguinte igualdade:

$$\frac{\partial Z / \partial L}{\partial Z / \partial X} = W^* = f' = W/P \quad (8)$$

De acordo com a expressão (8), para um ótimo interior a taxa marginal de substituição entre bens e lazer, a qual representa o valor de L para a mulher – o preço-sombra do tempo (W^*) –, deve ser igual à produtividade do trabalho doméstico e à taxa de salário real. Sobre esta última, destaca-se que ela representa a capacidade individual da mulher em obter bens de mercado, isto

é, W/P – sendo W o valor nominal do salário e P , o nível geral dos preços dos bens. Dito de outra forma, o salário real representa a quantidade de bens de mercado que pode ser adquirida caso a mulher empregue 1 h a mais do seu tempo disponível no mercado de trabalho.

Dada a taxa de salário real do agente que vigora no mercado, se a produtividade do trabalho doméstico encontrar-se sempre acima de tal taxa, a mulher irá, entretanto, preferir alocar todo o seu tempo de trabalho em atividades domésticas. Isso porque, em uma situação como essa, a possibilidade de obtenção de bens e serviços no lar encontra-se maior do que aquela verificada mediante o emprego da renda do trabalho em bens de mercado. Nesse caso, a expressão (8) modifica-se para:

$$\frac{\partial Z/\partial L}{\partial Z/\partial X} = W^* = f' > W \quad (9)$$

A mulher participaria, dessa forma, do mercado de trabalho sempre que a sua taxa de salário real excedesse, em dado momento, a produtividade das atividades desempenhadas em casa. Além disso, tal taxa precisa ser também superior ao valor que o agente confere a 1 h de lazer (W^*) quando ele não está trabalhando.

A fim de ilustrar a alocação do tempo da mulher entre as três atividades consideradas, apresenta-se a Figura 1, na qual o eixo das abscissas representa o tempo disponível do agente (T_d) e o eixo das ordenadas, o consumo de bens (X). AB é a função de produção domiciliar, apresentando o formato côncavo em razão da hipótese de produtividade marginal decrescente do trabalho no lar.

Admita agora que a taxa de salário real apresente uma elevação de W/P para W'/P , deslocando a restrição orçamentária de DB para $D'B$. Tal alteração faz que no ponto E a nova produtividade marginal do trabalho do mercado expressa por W'/P seja superior à produtividade do trabalho doméstico, dada pela inclinação de AB . Dessa forma, a mulher poderia obter mais bens para o domicílio com o mesmo número de horas trabalhadas, trocando trabalho doméstico por trabalho no mercado. Tal substituição é ilustrada pelo deslocamento da linha orçamentária de DB para $D'B$, com a diminuição do tempo do trabalho no lar de T_dL_0 para T_dN_1 e o aumento do trabalho fora de casa de zero para N_1L_0 . Alternativamente, pode-se pensar nessa substituição como a mudança da linha de orçamento total domiciliar de $AEBT_d$ para $D'E'BT_d$. Destaca-se que o fato de trabalhar algumas horas no mercado de trabalho tenha se tornado racional para a mulher, com vistas a maximizar a utilidade do domicílio, expande as possibilidades de consumo da família, na forma de um conjunto orçamentário maior⁵.

A substituição de trabalho doméstico por trabalho de mercado, provocada por uma alteração na taxa de salário real, é denominada “efeito substituição de produção”. Nesse efeito, a mulher não modifica o tempo total de trabalho, mas apenas altera a sua distribuição entre as duas formas disponíveis. Como visto na Figura 1, o efeito substituição de produção é a troca de N_1L_0 horas de trabalho doméstico por N_1L_0 horas de trabalho no mercado, mantendo o total de horas trabalhadas T_dL_0 constante.

Além do efeito substituição de produção em decorrência do aumento na taxa salarial real, ocorre mudança no consumo de bens de mercado e lazer dentro do domicílio, denominada “efeito substituição do consumo”. Isso acontece porque, considerando a utilidade constante, o lazer se torna relativamente mais caro, em virtude do aumento do seu custo de oportunidade para a mulher em termos de bens de mercado que poderiam ser adquiridos para o consumo familiar com o seu trabalho fora do lar. Dessa forma, a mulher

⁵ O fato de o salário real superar a produtividade do trabalho doméstico à esquerda de E' é responsável pelo aumento do conjunto orçamentário do domicílio.

aumenta esse último, diminuindo o seu consumo de lazer, para utilizar o salário extra para expandir o consumo familiar de bens.

Na Figura 1, o efeito substituição do consumo é ilustrado pelo deslocamento ao longo da curva de indiferença inicial U_0 do ponto E para o ponto F , obtido através da diminuição da renda real do domicílio representada por $D'J$. Tal diminuição é o montante de renda necessário para que o domicílio permaneça no nível de satisfação que era alcançado à taxa salarial inicial W/P . Dessa forma, o efeito substituição do consumo é representado pela redução do lazer de OL_0 para OL_1' .

Além dos dois efeitos considerados anteriormente, que em conjunto representam o efeito substituição total do acréscimo do salário real de W/P para W'/P , há o efeito renda. Considerando que lazer e bens são normais, elevação da renda real, mantida a taxa salarial no seu novo nível W'/P , aumenta a demanda domiciliar por ambos, conforme ilustrado pelo deslocamento da linha JJ para $D'B$ na Figura 1. Nesse sentido, o equilíbrio domiciliar desloca-se de F para G , com o lazer aumentando de OL_1' para OL_1 , à custa de uma redução no mesmo montante da oferta individual da mulher no mercado de trabalho. Ressalta-se que o tempo utilizado para o trabalho doméstico não é reduzido, uma vez que é afetado via efeito substituição de produção.

O efeito total no modelo de produção doméstica de uma variação na taxa de salário real sobre o trabalho de mercado da mulher é, portanto, o somatório do efeito substituição de produção e consumo e do efeito renda. Para um aumento no salário real, conforme apresentado na Figura 1, o efeito total é representado por: $N_1L_1 - 0 = N_1L_0 + L_0L_1' + L_1'L_1$. Enquanto os dois primeiros efeitos atuam no sentido de aumentar o número de horas trabalhadas pela mulher no mercado, o último efeito age em sentido contrário. Dessa forma, o efeito total da taxa de salário real poderá ser positivo ou negativo. A primeira situação ocorrerá se o efeito substituição total superar em magnitude o efeito renda, originando uma curva de oferta de trabalho positivamente inclinada em relação ao salário real. No entanto, caso ocorra o inverso, ou

seja, efeito renda maior do que o efeito substituição total, tal curva apresentar-se-á negativamente inclinada em relação ao salário real.

Em suma, a regra de participação feminina no mercado de trabalho com base no modelo de produção doméstica é a seguinte: a mulher estará na força de trabalho sempre que a sua taxa de salário real – produtividade marginal em termos de possibilidade de consumo de bens de mercado – exceder, em dado momento, tanto a produtividade marginal do trabalho doméstico quanto o salário de reserva de tal agente – quanto que este exige de remuneração adicional para privar-se de 1 h de lazer quando não está trabalhando.

2.2. Os determinantes do rendimento do trabalho: Teoria do Capital Humano

Passando para a análise do rendimento das mulheres 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 expressa o retorno salarial do trabalho de um indivíduo em função de suas qualidades profissionais derivadas de sua escolaridade e anos de treinamento e experiência.

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 ao investimento realizado na forma de salários mais elevados.

Quanto à análise da experiência profissional do indivíduo, tem-se que esta se encontra estreitamente relacionada com o treinamento obtido ao longo dos anos e com a sua idade. Obviamente, quanto mais elevada a especialização e 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:

$$\ln Y_i = a + b_1 s_i + b_2 j_i + b_3 j_i^2 + v \quad (10)$$

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 (10) 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

decrecentes – 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 (10) 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 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 (10), 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 (10), 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.

A teoria do capital humano procura explicar também a tendência de os ganhos salariais das mulheres geralmente se encontrarem em um patamar abaixo do verificado para os homens. Tal situação pode, de certa forma, ser explicada pela diferença nos incentivos de investimentos em capital humano entre os dois sexos. As mulheres, em comparação com os homens, têm apresentado historicamente menor vida de trabalho e maior descontinuidade no emprego em função de seu papel tradicional na criação dos filhos e produção doméstica. Isso faz com que, muitas vezes, as mulheres não apresentem, relativamente, a mesma continuidade de experiência acumulada que os homens. Diante desse panorama, é compreensível que as mulheres tenderiam a evitar ocupações em que suas qualificações se depreciassem rapidamente, assim como teriam menor estímulo para investir em educação. No mesmo sentido, os empregadores procurariam não admitir trabalhadoras para cargos que requeressem muito treinamento no emprego. Esses dois fatores combinados acabariam por justificar a ocorrência de menores retornos salariais para as mulheres em comparação com os homens.

A própria teoria do capital humano prevê, entretanto, que a tendência mundial do aumento crescente da participação feminina no mercado de trabalho, especialmente das mulheres casadas e na idade fértil, tem provocado fortes mudanças no comportamento feminino referente à aquisição de educação e treinamento. Assim, conforme o esperado, nas últimas décadas tem ocorrido diminuição na diferença entre os rendimentos de homens e mulheres. No entanto, mesmo diante desse panorama, os diferenciais de salários entre os sexos tendem a permanecer devido ao fenômeno da discriminação de gênero no mercado de trabalho. Dentro 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 relacionado 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.

Concentrando a análise para a discriminação de gênero, que é a de maior interesse neste estudo, Ehrenberg e Smith (2005) destacaram que existem duas formas de discriminação. A primeira, denominada discriminação salarial, refere-se à prática dos empregadores de remunerarem menos as mulheres em comparação com os homens com a mesma capacidade profissional, experiência e que desempenham as mesmas funções. A segunda, definida como segregação profissional, está relacionada ao fato de que mulheres com o mesmo treinamento e potencial produtivo dos homens têm menor acesso às ocupações de maiores salários e níveis de responsabilidade. Nesse sentido, tem-se observado maior presença da participação feminina quando comparada com a masculina, nas ocupações de baixa remuneração e menor responsabilidade.

De acordo com a teoria do capital humano, a remuneração de um indivíduo seria função das suas características produtivas e do preço que essas seriam avaliadas no mercado de trabalho. Em termos da equação minceriana, tais preços são os coeficientes b_l da expressão (10) que representam: os preços

implícitos de cada atributo que aumentaria a produtividade do trabalhador. Tais atributos podem ser características pessoais, como educação e idade (experiência), ou aspectos ligados à inserção do indivíduo no mercado de trabalho ou, ainda, variáveis representativas de localização regional do mercado.

Nesse sentido, diferencial de salários entre homens e mulheres que desempenham funções similares não caracterizaria discriminação de gênero, desde que houvesse diferença nas qualificações profissionais entre os dois grupos. Portanto, a discriminação seria representada pela discrepância entre a remuneração das mulheres e homens sem nenhuma diferença aparente relacionada à capacidade de produção. É importante destacar ainda que, para isolar o efeito da discriminação salarial, deve-se 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.

Outro conceito que pode ser aplicado para a discriminação por gênero no mercado de trabalho é o princípio da igualdade de oportunidade desenvolvido por Roemer (1998). Segundo esse autor, um dos requisitos para que tal princípio seja alcançado é que, dentro da competição por posições na sociedade, todos os indivíduos que possuem os atributos relevantes para o desempenho das funções do cargo em questão devem ser incluídos como possíveis candidatos. Dito de outra forma, todas as pessoas que estão pleiteando emprego no mercado de trabalho deveriam ser julgadas apenas pelas características necessárias para o exercício da ocupação, de maneira que aspectos como sexo e raça não deveriam ser levados em consideração, uma vez que eles são, na maioria das vezes, irrelevantes para a produtividade do trabalhador⁶.

Sumarizando, o modelo teórico apresentado nesta subseção fornece a base para a estimação de equações mincerianas de rendimento – adaptadas

⁶ Uma possível exceção seria para trabalhos braçais, cuja maior força dos homens é importante no desempenho de tais atividades.

conforme sugerido por Soares (2000) –, necessárias para a análise da participação feminina no mercado de trabalho. Adicionalmente, a discussão acerca da existência de discriminação no mercado de trabalho suscita a necessidade de se controlar a sua influência à época da estimação dos modelos de rendimentos via variáveis *dummies* ou através da estimação de equações separadas para as diferentes raças e gênero.

3. METODOLOGIA

A metodologia é composta por duas partes: modelo analítico e fonte de dados. Na primeira, são apresentados os procedimentos relacionados à análise de decomposição univariada, ao modelo de participação no mercado de trabalho, à estimação de equações de rendimento pelo modelo de seleção amostral e à decomposição de Oaxaca-Blinder. Na segunda, definem-se os anos das PNADs utilizadas no estudo.

3.1. Modelo analítico

3.1.1. Decomposição da taxa de atividade feminina em diferentes grupos socioeconômicos

Com o objetivo de identificar as principais características das mulheres relacionadas à evolução da feminização no mercado de trabalho nacional, utilizou-se uma técnica conhecida como análise de decomposição univariada⁷. Essa técnica consiste em investigar como diferentes grupos socioeconômicos de mulheres podem ter contribuído para a evolução da taxa de atividade feminina em determinado intervalo de tempo.

⁷ A descrição da análise de decomposição univariada baseou-se em Soares e Izaki (2002) e Scorzafave e Menezes-Filho (2006).

Definidos TAF como a taxa de atividade das mulheres e I como uma partição qualquer da população feminina, em que n_i é a parcela desta última que se encontra na categoria i , tem-se:

$$TAF_t = \sum_i n_{it} \cdot TAF_{it} , \quad (11)$$

em que TAF_i é a taxa de atividade da categoria i e t , o período de tempo considerado.

Alterações na TAF entre dois períodos de tempo (t_1 e t_1 defasados em k períodos) podem ser decompostas em mudanças nos níveis de cada categoria e em variações na composição da população por categoria, conforme equação (12):

$$\begin{aligned} \Delta TAF_t &= TAF_{t_1} - TAF_{t_1-k} \\ \Delta TAF_t &= \sum_i n_{it_0} \cdot \Delta TAF_i + \sum_i TAF_{it_0} \cdot \Delta n_i \\ \Delta TAF_t &= \text{efeito incidência} + \text{efeito composição} \end{aligned} \quad (12)$$

O efeito incidência indica a parcela da mudança na taxa de atividade devida a uma variação no nível específico de cada categoria, mantendo constante a distribuição da população entre as categorias. O efeito composição ou tamanho representa o impacto de uma alteração na composição demográfica entre os grupos, mantida inalterada a taxa de atividade específica por categoria. É importante destacar que, mantendo constante a distribuição da população e as taxas de atividade específicas no cálculo dos efeitos incidência e composição, respectivamente, estes podem ser avaliados tomando-se como ano-base (t_0) o tempo t_1 ou t_{1-k} ou ainda, a média entre esses dois períodos. Neste estudo, seguindo procedimento adotado por Scorzafave e Menezes-Filho (2006) e Fernandes e Souza (2003), adotou-se como ano-base para o efeito incidência o primeiro ano do intervalo (t_{1-k}), tomando o segundo ano (t_1) para o efeito composição.

Em termos percentuais, os efeitos incidência e composição podem ser representados, respectivamente, por:

$$\omega_I = \frac{(\sum_i n_{it_0} \cdot \Delta TAF_i)}{\Delta TAF} \quad (13)$$

$$\delta_I = \frac{(\sum_i TAF_{it_0} \cdot \Delta n_i)}{\Delta TAF} \quad (14)$$

A ocorrência de um valor positivo menor do que 1 para (13) ou (14) indica que tal efeito ocorreu no mesmo sentido da mudança observada na taxa de atividade, ao passo que valores negativos representam relação inversa entre o primeiro e a segunda. Quando o valor de um dos efeitos é maior do que a unidade, tem-se que o seu impacto é superior à mudança na taxa de atividade, sendo compensado em parte pelo sinal negativo do outro efeito.

Neste trabalho, a decomposição univariada foi conduzida, dividindo-se a população feminina em diversas partições, a fim de comparar a evolução do tamanho de cada uma dessas categorias e o comportamento da taxa de atividade delas em dois anos distintos: 1986 e 2006. Dessa forma, foi possível analisar a parcela da mudança ocorrida na taxa de atividade das mulheres nesse hiato de tempo oriunda da variação na composição entre as categorias e da alteração da participação dentro dos grupos. Nesse sentido, a aplicação da decomposição foi feita nas seguintes partições da população feminina: localização do domicílio, posição no domicílio, número de filhos, anos de escolaridade, idade e raça. A escolha de tais partições foi feita em consonância com fatores que contribuíram para o aumento da participação feminina sugeridos na literatura e citados na introdução deste trabalho, assim como também foi derivada dos recortes da amostra adotados por Scorzafave e Menezes-Filho (2006).

Na primeira partição, dividiu-se a população feminina em urbana e rural, com o intuito de verificar o impacto da urbanização no fenômeno em estudo. O crescente aumento da porcentagem de residentes na cidade ocorrido

no país, passando de 77% em 1986 para 87,1% em 2006, pode ter sido fator importante na explicação da feminização do mercado de trabalho⁸. Dessa forma, esperava-se *a priori* relação direta entre tal variável e o aumento das mulheres na PEA.

Já na segunda partição se procurou investigar o papel das mudanças ocorridas nos domicílios relativas à posição da mulher, ou seja, se esta era a pessoa de referência, cônjuge, filha ou “outros”⁹. Dado que a proporção de chefes mulheres nos domicílios aumentou de 10,4% em 1986 para 19,6% em 2006, esperava-se que tal variação pudesse desempenhar importante papel na explicação do aumento feminino na PEA. Isso porque tais mulheres têm maior probabilidade de trabalhar do que os demais grupos, por serem delas a principal responsabilidade pela manutenção da renda familiar. Dessa forma, acreditava-se *a priori* em relação direta entre a elevação do número de mulheres chefes e o aumento da participação feminina no mercado de trabalho. Nessa partição, também foi estudado o impacto do crescimento da participação dos cônjuges na variação global da taxa de atividade, esperando-se dele um valor significativo, dado que a referida taxa com relação às esposas aumentou de 34,3% em 1986 para 55,8% em 2006.

Quanto à partição número de filhos, esta foi incluída com o objetivo de investigar os efeitos da queda da fecundidade na evolução da taxa de atividade das mulheres. No período compreendido entre 1986 e 2006, observou-se redução de 23,1% para 4,9% da proporção de mulheres com quatro ou mais filhos no domicílio. Paralelamente no mesmo período, a fração dessas mulheres com um ou dois filhos aumentou de 29,8% para 46,2%. Espera-se que essa mudança entre a participação das categorias provoque a ocorrência de um efeito composição positivo, dado que menor número de filhos reduz a necessidade da mulher de se manter em casa, liberando-a mais para o mercado de trabalho.

⁸ Os dados citados nesta seção referentes aos anos de 1986 e 2006 foram retirados das PNADs dos respectivos anos. Destaca-se ainda que as informações dizem respeito às mulheres compreendidas na faixa etária entre 16 e 65 anos.

⁹ Nos “outros” se encontram as mulheres com outro grau de parentesco que não os citados: agregadas, pensionistas, empregadas domésticas e parentes de empregado doméstico.

Passando para a partição relativa à escolaridade, procurou-se identificar o papel da elevação do número médio de anos de estudo das mulheres. Nesse aspecto, percebeu-se redução daquelas menos educadas – a proporção de mulheres com até sete anos de estudo caiu de 71,5% em 1986 para 42,6% em 2006 –, em consonância com a elevação daquelas mais educadas – a proporção de mulheres com oito ou mais anos de estudo partiu de 28,3% em 1986 para 56,9% em 2006. Nesse sentido, acredita-se que o aumento da escolaridade feminina possa contribuir positivamente para o referido processo, já que o nível de instrução do agente é diretamente proporcional à sua remuneração auferida do trabalho. Dessa forma, mulheres mais instruídas tenderiam a apresentar maior probabilidade de conseguirem emprego.

Por fim, a inclusão das partições idade e raça foram feitas com o intuito de verificar a importância dessas categorias no processo de feminização do mercado de trabalho brasileiro no período analisado.

3.1.2. Determinantes da participação no mercado de trabalho: o modelo *Probit* de escolha binária

Com o objetivo de estudar os principais aspectos da atual participação feminina no mercado de trabalho, utilizou-se um modelo econométrico para investigar de que forma e com qual intensidade as características pessoais e domiciliares atuavam sobre a probabilidade de as mulheres se encontrarem na população economicamente ativa. Como nessa situação a variável dependente é binária, é necessário utilizar um modelo que seja capaz de tratar de tal limitação. Neste trabalho, optou-se pelo modelo *Probit*, que estima a probabilidade de participação com base na distribuição normal padrão acumulada.

O modelo *Probit* pode ser derivado, conforme apresentado em Greene (2003) e Wooldridge (2002), a partir de um modelo de variável latente. Seja L^* uma variável não-observada, ou latente, que representa a decisão de participar ou não da força de trabalho, sendo determinada por:

$$L_i^* = Z_i \alpha + \mu_i \quad (15)$$

em que Z denota a matriz de variáveis exógenas que determinam a decisão de participar ou não da força de trabalho e μ , o termo de erro aleatório com distribuição normal padrão. Dado que L^* é uma variável latente, a observação, na prática, da decisão é feita conforme a equação (16):

$$\begin{aligned} L_i &= 1 & \text{se} & L_i^* > 0 \\ L_i &= 0 & \text{se} & L_i^* \leq 0 \end{aligned} \quad (16)$$

De acordo com o modelo de produção doméstica, tem-se que a mulher estaria no mercado de trabalho ($L_i^* > 0$) se a taxa de salário real fosse superior em dado momento tanto ao seu salário de reserva quanto à sua produtividade marginal no trabalho doméstico. Entretanto, as mulheres prefeririam estar fora da população economicamente ativa ($L_i^* \leq 0$) se a referida taxa salarial fosse inferior ao seu salário de reserva ou à sua produtividade marginal no trabalho doméstico.

A probabilidade condicional aos valores das variáveis explicativas de uma mulher encontrar-se no mercado de trabalho é dada por:

$$P(L_i = 1 | Z_i) = G(\alpha_0 + \alpha_1 Z_{1i} + \dots + \alpha_k Z_{ki}) = G(Z_i \alpha) \quad (17)$$

em que G é a função de distribuição cumulativa (fdc) normal padrão expressa como:

$$G(z) = \Phi(z) = \int_{-\infty}^z \phi(z) dz \quad (18)$$

em que $\phi(z)$ é a densidade normal padrão $\phi(z) = (2\pi)^{-1/2} \exp(-z^2/2)$. A escolha de G assegura que (17) esteja estritamente entre 0 e 1 para todos os valores dos parâmetros α e variáveis explicativas Z . Além disso, admitindo que o termo de erro aleatório μ_i tenha distribuição normal padrão, tem-se que este será simetricamente distribuído ao redor de zero, ou seja, $1 - G(-z) = G(z)$ para todos os números z reais.

Com base em (15) e (16) e na hipótese de normalidade de μ_i , a probabilidade de resposta de L_i pode ser derivada conforme se segue:

$$\begin{aligned} P(L_i = 1|Z_i) &= P(L_i^* > 0|Z_i) = P[(\mu_i > -(Z_i\alpha)|Z_i)] \\ &= 1 - G(-Z_i\alpha) = G(Z_i\alpha) \end{aligned} \quad (19)$$

que é exatamente igual a (17).

Em modelos de escolha binária, a variável latente geralmente não tem unidade de medida bem definida, como no caso deste trabalho, em que tal variável mede a diferença, em níveis de utilidade, de duas ações diferentes, quais sejam: entrar ou não no mercado de trabalho. Assim, as magnitudes dos coeficientes não apresentam significado econômico relevante.

Para obter o efeito marginal de variáveis contínuas sobre a probabilidade de uma mulher participar da força de trabalho ($P = P(L_i = 1|Z)$), tudo o mais constante, utiliza-se o cálculo diferencial, conforme se segue:

$$\frac{\partial P}{\partial Z_j} = g(Z\alpha)\alpha_j, \text{ em que } g(z) = \frac{\partial G}{\partial Z}(z) \quad (20)$$

Como G é a fdc de uma variável aleatória contínua, g é uma função densidade de probabilidade. No caso do *Probit*, G será uma fdc estritamente crescente, de forma que $g(z) > 0$ para todo z . Dessa forma, o efeito marginal de Z_j sobre P depende de Z devido à quantidade positiva $g(Z\alpha)$, significando que o referido efeito terá sempre o mesmo sinal do coeficiente α_j .

Ressalta-se que a equação (20) considera que todas as variáveis explicativas de (15) estão na forma linear. Dessa maneira, a fim de considerar outras especificações, como regressores na forma quadrática ou logarítmica, a expressão (20) pode ser reformulada conforme se segue:

$$\frac{\partial P}{\partial Z_j} = g(Z\alpha) \frac{\partial(Z\alpha)}{\partial Z_j} \quad (21)$$

Admitindo agora que Z_1 seja uma variável explicativa binária, o efeito marginal de se alterar Z_1 de 0 para 1, mantendo todas as outras variáveis fixas, será dado por:

$$\frac{\partial P}{\partial Z_1} = G(\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 Z_2 + \dots + \alpha_k Z_k | Z_1 = 1) - G(\alpha_0 + \alpha_2 Z_2 + \dots + \alpha_k Z_k | Z_1 = 0) \quad (22)$$

Observa-se que novamente o referido efeito marginal depende de todos os valores de Z e que o conhecimento do sinal de α_1 é suficiente para determinar se a característica avaliada pela *dummy* Z_1 tem impacto positivo ou negativo sobre P .

Quanto à descrição das variáveis exógenas Z utilizadas na equação de participação na força de trabalho, tem-se:

$$\begin{aligned} L_i = & \alpha_1 + \alpha_2 RDpc_i + \alpha_3 E_{1i} + \alpha_4 E_{2i} + \alpha_5 E_{3i} + \alpha_6 E_{4i} + \alpha_7 Idade_i + \\ & + \alpha_8 Idade_i^2 + \alpha_9 CD_{1i} + \alpha_{10} CD_{2i} + \alpha_{11} CD_{3i} + \alpha_{12} Filho_i + \\ & + \alpha_{13} + R_{1i} + \alpha_{14} R_{2i} + \alpha_{15} Urb_i + \alpha_{16} RM_i + \alpha_{17} Reg_{1i} + \\ & + \alpha_{18} Reg_{2i} + \alpha_{19} Reg_{3i} + \alpha_{20} Reg_{4i} + \mu_i, \end{aligned} \quad (23)$$

em que L é uma variável dependente binária assumindo o valor 1 se a mulher encontra-se na PEA 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 feminino, dividida pelo número de

membros do domicílio; E_k ($k = 1$ a 4), variável discreta indicando a escolaridade, em anos de estudo da trabalhadora, com o grupo base formado pelas mulheres com zero ano de estudo e E_1 , E_2 , E_3 e E_4 formados, respectivamente, por mulheres com 1 a 4, 5 a 8, 9 a 11 e mais de 11 anos de estudo; $Idade$ são os anos de vida da mulher; CD_l ($l = 1$ a 3) são variáveis *dummies* relativas à posição da mulher no domicílio, sendo o grupo-base formado pelo chefe ou pessoa de referência do domicílio; CD_1 , cônjuges; CD_2 , filhas; 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 da mulher, com o grupo-base representando mulheres brancas; R_1 , mulheres negras; e R_2 , mulheres pardas; 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 σ_u^2 .

Ressalta-se que a escolha dos regressores considerados foi devida à inclusão de variáveis que pudessem influenciar a decisão do indivíduo em participar ou não do mercado de trabalho, assim como também ao uso estilizado de algumas variáveis explicativas na literatura sobre o assunto.

Discutindo as hipóteses acerca do relacionamento entre as variáveis explicativas consideradas e a probabilidade de determinada mulher participar da PEA (P_i), espera-se *a priori* um relacionamento negativo entre essa e a renda domiciliar *per capita*, já que, quanto maior essa última, menor a necessidade da mulher no sentido de buscar trabalho como forma de proteger a renda do domicílio e, portanto, maior o seu salário de reserva.

Quanto à escolaridade, espera-se que esta influencie positivamente P_i , já que, quanto mais anos de estudo, melhores as oportunidades de emprego e as chances de acesso a rendas elevadas.

Com relação à idade, utilizada como *proxy* da experiência, acredita-se em uma relação em forma de U invertido entre tal variável e P_i , a fim de captar a depreciação do capital humano, sugerida por Berndt (1996). Tal relacionamento indica que as oportunidades de trabalho e os salários aumentam à medida que a pessoa adquire mais experiência até certo ponto, a partir do qual a sua participação na PEA e o seu nível de rendimento começam a decrescer em função do envelhecimento do indivíduo e de sua perda de habilidade no trabalho.

Em relação à condição no domicílio, é esperado que as chefes apresentem maior probabilidade de trabalhar do que os outros grupos, por serem aquelas geralmente as responsáveis por grande parte do sustento de seus membros familiares, apresentando, portanto, menores salários de reserva.

O sinal esperado das variáveis relativas aos filhos pequenos é negativo pelo fato de a presença dessas crianças exigir maior tempo das mães, aumentando a produtividade do seu trabalho no domicílio.

Passando para os coeficientes das variáveis urbana e região metropolitana, acredita-se que eles sejam positivos, pois o maior dinamismo desses mercados diante daqueles localizados na zona rural e não metropolitana faz que os primeiros tendam a apresentar maiores oportunidades de emprego e renda em relação aos segundos. No mesmo sentido, esperam-se sinais positivos dos coeficientes das variáveis representativas das Regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, perante o grupo-base representado pelo Nordeste.

Por fim, não se conhece *a priori* a relação entre P_i e a raça da mulher, embora a inclusão de tal grupo de variáveis seja importante para controlar as diferenças de participação no mercado de trabalho por raça.

É importante destacar, ainda, que serão estimadas equações de participação para as mulheres não apenas para o mercado brasileiro, mas também para os mercados da RMBH e da RMS, de cujas equações as variáveis de localização serão retiradas, por serem redundantes. Além disso, com o intuito de comparar os determinantes da participação no mercado de trabalho entre os sexos, a equação (23) foi estimada para os homens.

3.1.3. Determinantes dos rendimentos no mercado de trabalho: o modelo de Seleção Amostral

Para se proceder a uma análise do comportamento atual dos níveis de rendimento das mulheres no mercado de trabalho, foi utilizado o modelo de Seleção Amostral, também conhecido como *Tobit II*.

O referido modelo, cuja descrição apresentada se baseia em Verbeek (2000), 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 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 de o indivíduo participar da amostra através da equação de seleção. Considerando Y como a variável representativa de tal participação, tem-se a equação (24).

$$Y_i^* = \alpha' Z_i + e_i \quad (24)$$

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 (25):

$$\begin{aligned} Y_i &= 1 & \text{se} & Y_i^* > 0 \\ Y_i &= 0 & \text{se} & Y_i^* \leq 0 \end{aligned} \quad (25)$$

Sendo W os rendimentos do trabalho, tem-se a equação (26):

$$W_i = \beta' X_i + v_i \quad (26)$$

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 médias zero, desvios-padrão σ_e e σ_v e correlação ρ , seu valor esperado é definido conforme a equação (27):

$$E(W_i | Y_i^* > 0) = \beta' X_i + \rho \sigma_v \lambda_i \quad (27)$$

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

$$\lambda_i = \frac{\phi\left(\frac{\alpha' Z_i}{\sigma_e}\right)}{\Phi\left(\frac{\alpha' Z_i}{\sigma_e}\right)} \quad (28)$$

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

Pela equação (27), observa-se que a estimação convencional de (26) 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 e 1997), Scorzafave e Menezes-Filho (2005) e Menezes et al. (2008), as variáveis explicativas da equação de seleção são as mesmas das consideradas na modelagem da probabilidade de uma mulher encontrar-se na PEA.

Quanto à equação de rendimentos, essa foi formulada a partir da teoria do capital humano. Tal teoria sugere que a função rendimento é côncava com relação à experiência, a fim de captar a depreciação do capital humano. Além disso, supõe que o rendimento aumente linearmente com a escolaridade e ressalta a importância de se considerarem diferenças de raça e gênero nas estimativas. Em relação às demais variáveis, estas foram incluídas com o intuito de controlar as diferenças de rendimento derivadas da região, setores de atividade e posição e tipo de ocupação e inserção no mercado de trabalho, conforme sugerido por Soares (2000). Dessa forma, torna-se possível obter uma medida mais adequada das diferenças de rendimentos entre homens e mulheres.

Feitas tais considerações, tem-se o seguinte modelo de explicação de rendimento:

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

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; 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_l ($l = 1$ a 6), variáveis *dummies* que definem a posição na ocupação no trabalho principal, com o grupo-base formado pelos empregados com carteira; Poc_1 , 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 trabalhadores¹⁰; 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 (23).

A respeito dos setores de atividade considerados na equação (29), 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 (29), 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

¹⁰ 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.

quanto na equação de rendimento, então o impacto sobre o valor esperado de W_i de uma alteração em um regressor deve considerar que λ também é uma função desse último. Tal afirmação pode ser verificada através das fórmulas (24) e (28). Neste trabalho, os efeitos marginais¹¹ foram calculados da maneira correta, através do *software Stata 9.2*.

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 PNAD¹², 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 et al. (1989).

Com o objetivo de apresentar resumidamente o MPV, baseado em Silva et al. (2002) e Carvalho (2005), considerou-se $y_j = (y_{j1}, \dots, y_{jR})'$ o vetor $R \times 1$ das variáveis de pesquisa observadas na unidade j , gerada por um vetor aleatório Y_j , para $j \in U$, em que $U = \{1, \dots, N\}$. Esse último vetor é considerado independente e identicamente distribuído com função-densidade $f(y; \theta)$, na qual θ é um vetor $K \times 1$ de parâmetros desconhecidos de interesse.

O vetor de parâmetros θ do modelo definido por $f(y; \theta)$ para a população finita, considerando-se que estão sendo utilizados dados de uma

¹¹ De acordo com a nomenclatura adotada por Hoffmann e Kassouf (2005), calculou-se neste trabalho o chamado efeito marginal condicional, ou seja, o impacto no retorno esperado do trabalho para as mulheres da amostra que estavam efetivamente recebendo rendimentos. O outro tipo de efeito marginal que emerge no modelo de seleção amostral apontado pelos referidos autores é o efeito marginal incondicional, que se refere ao impacto no retorno esperado do trabalho para toda a amostra de mulheres consideradas, independentemente se elas estavam recebendo ou não rendimentos.

¹² Maiores detalhes sobre a complexidade dos dados amostrais da PNAD são apresentados no Anexo A.

pesquisa amostral, pode ser estimado pelo estimador de MPV, $\hat{\theta}_{MPV}$, cujo valor é a solução das seguintes equações:

$$\hat{T}(\theta) = \sum_{j \in s} w_j u_j(\theta) = 0 \quad (30)$$

em que w_j são os pesos amostrais adequados para a estimação dos totais populacionais a partir da amostra s ; $u_j(\theta) = \partial \log[f(y_j; \theta)] / \partial \theta$ é o vetor $K \times 1$ dos escores da unidade elementar j , para $j \in U$; e $\hat{T}(\theta)$ é a soma dos escores ponderados.

A partir da equação (30), é possível estabelecer a variância assintótica de $\hat{\theta}_{MPV}$, mediante o uso da matriz de primeira ordem da expansão da série de Taylor, obtendo-se a seguinte expressão:

$$\hat{V}\left(\hat{\theta}_{MPV}\right) = \left[\hat{J}\left(\hat{\theta}_{MPV}\right)\right]^{-1} \hat{V}\left[\sum_{j \in s} w_j u_j\left(\hat{\theta}_{MPV}\right)\right] \quad (31)$$

em que $\hat{J}\left(\hat{\theta}_{MPV}\right) = \frac{\partial \hat{T}(\theta)}{\partial(\theta)} \Big|_{\theta = \hat{\theta}_{MPV}} = \sum_{j \in s} w_j \frac{\partial u_j(\theta)}{\partial(\theta)} \Big|_{\theta = \hat{\theta}_{MPV}}$ e $\hat{V}\left[\sum_{j \in s} w_j u_j\left(\hat{\theta}_{MPV}\right)\right]$

é um estimador consistente para a matriz de variância do estimador do total populacional dos escores.

Uma vez que é possível calcular os pesos w_j de diversas maneiras, os estimadores de MPV não são únicos. Usualmente, utilizam-se os pesos do estimador de Horwitz-Thompson para totais, que são iguais ao inverso da probabilidade de seleção do indivíduo na amostra. Ressalta-se ainda que, como Binder (1983) demonstrou que a distribuição assintótica de $\hat{\theta}_{MPV}$ é normal multivariada, as estimativas da matriz de variâncias $\hat{V}\left(\hat{\theta}_{MPV}\right)$ podem ser utilizadas para o cálculo de intervalos de confiança e estatísticas de teste.

3.1.4. Decomposição dos diferenciais de rendimento no mercado de trabalho brasileiro

Nesta parte da metodologia, o que se pretende com o instrumental apresentado é separar a diferença de rendimentos entre os sexos 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. Nesse sentido, uma metodologia adequada para tal fim é a decomposição de Oaxaca-Blinder, desenvolvida por Oaxaca (1973) e Blinder (1973).

Para a realização do referido procedimento, é necessário que inicialmente sejam estimadas equações de determinantes do rendimento, conforme apresentadas na expressão (34). Ressalta-se que a esta última foi incorporada a variável λ , conhecida como razão inversa de Mills e derivada a partir da equação de seleção, com o objetivo de evitar o viés de seletividade amostral, conforme proposto por Heckman (1979). Destaca-se ainda que, pelos motivos já expostos, os modelos citados foram estimados incorporando-se as características do plano amostral da PNAD e utilizando o MPV.

Transformando a expressão (29) na forma matricial, tem-se:

$$\ln W = X'\beta + v \quad (32)$$

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 homens e mulheres pode ser expressa como a diferença da previsão linear tomada no ponto médio dos regressores de cada grupo, conforme se segue:

$$\begin{aligned} D &= E(\ln W_H) - E(\ln W_M) = E(X_H'\beta_H + v) - E(X_M'\beta_M + v) \\ &= E(X_H)'\beta_H - E(X_M)'\beta_M \end{aligned} \quad (33)$$

em que $E(\beta_i) = \beta_i$ e $E(v_i) = 0$ por hipótese, com o índice i representando o grupo formado por homens (H) ou mulheres (M).

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 (33) da seguinte forma:

$$D = [E(X_H) - E(X_M)]' \beta_M + E(X_M)' (\beta_H - \beta_M) + [E(X_H) - E(X_M)]' (\beta_H - \beta_M) \quad (34)$$

Segundo Jann (2008), a expressão (34) é denominada “*three-fold decomposition*”, ou seja, o diferencial total entre os rendimentos de homens e mulheres 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 (34) representa o componente explicado ou efeito característica, que se refere à parcela da diferença no rendimento médio entre os sexos devida ao fato de os grupos apresentarem atributos produtivos distintos, assim como aspectos heterogêneos relacionados à sua inserção na atividade econômica e à localização do mercado de trabalho.

O segundo termo, por sua vez, mede a contribuição das diferenças nos coeficientes, incluindo o intercepto, sendo denominado componente não explicado ou efeito preço. Esse termo é geralmente atribuído pela literatura à discriminação entre os grupos. A idéia é que, mantidas constantes as características produtivas dos indivíduos, as diferenças nos retornos dessas últimas, medidas pelas diferenças nos coeficientes entre os dois grupos, estariam medindo um tratamento desigual entre os gêneros no mercado de trabalho. Dito de outra forma, o efeito preço estaria medindo a forma distinta com a qual as mesmas características pessoais e produtivas, utilizando-se controles para a sua forma de inserção no mercado de trabalho e a localização deste último, estariam sendo “precificadas”.

Conforme Jann (2008), é importante, entretanto, enfatizar que, além da possível discriminação entre os grupos, o termo não explicado também capta os potenciais efeitos das diferenças nas variáveis não observadas nas equações de rendimento. Nesse mesmo sentido, Scorza e Pazello (2007) apontaram que o diferencial nos coeficientes representaria apenas a discriminação entre os grupos se a estimação de (29) incorporasse todas as variáveis que afetam o rendimento/hora e fossem diferentes entre os grupos. Contudo, conforme os próprios autores reconhecem, é difícil acreditar que qualquer especificação para a equação de rendimento possa garantir isso, em razão da não-disponibilidade de alguns regressores ou por não estarem disponíveis ou por não serem observáveis. Dessa forma, o termo não explicado será entendido neste estudo como uma *proxy* da discriminação entre os grupos.

Por fim, o terceiro componente à direita de (34) é o termo de interação que leva em consideração o fato de as diferenças nas médias das variáveis explicativas que caracterizam os dois grupos e as diferenças nos coeficientes entre eles existem simultaneamente.

Ainda sobre (34), ressalta-se que esta é formulada do ponto de vista das mulheres, ou seja, as diferenças dos regressores entre os grupos para determinar o efeito característica são ponderadas pelos coeficientes da equação de rendimento feminina. Similarmente, para o efeito preço as diferenças nos coeficientes são ponderadas pelas médias das variáveis explicativas das mulheres, ou seja, tal componente mede a mudança esperada no rendimento/hora destas últimas se elas fossem remuneradas iguais aos homens, 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 (2008), a maioria dos estudos internacionais que utilizam tal decomposição somente informa as estimativas de ponto dos coeficientes, sem fazer qualquer menção sobre as variâncias amostrais e erros-padrão. Exceções podem ser encontradas em trabalhos como Oaxaca e Ransom (1998), Horrace 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-Blinder são apresentados por Jann (2005). Considere a estimativa de (32) conforme se segue:

$$\hat{w} = \bar{X}' \hat{\beta} \quad (35)$$

em que $\hat{w}$ é o logaritmo natural do rendimento/hora, $\bar{X}$, é o vetor das médias dos regressores e $\hat{\beta}$ são as estimativas de MPV para os coeficientes das equações de rendimento. Admitindo-se que a maioria dos estudos econômicos é baseada em dados amostrais nos quais as variáveis são, em sua grande parte, aleatórias, os regressores e, portanto, $\bar{X}$ são estocásticos. Considerando que o modelo (32) esteja corretamente especificado, a co-variância entre o resíduo e as variáveis explicativas é zero, de forma que $\bar{X}$ e $\hat{\beta}$ são não-correlacionados. Dessa forma, a variância de (35) pode ser obtida através de:

$$\hat{V}\left(\bar{X}' \hat{\beta}\right) = \bar{X}' \hat{V}\left(\hat{\beta}\right) \bar{X} + \hat{\beta}' \hat{V}\left(\bar{X}\right) \hat{\beta} + tr\left(\hat{V}\left(\bar{X}\right) \hat{V}\left(\hat{\beta}\right)\right) \quad (36)$$

em que $\hat{V}(\bar{X})$ e $\hat{V}(\hat{\beta})$ são as matrizes de variância co-variância estimadas para $\bar{X}$ e $\hat{\beta}$, e tr é traço da matriz¹³.

Admitindo que os dois grupos sejam independentes, o estimador da variância para a diferença do rendimento/hora médio entre homens e mulheres expressa por (33), substituindo X_i por $\bar{X}_i$ e β_i por $\hat{\beta}_i$, pode ser dado por:

$$\begin{aligned}
 \hat{V}(D) &= \hat{V}(\bar{X}_H' \hat{\beta}_H - \bar{X}_M' \hat{\beta}_M) \\
 &= \hat{V}(\bar{X}_H' \hat{\beta}_H) + \hat{V}(\bar{X}_M' \hat{\beta}_M) \\
 &= \bar{X}_H' \hat{V}(\hat{\beta}_H) \bar{X}_H + \hat{\beta}_H' \hat{V}(\bar{X}_H) \hat{\beta}_H + tr \left(\hat{V}(\bar{X}_H) \hat{V}(\hat{\beta}_H) \right) \\
 &\quad + \bar{X}_M' \hat{V}(\hat{\beta}_M) \bar{X}_M + \hat{\beta}_M' \hat{V}(\bar{X}_M) \hat{\beta}_M + tr \left(\hat{V}(\bar{X}_M) \hat{V}(\hat{\beta}_M) \right)
 \end{aligned} \tag{37}$$

Similarmente, o estimador da variância dos três componentes para a “three-fold” decomposition expressa em (34) é definido, respectivamente, conforme se segue:

$$\begin{aligned}
 \hat{V}(\bar{X}_H - \bar{X}_M)' \hat{\beta}_M &= (\bar{X}_H - \bar{X}_M)' \hat{V}(\hat{\beta}_M) (\bar{X}_H - \bar{X}_M) + \hat{\beta}_M' \left[\hat{V}(\bar{X}_H) + \hat{V}(\bar{X}_M) \right] \hat{\beta}_M + tr(.) \\
 \hat{V}(\bar{X}_M' [\hat{\beta}_H - \hat{\beta}_M]) &= \bar{X}_M' \left[\hat{V}(\hat{\beta}_H) + \hat{V}(\hat{\beta}_M) \right] \bar{X}_M + (\hat{\beta}_H - \hat{\beta}_M)' \hat{V}(\bar{X}_M) (\hat{\beta}_H - \hat{\beta}_M) + tr(.) \\
 \hat{V}(\bar{X}_H - \bar{X}_M)' [\hat{\beta}_H - \hat{\beta}_M] &= (\bar{X}_H - \bar{X}_M)' \left[\hat{V}(\hat{\beta}_H) + \hat{V}(\hat{\beta}_M) \right] (\bar{X}_H - \bar{X}_M) \\
 &\quad + (\hat{\beta}_H - \hat{\beta}_M)' \left[\hat{V}(\bar{X}_H) + \hat{V}(\bar{X}_M) \right] (\hat{\beta}_H - \hat{\beta}_M) + tr(.)
 \end{aligned} \tag{38}$$

¹³ A prova de (36) encontra-se em Jann (2005).

Neste trabalho, a implementação do cálculo dos desvios-padrão dos componentes da decomposição de Oaxaca-Blinder foi obtida mediante a utilização da rotina *Oaxaca* no software *Stata 9.2*. 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 (2008), 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 multicolinearidade¹⁴ (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.

¹⁴ Para regressões com intercepto, o não-cumprimento dessa regra provoca o problema conhecido como “armadilha da variável” *dummy*, que consiste na perfeita multicolinearidade entre as variáveis representativas de determinado grupo de características (GUJARATI, 2000). Uma forma alternativa de evitar o problema seria simplesmente omitir o intercepto, sendo tal prática não recomendável por Wooldridge (2006) e Gujarati (2000), por dificultar o teste de diferenças relativas a um grupo de referência. Por esse motivo, neste trabalho foi adotado o procedimento usual.

Conforme destacaram Oaxaca e Ransom (1999), se o objetivo é estimar apenas os efeitos totais da decomposição expressa em (34), 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 (2008) 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:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \dots + \beta_{k-1} D_{k-1} + \varepsilon \quad (39)$$

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

Admitindo a categoria k como grupo-base, o modelo (39) pode ser alternativamente formulado, conforme se segue:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \dots + \beta_{k-1} D_{k-1} + \beta_k D_k + \varepsilon \quad (40)$$

em que β_k é restringido a zero. Dado:

$$c = (\beta_1 + \dots + \beta_k) / k \quad (41)$$

e definindo:

$$\tilde{\beta}_0 = \beta_0 + c \text{ e } \tilde{\beta}_j = \beta_j - c, \quad j = 1, \dots, k \quad (42)$$

o modelo normalizado é dado, então, por:

$$Y = \tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}_1 D_1 + \dots + \tilde{\beta}_k D_k + \varepsilon, \quad \sum_{j=1}^k \tilde{\beta}_j = 0 \quad (43)$$

Ressalta-se que o modelo normalizado é matematicamente equivalente ao original, ou seja, ambos produzem previsões idênticas. Neste trabalho, o procedimento de Yun (2005) foi implementado através da rotina *Oaxaca* no software *Stata* 9.2. Dessa forma, torna-se possível fornecer resultados detalhados da decomposição de Oaxaca-Blinder normalizados, mesmo na presença de variáveis qualitativas, cuja presença é constante em estudos desta natureza. A importância de tal procedimento foi destacada por Jann (2008), que enfatizou a necessidade de se reproduzir a contribuição específica de cada

grupo para um melhor entendimento dos fatores responsáveis pelo diferencial de rendimento entre os grupos de interesse.

Por fim, outro aspecto também pouco explorado na literatura, trabalhado neste estudo, é a utilização do procedimento de Oaxaca-Blinder para a análise das diferenças de rendimento/hora médio entre regiões; no caso, a RMBH e a RMS. Embora a maioria das aplicações da referida metodologia esteja concentrada na literatura de discriminação no mercado de trabalho¹⁵, ela pode ser utilizada também sobre outros enfoques. Conforme destacou Jann (2008), a decomposição de Oaxaca-Blinder pode ser empregada para estudar diferenças entre grupos para qualquer variável de resultado. Nesse sentido, a expressão (34) pode ser renomeada de forma a se analisar o diferencial de rendimento regional, conforme se segue:

$$D = [E(X_{BH}) - E(X_{Sal})] \beta_{Sal} + E(X_{Sal})'(\beta_{BH} - \beta_{Sal}) + [E(X_{BH}) - E(X_{Sal})](\beta_{BH} - \beta_{Sal}) \quad (44)$$

O primeiro termo à direita da equação (44) é novamente o componente explicado ou efeito característica, indicando agora 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, que é mais uma vez o componente não explicado ou efeito preço, representa uma medida de diferenciação de rendimentos entre as regiões, independentemente das respectivas médias das características do trabalho e dos atributos pessoais (produtivos e não-produtivos). Esse termo poderia estar representando uma valoração distinta dessas mesmas

¹⁵ Para uma discussão desses trabalhos na literatura internacional, consultar Stanley e Jarrel (1998) e Weichselbaumer e Winter-Ebmer (2003). Em termos nacionais, podem-se citar os estudos de Soares (2000), Campante et al. (2004), Giuberti e Menezes-Filho (2005) e Matos e Machado (2006).

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 (2008) e Scorzafave e Pazello (2007).

Por fim, o terceiro componente à direita de (44) 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.

As estimativas das variâncias amostrais dos componentes da decomposição regional, assim como a resolução do problema de indeterminação associado ao uso de *dummies*, foram realizadas de maneira análoga ao descrito para a decomposição de rendimento por gênero.

3.2. Fonte de dados

Os dados necessários para a realização deste trabalho foram obtidos a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Para a realização da análise descritiva, foram utilizados os microdados da pesquisa disponíveis no período compreendido entre 1986-2006. Na feitura da decomposição univariada da taxa de atividade feminina, utilizaram-se os microdados da pesquisa de 1986 e 2006. Por fim, para a discussão dos determinantes da participação e rendimento, assim como para o procedimento da decomposição de Oaxaca-Blinder, os dados foram os da pesquisa de 2006, que era a mais recente à época da realização deste trabalho.

No Anexo A, discutem-se, em três partes, alguns aspectos fundamentais referentes aos dados da PNAD e à sua utilização em procedimentos empíricos. Na primeira parte, apresentam-se o histórico e as características da PNAD.

Na segunda, o foco recai sobre o procedimento de harmonização necessário para se estudar a participação feminina no mercado de trabalho utilizando, simultaneamente, dados das pesquisas anteriores a 1992 e de 1992 em diante. Tal procedimento, baseado em Guerra (1997), consiste em manter o conceito de trabalho que vigorava até a PNAD de 1990 para as PNADs de 1992 em diante, a despeito da ampliação desse conceito, implementada a partir de 1992. Ressalta-se que essa compatibilização é a única possível, uma vez que os formulários das pesquisas mais antigas não possibilitam o cálculo da definição atual de trabalho. Além dessa harmonização realizada em razão da ampliação do conceito de trabalho em 1992, na segunda parte do Anexo A são apresentados mais dois procedimentos necessários à comparação das informações entre as PNADs do período 1986-2006, visando aos propósitos deste estudo: i) procedimento de compatibilização da classificação das atividades econômicas de acordo com a CNAE-Domiciliar adotada a partir de 2002, com a classificação adotada pela PNAD até 2001; e ii) harmonização geográfica, derivada da inclusão, a partir de 2004, da informação sobre áreas rurais de alguns Estados da Região Norte do país.

Por fim, a terceira parte do Anexo A delinea o plano amostral da PNAD e apresenta algumas implicações deste.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A apresentação dos resultados foi realizada em cinco grandes partes. Na primeira, mostram-se as características gerais dos mercados de trabalho brasileiro e da RMBH e RMS. Na segunda é discutida a decomposição da taxa de atividade feminina em diferentes grupos socioeconômicos para os mercados considerados. Na terceira e quarta partes, têm-se, respectivamente, os determinantes da participação e rendimento dos trabalhadores para os três mercados em análise. Por fim, a quinta parte traz os resultados da decomposição de Oaxaca-Blinder para os diferenciais de rendimento/hora médio entre os sexos para o mercado de trabalho nacional e da RMBH e RMS, assim como a decomposição do hiato de rendimento entre estas duas últimas regiões.

4.1. Características gerais dos mercados de trabalho nacional e das regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador

Com o objetivo de descrever o perfil geral dos mercados de trabalho de interesse, esta seção apresenta as principais características dos atributos pessoais dos trabalhadores – sexo, idade e escolaridade –, assim como aqueles

referentes aos postos de trabalho – jornada de trabalho, posição na ocupação, setores de atividade e rendimento real médio.

Inicialmente, descreve-se o mercado de trabalho brasileiro para, em seguida, introduzir a análise dos mercados da RMBH e RMS, com o objetivo não só de realizar uma comparação entre esses dois mercados, como também posicioná-los perante o contexto nacional.

Antes de apresentar as referidas características gerais dos mercados de interesse, é importante ressaltar que foram considerados na análise indivíduos entre 16 e 65 anos, em função da legislação brasileira referente às idades mínimas para o trabalho e a aposentadoria. No Brasil, a Constituição Federal de 1988 (art. 7º, XXXIII) admite o trabalho, em geral, a partir dos 16 anos, exceto nos casos de trabalhos noturno, perigoso ou insalubre, em que a idade mínima se dá aos 18 anos. A Constituição admite, também, o trabalho a partir dos 14 anos (art. 227, § 3º, I), mas somente na condição de aprendiz (art. 7º, XXXIII). Quanto à aposentadoria, a Lei 8.213/91, arts. 48 a 51, define como idade mínima para a aposentadoria do trabalhador urbano a idade de 65 anos para homens e 60 para mulheres. No caso do trabalho rural, tal idade é reduzida em 5 anos para ambos os sexos.

Feita tal observação, destaca-se que o conceito de taxa de atividade apresentado neste estudo é definido conforme se segue:

$$TA = \frac{PEA}{PIA} = \frac{PO + PD}{PIA} \quad (45)$$

em que TA é a taxa de atividade; PEA , a população economicamente ativa; PIA , a população em idade ativa, sendo no caso as pessoas compreendidas entre 16 e 65 anos; PO , as pessoas ocupadas; e PD , as pessoas desocupadas.

Em alguns pontos deste trabalho foi utilizado também o conceito de nível da ocupação, que se refere à proporção de pessoas ocupadas em relação àquelas em idade ativa. Na expressão (45), tal conceito seria representado pelo quociente entre PO e PIA .

4.1.1. Características gerais do mercado de trabalho nacional

A fim de fornecer uma primeira visão do mercado de trabalho nacional, apresentam-se, respectivamente nas Figura 2 e 3, as taxas de atividade e os níveis da ocupação por sexo no período 1986-2006.

O primeiro aspecto a considerar é que os homens ainda estão mais presentes no mercado de trabalho, tanto em termos de taxa de atividade quanto em nível da ocupação. Entretanto, o marcante processo de feminização nesse mercado reduziu essa diferença, fazendo que o hiato entre as taxas de participação por gênero passasse de 46 para 25 pontos percentuais no período 1986-2006, conforme apresentado na Tabela 1.

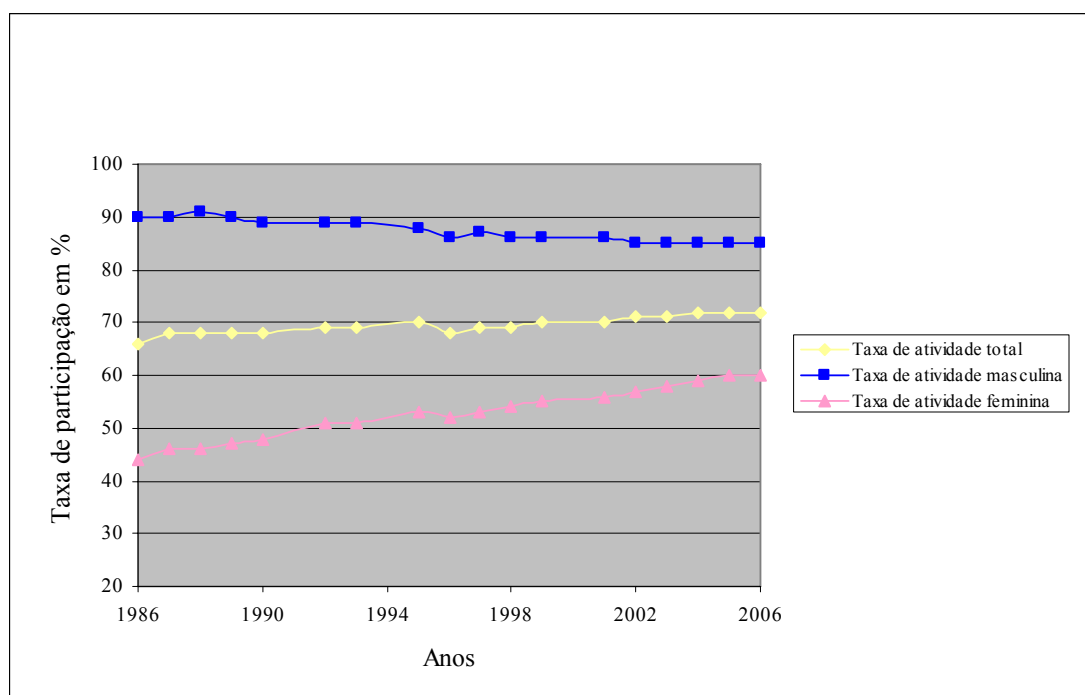


Figura 2 – Taxas de participação no mercado de trabalho nacional, por gênero, no período 1986-2006.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

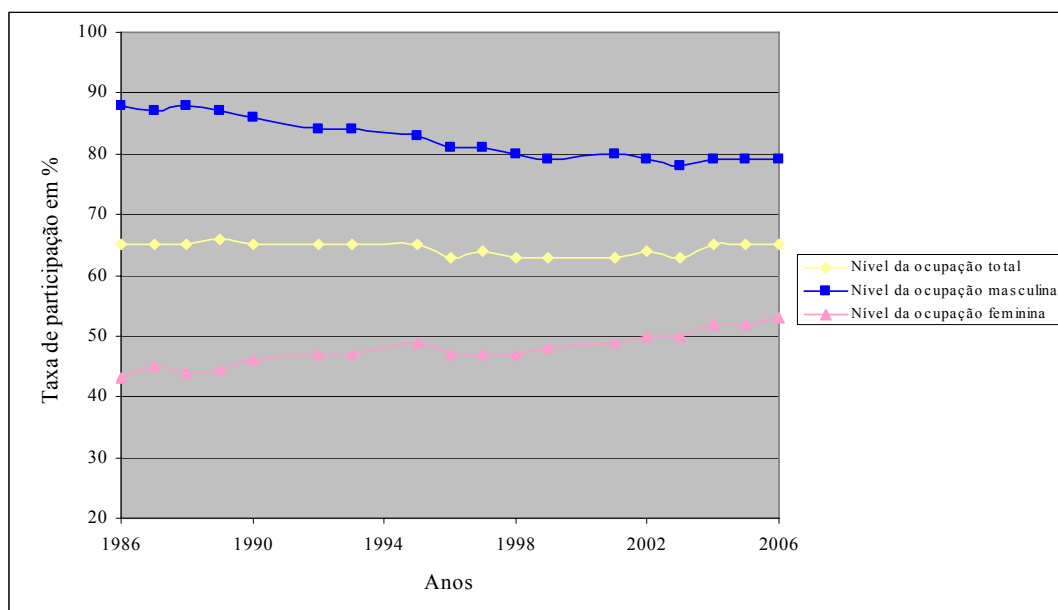


Figura 3 – Níveis da ocupação no mercado de trabalho nacional, por gênero, no período 1986-2006.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Tabela 1 – Taxas de participação no mercado de trabalho nacional, por gênero, no período 1986-2006

Ano	Total	Homens	Mulheres	Hiato entre Sexos
1986	66	90	44	46
1990	68	89	48	41
1992	69	89	51	38
1996	68	86	52	34
2001	70	86	56	30
2006	72	85	60	25

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

O mesmo processo de redução é verificado quando se analisam o nível da ocupação, para o qual o hiato foi diminuído de 45 pontos percentuais em 1986 para 26 pontos percentuais em 2006 (Tabela 2).

Tabela 2 – Níveis da ocupação no mercado de trabalho nacional, por gênero, no período 1986-2006

Ano	Total	Homens	Mulheres	Hiato entre Sexos
1986	65	88	43	45
1990	65	86	43	43
1992	65	84	47	37
1996	63	81	47	34
2001	63	80	49	31
2006	65	79	53	26

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Conforme destacaram Soares e Izaki (2002), embora o aumento da participação feminina seja alteração relevante, as mulheres, entretanto, ainda estão bem menos presentes que os homens no mercado de trabalho, sendo pouco provável que as taxas por gênero se igualem em um futuro próximo.

Sobre os níveis de ocupação por gênero apresentados, é importante ressaltar que as transformações econômicas ocorridas na década de 1990 parecem ter causado maior impacto no emprego masculino do que no feminino. Enquanto o nível da ocupação dos homens se reduziu de 88% para 79%, o das mulheres aumentou de 43% para 53% no período 1986-2006. Essa mesma tendência foi observada por Ambrozio (2006), analisando o saldo líquido de empregos entre 1996 e 2005 por gênero, a partir dos dados do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (CAGED). Uma possível explicação para tal fenômeno pode advir do fato de as transformações mencionadas terem atingido mais os empregos cuja participação masculina é mais expressiva do que a feminina, como no caso da indústria, que detém postos de trabalho tipicamente desempenhados por homens.

Em relação às diferenças no comportamento do nível da ocupação entre os sexos, Borges (2006) ressaltou que em um prisma mais amplo esse resultado está associado ao atual estágio do capitalismo mundial. Este último tem sido marcado por mudanças tecnológicas e organizacionais, juntamente

com uma reestruturação empresarial que tem levado à drástica redução do número de trabalhadores na indústria, na qual a presença masculina é majoritária. No entanto, esse mesmo estágio tem ocasionado o aumento do contingente de mão-de-obra nas atividades do terciário, em que são crescentes as possibilidades de inserção do trabalho feminino.

Passando agora para as características gerais dos trabalhadores brasileiros, têm-se, na Tabela 3, as médias e os desvios-padrão, por gênero, de seus atributos pessoais e de aspectos relacionados aos postos de trabalho. Destaca-se que o período de análise se inicia em 1992 e não em 1986, devido ao fato de as variáveis que contêm as informações sobre o estrato e a unidade primária na PNAD, necessárias para o cálculo adequado dos desvios-padrão populacionais, terem sido disponibilizadas apenas a partir das pesquisas realizadas de 1992 em diante.

O primeiro ponto a destacar sobre os dados é que, pelo teste de diferença das médias, todas as características e aspectos apresentados para homens e mulheres, com exceção da idade, apresentaram médias estatisticamente diferentes entre si, indicando diferenças significativas por gênero em todos os anos.

Passando para uma análise mais detalhada dos dados, observou-se que os anos médios de estudo aumentaram tanto para os homens quanto para as mulheres, indicando melhoria nessa característica produtiva dos trabalhadores. Conforme argumentaram Barrio e Soares (2006), essa melhoria é o resultado, de certa forma, do fato de o mercado estar exigindo cada vez mais qualificação. Destaca-se também que a escolaridade feminina mostrou-se superior à masculina durante todo o período, sendo a tendência apresentada de aumento desse hiato entre os gêneros, já que a diferença dos anos de estudo entre mulheres e homens aumentou de 0,65 ano em 1992 para 0,97 ano em 2006. Portanto, no mercado de trabalho nacional as mulheres têm apresentado maior investimento em Educação, de forma a melhorar a sua capacidade produtiva, em comparação com os homens.

Tabela 3 – Estatísticas descritivas das características produtivas dos trabalhadores ocupados e aspectos relacionados aos postos de trabalho por gênero, Brasil – 1992-2006

Atributo e Ano	Homem		Mulher		Teste das médias	
	Média	DP	Média	DP	Estat. T	Sig t
1992						
Escolaridade (1)	5,37	0,11	6,02	0,11	-17,85	0,00
Experiência (2)	23,11	0,10	22,39	0,14	8,66	0,00
Idade	34,46	0,06	34,38	0,08	0,82	0,41
Horas de trabalho semanal (3)	46,22	0,15	35,72	0,27	37,24	0,00
Rendimento do trabalho principal (4)	791,33	20,89	485,14	14,47	27,00	0,00
Rendimento por hora (mensal) (5)	4,33	0,12	3,30	0,10	16,87	0,00
1996						
Escolaridade	5,84	0,08	6,74	0,08	-33,46	0,00
Experiência	23,18	0,09	22,14	0,12	10,56	0,00
Idade	34,99	0,06	34,85	0,08	1,54	0,12
Horas de trabalho semanal	46,02	0,15	36,60	0,21	39,65	0,00
Rendimento do trabalho principal	1097,94	23,60	719,60	17,30	32,33	0,00
Rendimento por hora (mensal)	6,23	0,14	5,13	0,12	12,12	0,00
2001						
Escolaridade	6,53	0,03	7,54	0,04	-39,95	0,00
Experiência	23,01	0,05	22,07	0,07	12,65	0,00
Idade	35,49	0,05	35,57	0,06	-1,26	0,21
Horas de trabalho semanal	45,41	0,08	36,52	0,12	75,01	0,00
Rendimento do trabalho principal	970,96	11,09	672,99	8,26	36,01	0,00
Rendimento por hora (mensal)	5,59	0,08	4,69	0,06	14,18	0,00
2006						
Escolaridade	7,46	0,03	8,43	0,04	-46,06	0,00
Experiência	22,79	0,05	22,02	0,06	11,52	0,00
Idade	36,23	0,05	36,43	0,05	-3,37	0,00
Horas de trabalho semanal	43,82	0,07	35,66	0,10	82,42	0,00
Rendimento do trabalho principal	977,79	10,55	694,32	7,96	36,04	0,00
Rendimento por hora (mensal)	5,82	0,08	4,97	0,07	12,01	0,00

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

(1) Escolaridade medida em anos de estudo.

(2) Variável experiência definida conforme Mincer (1974).

(3) Horas de trabalho semanal no trabalho principal.

(4) Rendimento mensal do trabalho principal em reais. Os valores de 1992, 1996 e 2001 foram corrigidos pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) com base em setembro de 2006, que foi o período de levantamento de dados da PNAD mais recente.

(5) Razão entre o rendimento mensal do trabalho principal e as horas de trabalho semanal multiplicadas por 4,2 semanas.

Quanto à variável experiência, devido à sua não-disponibilidade no banco de dados da PNAD, ela foi obtida conforme sugerido por Mincer (1974). Segundo esse autor, a experiência é adquirida supondo-se que todos os trabalhadores comecem seus estudos aos 6 anos de idade e nenhum tempo é desperdiçado fora da escola ou do mercado de trabalho¹⁶. Feita tal explanação, observou-se que a experiência mostrou-se superior para os homens durante todos os anos analisados. Tal resultado está de certa forma associado ao fato de que, posto que as mulheres investem mais em educação do que os homens, estes ingressam mais precocemente no mercado de trabalho do que aquelas. Dessa forma, dado que as idades médias entre os sexos não se mostraram estatisticamente significativas no período, com exceção de 2006, os homens apresentaram menor escolaridade, mas maior experiência no mercado de trabalho. Contudo, cabe ressaltar que, devido a diferenças no ciclo de vida entre mulheres e homens, as primeiras apresentam maior descontinuidade no trabalho, conforme hipótese sugerida por Mincer e Polachek (1974). Dessa forma, a variável experiência utilizada não consegue captar, na prática, a verdadeira experiência do trabalho feminino. Essa discussão é retomada durante a análise das equações de rendimento e da possível existência de discriminação por gênero no mercado de trabalho.

Sobre a variável idade, observou-se que a sua média aumentou em ambos os gêneros, indicando o envelhecimento da população nacional nos últimos anos, verificado em diversos estudos, como de Moreira (1998) e Camarano (2002).

Em relação à jornada de trabalho semanal, os homens apresentaram maior número de horas trabalhadas do que as mulheres em todo o período. Embora tal diferença venha diminuindo ao longo dos anos, passando de 10,5 horas em 1992 para 8,16 em 2006, ela é ainda bastante significativa. Dessa forma, para se comparar o nível de rendimento por gênero, é mais indicado utilizar a razão rendimento/hora do que o nível de rendimento total, a fim de

¹⁶ A variável experiência foi, então, calculada tomando-se a idade do indivíduo subtraída de sua escolaridade e do valor 6.

eliminar da comparação as diferenças de rendimento devidas às distintas jornadas de trabalho entre os sexos. Na Tabela 3, a variável rendimento por hora mensal foi obtida dividindo-se o rendimento mensal do trabalho principal pela jornada de trabalho semanal nesse emprego principal multiplicada por 4,2 semanas. A Figura 4 apresenta o comportamento das curvas desses rendimentos médios por hora para homens e mulheres no período 1992-2006.

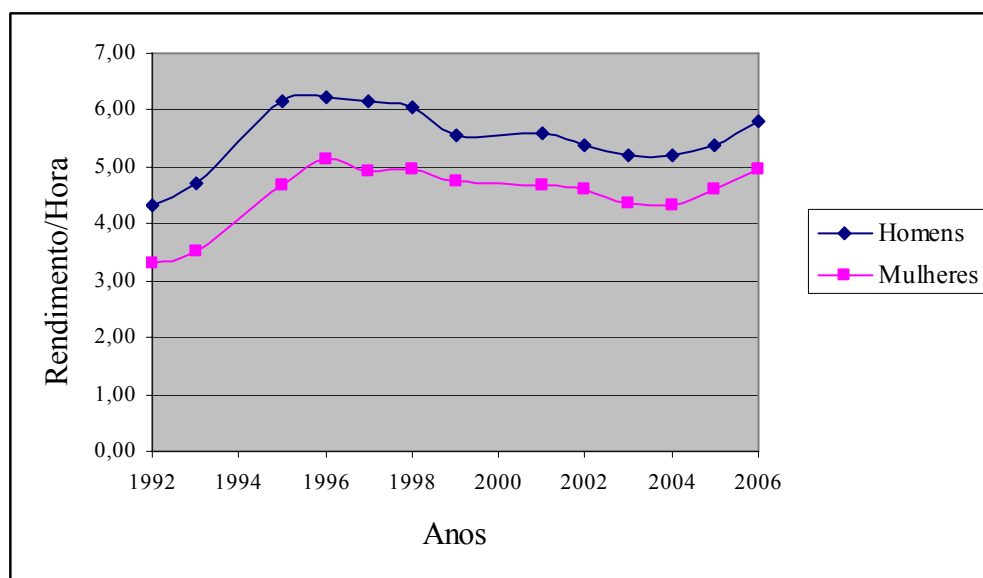


Figura 4 – Rendimento real médio/hora por gênero – Brasil, 1992-2006.
 Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.
 Nota: Valores corrigidos pelo INPC com base em setembro de 2006.

Observa-se, nessa figura, que as curvas dos rendimentos/hora apresentaram o mesmo comportamento para ambos os sexos, refletindo o comportamento da economia brasileira no período analisado. Após a recuperação do rendimento/hora entre os anos de 1992 e 1996, principalmente depois da estabilização da economia com o Plano Real em 1994, verificou-se uma reversão dessa tendência a partir de 1997, em consequência da conjugação de baixas taxas de crescimento econômico com o processo de reestruturação produtiva. Essa reestruturação, segundo Guimarães (2002) e Oit

(2007), provocou significativo aumento do desemprego, perda do poder aquisitivo dos rendimentos do trabalho e ampliação do contingente de trabalhadores inseridos de maneira precária no mercado de trabalho. Porém, a partir do início da presente década, tem-se observado nova reversão, pois, apesar da moderada recuperação das taxas de crescimento econômico do país no período, verificou-se a geração de número significativo de postos de trabalho, juntamente com intenso processo de formalização do emprego (4,6 milhões de empregos formais foram gerados entre 2003 e 2006, segundo Oit (2007)). Tais fatores acabaram por provocar uma recomposição do poder de compra dos rendimentos, que passaram a apresentar ganhos reais a partir de 2005 sem, entretanto, recuperar os níveis atingidos em 1996.

Apesar de as curvas de rendimento de ambos os sexos terem apresentado o mesmo formato, o rendimento/hora percebido pelos homens foi superior ao das mulheres durante todos os anos considerados. Apesar dessa diferença de rendimento por gênero, percebe-se que ela vem diminuindo ao longo dos anos, já que as curvas de rendimento foram se aproximando ao longo do tempo.

Outra forma de verificar essa tendência de redução do hiato de rendimento por gênero é analisando-se o comportamento da razão entre o rendimento/hora das mulheres e o rendimento/hora dos homens, conforme apresentado na Figura 5.

Verifica-se nitidamente, nessa figura, que a razão entre o rendimento real médio/hora das mulheres e dos homens apresenta tendência ascendente no período em análise. Dito de outra forma, enquanto o rendimento/hora das mulheres observado em 1992 representava 76,2% daquele recebido pelos homens, em 2006 esse mesmo indicador para o sexo feminino era equivalente a 85,4% do observado para os homens. Essa mesma tendência foi verificada por Ambrozio (2006) e Oit (2007). Deve-se destacar que essa melhoria nos rendimentos femininos parece estar mais relacionada ao fato de as mudanças na economia nacional na década de 1990 terem afetado mais os empregos tipicamente masculinos do que promovido maior igualdade de tratamento entre os sexos no mercado de trabalho.

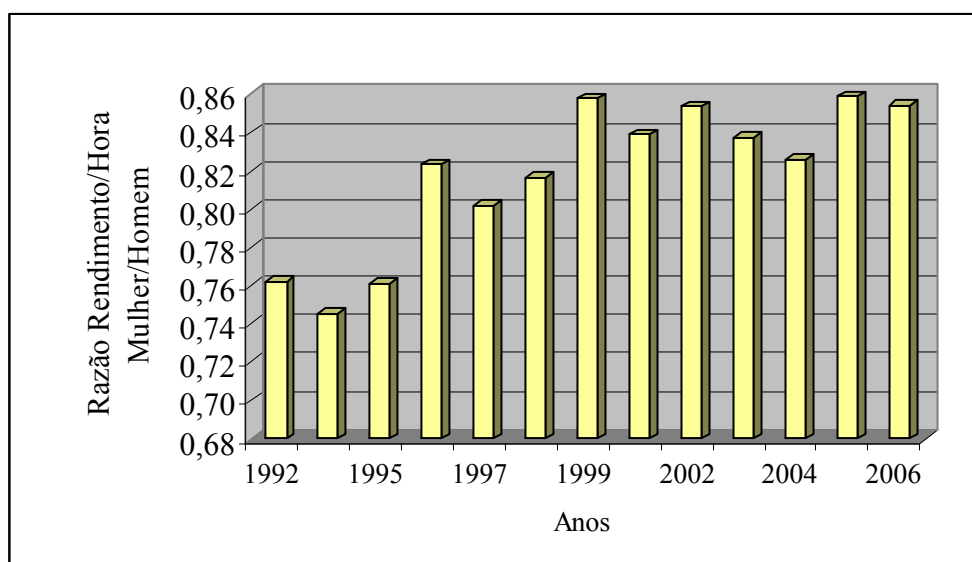


Figura 5 – Razão entre o rendimento real médio/hora das mulheres e dos homens, Brasil, 1992-2006.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Nota: Valores corrigidos pelo INPC com base em setembro de 2006.

Em relação a esse último aspecto, tem-se que o comportamento dos rendimentos/hora apresentado anteriormente pode sinalizar também possíveis diferenças entre a inserção de homens e mulheres no mercado de trabalho nacional, indicando melhor situação relativa dos primeiros. Porém, deve-se ressaltar que, antes de introduzir o termo de discriminação entre os sexos no mercado de trabalho, é necessário isolar, dentro do diferencial de rendimentos, as parcelas devidas às diferentes características produtivas e às distintas formas de inserção no mercado de trabalho entre os sexos daquela parcela que se deve exclusivamente à diferença de gênero. Esse procedimento foi realizado na decomposição de Oaxaca-Blinder apresentada nas seções 4.4 e 4.5.

Seguindo com a descrição geral do mercado de trabalho brasileiro, apresenta-se, na Tabela 4, a distribuição dos trabalhadores por gênero, segundo a posição na ocupação e a categoria do emprego no trabalho principal.

Tabela 4 – Pessoas entre 16 e 65 anos de idade, ocupadas na semana de referência, segundo o sexo, a posição na ocupação e a categoria do emprego no trabalho principal, Brasil, 1992-2006

Posição na Ocupação e Categoria do Emprego no Trabalho Principal	Pessoas Ocupadas (%)				Homens (%)				Mulheres (%)			
	1992	1996	2001	2006	1992	1996	2001	2006	1992	1996	2001	2006
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Empregados	55,5	55,7	56,6	58,9	61,9	61,2	62,1	64,4	45,6	47,3	48,9	51,6
Com carteira de trabalho	32,5	31,1	31,3	34,0	36,5	34,7	34,7	38,0	26,2	25,7	26,4	28,8
Militares e estatutários	6,7	7,3	6,9	7,0	5,1	5,5	5,3	5,5	9,2	9,9	9,1	9,0
Sem carteira de trabalho	16,3	17,3	18,5	17,9	20,2	20,9	22,0	20,9	10,2	11,7	13,4	13,8
Sem declaração de carteira	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Trabalhadores domésticos	6,5	7,4	7,9	7,8	0,6	0,8	0,8	0,8	15,6	17,3	18,1	17,1
Com carteira de trabalho	1,3	1,7	2,2	2,2	0,2	0,4	0,4	0,4	2,8	3,9	4,7	4,6
Sem carteira de trabalho	5,2	5,6	5,8	5,6	0,3	0,4	0,4	0,5	12,8	13,4	13,4	12,5
Sem declaração de carteira	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Conta-própria	22,3	22,7	22,3	20,8	26,1	27,0	26,6	24,4	16,5	16,3	16,3	16,0
Empregadores	3,9	3,8	4,2	4,5	5,3	4,9	5,5	5,7	1,6	2,1	2,5	2,9
Não-remunerados	7,5	6,7	5,7	4,6	4,8	4,5	3,7	2,8	11,5	10,0	8,6	6,8
Tr. prod. próprio consumo (1)	4,3	3,5	3,0	3,3	1,2	1,2	1,1	1,6	9,1	6,9	5,6	5,6
Tr. const. próprio uso (2)	0,0	0,2	0,2	0,1	0,0	0,3	0,3	0,2	0,0	0,1	0,1	0,0
Sem declaração	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

(1) Trabalhadores na produção para o próprio consumo.

(2) Trabalhadores na construção para o próprio uso.

Esses dados indicam aumento no número de empregados tanto entre os homens quanto entre as mulheres. Seguindo a tendência do mercado de trabalho nacional, enquanto no geral e para os homens o emprego formal caiu entre 1992 e 2001, apresentando recuperação a partir de 2003, expressa na maior proporção de trabalhadores com carteira assinada em 2006, a proporção de empregados sem carteira elevou-se entre 1992 e 2001, para depois diminuir, conforme verificado nos números de 2006. No caso das mulheres, observou-se que a proporção de ocupadas aumentou mais do que o dobro da elevação verificada para os homens no período. Porém, para essas últimas, tanto o emprego com carteira de trabalho assinada quanto aquele sem carteira aumentaram em todo o período, ressaltando-se que, enquanto o primeiro se

elevou em 2,6 pontos percentuais, o segundo apresentou aumento de 3,6 pontos percentuais. Esse último aspecto reflete, de certo modo, o fato de que a inserção das mulheres no mercado de trabalho, quando comparada com a observada para os homens, tem sido marcada pela sua maior participação nas ocupações mais vulneráveis, caracterizadas por elevado grau de informalidade e por baixos rendimentos. Entre tais ocupações, destacam-se o trabalho doméstico, o trabalho não-remunerado e o trabalho na produção para o próprio consumo.

O trabalho doméstico, embora inexpressivo para os homens, representa parcela significativa das mulheres ocupadas no mercado de trabalho, respondendo por 17,1% de toda a ocupação feminina em 2006. Essa posição na ocupação se caracteriza fortemente pela precariedade dos vínculos e pelo não-cumprimento da legislação trabalhista. Pela Tabela 4, observa-se que a proporção de trabalhadoras domésticas sem carteira de trabalho assinada é muito superior à verificada naquelas com carteira assinada. Em 2006, somente 28% dessas trabalhadoras possuíam carteira de trabalho assinada pelo empregador. Além disso, conforme destacou Oit (2007), a remuneração das trabalhadoras domésticas é baixa, quase sempre próxima ao salário mínimo.

Já o trabalho não-remunerado, embora tenha sofrido queda expressiva para as mulheres no período, passando de 11,5% em 1992 para 6,8% em 2006, continua sendo mais expressivo entre as mulheres do que entre os homens, cuja proporção entre todos os ocupados representava apenas 2,8% em 2006. A mesma tendência é verificada entre os trabalhadores na produção para o próprio consumo, que entre as mulheres representa 5,6% de todas as ocupadas, contra apenas 1,6% entre os homens, ressaltando-se que a proporção feminina chegou a ser de 9,1% em 1992.

Ainda sobre a maior participação feminina na economia informal, é importante ressaltar que, conforme destacaram Wajnman e Perpétuo (1997), as mulheres tendem a buscar mais do que os homens ocupações nesses setores devido à maior flexibilidade proporcionada por estes últimos. Dessa forma,

torna-se mais fácil para elas conciliar o trabalho de mercado com as atividades em casa, as quais lhe são geralmente atribuídas.

Passando para a distribuição de homens e mulheres no mercado de trabalho quanto aos setores de atividade econômica, apresenta-se a Tabela 5, que descreve os grupamentos de atividade do trabalho principal por gênero no Brasil.

Tabela 5 – Pessoas entre 16 e 65 anos de idade ocupadas na semana de referência, segundo o sexo e os grupamentos de atividade do trabalho principal – Brasil, 1992-2006

Grupamentos de Atividade do Trabalho Principal (1)	Pessoas Ocupadas (%)				Homens (%)				Mulheres (%)			
	1992	1996	2001	2006	1992	1996	2001	2006	1992	1996	2001	2006
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Agrícola	25,1	21,7	18,5	16,5	27,1	24,6	21,4	19,3	22,1	17,5	14,4	12,8
Indústria de transformação	15,1	14,5	14,1	14,4	16,2	15,6	15,4	15,9	13,4	12,9	12,3	12,3
Outras atividades industriais	1,1	0,9	0,8	0,9	1,6	1,3	1,2	1,3	0,3	0,3	0,2	0,3
Construção	6,8	7,0	7,2	6,8	10,9	11,3	11,9	11,6	0,5	0,4	0,5	0,5
Comércio e reparação	15,0	16,5	17,2	18,0	17,0	18,3	18,6	19,3	12,0	13,7	15,2	16,4
Alojamento e alimentação	3,7	3,9	4,2	3,8	3,4	3,5	3,7	3,2	4,2	4,5	4,9	4,7
Trans., armazen. e comun. (2)	4,1	4,4	4,9	4,8	6,2	6,6	7,4	7,3	1,0	1,2	1,3	1,5
Administração pública	5,2	5,2	5,2	5,3	5,7	5,6	5,6	5,8	4,4	4,5	4,6	4,7
Educ., saú. e serv. sociais (3)	8,0	8,8	9,3	9,4	2,7	3,2	3,6	3,7	16,2	17,4	17,5	17,1
Serviços domésticos	6,5	7,4	7,9	7,8	0,6	0,8	0,8	0,8	15,6	17,3	18,1	17,1
Outros (4)	3,4	3,5	3,7	4,4	2,3	2,6	2,9	3,1	5,1	4,8	4,9	6,1
Outras atividades	5,5	5,9	6,7	7,7	5,9	6,4	7,1	8,4	5,0	5,2	6,0	6,7
Ativ. maldef. (5)	0,3	0,3	0,3	0,2	0,5	0,4	0,4	0,4	0,2	0,1	0,1	0,0

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

(1) Atividade de 1992, 1996 e 2001 harmonizadas com a CNAE-Domiciliar

(2) Transporte, armazenagem e comunicação.

(3) Educação, saúde e serviços sociais.

(4) Outros serviços coletivos, sociais e pessoais.

(5) Atividades maldefinidas ou não-declaradas.

Um primeiro aspecto a destacar é que a proporção de ocupados nas atividades agrícolas diminuiu vertiginosamente no período, tanto no agregado – queda de 8,6 pontos percentuais – quanto para homens e mulheres, com

redução de, respectivamente, 7,8 e 9,3 pontos percentuais. Em contrapartida, observou-se aumento significativo do setor terciário, notadamente nas atividades de comércio e reparação – elevação de 3; 2,3; e 4,4 pontos percentuais, respectivamente, para o agregado, os homens e as mulheres – e no grupo denominado outras atividades – aumento de 2,2; 2,5; e 1,8 pontos percentuais, respectivamente, para o agregado, os homens e as mulheres –, no qual estão englobados serviços de intermediação financeira, seguros, previdência privada, atividades imobiliárias e atividades de informática, entre outras¹⁷. Quanto ao setor secundário, representado pelo grupamento da indústria de transformação e de outras atividades industriais, verificou-se queda na proporção de ocupados no total e por gênero – diminuição de 0,8; 0,4; e 1,1 ponto percentual, respectivamente, para o agregado, os homens e as mulheres –, refletindo de certa forma o processo de reestruturação produtiva na década de 1990 e o fraco desempenho da economia brasileira no período, marcadamente até 2002. Nesse sentido, Sabóia (1999) destacou que a crise do emprego brasileiro ocorrida nos últimos anos atingiu com intensidade a indústria, repercutindo nos principais centros industriais do país.

Em relação à participação feminina no mercado de trabalho quanto aos grupamentos de atividade em 2006, observou-se que a maior proporção de ocupadas encontra-se ainda nas atividades tradicionalmente femininas, ou seja, educação, saúde e serviços sociais (17,1%), em que estão englobadas as atividades de magistério e enfermagem, entre outras, bem como os serviços domésticos (17,1%). Assim como no caso dos homens, é importante também a participação das mulheres ocupadas no grupamento de comércio e reparação (16,4%). Em seguida, destaca-se a proporção de ocupadas na agricultura (12,8%) e na indústria de transformação (12,3%), com a ressalva de que, conforme destacou Nogueira (2004), a maior concentração feminina nesse último grupamento de atividade se encontra nas indústrias têxtil e de calçados, além dos setores químico, farmacêutico, de cosmético e plástico.

¹⁷ Para apresentação detalhada das atividades incluídas em cada um dos grupamentos considerados pela PNAD, consultar IBGE (2007a).

4.1.2. Características gerais do mercado de trabalho das regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador

Passando para a análise dos mercados da RMBH e RMS, apresentam-se, respectivamente nas Figuras 6 e 7, as taxas de atividade e os níveis da ocupação por sexo nesses dois mercados, no período 1986-2006.

Assim como no mercado de trabalho nacional, as taxas de participação dos homens são bem maiores do que as verificadas pelas mulheres tanto na RMBH quanto na RMS. Entretanto, o processo de feminização do mercado de trabalho brasileiro também se deu em nível regional, fazendo que o hiato entre as taxas de participação por gênero passasse de 34 para 19 pontos percentuais no período 1986-2006, no caso da RMBH, e de 35 para 15 pontos, na RMS (Tabela 6).

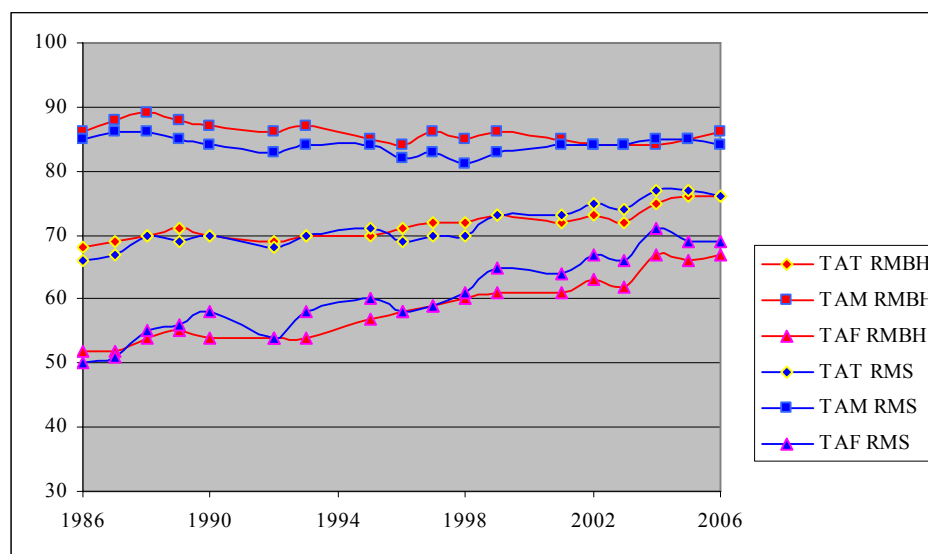


Figura 6 – Taxas de participação no mercado de trabalho da RMBH e RMS, por gênero, no período 1986-2006.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Notas: As abreviações TAT, TAM e TAF representam taxa de atividade total, masculina e feminina, respectivamente.

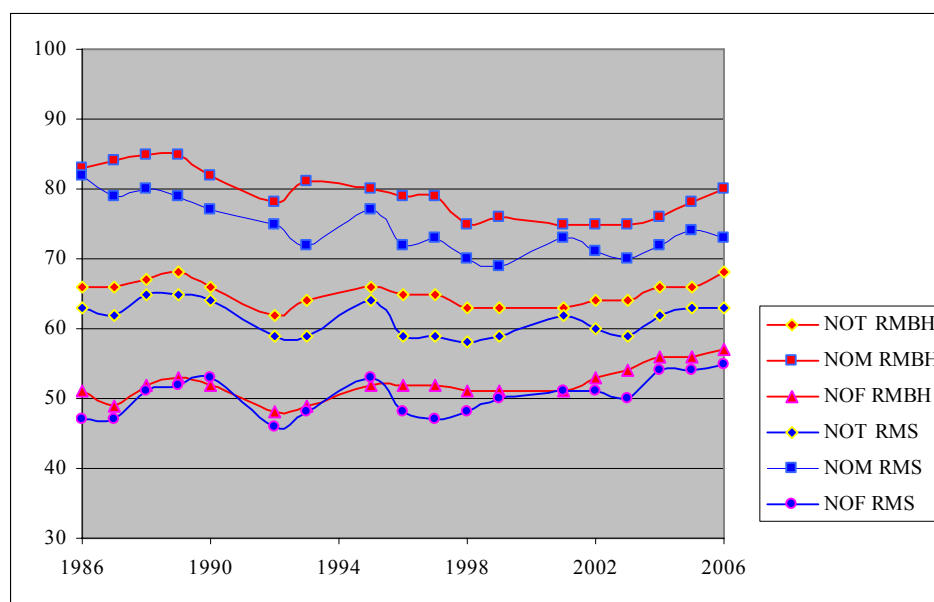


Figura 7 – Níveis da ocupação no mercado de trabalho da RMBH e RMS, por gênero, no período 1986-2006.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Notas: As abreviações NOT, NOM e NOF representam nível da ocupação total, masculina e feminina, respectivamente.

Tabela 6 – Taxas de participação no mercado de trabalho da RMBH e RMS, por gênero, no período 1986-2006

Ano	Mercados de Trabalho					
	RMBH			RMS		
	Homens	Mulheres	Hiato	Homens	Mulheres	Hiato
1986	86	52	34	85	50	35
1990	87	54	33	84	58	26
1992	86	54	32	83	54	29
1996	84	58	26	82	58	24
2001	85	61	24	84	64	20
2006	86	67	19	84	69	15

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

O mesmo fenômeno é verificado quando se analisa o nível da ocupação, em que o hiato foi diminuído de 32 pontos percentuais em 1986 para 23 pontos percentuais em 2006 na RMBH e de 35 para 18 pontos na RMS (Tabela 7).

Tabela 7 – Níveis da ocupação no mercado de trabalho da RMBH e RMS, por gênero, no período 1986-2006

Ano	Mercados de Trabalho					
	RMBH			RMS		
	Homens	Mulheres	Hiato	Homens	Mulheres	Hiato
1986	83	51	32	82	47	35
1990	82	52	30	77	53	24
1992	78	48	30	75	46	29
1996	79	52	27	72	48	24
2001	75	51	24	73	51	22
2006	80	57	23	73	55	18

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Observa-se ainda, nessa tabela, que enquanto as taxas de atividade dos homens se apresentaram, em quase todo o período, superiores na RMBH, essas taxas para as mulheres foram maiores na RMS (Figura 6). Uma explicação plausível para tal fato pode estar relacionada a uma maior necessidade de complementação da renda familiar por parte das mulheres metropolitanas de Salvador, em comparação com àquelas de Belo Horizonte. Tomando os últimos 10 anos para os quais a PNAD foi realizada, observou-se que o rendimento das famílias¹⁸ na RMBH mostrou-se sempre superior ao verificado na RMS (Figura 8). Nesse sentido, enquanto em 2006 a renda média das famílias em Belo Horizonte era de R\$2.252,56, a mesma variável era de R\$1.697,91 na RMS. Outro fator que pode estar motivando a maior participação feminina na região metropolitana de Salvador perante a de Belo Horizonte é a maior proporção de ocupados no setor de serviços da primeira em comparação com a segunda, assim como a ocorrência do inverso em termos dos trabalhadores na indústria. Isso porque, conforme destacou FJP (2005), o setor de serviços é bastante heterogêneo, comportando várias categorias profissionais e facilitando, dessa forma, a inserção no mercado de ambos os gêneros. No entanto, o setor da indústria detém categorias ocupacionais tipicamente masculinas, dificultando, dessa forma, a inserção da mulher nesses tipos de atividade.

¹⁸ Utilizou-se a variável rendimento familiar I da PNAD, a qual inclui a renda do agregado.

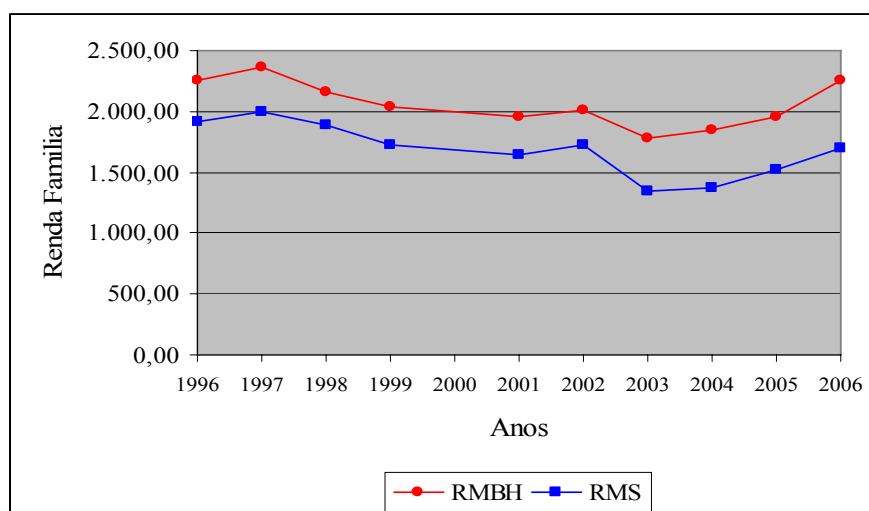


Figura 8 – Rendimento familiar na RMBH e RMS – 1996-2006.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Nota: Valores corrigidos pelo INPC com base em setembro de 2006.

Quando, entretanto, são tomados os níveis de ocupação, tais indicadores entre 1986 e 2006 são superiores na RMBH, tanto para os homens quanto para as mulheres; para estas houve exceção em 1990 e 1995, cuja diferença a favor da RMS foi pequena, sendo inferior a 0,6 ponto percentual. Isso ocorre porque, quando se considera o nível da ocupação, que mede efetivamente aqueles indivíduos que estão trabalhando, é realçado o maior dinamismo da economia da RMBH, caracterizada por maior concentração de atividades industriais e serviços com maior disponibilidade de empregos formais quando comparada com a RMS. Sobre esse aspecto, Borges e Guimarães (1997) destacaram que o menor dinamismo da economia metropolitana de Salvador é o resultado no plano mais geral, da posição periférica da economia baiana no país e, em termos locais, da forte concentração de renda existente na região.

Ainda sobre as diferenças entre as economias regionais, teve-se que nos últimos anos a RMBH estreitou suas articulações com o pólo mais dinâmico da economia nacional – eixo São Paulo/Rio de Janeiro – no contexto do processo de “desconcentração concentrada” que transferiu atividades da metrópole paulista para concentrá-la num perímetro relativamente estreito, englobando a capital mineira. Já a RMS, localizada na região mais pobre do

país, embora beneficiada nos anos de 1990 por investimentos industriais de porte, estes reforçaram o padrão de industrialização dessa região baseado em altos investimentos com pouca capacidade de geração de empregos e de distribuição de renda. Além disso, a RMS foi bastante prejudicada pela reconcentração no Sudeste/Sul, das atividades de gestão empresarial e serviços produtivos mais modernos (BORGES, 2006).

Nesse contexto, observa-se que, embora as taxas de desemprego total tenham diminuído tanto na RMBH quanto na RMS no período compreendido entre 1998 e abril de 2008, elas são bem maiores para a segunda do que para a primeira no total e para ambos os sexos (Tabela 8). Destaca-se também que a tendência dos dados regionais apresentados está de acordo com o comportamento da economia brasileira no período, ou seja, aumento do desemprego até 2003, seguido por queda a partir de 2004.

Tabela 8 – Taxas de desemprego total por gênero, nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador – 1998-2008

Período	Regiões Metropolitanas					
	Belo Horizonte			Salvador		
	Total	Homens	Mulheres	Total	Homens	Mulheres
1998	15,9	13,7	18,7	24,9	22,9	27,1
1999	17,9	15,9	20,4	27,7	25,8	29,9
2000	17,8	16,1	19,9	26,6	24,1	29,3
2001	18,3	16,2	20,8	27,5	25,0	30,2
2002	18,1	15,7	20,8	27,3	24,9	29,9
2003	20,0	17,1	23,3	28,0	26,1	30,1
2004	19,3	16,8	21,9	25,5	23,2	28,0
2005	16,7	14,0	19,7	24,4	21,3	27,8
2006	13,8	11,0	16,9	23,6	20,4	27,0
2007	12,2	8,9	15,9	21,7	18,4	25,3
Janeiro/08	11,0	7,9	14,4	19,8	15,5	24,5
Fevereiro/08	11,4	8,6	14,4	20,9	16,7	25,3
Março/08	11,4	8,6	14,5	21,0	16,7	25,5
Abril/08	11,2	8,4	14,2	20,8	17,3	24,5

Fonte: DIEESE, 2008b.

As características básicas dos dois mercados metropolitanos, em termos de atributos pessoais dos trabalhadores do sexo masculino e feminino e alguns aspectos relacionados aos seus postos de trabalho, encontram-se, respectivamente, nas Tabelas 9 e 10.

Tabela 9 – Estatísticas descritivas das características produtivas dos trabalhadores ocupados do sexo masculino e aspectos relacionados aos postos de trabalho na RMBH e RMS – 1992-2006

Atributo e Ano	RMBH		RMS		Teste das Médias	
	Média	DP	Média	DP	Estat. t	Sig t
1992						
Escolaridade	6,59	0,41	6,87	0,35	-0,52	0,61
Experiência	21,51	0,39	20,71	0,23	1,93	0,07
Idade	34,04	0,21	33,56	0,29	1,32	0,20
Horas de trabalho semanal	45,01	0,29	45,14	0,38	-0,29	0,77
Rendimento do trabalho principal	952,65	102,40	902,42	141,98	0,29	0,77
Rendimento por hora (mensal)	5,39	0,61	5,20	0,99	0,17	0,87
1996						
Escolaridade	7,09	0,27	7,31	0,36	-0,49	0,63
Experiência	21,10	0,16	21,35	0,22	-0,93	0,36
Idade	34,14	0,24	34,64	0,28	-1,41	0,17
Horas de trabalho semanal	45,23	0,32	43,83	0,32	3,04	0,00
Rendimento do trabalho principal	1164,77	90,59	1188,56	217,96	-0,10	0,92
Rendimento por hora (mensal)	7,05	0,72	7,02	1,31	0,02	0,99
2001						
Escolaridade	7,79	0,12	7,73	0,15	0,31	0,76
Experiência	21,22	0,23	20,81	0,21	1,33	0,18
Idade	34,95	0,23	34,49	0,21	1,52	0,13
Horas de trabalho semanal	44,58	0,26	43,42	0,27	3,11	0,00
Rendimento do trabalho principal	1053,35	46,29	962,11	59,58	1,21	0,23
Rendimento por hora (mensal)	6,16	0,33	5,62	0,35	1,13	0,26
2006						
Escolaridade	8,60	0,13	8,60	0,14	-0,02	0,98
Experiência	21,60	0,23	21,12	0,20	1,58	0,12
Idade	36,12	0,22	35,71	0,18	1,46	0,15
Horas de trabalho semanal	44,14	0,24	43,51	0,24	1,85	0,07
Rendimento do trabalho principal	1166,54	58,24	951,91	54,50	2,69	0,01
Rendimento por hora (mensal)	6,87	0,40	5,80	0,36	1,99	0,05

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Nota: Valores de rendimento dos anos de 1992, 1996 e 2001 corrigidos pelo INPC com base em setembro de 2006.

Tabela 10 – Estatísticas descritivas das características produtivas dos trabalhadores ocupados do sexo feminino e aspectos relacionados aos postos de trabalho, RMBH e RMS, 1992-2006

Atributo e Ano	RMBH		RMS		Teste das Médias	
	Média	DP	Média	DP	Estat. t	Sig t
1992						
Escolaridade	7,06	0,38	7,46	0,28	-0,87	0,39
Experiência	20,77	0,33	20,45	0,33	0,56	0,58
Idade	33,80	0,37	33,91	0,30	-0,21	0,84
Horas de trabalho semanal	36,35	0,79	38,23	0,47	-2,04	0,05
Rendimento do trabalho principal	534,46	49,01	553,63	70,27	-0,23	0,82
Rendimento por hora (mensal)	3,75	0,38	3,94	0,57	-0,29	0,77
1996						
Escolaridade	7,49	0,31	8,06	0,29	-1,35	0,19
Experiência	20,85	0,39	20,31	29,87	1,09	0,28
Idade	34,29	0,26	34,37	0,37	-0,17	0,86
Horas de trabalho semanal	38,22	0,31	38,62	0,44	-0,75	0,46
Rendimento do trabalho principal	721,03	60,84	736,46	112,55	-0,12	0,90
Rendimento por hora (mensal)	5,23	0,48	5,10	0,73	0,14	0,89
2001						
Escolaridade	8,58	0,14	8,45	0,15	0,64	0,52
Experiência	20,40	0,29	20,60	0,24	-0,52	0,60
Idade	34,96	0,25	35,01	0,21	-0,14	0,89
Horas de trabalho semanal	37,92	0,31	37,87	0,35	0,11	0,91
Rendimento do trabalho principal	711,20	32,54	615,11	38,34	1,91	0,06
Rendimento por hora (mensal)	4,95	0,24	4,72	0,44	0,47	0,64
2006						
Escolaridade	9,24	0,14	9,32	0,14	-0,40	0,69
Experiência	20,70	0,26	20,41	0,23	0,85	0,40
Idade	35,92	0,21	35,72	0,20	0,68	0,50
Horas de trabalho semanal	36,05	0,33	37,96	0,28	-4,42	0,00
Rendimento do trabalho principal	753,52	38,31	655,89	35,57	1,87	0,06
Rendimento por hora (mensal)	5,40	0,32	4,61	0,25	1,95	0,05

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Nota: Valores de rendimento dos anos de 1992, 1996 e 2001 corrigidos pelo INPC com base em setembro de 2006.

Observa-se que, de maneira geral, no que tange às características do trabalho masculino apresentadas, os dois mercados se mostraram mais similares do que destoantes, já que a grande maioria das médias calculadas não foi estatisticamente diferente em termos regionais a 10% de significância.

As exceções foram: i) maior experiência na RMBH em 1992; ii) horas de trabalho semanal, que indicaram a partir de 1996 a ocorrência de maior jornada na RMBH, em comparação com a RMS; e iii) rendimento do trabalho principal e rendimento por hora mensal que, a partir de 2006, se mostraram superiores para RMBH. Tomando as mesmas características para o trabalho feminino (Tabela 10), observa-se a mesma similaridade entre os mercados verificada para o emprego masculino. As médias das variáveis de rendimento do trabalho principal e rendimento/hora mensal mostraram-se, respectivamente, a partir de 2001 e 2006, superiores para as mulheres na RMBH. Nesse último ano, assim como em 1992, verificou-se ainda uma jornada de trabalho um pouco maior para as mulheres na RMS.

A fim de verificar com maior propriedade o comportamento dos rendimentos de homens e mulheres nas duas regiões metropolitanas, apresentam-se na Figura 9 as curvas de rendimento por gênero para os dois mercados em questão.

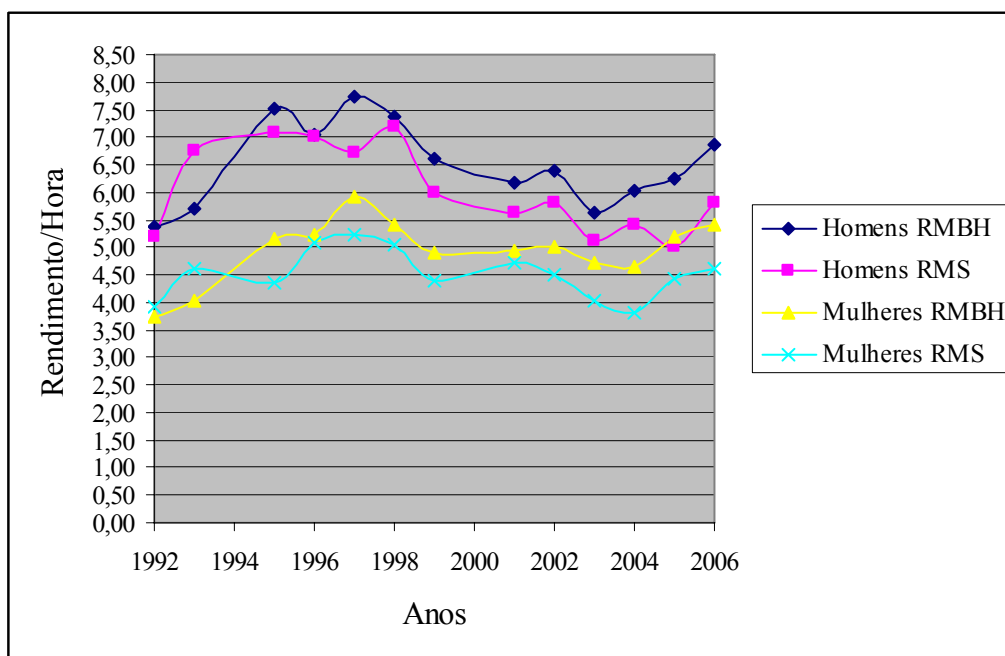


Figura 9 – Curvas de rendimento médio/hora, por gênero, na RMBH e RMS – 1992-2006.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

De maneira geral, verifica-se que o comportamento dos rendimentos/hora nos dois mercados regionais para ambos os sexos segue o padrão nacional. Na primeira metade da década de 1990, observou-se aumento do rendimento/hora, notadamente após o controle da inflação com o Plano Real em 1994, seguido de uma tendência de queda a partir da segunda metade da década, como consequência do fraco desempenho da economia do país como um todo e da reestruturação produtiva. Conforme destacou Guimarães (2002), esses dois fatores causaram fortes impactos nos mercados de trabalho das regiões metropolitanas brasileiras, na forma de queda do emprego formal, contração dos salários e precarização das relações de trabalho. A partir do começo da década atual, verificou-se novamente uma elevação dos rendimentos dos trabalhadores, resultado do aumento significativo do número de postos de trabalho e da formalidade dos empregos entre 2003 e 2006 sem, no entanto, atingir os valores mais elevados da década passada¹⁹.

Em relação às diferenças regionais, teve-se que o rendimento/hora da RMBH foi superior ao verificado na RMS para ambos os sexos em praticamente todo o período²⁰, refletindo a melhor estrutura econômica da primeira em comparação com a segunda.

Quanto às diferenças de rendimento/hora por gênero, assim como ocorrido no mercado de trabalho nacional, verificou-se que os homens recebem bem mais pelo seu trabalho do que as mulheres, tanto na RMBH quanto na RMS, como mostrado pela curva de rendimento dos homens situada bem acima da observada para as mulheres²¹. Quanto ao comportamento do hiato entre os rendimentos por gênero, verificou-se, em nível regional, maior oscilação no comportamento da razão entre o rendimento/hora das mulheres e aquele percebido pelos homens, com elevações e diminuições bruscas no período, principalmente na RMS. Apesar disso, em 2006 tal razão se

¹⁹ A evolução do desemprego nas RMBH e RMS apresentada na Tabela 8 ilustra bem o comportamento da economia brasileira no período descrito.

²⁰ Deve-se destacar que, em vários anos da série, os referidos rendimentos/hora médios não se mostraram estatisticamente diferentes. Contudo, tal resultado está mais associado aos elevados desvios-padrão para a média de tais rendimentos do que à inexistência de diferenças entre eles.

²¹ Conforme mostrado mais adiante na Tabela 11, os rendimentos por gênero foram estatisticamente diferentes em todo o período.

encontrava superior àquela verificada em 1992 para ambos os mercados, sendo maiores os ganhos obtidos pelas mulheres na RMBH, cuja razão, que era menor em 1992 (0,70) do que a verificada para a RMS (0,76), se igualou à do referido mercado em 2006. Dessa forma, em ambos os mercados as mulheres passaram a perceber, em média, 79% do rendimento/hora no seu trabalho principal, em comparação com os homens (Figura 10).

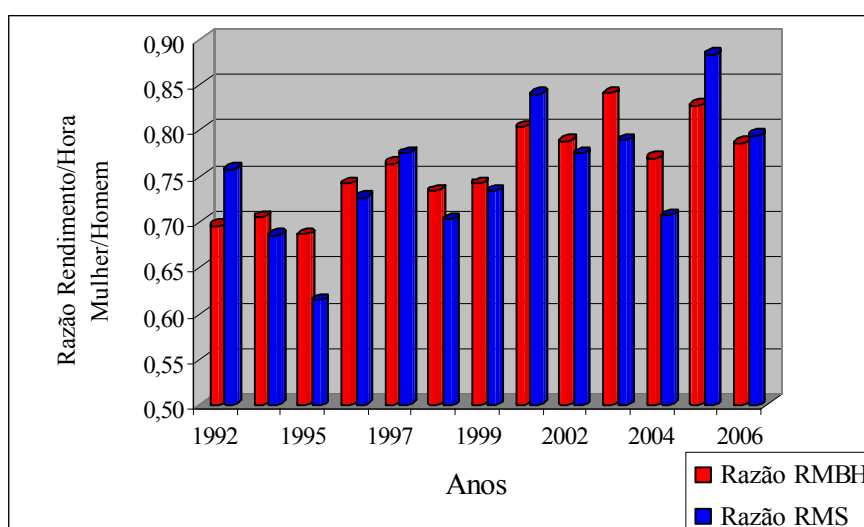


Figura 10 – Razão do rendimento real médio/hora das mulheres em relação aos homens, na RMBH e RMS – 1992-2006.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD

Passando para as demais comparações entre homens e mulheres nos mercados regionais, assim como havia ocorrido para o Brasil, todas as características e aspectos apresentados para homens e mulheres, com exceção da idade em todos os anos e da experiência em 1996 para a RMBH e em 1992 e 2001 para a RMS, apresentaram médias estatisticamente distintas entre si, indicando diferenças significativas por gênero (Tabela 11). Quanto à escolaridade, assim como no cenário nacional, tanto os homens quanto as mulheres no mercado de trabalho das duas regiões metropolitanas apresentaram elevação nos anos de estudo no período, sendo a instrução

feminina estatisticamente superior à masculina em todos os anos considerados. Destaca-se ainda que o hiato de escolaridade entre os sexos aumentou tanto para a RMBH quanto para a RMS – respectivamente de 0,47 para 0,64 ano e de 0,59 para 0,72 ano no período 1992-2006, seguindo-se a tendência nacional.

Em relação à variável experiência, verificou-se que, quando houve diferença estatisticamente significativa entre as médias por sexo, tal variável se mostrou superior para os homens, refletindo de certa forma o maior investimento das mulheres em Educação, em comparação com os homens. Nesse sentido, assim como no mercado de trabalho nacional, nas duas regiões metropolitanas as mulheres também apresentaram maior escolaridade, mas menor experiência, dado que a outra variável que entra na composição da experiência, ou seja, a idade, não se mostrou estatisticamente diferente entre os sexos. Sobre a idade, verificou-se também, em nível regional, o aumento de sua média para ambos os sexos, em consonância com o envelhecimento da população nacional ocorrido nos anos recentes. Mais uma vez, ressalta-se que a variável *proxy* para a experiência não consegue captar a diferença entre o ciclo de vida de homens e mulheres, sendo tal aspecto retomado quando da análise dos rendimentos por gênero. Quanto à jornada de trabalho semanal, nos mercados da RMBH e RMS os homens também apresentaram maior número de horas trabalhadas.

A fim de verificar a distribuição dos ocupados por posição na ocupação nos mercados metropolitanos de Belo Horizonte e Salvador, apresentam-se, respectivamente, as Tabelas 12 e 13.

A leitura dos dados sobre a posição na ocupação revela que tanto na RMBH quanto na RMS tem-se maior proporção de ocupados na posição de empregados, em comparação com o mercado brasileiro, devido à existência de maiores oportunidades de emprego nos mercados das regiões metropolitanas.

Tabela 11 – Teste das médias, por gênero, das características produtivas dos trabalhadores ocupados e aspectos relacionados aos postos de trabalho, na RMBH e RMS – 1992-2006

Mercado de Trabalho	RMBH		RMS	
Atributo e Ano	Teste das Médias		Teste das Médias	
	Estat. t	Sig t	Estat. t	Sig t
1992				
Escolaridade	-5,36	0,00	-4,61	0,00
Experiência	2,10	0,05	0,62	0,54
Idade	0,75	0,46	-0,88	0,39
Horas de trabalho semanal	11,65	0,00	9,36	0,00
Rendimento do trabalho principal	7,02	0,00	4,67	0,00
Rendimento por hora (mensal)	6,07	0,00	2,79	0,01
1996				
Escolaridade	-3,68	0,00	-4,53	0,00
Experiência	0,82	0,42	3,07	0,00
Idade	-0,57	0,57	0,63	0,53
Horas de trabalho semanal	25,40	0,00	7,89	0,00
Rendimento do trabalho principal	12,66	0,00	4,21	0,00
Rendimento por hora (mensal)	4,46	0,00	2,92	0,01
2001				
Escolaridade	-7,80	0,00	-7,77	0,00
Experiência	2,57	0,01	0,68	0,50
Idade	-0,03	0,98	-1,92	0,06
Horas de trabalho semanal	17,96	0,00	14,28	0,00
Rendimento do trabalho principal	11,08	0,00	9,41	0,00
Rendimento por hora (mensal)	5,10	0,00	2,49	0,01
2006				
Escolaridade	-6,77	0,00	-8,20	0,00
Experiência	2,93	0,00	2,54	0,01
Idade	0,76	0,45	-0,06	0,95
Horas de trabalho semanal	21,30	0,00	16,54	0,00
Rendimento do trabalho principal	11,80	0,00	9,18	0,00
Rendimento por hora (mensal)	4,98	0,00	5,12	0,00

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Tabela 12 – Pessoas entre 16 e 65 anos de idade ocupadas na semana de referência, segundo o sexo, posição na ocupação e categoria do emprego no trabalho principal, na RMBH – 1992-2006

Posição na Ocupação e Categoria do Emprego no Trabalho Principal	Pessoas Ocupadas (%)				Homens (%)				Mulheres (%)			
	1992	1996	2001	2006	1992	1996	2001	2006	1992	1996	2001	2006
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Empregados	63,0	65,2	64,5	64,3	71,3	72,2	70,4	70,4	51,4	56,0	56,8	57,1
Com carteira de trabalho	44,9	44,2	41,9	43,4	53,0	50,1	48,1	49,7	33,5	36,4	33,7	35,9
Militares e estatutários	7,7	7,2	6,9	6,4	6,3	5,7	5,3	5,3	9,7	9,1	8,9	7,8
Sem carteira de trabalho	10,5	13,8	15,7	14,5	12,0	16,3	16,9	15,4	8,2	10,5	14,1	13,5
Sem declaração de carteira	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Trabalhadores domésticos	8,8	10,0	9,3	9,1	0,9	0,9	1,6	1,1	20,0	22,0	19,5	18,5
Com carteira de trabalho	2,9	4,2	4,0	3,4	0,3	0,5	0,9	0,4	6,5	9,0	8,0	7,0
Sem carteira de trabalho	5,9	5,8	5,3	5,6	0,6	0,4	0,6	0,7	13,5	13,0	11,5	11,5
Sem declaração de carteira	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0
Conta-própria	18,9	18,3	18,5	17,8	19,6	20,3	20,2	20,5	17,9	15,8	16,3	14,7
Empregadores	4,5	3,5	4,1	4,6	5,9	4,8	5,4	5,8	2,5	2,0	2,4	3,1
Não-remunerados	1,4	1,0	1,4	1,3	0,9	0,5	1,1	0,8	2,2	1,6	1,7	1,9
Tr. prod. próp. consumo (1)	3,4	1,5	1,8	2,5	1,6	0,7	0,7	0,9	6,1	2,5	3,2	4,4
Tr. const. próprio uso (2)	0,0	0,4	0,4	0,4	0,0	0,7	0,6	0,5	0,0	0,1	0,0	0,3
Sem declaração	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

(1) Trabalhadores na produção para o próprio consumo.

(2) Trabalhadores na construção para o próprio uso.

Tabela 13 – Pessoas entre 16 e 65 anos de idade, ocupadas na semana de referência, segundo o sexo, posição na ocupação e categoria do emprego no trabalho principal, na RMS – 1992-2006

Posição na Ocupação e Categoria do Emprego no Trabalho Principal	Pessoas Ocupadas (%)				Homens (%)				Mulheres (%)			
	1992	1996	2001	2006	1992	1996	2001	2006	1992	1996	2001	2006
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Empregados	63,0	61,8	59,3	63,0	70,2	67,7	66,9	69,9	52,8	54,5	49,8	55,1
Com carteira de trabalho	44,4	38,4	36,2	39,9	49,4	44,5	41,7	46,6	37,2	30,8	29,4	32,1
Militares e estatutários	7,0	9,4	6,7	6,7	6,3	7,4	5,6	5,5	8,0	11,8	8,2	8,1
Sem carteira de trabalho	11,6	14,0	16,3	16,4	14,4	15,8	19,6	17,7	7,5	11,9	12,2	14,9
Sem declaração de carteira	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0
Trabalhadores domésticos	8,7	10,3	10,2	10,3	1,2	1,6	1,3	1,2	19,5	21,1	21,3	20,8
Com carteira de trabalho	1,9	3,1	3,6	3,3	0,5	0,6	0,7	0,6	3,8	6,2	7,2	6,4
Sem carteira de trabalho	6,8	7,2	6,6	7,0	0,7	1,0	0,6	0,6	15,7	15,0	14,2	14,4
Sem declaração de carteira	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Conta-própria	22,5	21,6	24,4	22,1	22,7	24,0	25,8	23,7	22,2	18,6	22,8	20,2
Empregadores	2,9	4,1	3,6	3,5	3,9	4,8	4,6	4,3	1,4	3,1	2,4	2,5
Não-remunerados	2,0	1,4	1,9	0,6	1,4	1,1	0,9	0,4	3,0	1,7	3,2	0,9
Trab. prod. próp. consumo	0,9	0,6	0,3	0,3	0,7	0,5	0,3	0,2	1,1	0,7	0,4	0,5
Trab. constr. próprio uso	0,0	0,3	0,1	0,1	0,0	0,3	0,2	0,2	0,0	0,3	0,0	0,0
Sem declaração	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

(1) Trabalhadores na produção para o próprio consumo.

(2) Trabalhadores na construção para o próprio uso.

Destaca-se ainda que, no período 1992-2006, cresceu a proporção de mulheres entre os empregados, ao passo que entre os homens tal proporção apresentou redução. Tal fato foi mais marcante no mercado metropolitano de Belo Horizonte, no qual houve aumento de 5,7 pontos percentuais, contra 2,3 no caso de Salvador. Sobre os empregados, ressalta-se também que, em conformidade com a tendência da economia nacional, tanto na RMBH quanto na RMS diminuiu o número de assalariados com carteira entre 1992 e 2001, havendo recuperação a partir de 2003, expressa no aumento da maior proporção desses trabalhadores em 2006. Nesse mesmo sentido, o número de empregados sem carteira elevou-se entre 1992 e 2001, para depois diminuir, conforme verificado nos números de 2006 na RMBH, embora na RMS esse fato tenha-se verificado apenas com relação aos homens, já que a informalidade entre as mulheres foi ainda maior, no referido ano, entre os empregados. Esse último aspecto, aliado ao fato de que as mulheres na RMS

têm ocupado posições de trabalho mais propensas à informalidade e às condições precárias de trabalho – empregado doméstico e conta-própria –, reflete, de certo modo, a existência de uma oferta de empregos com maior qualidade na RMBH. Essa mesma tendência foi verificada entre os homens, no que tange ao trabalho por conta-própria, já que o trabalho doméstico era pouco expressivo para esse grupo. Sobre esse aspecto, Borges (2006) ressaltou que, na RMS, a parcela de ocupados que se encontravam em atividades de baixa produtividade – como pequeno comércio, ambulantes, serviços de reparação e serviços domésticos, entre outros – era mais elevada do que na RMBH.

Em relação às diferenças de posição na ocupação quanto ao gênero e considerando-se as formas de inserção mais precárias, verificadas através da condição legal de inserção, a soma das proporções das mulheres empregadas sem carteira, das conta-próprias, das trabalhadoras para o próprio consumo, das empregadas domésticas e das não-remuneradas, indicou que mais da metade da ocupação feminina se encontrava nesse grupo em 2006. Essa soma mostrou-se maior na RMS (56,8%) do que na RMBH (53%), confirmando a sua relativa vantagem, em termos de qualidade, para o trabalho feminino no segundo mercado, diante do primeiro. No tocante, ao trabalho masculino, o somatório para tais ocupações foi bem menor, sendo também maior na RMS (39,2%, contra 37,6% na RMBH).

Prosseguindo com a análise dos mercados regionais, apresenta-se, nas Tabelas 14 e 15, a distribuição de ocupados por setores de atividade em tais mercados. Seguindo o comportamento da economia nacional, verificou-se, tanto na RMBH quanto na RMS, aumento importante do setor terciário, principalmente nas atividades de comércio e reparação – para o primeiro mercado, elevação de 2,7; 2,8; e 3,2 pontos percentuais, respectivamente para o agregado, os homens e as mulheres, sendo tais valores de 0,5; -1,9; e 3,9, para o segundo mercado – e no grupo denominado “de outras atividades”²² – aumentos de 1,7; 1,5; e 2,2 pontos percentuais, respectivamente para o agregado, os homens e as mulheres – para o primeiro mercado, e de 3,5; 4,7; e 2,4, para o segundo.

²² Nesse grupo estão enquadradas atividades como: intermediação financeira, seguros e previdência privada, atividades imobiliárias, atividades de informática e conexas, entre outras. Para maiores detalhes, consultar IBGE (2007a).

Tabela 14 – Pessoas entre 16 e 65 anos de idade ocupadas na semana de referência, segundo o sexo e os grupamentos de atividade do trabalho principal, na RMBH – 1992-2006

Grupamentos de Atividade do Trabalho Principal (1)	Pessoas Ocupadas (%)				Homens (%)				Mulheres (%)			
	1992	1996	2001	2006	1992	1996	2001	2006	1992	1996	2001	2006
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Agrícola	4,5	2,6	3,0	3,6	3,1	2,3	2,2	2,7	6,5	2,9	4,1	4,7
Indústria de transformação	18,0	16,4	16,2	14,1	19,8	18,2	18,5	16,4	15,4	13,9	13,2	11,3
Outras atividades industriais	1,7	1,2	1,1	1,3	2,6	1,8	1,8	2,1	0,5	0,3	0,2	0,4
Construção	11,1	10,9	9,5	8,4	18,3	18,5	16,3	14,9	0,9	0,8	0,5	0,8
Comércio e reparação	17,3	17,6	18,2	20,0	19,5	20,4	21,2	22,3	14,2	13,8	14,4	17,3
Alojamento e alimentação	5,4	5,3	5,5	5,0	4,7	4,3	5,1	4,4	6,4	6,5	6,1	5,6
Trans., armaz. e comum. (2)	5,8	5,3	6,0	5,9	9,2	8,3	9,0	9,1	1,1	1,4	2,1	2,2
Administração pública	5,1	5,1	5,0	5,2	5,6	5,6	5,5	6,0	4,4	4,4	4,3	4,3
Educ., saúde e serv. sociais (3)	8,6	10,4	10,5	10,4	3,3	4,2	4,0	4,4	16,1	18,6	18,9	17,5
Serviços domésticos	8,8	10,0	9,3	9,1	0,9	0,9	1,6	1,1	20,0	22,0	19,5	18,5
Outros (4)	4,4	4,9	5,0	5,8	2,5	3,9	3,8	4,3	7,2	6,2	6,6	7,7
Outras atividades	9,0	10,1	10,5	10,7	10,1	10,9	10,9	11,7	7,5	9,1	10,0	9,6
Ativ. maldef. (5)	0,2	0,3	0,1	0,4	0,4	0,6	0,2	0,7	0,0	0,0	0,0	0,0

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

(1) Atividades de 1992, 1996 e 2001, harmonizadas com a CNAE-Domiciliar.

(2) Transporte, armazenagem e comunicação.

(3) Educação, saúde e serviços sociais.

(4) Outros serviços coletivos, sociais e pessoais.

(5) Atividades maldefinidas ou não-declaradas.

Tabela 15 – Pessoas entre 16 e 65 anos de idade ocupadas na semana de referência, segundo o sexo e os grupamentos de atividade do trabalho principal, na RMS – 1992-2006

Grupamentos de Atividade do Trabalho Principal (1)	Pessoas Ocupadas (%)				Homens (%)				Mulheres (%)			
	1992	1996	2001	2006	1992	1996	2001	2006	1992	1996	2001	2006
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Agrícola	2,9	2,1	1,5	1,4	3,1	2,8	1,7	1,6	2,5	1,4	1,1	1,1
Indústria de transformação	11,7	11,0	9,8	9,7	13,6	13,0	11,8	11,9	8,9	8,5	7,4	7,2
Outras ativ. industriais	2,0	1,1	0,8	0,7	2,6	1,5	1,1	1,1	1,1	0,6	0,4	0,3
Construção	10,1	8,4	9,7	9,1	16,3	14,3	16,7	16,6	1,1	1,1	0,9	0,6
Comércio e reparação	19,4	19,6	19,2	19,9	21,8	22,9	20,9	19,9	15,9	15,5	17,1	19,8
Alojamento e alimentação	6,2	7,1	8,1	5,9	5,6	6,2	6,7	5,2	7,1	8,2	9,8	6,6
Trans. armaz. e comum. (2)	6,2	6,9	6,0	6,3	9,2	10,6	9,3	9,4	1,7	2,3	2,0	2,7
Administração pública	7,2	7,5	5,6	6,0	7,6	8,0	5,8	6,6	6,6	6,8	5,4	5,4
Educ., sau. e serv. soc.(3)	10,2	11,3	10,9	11,2	3,7	4,0	4,9	5,1	19,5	20,5	18,5	18,3
Serviços domésticos	8,7	10,3	10,2	10,3	1,2	1,6	1,3	1,2	19,5	21,1	21,3	20,8
Outros (4)	5,8	4,5	5,9	5,6	4,0	2,9	4,3	4,1	8,4	6,4	8,0	7,3
Outras atividades	9,5	10,1	11,7	13,0	11,0	12,1	14,4	15,7	7,4	7,5	8,2	9,8
Ativ. maldef. (5)	0,3	0,1	0,5	0,9	0,4	0,1	0,9	1,6	0,2	0,0	0,0	0,2

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

(1) Atividades de 1992, 1996 e 2001, harmonizadas com a CNAE-Domiciliar.

(2) Transporte, armazenagem e comunicação.

(3) Educação, saúde e serviços sociais.

(4) Outros serviços coletivos, sociais e pessoais.

(5) Atividades maldefinidas ou não-declaradas.

Em relação ao setor secundário, representado pelo grupamento da indústria de transformação de outras atividades industriais, verificou-se queda na proporção de ocupados no total e por gênero, da mesma forma que para o caso do mercado brasileiro, resultado da reestruturação produtiva na década de 1990 e do desempenho pouco expressivo da economia brasileira no período. Ainda sobre esse setor econômico, observou-se que ele incorpora mais mão-de-obra na RMBH do que na RMS, sendo o emprego nesta última comparativamente mais concentrado no setor de serviços (Figuras²³ 11 e 12).

²³ As Figuras 10 e 11 foram construídas fazendo-se as seguintes agregações: grupamentos de atividade indústria de transformação e outras atividades industriais no grupo indústria; e alojamento e alimentação, transporte, armazenagem e comunicação, educação, saúde e serviços sociais, outros serviços e outras atividades no grupo serviços.

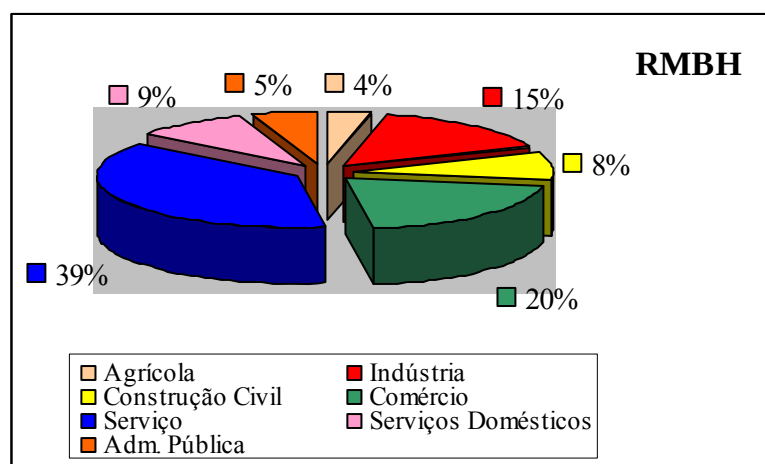


Figura 11 – Distribuição da ocupação total por setor de atividade econômica, na RMBH – 2006.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

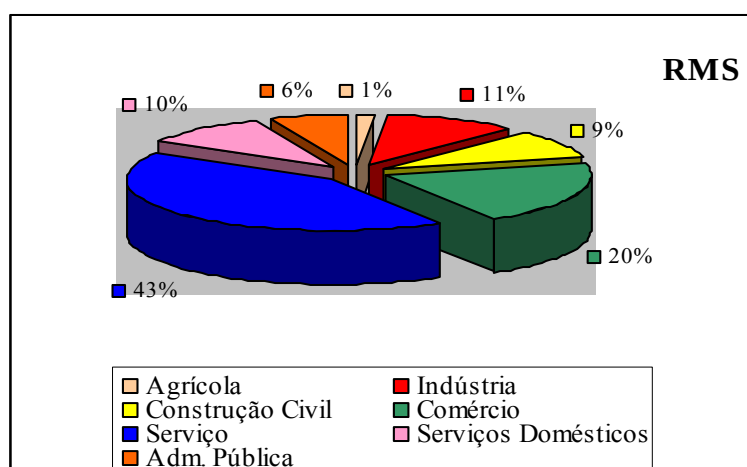


Figura 12 – Distribuição da ocupação total por setor de atividade econômica, na RMS – 2006.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Na comparação entre os sexos, assim como no Brasil como um todo, as mulheres se destacavam mais em 2006 nas atividades tradicionalmente femininas, ou seja, educação, saúde e serviços sociais (17,5% na RMBH e 18,3% na RMS) e serviços domésticos (18,5% na RMBH e 20,8% na RMS),

além das atividades de comércio e reparação (17,3% e 19,8%). No caso dos homens, o destaque foi para comércio e reparação (22,3%), indústria de transformação (16,4%) e construção (14,9%) para o mercado metropolitano de Belo Horizonte, sendo na RMS as atividades masculinas de maior importância comércio e reparação (19,9%), construção (16,6%) e outras atividades (15,7%).

4.2. Decomposição da taxa de atividade feminina no Brasil e nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador

Nesta seção, procurou-se identificar os grupos socioeconômicos de mulheres que mais contribuíram para o aumento da participação feminina no mercado de trabalho, assim como algumas variáveis fundamentais para o referido processo.

Iniciando a análise pela separação das mulheres de acordo com a localização de seu domicílio em áreas urbanas ou rurais, têm-se na Tabela 16 os resultados encontrados para o Brasil, constando nas Tabelas 17 e 18 aqueles referentes, respectivamente, à RMBH e à RMS. A primeira e a terceira coluna dessas tabelas apresentam a porcentagem de mulheres em cada categoria, enquanto a segunda e a quarta se referem à taxa de atividade feminina (*TAF*) específica de cada grupo, nos anos considerados. A quinta coluna indica o efeito incidência (EI), sendo a sexta coluna formada pelo efeito composição (EC). A sétima e a oitava colunas representam esses efeitos como proporção da variação da taxa de atividade feminina total no período. A última coluna é o somatório da sétima com a oitava coluna, indicando a contribuição de cada grupo para a variação da *TAF* no período.

O primeiro ponto a ser observado é que a *TAF* global no Brasil aumentou, passando de 44,3% em 1986 para 60,3% em 2006. A mesma tendência foi também observada em termos regionais, com essa taxa elevando-se 14,4 pontos percentuais na RMBH (de 52,4% em 1986 para 66,8% em 2006) e 18,6 pontos percentuais na RMS (de 50% em 1986 para 68,6% em 2006).

Tabela 16 – Decomposição da *TAF* por situação de domicílio – Brasil, 1986-2006

Situação	1986		2006		Decomposição				
	%		%		Efeitos		Contribuição (%)		Soma (%)
	Pop.	TAF	Pop.	TAF	EI	EC	EI	EC	
Urbana	77,0	46,3	87,1	62,2	0,121995	0,062726	75,914739	39,033124	114,947863
Rural	23,0	37,2	12,9	47,7	0,024078	-0,048099	14,983096	-29,930959	-14,947863
Total	100	44,3	100	60,3	0,146073	0,014627	90,897835	9,102165	100,000000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 17 – Decomposição da *TAF* por situação de domicílio, na RMBH – 1986-2006

Situação	1986		2006		Decomposição				
	%		%		Efeitos		Contribuição (%)		Soma (%)
	Pop.	TAF	Pop.	TAF	EI	EC	EI	EC	
Urbana	97,7	52,8	98,9	67,1	0,139922	0,008135	97,337822	5,659403	102,997225
Rural	2,3	36,9	1,1	38,5	0,000356	-0,004664	0,247391	-3,244616	-2,997225
Total	100	52,4	100	66,8	0,140277	0,003471	97,585213	2,414787	100,000000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 18 – Decomposição da *TAF* por situação de domicílio, na RMS – 1986-2006

Situação	1986		2006		Decomposição				
	%		%		Efeitos		Contribuição (%)		Soma (%)
	Pop.	TAF	Pop.	TAF	EI	EC	EI	EC	
Urbana	96,8	50,3	98,3	68,9	0,179783	0,010213	96,542296	5,484161	102,026456
Rural	3,2	38,8	1,7	50,5	0,003716	-0,007489	1,995258	-4,021714	-2,026456
Total	100	50,0	100	68,6	0,183498	0,002723	98,537553	1,462447	100,000000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Outro ponto a ser destacado é que a *TAF* global nas regiões metropolitanas foi superior à *TAF* brasileira nos dois períodos. Segundo Barrio e Soares (2006), isso pode ser explicado pela existência de mais oportunidades de emprego nessas áreas, devido ao maior dinamismo do mercado de tais regiões. Além disso, a *TAF* para o Brasil indicou um valor médio que capta a heterogeneidade do país, englobando tanto regiões mais desenvolvidas quanto menos desenvolvidas.

Nesse ponto do trabalho, torna-se interessante retomar os conceitos de efeito incidência e efeito composição apresentados na metodologia. O primeiro efeito representa o componente da alteração na *TAF* global no período 1986-2006 devido a mudanças nas *TAFs* específicas de cada grupo, mantendo inalterada a composição da população entre os grupos. Já o segundo efeito se refere à contribuição da mudança na composição demográfica entre os grupos para a variação da *TAF* global no período 1986-2006, mantida inalterada a *TAF* específica de cada grupo.

Feita tal observação, observou-se, em relação à partição das mulheres quanto à situação do domicílio, elevação significativa da proporção daquelas que residiam em regiões urbanas para o caso brasileiro (10 pontos percentuais). Conforme o esperado, o aumento da urbanização contribuiu positivamente para a elevação da *TAF* total através do efeito composição de 9%. Entretanto, como as *TAFs* específicas das mulheres urbanas e rurais cresceram, respectivamente, 34% e 28% no período, o efeito incidência foi o maior responsável pela variação da *TAF* total no período, respondendo por 91% dessa variação. Além disso, cabe ressaltar também que os grupos das mulheres urbanas contribuíram com 115% da evolução da *TAF* total, indicando a importância dessa categoria para o crescimento no período da variável de interesse, tanto por apresentarem maior participação como maior proporção da população de interesse, em comparação com as mulheres do campo. Quanto à RMBH e RMS, a mesma tendência foi observada, com o efeito incidência explicando, respectivamente, 97,6% e 98,5% da variação da *TAF* no período, sendo o efeito composição ainda menor (2,4% no primeiro

caso e 1,5% no segundo), dado que a porcentagem de mulheres residentes em áreas rurais já era reduzida em 1986 em ambas as regiões.

A desagregação seguinte realizada foi a referente à posição da mulher no domicílio. Nesse recorte da amostra, considerou-se a classificação adotada em IBGE (2007a), em que nas Tabelas 19, 20 e 21 o termo “chefe” representa a pessoa de referência do domicílio; “outro”, mulher que apresentava qualquer outro grau de parentesco com a pessoa de referência ou cônjuge que não filho; “Emp. D.”, empregada doméstica, cuja *TAF* é de 100%, já que representa categoria de mulheres que prestavam serviço doméstico remunerado no domicílio; e “demais”, as outras condições não contempladas anteriormente, quais sejam: agregado, pensionista e parente de empregado doméstico.

Tabela 19 – Decomposição da *TAF* por posição no domicílio – Brasil, 1986-2006

Posição	1986		2006		Decomposição				
	%		%		Efeitos		Contribuição (%)		Soma (%)
	Pop.	TAF	Pop.	TAF	EI	EC	EI	EC	
Chefe	10,4	58,5	19,6	67,8	0,009671	0,062679	6,009343	38,946310	44,955653
Cônjuge	57,5	34,3	49,7	55,8	0,123555	-0,043212	76,772555	-26,850595	49,921960
Filha	23,5	58,5	23,4	64,0	0,012914	-0,000565	8,024573	-0,351149	7,673424
Outro	6,2	41,5	6,3	55,5	0,008708	0,000427	5,410891	0,265308	5,676199
Emp. D.	1,7	100	0,4	100	0,000000	-0,013025	0,000000	-8,093278	-8,093278
Demais	0,8	58,6	0,6	72,8	0,001100	-0,001316	0,683495	-0,817452	-0,133958
Total	100	44,3	100	60,3	0,155949	0,004988	96,900857	3,099143	100,000000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 20 – Decomposição da TAF por posição no domicílio, na RMBH, 1986-2006

Posição	1986		2006		Decomposição				
	%		%		Efeitos		Contribuição (%)		Soma (%)
	Pop.	TPFT	Pop.	TPFT	EI	EC	EI	EC	
Chefe	12,5	58,7	24,0	72,4	0,017152	0,082802	11,931570	57,601552	69,533122
Cônjuge	49,4	38,5	42,2	58,8	0,100319	-0,041921	69,787401	-29,162546	40,624855
Filha	27,9	67,9	26,4	73,8	0,016376	-0,011163	11,391819	-7,765420	3,626400
Outro	6,4	56,1	6,2	66,0	0,006384	-0,001556	4,440850	-1,082477	3,358373
Emp. D.	2,9	100	0,5	100	0,000000	-0,023532	0,000000	-16,370206	-16,370206
Demais	0,9	68,2	0,7	72,7	0,000423	-0,001533	0,294066	-1,066608	-0,772543
Total	100	52,4	100	66,8	0,140652	0,003097	97,845706	2,154294	100,000000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 21 – Decomposição da TAF por posição no domicílio, nas RMS – 1986-2006

Posição	1986		2006		Decomposição				
	%		%		Efeitos		Contribuição (%)		Soma (%)
	Pop.	TAF	Pop.	TAF	EI	EC	EI	EC	
Chefe	12,9	68,8	28,5	74,8	0,007686	0,117049	4,127248	62,854166	66,981414
Cônjuge	46,8	40,8	36,0	62,8	0,102494	-0,067574	55,038468	-36,286862	18,751607
Filha	26,0	49,9	25,8	69,7	0,051489	-0,001106	27,649243	-0,594037	27,055207
Outro	8,9	43,6	8,1	65,8	0,019714	-0,005095	10,586452	-2,736142	7,850310
Emp. D.	4,4	100	0,8	100	0,000000	-0,036119	0,000000	-19,395465	-19,395465
Demais	1,1	68,6	0,8	68,1	-0,000053	-0,002262	-0,028601	-1,214471	-1,243072
Total	100	50,0	100	68,6	0,181330	0,004892	97,372811	2,627189	100,000000

Fonte: Resultados da pesquisa.

No caso brasileiro, na Tabela 19 observa-se que, apesar de todas as *TAFs* terem sofrido aumento no período, a maior variação deu-se no grupo das esposas (aumento de 63%, ressaltando-se que, enquanto a *TAF* específica desse grupo aumentou 21,5 pontos percentuais, a *TAF* global elevou-se apenas 16 pontos percentuais), que, associada à sua alta proporção em termos do total de mulheres nos dois anos considerados, fez que o efeito incidência fosse

responsável por 97% da variação da *TAF* total no período. Ainda sobre esse aspecto, é importante destacar que o aumento significativo da *TAF* no grupo formado pelas esposas foi o resultado da conjugação da necessidade de complementar a renda familiar com a maior facilidade em conciliar o trabalho remunerado com as atividades do lar.

Quanto à composição dos grupos, observa-se que a categoria das chefes de família apresentou aumento significativo (9,2 pontos percentuais) devido, em grande parte, à queda do grupo das esposas (7,8 pontos percentuais), embora este último ainda respondesse por cerca de 50% da população total das mulheres estudadas. Apesar dessa elevação no grupo das chefes, que foi aquele com a maior *TAF* entre as três principais categorias consideradas (chefe, cônjuge e filha, que respondiam por mais de 90% do total de mulheres nos dois anos), o efeito composição total acabou sendo de apenas 3%, devido ao fato de esse efeito ter sido, em grande parte, compensado pela queda da porcentagem de cônjuges e pelo aumento da *TAF* específica desse grupo. Portanto, embora, conforme esperado, tenha ocorrido relação direta entre a elevação do número de mulheres chefes e o aumento da participação feminina no mercado de trabalho, a alteração no tamanho relativo dos grupos foi responsável por reduzida parcela do diferencial da *TAF* entre os anos de 1986 e 2006. É importante destacar ainda que, apesar disso, em termos de categoria, o grupo das chefes foi responsável por parcela significativa (45%, sendo 39% atribuível ao efeito composição desse grupo) da variação da *TAF* total, ficando atrás apenas do grupo das esposas, cuja contribuição de cerca 50% se deveu tanto à sua elevada proporção em termos do total de mulheres quanto pelo expressivo aumento de sua *TAF* específica no período. Esse importante papel da categoria das esposas no processo de feminização do mercado de trabalho nacional foi também encontrado por Soares e Izaki (2002) e Scorzafave e Menezes-Filho (2006).

A análise de decomposição da *TAF* por posição no domicílio, nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador, encontra-se, respectivamente, nas Tabelas 20 e 21.

Na RMBH e na RMS, observou-se que, assim como no Brasil, o efeito incidência explica quase que totalmente a variação da *TAF* global no período, principalmente em razão do elevado efeito incidência da categoria das esposas proporcionado pelo significativo aumento da *TAF* específica desse grupo, responsável pela maior proporção de mulheres entre as categorias consideradas para essa partição da amostra. Entretanto, em termos regionais, o efeito composição individual do grupo das chefes mostrou maior importância em comparação com aquele encontrado para todo o Brasil, em razão de o aumento dessa categoria, que já era maior e participava mais no mercado de trabalho das regiões metropolitanas, ter sido superior ao verificado para o Brasil (aumento de, respectivamente, 11,5 e 15,6 pontos percentuais nas RMBH e RMS, contra 9,2 pontos em nível nacional). Na RMS, destacou-se ainda o aumento da *TAF* das filhas, gerando significativo efeito incidência que, associado à pequena redução da proporção dessa categoria entre as mulheres, fez que esse grupo fosse o segundo na contribuição para a variação da *TAF* global na região. Ainda sobre esse aspecto, deve-se ressaltar que a redução de 10,8 pontos percentuais na categoria das esposas – a maior entre as verificadas nos mercados de trabalho analisados – fez que esse grupo, apesar do alto efeito incidência, apresentasse apenas a terceira maior contribuição, em termos totais, para a variação da *TAF* na RMS.

A decomposição realizada a seguir foi aquela feita em termos do número de filhos presentes no domicílio das mulheres estudadas. Para esse recorte da amostra, a faixa etária das mulheres precisou ser alterada do intervalo 16-65 anos para 15-54 anos, em virtude de os dados referentes à fecundidade na PNAD de 1986 estarem disponíveis apenas para as mulheres situadas dentro dessa última classe de idade. Os resultados dessa decomposição para o Brasil, a RMBH e a RMS encontram-se, respectivamente, nas Tabelas 22, 23 e 24.

Tabela 22 – Decomposição da *TAF* por número de filhos – Brasil, 1986-2006

N. filhos	1986		2006		Decomposição				
	%		%		Efeitos		Contribuição (%)		Soma (%)
	Pop.	TAF	Pop.	TAF	EI	EC	EI	EC	
0	35,0	55,0	39,7	62,0	0,024508	0,029580	14,355305	17,326093	31,681397
1	13,8	44,8	24,5	64,5	0,027040	0,069401	15,838684	40,650953	56,489637
2	16,0	41,3	21,7	63,1	0,034872	0,036170	20,426127	21,186390	41,612517
3	12,2	39,6	9,2	61,8	0,026971	-0,018596	15,797894	-10,892265	4,905629
4	7,3	37,1	3,0	59,5	0,016458	-0,026035	9,640114	-15,249686	-5,609572
Sup. a 5	15,8	37,3	1,9	48,4	0,017517	-0,067162	10,260170	-39,339779	-29,079609
Total	100	45,4	100	62,6	0,147366	0,023358	86,318294	13,681706	100,000000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: sup. a 5: superior a cinco filhos no domicílio.

Tabela 23 – Decomposição da *TAF* por número de filhos – RMBH – 1986-2006

N. filhos	1986		2006		Decomposição				
	%		%		Efeitos		Contribuição (%)		Soma (%)
	Pop.	TAF	Pop.	TAF	EI	EC	EI	EC	
0	41,9	66,7	44,0	70,6	0,016507	0,015056	10,986988	10,021752	21,008739
1	13,7	50,8	22,0	72,4	0,029639	0,059784	19,728465	39,792986	59,521451
2	14,2	50,3	21,1	67,6	0,024616	0,046557	16,384671	30,988968	47,373638
3	11,1	45,5	9,0	64,0	0,020599	-0,013481	13,711012	-8,973379	4,737633
4	7,5	40,8	2,4	65,7	0,018695	-0,033872	12,443543	-22,545982	-10,102439
sup.a 5	11,5	36,7	1,5	55,6	0,021746	-0,055608	14,474632	-37,013655	-22,539023
Total	100	54,4	100	69,6	0,131802	0,018435	87,729311	12,270689	100,000000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: sup. a 5: superior a cinco filhos no domicílio.

Tabela 24 – Decomposição da TAF por número de filhos, na RMS – 1986-2006

N. filhos	1986		2006		Decomposição				
	%		%		Efeitos		Contribuição (%)		Soma (%)
	Pop.	TAF	Pop.	TAF	EI	EC	EI	EC	
0	40,8	52,5	43,2	68,9	0,066616	0,016635	37,605076	9,390410	46,995486
1	12,3	60,5	26,6	72,2	0,014427	0,103110	8,144114	58,206454	66,350568
2	14,1	55,1	18,6	69,3	0,019981	0,031350	11,279138	17,697485	28,976623
3	12,2	46,6	7,7	69,5	0,028017	-0,031568	15,815568	-17,820395	-2,004827
4	5,4	40,4	2,3	69,3	0,015578	-0,021234	8,793982	-11,986982	-3,193000
Sup.a 5	15,1	50,0	1,5	65,1	0,022803	-0,088568	12,872231	-49,997082	-37,124851
Total	100	52,1	100	70,1	0,167421	0,009725	94,510110	5,489890	100,000000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: sup. a 5: superior a cinco filhos no domicílio.

O primeiro aspecto a ser considerado é que as taxas de participação total das mulheres na faixa etária entre 15 e 54 anos foram superiores àquelas observadas nas mulheres entre 16 e 65 anos para os mercados brasileiro e regionais. Tal resultado se deve ao fato de que, conforme discutido na decomposição por idade, a *TAF* diminuiu nas mulheres a partir de determinado ponto do seu ciclo de vida.

Quanto ao número de filhos residentes no domicílio, a grande alteração no período foi a diminuição da proporção de mulheres com três ou mais filhos (de 35,3% para 14,1% no Brasil; de 30,1% para 12,9% na RMBH; e de 32,7% para 11,5% na RMS) e o aumento daquelas com um ou dois filhos (de 29,8% para 46,2% no Brasil; de 27,9% para 43,1% na RMBH; e de 26,4% para 45,2% na RMS). Embora em menor intensidade, o grupo das mulheres sem filhos, que representava em ambas as tabelas a maior proporção entre todas as mulheres observadas, também aumentou no período em análise.

Conforme o esperado, de maneira geral a *TAF* decresceu com o número de filhos no Brasil e na RMBH nos dois períodos analisados, ressaltando-se que na RMS em 2006 foi observado certa estabilidade da referida taxa entre as mulheres com dois a quatro filhos.

O aumento das categorias com menos filhos fez que o efeito composição dessa vez fosse mais expressivo do que nas decomposições

anteriores, principalmente no mercado brasileiro e da RMBH, respondendo por 13,7% e 12,3% da variação da *TAF* global nos respectivos mercados. No caso da RMS, o efeito composição mostrou-se menos importante (5,5%) devido ao grande aumento da participação das mulheres sem filhos, o que contribuiu para a elevação do efeito incidência total e a drástica queda das mulheres com mais de cinco filhos, e, embora essa redução tenha ocorrido nos três mercados analisados, tais mulheres estavam mais inseridas no mercado da RMS, em comparação com os do Brasil e da RMBH.

Posto que novamente as *TAFs* específicas das categorias consideradas aumentaram significativamente, o efeito incidência suprimiu o efeito composição, sendo responsável, respectivamente, por 86,3%, 87,7% e 94,5% da mudança na taxa de atividade total das mulheres com idades entre 15 e 54 anos no Brasil, na RMBH e na RMS.

Em termos de categoria, o grupo de mulheres com um filho morando na residência foi o que mais contribuiu para a variação da *TAF* global no período, respondendo por 56,5% de tal variação no caso brasileiro, 59,5% na RMBH e 66,4% na RMS. Cabe ainda destacar que a contribuição das mulheres com dois filhos também foi importante no Brasil e na RMBH, explicando, respectivamente, 41,6% e 47,4% da variação da *TAF* total no período. Já no mercado da RMS foram importantes, além das mulheres com um filho, aquelas sem filho (47%) e as com mais de cinco filhos (-37,1%).

Fazendo, agora, a análise de decomposição por grupos de idade, tem-se que os resultados dessa partição da amostra no Brasil, na RMBH e na RMS se encontram, respectivamente, nas Tabelas 25, 26 e 27.

Primeiramente, observou-se que houve queda na proporção de mulheres mais jovens – 16 a 35 anos – e, conseqüentemente, aumento da participação entre as mulheres de mais idade – 36 a 65 anos – no Brasil e na RMBH. No caso da RMS, a diminuição na proporção de mulheres mais jovens se deu entre aquelas na faixa etária dos 16 aos 30 anos, com o conseqüente aumento da proporção daquelas entre 31 e 65 anos. Esse comportamento das mulheres em relação aos grupos de idade no período 1986-2006 evidencia o processo de envelhecimento da população brasileira nos últimos anos.

Tabela 25 – Decomposição da TAF por idade – Brasil, 1986-2006

Idade	1986		2006		Decomposição				
	%		%		Efeitos		Contribuição (%)		Soma (%)
	Pop.	TAF	Pop.	TAF	EI	EC	EI	EC	
16-20	17,3	44,9	13,7	49,3	0,007464	-0,017549	4,644930	-10,921051	-6,276121
21-25	15,6	51,0	13,6	66,7	0,024529	-0,013562	15,265357	-8,440084	6,825273
26-30	13,9	48,1	12,4	70,0	0,030549	-0,010711	19,011859	-6,665973	12,345885
31-35	12,0	50,2	11,3	70,1	0,023818	-0,004734	14,822548	-2,946063	11,876485
36-40	10,5	50,1	11,1	69,9	0,020749	0,004624	12,912861	2,877409	15,790270
41-45	8,2	47,1	10,3	67,7	0,016898	0,014353	10,515846	8,932499	19,448345
46-50	7,4	39,8	9,1	62,8	0,016943	0,010630	10,544255	6,615195	17,159451
51-55	5,9	32,1	7,6	51,8	0,011717	0,008755	7,291958	5,448305	12,740263
56-60	5,3	24,4	6,1	38,6	0,007444	0,003451	4,632394	2,147726	6,780121
61-65	4,0	14,6	4,7	23,5	0,003570	0,001748	2,221919	1,088109	3,310028
Total	100	44,3	100	60,3	0,163682	-0,002995	101,863928	-1,863928	100,000000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 26 – Decomposição da TAF por idade – RMBH, 1986-2006

Idade	1986		2006		Decomposição				
	%		%		Efeitos		Contribuição (%)		Soma (%)
	Pop.	TAF	Pop.	TAF	EI	EC	EI	EC	
16-20	16,5	52,8	13,5	57,6	0,007976	-0,017031	5,548785	-11,847701	-6,298916
21-25	17,0	65,0	12,5	81,0	0,027206	-0,036854	18,925716	-25,637687	-6,711971
26-30	16,0	56,6	14,0	77,4	0,033413	-0,015574	23,244122	-10,834130	12,409992
31-35	12,2	53,1	11,9	76,1	0,027930	-0,001955	19,429732	-1,359684	18,070048
36-40	10,2	61,5	10,9	75,3	0,014099	0,005495	9,808064	3,822412	13,630476
41-45	7,9	53,2	10,2	71,9	0,014680	0,016484	10,212047	11,467527	21,679574
46-50	6,9	43,7	9,4	64,6	0,014350	0,016015	9,982682	11,140742	21,123425
51-55	5,3	35,7	7,6	55,2	0,010370	0,012453	7,213660	8,663000	15,876660
56-60	4,6	25,9	5,5	37,8	0,005426	0,003665	3,774664	2,549856	6,324520
61-65	3,4	14,3	4,4	23,5	0,003145	0,002456	2,187717	1,708475	3,896193
Total	100	52,4	100	66,8	0,158594	-0,014845	110,327190	-10,327190	100,000000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 27 – Decomposição da TAF por idade – RMS, 1986-2006

Idade	1986		2006		Decomposição				
	%		%		Efeitos		Contribuição (%)		Soma (%)
	Pop.	TAF	Pop.	TAF	EI	EC	EI	EC	
16-20	19,9	35,2	12,4	52,7	0,034711	-0,039350	18,639597	-21,130665	-2,491068
21-25	17,1	60,9	16,7	75,9	0,025547	-0,003216	13,718720	-1,726754	11,991965
26-30	14,1	57,2	13,9	78,4	0,029964	-0,001897	16,090663	-1,018567	15,072097
31-35	11,5	59,3	12,5	79,4	0,023161	0,007648	12,437279	4,107135	16,544415
36-40	9,9	56,0	11,3	74,0	0,017851	0,009921	9,585755	5,327547	14,913302
41-45	7,9	57,4	10,0	73,4	0,012589	0,015650	6,760326	8,404101	15,164427
46-50	6,9	52,6	8,2	69,4	0,011675	0,008795	6,269193	4,722934	10,992127
51-55	5,2	38,1	6,7	58,4	0,010474	0,008940	5,624445	4,800661	10,425107
56-60	4,7	30,3	4,9	45,8	0,007254	0,000976	3,895558	0,524335	4,419893
61-65	2,7	17,6	3,4	30,2	0,003451	0,002076	1,852914	1,114821	2,967735
Total	100	50,0	100	68,6	0,176677	0,009545	94,874452	5,125548	100,000000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Quanto à *TAF*, observou-se, de maneira geral, a relação em forma de U invertido entre tal variável e a idade, indicando a depreciação do capital humano sugerida por Berndt (1996). Outros trabalhos, como os de Kassouf (1994), cujo pico da curva de idade para mulheres ocorreu aos 39 anos, Kassouf (1997) e Scorzafave e Menezes-Filho (2001) também encontraram a mesma relação. O referido relacionamento indica que as oportunidades de trabalho e os salários aumentam à medida que a pessoa adquire mais experiência até certo ponto, a partir do qual a sua participação na PEA e o seu nível de rendimento começam a decrescer em razão do envelhecimento do indivíduo e de sua perda de habilidade no trabalho. No Brasil e na RMBH, o pico de participação ocorre aproximadamente no grupo das mulheres entre 36 e 40 anos e na RMS, na categoria das mulheres entre 31 e 35 anos.

Em termos de crescimento das *TAFs* específicas, novamente todas as categorias apresentaram elevação nos dois mercados estudados. No que tange ao Brasil e à RMBH, tal elevação foi mais significativa entre as mulheres de 21 a 50 anos e, no mercado da RMS, nas mulheres na faixa de 16 a 40 anos.

Nos mercados de trabalho brasileiro e metropolitano de Belo Horizonte, no recorte por idade o efeito incidência explicou totalmente a variação da taxa de atividade global no período. No mercado de Salvador, embora o efeito composição tenha sido positivo devido ao fato de ter sido pequeno nas mulheres entre 21 e 30 anos e já positivo a partir dos 31 anos, ele não se mostrou muito expressivo, explicando apenas 5% da variação da *TAF* total no período. A pouca relevância do efeito composição nos mercados analisados pode ser explicada em virtude de as alterações de tamanho relativo entre as categorias terem sido, de modo geral, pequenas e por estarem associadas a aspectos demográficos, conforme destacado por Scorzafave e Menezes-Filho (2006).

Somando os efeitos incidência e composição por categoria, observou-se que as mulheres entre 41 e 50 anos de idade foram aquelas com maior contribuição para a explicação da mudança da *TAF* global no período no Brasil e na RMBH, e tal contribuição mostrou-se mais dispersa na RMS, compreendendo o grupo de mulheres entre 26 e 45 anos.

Quanto ao recorte da amostra por raça, os resultados da decomposição univariada da *TAF* brasileira e das regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador, são apresentados na Tabela 28, no primeiro caso, e nas Tabelas 29 e 30, nos dois últimos.

Tabela 28 – Decomposição da *TAF* por raça – Brasil, 1986-2006

Raça	1986		2006		Decomposição				
	%		%		Efeitos		Contribuição (%)		Soma (%)
	Pop.	TAF	Pop.	TAF	EI	EC	EI	EC	
Branca	58,7	44,5	52,1	62,3	0,104572	-0,041412	65,063116	-25,765668	39,297447
Preta	6,1	49,9	7,2	62,7	0,007776	0,007065	4,838379	4,395421	9,233800
Parda	34,5	42,7	39,9	57,3	0,050349	0,030605	31,326226	19,042193	50,368418
Amarela	0,7	52,0	0,6	60,5	0,000567	-0,000700	0,352781	-0,435797	-0,083016
S.d.	0,0	52,1	0,3	62,1	0,000015	0,001887	0,009308	1,174042	1,183350
Total	100	44,3	100	60,3	0,163279	-0,002555	101,589810	-1,589810	100,000000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: S.d.: sem declaração.

Tabela 29 – Decomposição da TAF por raça, na RMBH – 1986-2006

Raça	1986		2006		Decomposição				
	%		%		Efeitos		Contribuição (%)		Soma (%)
	Pop.	TAF	Pop.	TAF	EI	EC	EI	EC	
Branca	49,8	52,1	43,6	65,6	0,067272	-0,040925	47,656990	-28,992539	18,664450
Preta	7,6	55,9	10,9	72,9	0,012865	0,024418	9,113704	17,298372	26,412077
Parda	42,4	52,0	44,6	66,5	0,061056	0,015094	43,253885	10,692972	53,946857
Amarela	0,2	70,0	0,4	76,5	0,000136	0,001216	0,096631	0,861450	0,958081
S.d.	0,0	0,0	0,0	54,6	0,000115	-0,000089	0,081563	-0,063028	0,018535
Total	100	52,4	100	66,8	0,141444	-0,000286	100,202773	-0,202773	100,000000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: S.d.: sem declaração.

O primeiro ponto a destacar é que, como não se verificou grande divergência entre as taxas de participação por categoria, reduções na proporção de uma das categorias foram compensadas por aumentos em outras. Dessa forma, o efeito composição mostrou-se pouco importante para os três mercados considerados, e em todos eles foi observada significativa redução das mulheres que se declaravam brancas. No Brasil e na RMBH, essa redução foi acompanhada pelo aumento das pardas e das pretas, com predominância do primeiro grupo para o mercado brasileiro e do segundo para o de Belo Horizonte. Já em Salvador, além das mulheres brancas, o grupo das pardas também apresentou redução, fazendo que a proporção de mulheres que se declaravam negras praticamente dobrasse no período.

Enquanto no Brasil o grupo mais representativo nos dois períodos foi o das mulheres brancas, na RMBH esse grupo foi ultrapassado pela categoria das pardas, embora o grupo das brancas tenha permanecido bastante significativo em tal região. Já na RMS a categoria das mulheres pardas foi a predominante nos dois períodos, destacando-se o importante aumento das negras e a significativa redução das brancas entre 1986-2006.

Tabela 30 – Decomposição da TAF por raça, na RMS – 1986-2006

Raça	1986		2006		Decomposição				
	%		%		Efeitos		Contribuição (%)		Soma (%)
	Pop.	TAF	Pop.	TAF	EI	EC	EI	EC	
Branca	23,0	50,3	16,0	68,0	0,040699	-0,047836	21,855101	-25,687812	-3,832711
Preta	15,5	53,0	29,0	72,0	0,029506	0,097126	15,844469	52,156478	68,000946
Parda	61,3	49,1	53,7	67,0	0,109741	-0,050701	58,930631	-27,226136	31,704495
Amarela	0,1	50,0	0,7	66,7	0,000108	0,003990	0,057817	2,142577	2,200393
S.d.	0,1	33,3	0,6	63,9	0,000296	0,003292	0,158890	1,767986	1,926876
Total	100	50,0	100	68,6	0,180350	0,005872	96,846907	3,153093	100,000000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: S.d.: sem declaração.

Quanto às *TAFs* específicas, verificou-se, mais uma vez, que todas aumentaram no período. Em termos de categoria, a maior contribuição para o efeito incidência total nos três mercados foi as das mulheres brancas e pardas. Isso ocorreu em virtude de elas terem sido os grupos dominantes nos dois períodos no Brasil e na RMBH. No que tange à RMS, embora as brancas tenham perdido a segunda maior proporção para as negras, ainda mantiveram uma porcentagem importante no total das mulheres consideradas.

Juntando-se os efeitos incidência e tamanho, a categoria das mulheres pardas foi a que mais contribuiu para a variação da *TAF* global no Brasil e na RMBH, já que, como o grupo das brancas foi o único a sofrer redução significativa no período, apresentou também efeito composição negativo considerável. No caso da RMS, a predominância foi da categoria das negras não só por ter apresentado aumento bastante expressivo no período em termos de proporção e *TAF*, como também pelo fato de o grupo das pardas ter, juntamente com o das brancas, sofrido redução entre 1986-2006.

Por fim, os resultados da análise de decomposição quanto à escolaridade se encontram nas Tabelas 31, 32 e 33, respectivamente, para o Brasil, a RMBH e a RMS.

Tabela 31 – Decomposição da *TAF* por anos de escolaridade – Brasil, 1986-2006

Escolaridade	1986		2006		Decomposição				
	%		%		Efeitos		Contribuição (%)		Soma (%)
	Pop.	TAF	Pop.	TAF	EI	EC	EI	EC	
0 a 3	38,7	35,0	17,8	40,8	0,022271	-0,085192	13,857190	-53,006518	-39,149327
4 a 7	32,8	42,2	24,8	52,8	0,035091	-0,042366	21,833209	-26,360011	-4,526802
8	8,0	45,9	9,7	58,1	0,009716	0,009915	6,045329	6,169231	12,214560
9 a 11	14,3	58,9	33,4	68,4	0,013520	0,130999	8,412295	81,507462	89,919757
Sup. a 11	6,0	77,3	13,8	80,4	0,001862	0,062579	1,158665	38,936340	40,095005
S.d.	0,2	65,0	0,5	74,6	0,000209	0,002116	0,129939	1,316868	1,446807
Total	100	44,3	100	60,3	0,082669	0,078051	51,436629	48,563371	100,000000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: S.d.: sem declaração.

Tabela 32 – Decomposição da *TAF* por anos de escolaridade, na RMBH – 1986-2006

Escolaridade	1986		2006		Decomposição				
	%		%		Efeitos		Contribuição (%)		Soma (%)
	Pop.	TAF	Pop.	TAF	EI	EC	EI	EC	
0 a 3	25,0	39,5	10,6	43,6	0,010241	-0,062776	7,124536	-43,670413	-36,545876
4 a 7	36,6	48,4	23,8	58,3	0,036135	-0,074688	25,137345	-51,957487	-26,820142
8	9,8	51,8	11,4	61,5	0,009451	0,009770	6,575021	6,796355	13,371376
9 a 11	19,9	63,6	36,9	74,3	0,021278	0,126529	14,802542	88,021245	102,823787
Sup.a 11	8,5	80,4	16,6	80,1	-0,000297	0,064750	-0,206455	45,043785	44,837330
S.d.	0,3	92,9	0,8	75,7	-0,000509	0,003864	-0,354390	2,687916	2,333525
Total	100	52,4	100	66,8	0,076300	0,067449	53,078599	46,921401	100,000000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: S.d.: sem declaração.

Tabela 33 – Decomposição da TAF por anos de escolaridade, na RMS – 1986-2006

Escolaridade	1986		2006		Decomposição				
	%		%		Efeitos		Contribuição (%)		Soma (%)
	Pop.	TAF	Pop.	TAF	EI	EC	EI	EC	
0 a 3	26,4	43,1	12,4	52,9	0,025689	-0,073768	13,794964	-39,613038	-25,818074
4 a 7	30,5	40,8	19,8	61,1	0,061855	-0,065832	33,215522	-35,351367	-2,135845
8	9,0	40,9	8,4	59,0	0,016375	-0,003712	8,793312	-1,993407	6,799906
9 a 11	24,7	59,5	45,6	73,2	0,033862	0,153166	18,183439	82,249112	100,432550
Sup.a 11	9,0	83,2	13,2	84,1	0,000784	0,035327	0,421121	18,970479	19,391600
S.d.	0,3	60,0	0,5	81,2	0,000685	0,001791	0,367866	0,961997	1,329863
Total	100	50,0	100	68,6	0,139250	0,046972	74,776225	25,223775	100,000000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: S.d.: sem declaração.

Desagregando os dados por anos de escolaridade, percebeu-se grande redução das mulheres menos instruídas (a proporção de mulheres com até sete anos de estudo caiu de 71,5% para 42,6% no Brasil; de 61,6% para 34,4% na RMBH; e de 56,9 para 32,2% na RMS), em compasso com o elevado aumento daquelas mais educadas (a proporção de mulheres com oito ou mais anos de estudo subiu de 28,3% para 56,9% no Brasil; de 38,2% para 64,9% na RMBH; e de 42,7% para 67,2% na RMS).

Com relação à *TAF*, conforme o esperado, quanto maior a escolaridade, mais elevada a taxa de atividade feminina observada.

Diferentemente do ocorrido nos demais recortes da amostra, o efeito composição mostrou-se altamente significativo, respondendo por 49%, 47% e 25% da variação total da *TAF* global no período, respectivamente, no Brasil, na RMBH e na RMS. Destaca-se que a menor magnitude desse efeito na RMS está associada ao fato de esse mercado ter apresentado, comparativamente, maiores aumentos nas *TAFs* específicas, ocasionando maior efeito incidência, além de menor elevação no grupo de mulheres com mais de 11 anos de estudo.

A importância do efeito composição, considerando a decomposição por escolaridade, deveu-se, basicamente, ao grupo de mulheres com oito ou mais

anos de estudo, cujas elevadas *TAFs* potencializaram o significativo aumento desses grupos no total de mulheres estudadas. Em termos de efeito incidência, os dois grupos menos educados foram os que mais contribuíram para a magnitude desse efeito, em razão do aumento expressivo de suas *TAFs* específicas, principalmente na categoria de quadro a sete anos de estudo, que, apesar de sua queda em termos de proporção do total das mulheres, ainda representava o segundo maior grupo entre as mulheres estudadas em 2006. Combinando os dois efeitos, tem-se que a categoria mais importante na explicação da mudança ocorrida na *TAF* global do Brasil e da RMBH e RMS foi a das mulheres com 9 a 11 anos de estudo que, além de se tornarem o grupo com a maior proporção em relação ao total da amostra, apresentou importante aumento em sua *TAF* específica.

A ocorrência de uma contribuição relevante do aumento no nível educacional das mulheres para o crescimento da *TAF* feminina foi também identificada em outros trabalhos, a exemplo dos de Scorzafave e Menezes-Filho (2001), Soares e Izaki (2002) e Scorzafave e Menezes-Filho (2006), em nível nacional; e de Blau et al. (2005), em outros países. Especificamente no caso brasileiro, tal resultado está associado não só ao fato de maiores níveis educacionais aumentarem as chances de participação no mercado de trabalho e possibilitarem maior acesso às oportunidades de emprego e renda, como também ao fato de que o mercado está exigindo cada vez mais qualificação constante, sendo a educação uma dessas exigências. Esse último aspecto pode ser entendido no contexto do modelo de sinalização de Spence (1973). De acordo com esse autor, a educação²⁴ é um sinal forte no mercado de trabalho, por melhorar direta e indiretamente a produtividade do indivíduo ao lhe propiciar informações, habilidades e conhecimentos gerais que sejam úteis no desempenho de suas atividades profissionais. Contudo, mesmo que a educação não melhore a produtividade do agente, ela ainda poderia ser um sinal adequado desta última, uma vez que os indivíduos mais produtivos tende a

²⁴ O nível educacional de uma pessoa pode ser medido de diversas maneiras: pelos anos de estudo formal, conforme adotado neste estudo, pelos títulos obtidos, pela qualidade da instituição que concedeu tais títulos, e pela média de notas nos cursos completados, entre outras.

apresentar maior aptidão para os estudos, alcançando, portanto, escolaridade mais elevada.

4.3. Determinantes da participação dos trabalhadores nos mercados de trabalho brasileiro e das regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador

Embora o foco deste trabalho seja o estudo da participação feminina no mercado de trabalho, torna-se interessante estudar também os determinantes da participação masculina, a fim de fazer uma comparação entre os gêneros sob esse aspecto. Feita tal consideração, tem-se que as médias e os desvios-padrão das variáveis incluídas no modelo de participação no ano de 2006, levando em conta o plano amostral, são apresentados por gênero, na Tabela 34 para o Brasil e na Tabela 35 para a RMBH e a RMS. No caso das variáveis *dummies*, a média é a proporção de casos, em que a variável assume o valor 1.

A amostra é composta por trabalhadores na faixa etária entre 16 e 65 anos, sendo 124.740 homens e 134.429 mulheres para o mercado brasileiro e respectivamente 3.887 e 4.790 homens e 4.382 e 5.587 mulheres para a RMBH e a RMS.

Observou-se que a proporção de homens economicamente ativos, assim como a proporção de homens ocupados com rendimento positivo no mercado de trabalho, foi bem superior à verificada para as mulheres nos três mercados considerados. Em relação a esse último grupo, verificou-se que a proporção de mulheres na PEA foi maior nas regiões metropolitanas. Tal ocorrência foi o resultado do maior dinamismo dos mercados metropolitanos diante do mercado nacional como um todo, conforme destacado por Barrio e Soares (2006).

Tabela 34 – Estatísticas descritivas das variáveis da equação de participação no mercado de trabalho, por gênero – Brasil, 2006

Variáveis	Homem		Mulher	
	Média	D.P.	Média	D.P.
Pessoas economicamente ativas (%)	0,8628	0,0014	0,6365	0,0020
Ocupados com rendimento positivo (%)	0,7654	0,0018	0,4904	0,0023
Renda domiciliar líquida <i>per capita</i> (R\$)	298,424	3,5726	412,652	4,7154
Escolaridade				
0 anos de estudo	0,0935	0,0017	0,0857	0,0012
1 a 4 anos de estudo	0,2232	0,0020	0,2072	0,0018
5 a 8 anos de estudo	0,2694	0,0019	0,2412	0,0016
9 a 11 anos de estudo	0,3065	0,0023	0,3334	0,0020
Mais de 11 anos de estudo	0,1074	0,0019	0,1325	0,0020
Idade (anos)	35,7277	0,0422	36,2906	0,0432
Posição no domicílio (%)				
Chefe	0,5826	0,0018	0,1946	0,0015
Cônjuge	0,0446	0,0009	0,5013	0,0020
Filho	0,3021	0,0015	0,2317	0,0014
Outro	0,0707	0,0009	0,0725	0,0009
Filhos menores de 14 anos (%)	0,4086	0,0022	0,4494	0,0022
Raça (%)				
Branca	0,4959	0,0030	0,5182	0,0029
Negra	0,0775	0,0014	0,0722	0,0013
Parda	0,4266	0,0030	0,4096	0,0028
Localização do domicílio (%)				
Urbano	0,8305	0,0049	0,8571	0,0042
Metrópole	0,3080	0,0023	0,3261	0,0022
Região (%)				
Nordeste	0,2670	0,0022	0,2659	0,0021
Sudeste	0,4309	0,0027	0,4375	0,0025
Sul	0,1513	0,0024	0,1508	0,0024
Centro-Oeste	0,0736	0,0012	0,0723	0,0011
Norte	0,0772	0,0021	0,0735	0,0018

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Tabela 35 – Estatísticas descritivas das variáveis da equação de participação no mercado de trabalho, por gênero, na RMBH e RMS, 2006

Variáveis	Homem				Mulher			
	RMBH		RMS		RMBH		RMS	
	Média	D.P.	Média	D.P.	Média	D.P.	Média	D.P.
PEA (1)	0,8710	0,0058	0,8422	0,0059	0,6922	0,0079	0,6876	0,0068
Ocupados (2)	0,7893	0,0075	0,7219	0,0072	0,5648	0,0088	0,5427	0,0081
RDlpc (3)	379,4861	21,4661	302,3268	19,4085	513,7734	29,2013	369,277	21,1814
Escolaridade								
0 anos	0,0386	0,0039	0,0545	0,0043	0,0502	0,0039	0,0535	0,0036
1 a 4 anos	0,1845	0,0079	0,1361	0,0069	0,1652	0,0070	0,1255	0,0063
5 a 8 anos	0,2804	0,0098	0,2745	0,0095	0,2503	0,0086	0,2314	0,0078
9 a 11 anos	0,3535	0,0096	0,4198	0,0104	0,3699	0,0090	0,4607	0,0085
> que 11 anos	0,1430	0,0114	0,1150	0,0113	0,1643	0,0121	0,1289	0,0103
Idade (anos)	35,8636	0,1987	34,4807	0,1748	36,1979	0,1953	35,1068	0,1701
Pos. Domicílio (%)								
Chefe	0,5436	0,0082	0,5000	0,0083	0,2382	0,0069	0,2850	0,0063
Cônjuge	0,0759	0,0052	0,0981	0,0052	0,4256	0,0083	0,3603	0,0077
Filho	0,3175	0,0083	0,3136	0,0086	0,2608	0,0070	0,2578	0,0064
Outro	0,0630	0,0043	0,0883	0,0047	0,0753	0,0045	0,0970	0,0042
Filhos < 14 anos (%)	0,3833	0,0115	0,3681	0,0098	0,4236	0,0110	0,4192	0,0094
Raça (%)								
Branca	0,4147	0,0135	0,1480	0,0084	0,4377	0,0135	0,1598	0,0084
Negra	0,1230	0,0069	0,3160	0,0104	0,1102	0,0064	0,2950	0,0096
Parda	0,4623	0,0124	0,5359	0,0105	0,4521	0,0125	0,5452	0,0095

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

(1) Pessoas economicamente ativas (%).

(2) Ocupados com rendimento positivo (%).

(3) Renda domiciliar líquida *per capita* (R\$).

Na comparação entre a RMBH e a RMS, verificou-se, em termos de ocupados com rendimento positivo, que a melhor estrutura econômica do primeiro mercado fez que ele apresentasse, para ambos os sexos, maior proporção de trabalhadores com rendimento positivo do que a RMS.

Como os homens são a maioria entre os trabalhadores com rendimento positivo, a renda domiciliar líquida *per capita* é inferior nesse grupo, em comparação com a mesma renda verificada nas trabalhadoras. Em termos regionais, observou-se que a referida renda era superior na RMBH para ambos os sexos.

Em relação aos anos de estudo, as estatísticas confirmaram que as mulheres apresentam, em média, maior nível educacional do que os homens, pois a proporção de mulheres com nove ou mais anos de estudo foi superior à dos homens nos três mercados (46,59% contra 41,39% para o Brasil; 53,42% contra 49,65% para a RMBH; e 58,96% contra 53,42% para a RMS).

Quanto à posição no domicílio, verificou-se entre os homens que os chefes foram a maioria, representando, em geral, mais de 50% do total dos indivíduos do sexo masculino nos três mercados. Entre as mulheres, a maior parte delas ainda continua como cônjuge (50% no Brasil, 42% na RMBH e 36% na RMS), apesar do elevado crescimento nos últimos anos dos domicílios chefiados por pessoas do sexo feminino.

Os dados mostrados ainda apresentaram a existência de maior proporção de pessoas que se declararam brancas e pardas no Brasil e na RMBH, bem como maior proporção de negros e pardos na RMS.

A estimação das equações de participação foi realizada, separadamente, para homens e mulheres com idade entre 16 e 65 anos, sendo os resultados para o Brasil apresentados na Tabela 36 e aqueles referentes à RMBH e à RMS, apresentados na Tabela 37.

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 da probabilidade de participação dos trabalhadores no mercado de trabalho (P_i).

Tabela 36 – Equações de participação por gênero – Brasil, 2006

Variáveis	Coefficientes	D.P.	P-valor	E.M.
Homem				
Constante	-0,8356	0,0645	0,00	—
Renda dom. <i>per cap.</i> liq.	-0,0003	0,0000	0,00	-0,0044
1 a 4 anos de estudo	0,2394	0,0210	0,00	0,0371
5 a 8 anos de estudo	0,3268	0,0220	0,00	0,0501
9 a 11 anos de estudo	0,5464	0,0239	0,00	0,0809
Mais de 11 anos de estudo	0,7810	0,0380	0,00	0,0875
Idade	0,1582	0,0027	0,00	0,0004
Idade ao quadrado	-0,0022	0,0000	0,00	—
Cônjuge	-0,1400	0,0296	0,00	-0,0257
Filho	-0,7010	0,0190	0,00	-0,1416
Outro	-0,5998	0,0228	0,00	-0,1378
Filho < 14 anos	0,0926	0,0138	0,00	0,0155
Cor negra	0,0379	0,0229	0,10	0,0063
Cor parda	0,0342	0,0134	0,01	0,0058
Urbano	-0,5402	0,0247	0,00	-0,0722
Área metropolitana	-0,0894	0,0144	0,00	-0,0154
Sudeste	0,0868	0,0171	0,00	0,0146
Sul	0,1558	0,0204	0,00	0,0245
Centro-Oeste	0,1576	0,0219	0,00	0,0243
Norte	0,0522	0,0274	0,06	0,0086
Mulher				
Constante	-1,7048	0,0530	0,00	—
Renda dom. <i>per cap.</i> liq.	-0,0002	0,0000	0,00	-0,0100
1 a 4 anos de estudo	0,1690	0,0177	0,00	0,0614
5 a 8 anos de estudo	0,2738	0,0189	0,00	0,0983
9 a 11 anos de estudo	0,6280	0,0210	0,00	0,2197
Mais de 11 anos de estudo	1,0663	0,0358	0,00	0,3092
Idade	0,1360	0,0021	0,00	0,0019
Idade ao quadrado	-0,0018	0,0000	0,00	—
Cônjuge	-0,3593	0,0128	0,00	-0,1325
Filho	-0,2247	0,0167	0,00	-0,0850
Outro	-0,2753	0,0197	0,00	-0,1058
Filho < 14 anos	-0,1283	0,0105	0,00	-0,0477
Cor negra	0,0975	0,0173	0,00	0,0356
Cor parda	0,0413	0,0102	0,00	0,0153
Urbano	-0,3514	0,0217	0,00	-0,1228
Área metropolitana	-0,0415	0,0112	0,00	-0,0154
Sudeste	0,1312	0,0150	0,00	0,0485
Sul	0,2578	0,0197	0,00	0,0918
Centro-Oeste	0,0454	0,0198	0,02	0,0167
Norte	-0,0629	0,0205	0,00	-0,0235

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: D.P.: desvio-padrão.

E.M.: efeito marginal.

Tabela 37 – Equações de participação 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	-1,6283	0,3167	0,00	–	-1,8187	0,2867	0,00	–
RDpc líquida	-0,0003	0,0001	0,00	-0,0100	-0,0005	0,0001	0,00	-0,0100
1 a 4 anos de est.	0,4240	0,1319	0,00	0,0588	0,2060	0,1205	0,09	0,0358
5 a 8 anos de est.	0,5876	0,1348	0,00	0,0827	0,2760	0,1097	0,01	0,0488
9 a 11 anos de est.	0,8195	0,1375	0,00	0,1184	0,4729	0,1073	0,00	0,0865
> 11 anos de est.	1,0534	0,1630	0,00	0,1067	0,9525	0,1596	0,00	0,1146
Idade	0,1624	0,0143	0,00	0,0007	0,1878	0,0134	0,00	0,0016
Idade ao quadrado	-0,0022	0,0002	0,00	–	-0,0026	0,0002	0,00	–
Cônjuge	-0,0290	0,1272	0,82	-0,0049	0,0222	0,0973	0,82	0,0042
Filho	-0,4623	0,0940	0,00	-0,0857	-0,5456	0,0820	0,00	-0,1174
Outro	-0,4536	0,1148	0,00	-0,0962	-0,4213	0,1006	0,00	-0,0979
Filho < 14 anos	0,0687	0,0698	0,33	0,0113	0,1325	0,0619	0,03	0,0247
Cor negra	0,0158	0,0921	0,86	0,0026	-0,0152	0,0986	0,88	-0,0029
Cor parda	-0,0611	0,0620	0,33	-0,0102	-0,0661	0,0914	0,47	-0,0126
Mulher								
Constante	-1,9130	0,2516	0,00	–	-1,9901	0,2215	0,00	–
RDpc líquida	-0,0002	0,0000	0,00	-0,0100	-0,0002	0,0000	0,00	-0,0100
1 a 4 anos de est.	0,1455	0,1122	0,20	0,0483	0,2628	0,0948	0,01	0,0856
5 a 8 anos de est.	0,2920	0,1147	0,01	0,0954	0,3160	0,0827	0,00	0,1037
9 a 11 anos de est.	0,6438	0,1168	0,00	0,2073	0,6443	0,0827	0,00	0,2172
> 11 anos de est.	0,9921	0,1266	0,00	0,2641	1,1969	0,1128	0,00	0,2941
Idade	0,1456	0,0114	0,00	0,0002	0,1450	0,0106	0,00	0,0015
Idade ao quadrado	-0,0020	0,0001	0,00	–	-0,0020	0,0001	0,00	–
Cônjuge	-0,4304	0,0584	0,00	-0,1487	-0,4174	0,0517	0,00	-0,1477
Filho	-0,1015	0,0837	0,23	-0,0352	-0,2349	0,0667	0,00	-0,0834
Outro	-0,1758	0,0990	0,08	-0,0625	-0,2497	0,0796	0,00	-0,0905
Filho < 14 anos	-0,1729	0,0497	0,00	-0,0595	-0,1254	0,0417	0,00	-0,0436
Cor negra	0,1927	0,0713	0,01	0,0630	0,1604	0,0635	0,01	0,0544
Cor parda	0,0808	0,0443	0,07	0,0276	-0,0097	0,0560	0,86	-0,0034

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Coef.: coeficientes.

D.P.: desvio-padrão.

P-v: P-valor.

E.M.: efeito marginal.

Com relação aos homens e as mulheres no Brasil, todas as variáveis incorporadas foram importantes para a explicação de sua participação no mercado de trabalho. No que tange ao mercado de trabalho da RMBH, a participação masculina foi influenciada pela renda domiciliar *per capita* líquida, escolaridade, idade e posição no domicílio, ao passo que, para as mulheres nesse mesmo mercado, todos os grupos de variáveis incorporadas foram importantes para explicar a sua participação. Na RMS, a referida probabilidade de participação do sexo feminino foi influenciada por todos os grupos de variáveis considerados, ressaltando-se que, para os homens, as variáveis de raça não se mostraram estatisticamente significativas.

Em relação aos coeficientes estimados, é importante ressaltar que, embora a magnitude deles não apresente significado econômico importante na maioria dos casos, os seus sinais indicam os sentidos dos efeitos marginais, ou seja, as direções das mudanças de probabilidades, dadas as alterações nas variáveis explicativas (WOOLDRIDGE, 2002). Nesse sentido, observou-se que os sinais e, conseqüentemente, os efeitos marginais comportaram-se de acordo com o esperado, com exceção das variáveis indicadoras de áreas urbanas e regiões metropolitanas, cuja explicação para tal fato é apresentada adiante.

Sobre os efeitos marginais, é importante destacar que a sua interpretação em modelos de variável dependente binária, como a deste estudo, é a seguinte: i) para variáveis contínuas, representa o impacto médio em termos de pontos percentuais na probabilidade de um indivíduo estar economicamente ativo para um aumento unitário da variável explicativa contínua considerada; e ii) para as variáveis qualitativas, determina a mudança média na probabilidade de um indivíduo estar na PEA, em pontos percentuais, devido à presença da característica indicada pela *dummy* considerada.

Ainda sobre os referidos efeitos, ressalta-se que os *Z*'s foram substituídos pelas médias das variáveis explicativas consideradas.

Iniciando a discussão dos determinantes da participação no mercado de trabalho, verificou-se a ocorrência de sinal negativo para a renda domiciliar

líquida *per capita*²⁵, refletindo a ocorrência de maior salário de reserva para trabalhadores que residem em domicílios cujo rendimento total dos moradores é mais elevado. Em termos de efeito marginal, aumento de R\$100,00 em tal variável diminui a probabilidade de o trabalhador participar do mercado de trabalho brasileiro em 0,44 ponto percentual e um ponto percentual, respectivamente, para os homens e as mulheres. Nos mercados da RMBH e RMS, o efeito marginal do rendimento domiciliar *per capita* foi também negativo e igual para ambos os sexos, indicando que aumento de R\$100,00 na renda domiciliar líquida do rendimento do trabalho do próprio indivíduo reduz as suas chances de estar na PEA em um ponto percentual. A mesma relação inversa entre a probabilidade de participação no mercado de trabalho e uma variável de renda domiciliar ou familiar descontado o rendimento do próprio indivíduo, foi encontrada para o Brasil por Scorzafave e Menezes- Filho (2001) e Kassouf (1997), enquanto para as regiões metropolitanas de São Paulo (RMSP) e Recife, por Lima (1997).

Com relação à educação, conforme esperado, todos os coeficientes apresentaram sinais positivos, já que o grupo-base adotado foram os indivíduos com nenhum grau de instrução. Dessa forma, em relação a esses últimos, as pessoas pertencentes às demais categorias apresentaram maiores chances de participar do mercado de trabalho, e apenas na equação das mulheres para a RMBH essa relação mostrou-se estatisticamente significativa somente a partir de cinco anos de estudo²⁶. Resultado similar foi encontrado por Scorzafave e Menezes-Filho (2001) e por Menezes et al. (2008) para a RMS e RMSP e por Salvato e Silva (2008) para a RMBH. Em termos de diferenças entre os sexos, verificou-se que os efeitos marginais das mulheres se apresentaram superiores aos dos homens, indicando que as chances de inserção da mulher estão mais condicionadas ao seu nível de instrução do que

²⁵ Na variável renda domiciliar líquida *per capita* foi retirada aquela proveniente de empregada doméstica, parente de empregada doméstica e pensionista, devido ao fato de tais moradores não residirem no domicílio da pessoa amostrada.

²⁶ Estão sendo considerados os efeitos marginais associados a coeficientes significativos a pelo menos 10%.

a dos homens. Tal resultado reforça o importante papel da escolaridade para o aumento da participação feminina no mercado de trabalho.

Em relação à idade, todas as regressões indicaram a ocorrência da forma quadrática entre tal variável e P_i , conforme sugerido pela teoria do capital humano. Dessa forma, a referida probabilidade aumenta à medida que a idade se eleva até certo ponto, a partir do qual a relação entre as duas variáveis se inverte. Para o mercado de trabalho brasileiro, o ponto de máximo é alcançado aos 35,83 anos de idade²⁷ para os homens e 37,78 para as mulheres. Como a idade média dos dois grupos é inferior aos seus pontos de máximo, o efeito marginal de tal variável no ponto médio da amostra é positivo para ambos os sexos. Na RMBH, os pontos de máximo para homens e mulheres ocorrem, respectivamente, aos 36,90 e 36,4 anos de idade, sendo os efeitos marginais nos pontos médios da amostra positivos, já que a média de idade para ambos os sexos ocorreu antes dos respectivos pontos de máximo. Pelo mesmo motivo, para a RMS homens e mulheres também apresentaram efeito marginal para a idade positivo, com o pico de sua curva parabólica ocorrendo, respectivamente, aos 36,11 e 36,25 anos.

Passando para a variável de posição no domicílio, verificou-se no mercado brasileiro, tanto para os homens quanto para as mulheres, que o chefe de domicílio tem maior probabilidade de estar na PEA, em comparação com as demais posições. No primeiro caso, o fato de o indivíduo ser a pessoa de referência faz que a referida probabilidade seja respectivamente de 2,57; 14,16; e 13,78 pontos percentuais maior do que se ele fosse cônjuge, filho ou outra posição no domicílio. Para as mulheres, a menor probabilidade de participação, em comparação com o chefe do domicílio, é a das esposas – 13,25 pontos percentuais menor – seguida por outro e filho, com probabilidades de, respectivamente, 10,58 e 8,50 abaixo da verificada para a pessoa de referência.

²⁷ Tomando-se a equação (23), os pontos de máximo (p.m.) foram calculados com base em Wooldridge (2006), através da seguinte fórmula: $\text{Idade}_{\text{p.m.}} = \left| \alpha_7 / 2\alpha_8 \right|$.

Quanto aos mercados regionais, observou-se no que tange ao trabalho masculino que os chefes e os cônjuges não apresentaram diferenças significativas quanto à probabilidade de estarem inseridos no mercado de trabalho. 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. Dessa forma, devido ao fato de as atividades no lar serem tradicionalmente mais associadas às mulheres, estas apresentaram produtividade marginal no trabalho doméstico superior àquela verificada entre os homens. Nesse sentido, as chefes experimentaram probabilidade de inserção no mercado de trabalho 14,87 pontos percentuais acima da verificada pelas esposas na RMBH, sendo essa diferença na RMS de 14,77 pontos percentuais.

Em relação à presença de filhos pequenos, observou-se para tal variável comportamento distinto entre os sexos, no que tange ao seu impacto sobre P_i , ou seja, sinal negativo para as mulheres e positivo para os homens. Outros estudos para o mercado de trabalho nacional, como os de Kassouf (1994) e Carvalho (2005), assim como em nível regional, como o de Menezes et al. (2008), chegaram à mesma conclusão. 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). Dessa forma, a responsabilidade feminina relativa à criação dos filhos faz que as mulheres apresentem maior produtividade no trabalho doméstico, em comparação com os homens sob esse mesmo aspecto. Nesse sentido, a existência de filhos menores diminui a P_i das mulheres em 4,77 pontos percentuais no Brasil, 5,95 na RMBH e 4,36 na RMS. No entanto, a presença de filhos pequenos acaba por pressionar ainda mais os homens no sentido de proverem o sustento do domicílio, diminuindo o seu salário de reserva e impulsionando-os, conseqüentemente, para o mercado de trabalho.

Quanto ao impacto da raça sobre a probabilidade de participação no mercado de trabalho, verificou-se, nos mercados estudados, que, entre as mulheres, o fato de elas serem negras ou pardas faz que a sua probabilidade de

participação seja superior em comparação com o grupo das brancas. Tal resultado pode estar refletindo a maior necessidade de trabalhar daquelas raças em virtude de, geralmente, elas se situarem em classes sociais mais baixas do que as brancas. Já para os homens tal tendência não se configurou, sendo as probabilidades de participação invariantes à raça do indivíduo²⁸.

Em relação às variáveis indicadoras de área metropolitana e situação urbana do domicílio, o sinal delas foi contrário ao esperado, embora nas equações de seleção apresentadas na seção seguinte os referidos coeficientes tenham sido positivos. Isso significa dizer que o maior dinamismo desses mercados perante aqueles localizados nas áreas não metropolitanas e rurais tem impacto mais importante na probabilidade de o indivíduo estar ocupado com rendimento positivo no mercado de trabalho do que simplesmente encontrar-se inserido neste último.

Por fim, as variáveis regionais evidenciaram que homens e mulheres apresentaram maiores chances de estarem no mercado de trabalho nas Regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, em conformidade com os resultados encontrados por Kassouf (1997).

A fim de avaliar o efeito de ignorar o plano amostral nas estimativas dos modelos de participação, na Tabela 38 são apresentados os resultados da estatística EPA_A , conforme indicado no Anexo A. Para os mercados considerados, na maior parte dos casos tal medida foi superior à unidade, indicando que a não-consideração do plano amostral subestima a verdadeira variância das estimativas. Tais resultados ressaltam a importância de considerar os aspectos relevantes do plano amostral – peso, conglomerado e estratificação – na estimativa de medidas de dispersão, a fim de se evitar a realização de inferências tendenciosas, conforme destacado por Silva et al. (2002).

²⁸ Embora na equação dos homens no mercado brasileiro os coeficientes de raça tenham-se mostrado estatisticamente significativos, os efeitos marginais relacionados foram pequenos.

Tabela 38 – Resultados do EPA_A nas estimações dos modelos de participação, no Brasil, na RMBH e na RMS, 2006

Mercado de Trabalho	Brasil		RMBH		RMS	
Variáveis	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Constante	1,6298	1,7852	1,1354	1,1432	1,1658	1,1120
Renda dom. <i>per cap.</i> líq.	11,0596	32,0290	1,4223	2,1617	2,1039	1,9520
1 a 4 anos de estudo	1,3099	1,4599	1,0615	1,2429	1,1478	1,0823
5 a 8 anos de estudo	1,4014	1,6092	1,1150	1,3077	1,1022	0,9281
9 a 11 anos de estudo	1,5360	1,9198	1,1395	1,3426	1,0944	0,9805
> de 11 anos de estudo	2,2723	3,6593	1,1104	1,1702	1,3922	1,1417
Idade	1,4726	1,2672	1,2031	1,1100	1,2583	1,1748
Idade ao quadrado	1,4802	1,3046	1,1844	1,1224	1,2552	1,1700
Cônjuge	1,4557	1,5255	1,1066	1,0612	0,9644	1,1305
Filho	1,3836	1,4200	1,0307	1,1001	1,0600	1,0336
Outro	1,3375	1,3568	0,9204	1,0303	1,1124	1,0686
Filho < 14 anos	1,4293	1,5207	1,0509	0,9794	1,1196	0,9778
Cor negra	1,4298	1,3820	0,9375	0,9298	1,4189	1,1107
Cor parda	1,3918	1,4606	0,9666	0,9172	1,4362	1,0546
Urbano	2,3483	3,6449	—	—	—	—
Área metropolitana	1,8089	1,9820	—	—	—	—
Sudeste	1,7098	2,3786	—	—	—	—
Sul	1,5006	2,5480	—	—	—	—
Centro-Oeste	1,4895	2,3309	—	—	—	—
Norte	2,8624	2,8579	—	—	—	—

Fonte: Resultados da pesquisa.

4.4. Determinantes do rendimento dos trabalhadores nos mercados de trabalho brasileiro e das regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador

Apesar de a análise deste trabalho encontrar-se focada na participação e rendimento feminino no mercado de trabalho, é importante discutir também os determinantes do rendimento dos homens. Tal procedimento é necessário não

apenas para a comparação dos retornos do trabalho entre os sexos, como também para viabilizar a realização da decomposição de Oaxaca-Blinder por gênero do rendimento trabalho/hora. Feita tal observação, 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 39 para o Brasil e na Tabela 40 para a RMBH e RMS. Para as variáveis *dummies*, a média é a proporção de casos em que a variável assume o valor 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 nos modelos de participação, nos quais foram incorporados também os ocupados sem rendimento, desempregados e inativos. Dessa forma, a amostra foi reduzida para 95.077 homens e 65.536 mulheres, no mercado brasileiro e respectivamente 3.068 e 3.458 homens, 2.475 e 3.032 mulheres na RMBH e na RMS. É por esse motivo que se tornou necessário apresentar as médias e os desvios-padrão referentes às variáveis de escolaridade, raça e idade, que já haviam sido considerados na Tabela 34 por ocasião da discussão do modelo de participação.

Feita tal ponderação, tem-se que, em relação às variáveis anos de escolaridade e raça, o comportamento é idêntico ao verificado à época da análise do modelo de participação, ou seja, as mulheres com maior nível educacional médio do que os homens e 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. Quanto aos aspectos regionais, conforme tendência apresentada anteriormente, verificou-se que o rendimento/hora da RMBH mostrou-se superior ao observado na RMS em ambos os sexos.

Tabela 39 – 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(%)				
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: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

Tabela 40 – Estatísticas descritivas das variáveis da equação de rendimento do trabalho, por gênero, na RMBH e RMS, 2006

Sexo	Homem				Mulher			
	RMBH		RMS		RMBH		RMS	
Variáveis (1)	Média	D.P.	Média	D.P.	Média	D.P.	Média	D.P.
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: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

(1) Mesmas variáveis da Tabela 39.

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 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 Oit (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 dos determinantes dos rendimentos dos trabalhadores do sexo masculino e feminino na faixa etária entre 16 e 65 anos para os mercados em análise, estimou-se a equação (29) para ambos os grupos.

Ressalta-se que, enquanto nas equações de participação, de acordo com estudos de Lima (1997) e Scorzafave e Menezes-Filho (2001), a variável de interesse é a probabilidade de o indivíduo estar na PEA, nas equações de seleção o regressando é a chance de um trabalhador estar ocupado com rendimento positivo no trabalho principal, seguindo estudos como de Kassouf (1994 e 1997), Scorzafave e Menezes-Filho (2005) e Carvalho (2005). Essa distinção se deve ao fato de que só é possível observar o rendimento do trabalho para os indivíduos que estão efetivamente auferindo um retorno positivo em tal atividade, já que entre os indivíduos da PEA se encontram também os desocupados e os ocupados não-remunerados, para os quais o

rendimento do trabalho, assim como para os inativos, é zero. Feita tal consideração, são apresentados a seguir os pontos de interesse, não percebidos por ocasião da análise das equações de participação, das estimativas das equações de seleção, cujos resultados se encontram na Tabela 41 para o Brasil e na Tabela 42 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 defrontar-se 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, dessa vez elas confirmaram que o maior dinamismo desses mercados diante daqueles localizados nas áreas não-metropolitanas e rurais tendem 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 41 – Equações de seleção por gênero – Brasil, 2006

Variáveis	Coefficientes	D.P.	P-valor	E.M.
Homem				
Constante	-0,7633	0,1037	0,00	—
Renda dom. <i>per cap.</i> liq.	-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. <i>per cap.</i> liq.	-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.

Nota: D.P.: desvio-padrão.

E.M.: efeito marginal.

Tabela 42 – 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.

Passando, então, para os determinantes dos rendimentos nos mercados de trabalho de interesse, os resultados para o Brasil são apresentados na Tabela 43, enquanto aqueles referentes às RMBH e RMS são mostrados, respectivamente, nas Tabela 44 e 45.

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 λ 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).

Passando para a análise dos coeficientes, destaca-se que os seus sinais se comportaram todos de acordo com o esperado. Como o rendimento foi logaritmizado, 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.

Em relação ao efeito marginal, é importante destacar que, conforme citado na metodologia, o seu cálculo deve levar em conta o fato de que, se um regressor entra tanto na equação de seleção quanto na equação de rendimento, então o impacto dessa variável explicativa sobre o valor esperado de W_i deve considerar que λ também é uma função de tal variável. Nesse sentido, as colunas referentes ao efeito marginal apresentadas nos resultados das equações de rendimento levam em conta tal ajuste, conforme proposto por Hoffmann e Kassouf (2005). Ressalta-se que, em razão de 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.

Tabela 43 – 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	–
λ	-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.

Tabela 44 – 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. 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.

Tabela 45 – 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	–
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. 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.

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 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.

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 mulheres²⁹. 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 de participação, enquanto as chances de as mulheres estarem inseridas na PEA 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 RMBH³⁰. 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

²⁹ 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.

³⁰ 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.

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. 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. No mercado de trabalho brasileiro, o ponto de máximo é alcançado aos 51,02 anos de idade para os homens e 51,23 para as mulheres. Na RMBH, os pontos de máximo para homens e mulheres ocorrem, respectivamente, aos 52,03 e 49,19 anos de idade. Quanto à RMS, o referido ponto acontece aos 54,57 anos para os homens e aos 48,15 anos para as mulheres.

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 (Figuras 13 e 14). Embora esse aspecto possa suscitar a existência de discriminação de gênero quanto aos rendimentos para os mercados de trabalho analisados, deve-se destacar que diferenças no ciclo de vida entre homens e mulheres fazem que existem discrepâncias entre o tempo de experiência de indivíduos do sexo oposto com a mesma idade. Essa discussão é retomada na próxima subseção. Quanto ao segundo caso, 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 14).

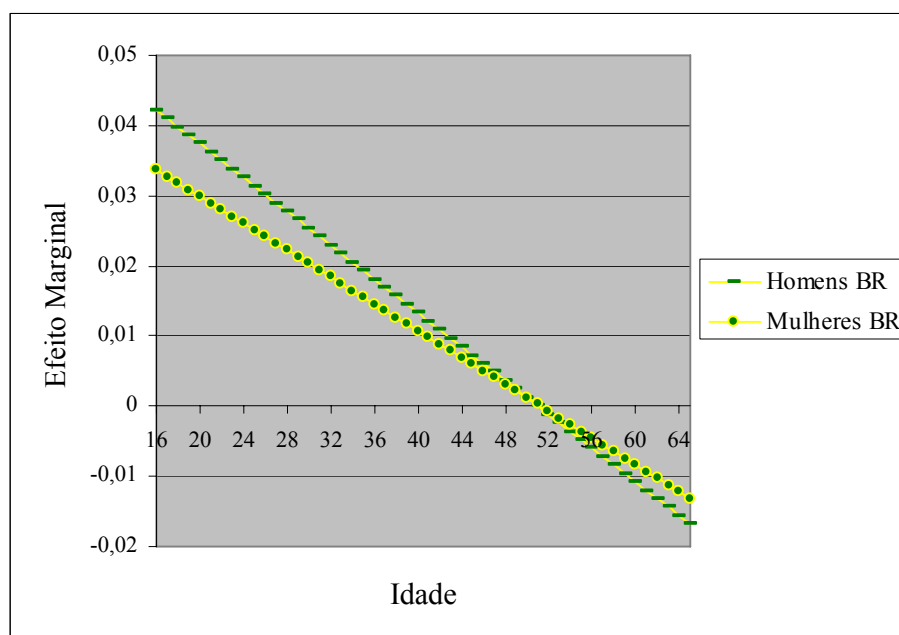


Figura 13 – Retornos à experiência sobre o $\ln$ (rendimento/hora) – Brasil (BR), 2006.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNAD.

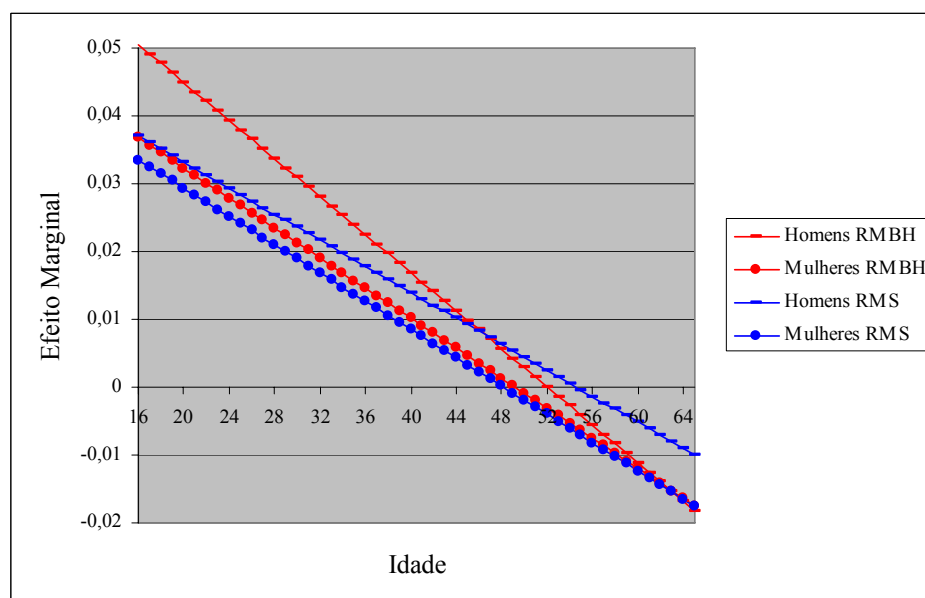


Figura 14 – Retornos à experiência sobre o $\ln$ (rendimento/hora), na RMBH e RMS, 2006.

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. Na comparação entre os sexos, os efeitos marginais dessas variáveis mostraram-se mais intensos para as mulheres do que para os homens, indicando maior diferencial de rendimentos entre as áreas consideradas nas primeiras em comparação com os segundos. 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, 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 RMS³¹. 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 et al. (2008) 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, 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.

³¹ O trabalho doméstico constitui-se em uma ocupação tipicamente feminina, sendo mantido nas equações dos homens apenas para se manter homogeneidade analítica.

Com o objetivo de avaliar os efeitos da não-incorporação do plano amostral nas estimativas dos modelos de seleção e rendimento, constam, respectivamente nas Tabelas 46 e 47, as estatísticas do EPA_A, conforme definidas no Anexo A.

Tabela 46 – Resultados do EPA_A das estimações das equações de seleção, no Brasil, na RMBH e na RMS, 2006

Mercado de Trabalho	Brasil		RMBH		RMS	
Variáveis	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Constante	1,5322	1,3206	1,2807	1,1788	0,5834	0,8473
Renda dom. <i>per cap.</i> líq.	2,8137	10,2779	1,4552	2,1610	0,5792	0,8693
1 a 4 anos de estudo	1,5515	1,4569	1,1266	1,0594	1,1028	0,6838
5 a 8 anos de estudo	2,0375	1,6700	1,3087	1,2086	0,8995	0,8569
9 a 11 anos de estudo	1,9598	1,6981	1,2636	1,2600	0,9865	0,9064
Mais de 11 anos de estudo	1,7689	1,9819	1,8481	1,4232	0,4275	0,7335
Idade	1,4365	1,0099	0,9483	0,9721	0,7052	0,7914
Idade ao quadrado	1,4648	1,0098	0,8150	0,9858	0,7517	0,7852
Cônjuge	1,6653	1,4934	0,9868	1,4598	0,9876	0,7137
Filho	1,6070	1,4261	1,0187	1,1410	0,3582	0,6408
Outro	1,4073	1,3838	0,8388	1,0308	0,7082	0,9161
Filho < 14 anos	1,4695	1,2406	1,3608	0,8445	1,0053	0,9187
Cor negra	1,7865	1,3614	2,1692	1,1439	0,7100	0,8410
Cor parda	1,4437	1,4295	1,4325	1,1712	0,7123	0,8587
Urbano	3,7370	3,3737	—	—	—	—
Área metropolitana	2,3789	2,1083	—	—	—	—
Sudeste	2,6722	2,6196	—	—	—	—
Sul	2,5464	3,2096	—	—	—	—
Centro-Oeste	1,8695	2,0293	—	—	—	—
Norte	6,2619	4,6560	—	—	—	—

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 47 – Resultados do EPA_A das estimações dos modelos de rendimento, no Brasil, na RMBH e na RMS, 2006

Mercado de Trabalho	Brasil		RMBH		RMS	
Variáveis	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Constante	1,5010	1,7611	1,1300	1,1932	1,0538	1,1703
Renda Dom. <i>per cap.</i> Líq.	1,7229	1,9608	0,6748	0,8065	0,9644	0,9271
1 a 4 anos de estudo	1,7254	2,0222	0,7046	1,0118	1,1128	1,0169
5 a 8 anos de estudo	1,8218	1,9789	0,7130	0,9818	1,0844	1,0471
9 a 11 anos de estudo	1,8625	1,9620	0,8844	1,2537	1,2256	1,1655
Mais de 11 anos de estudo	1,2434	1,5228	1,2954	1,4869	1,0275	1,1153
Idade	1,3066	1,6203	1,3078	1,5723	1,0753	1,1343
Idade ao quadrado	1,3825	1,4144	0,7690	1,1738	1,1344	0,9390
Cônjuge	1,4455	1,2628	1,1780	0,9613	1,1940	1,0678
Filho	3,1742	1,9756	1,4425	0,1768	1,6561	0,8460
Outro	2,0995	1,9104	0,7866	0,5680	0,9823	0,8359
Filho < 14 anos	3,4619	2,6964	1,0376	1,2950	0,9302	1,4635
Cor negra	3,9268	2,7473	0,7677	1,2693	1,0092	1,2155
Cor parda	3,6640	2,3204	1,0456	0,8612	0,8970	0,8103
Urbano	4,0316	2,9744	1,0469	0,9137	0,8641	0,9541
Área Metropolitana	2,6232	5,9072	0,2839	0,7778	0,1819	0,3463
Sudeste	1,2731	1,5650	1,6964	1,1844	0,6929	0,7714
Sul	1,3552	1,7954	1,5127	1,6380	1,4719	1,4796
Centro-Oeste	1,2972	1,7455	1,2785	1,5207	1,4480	1,8419
Norte	1,5546	1,3186	1,2928	1,1982	1,1016	1,1123
Militares e estatutários	1,3962	1,3551	1,4500	1,4875	1,6959	1,2393
Domésticos com carteira	0,5720	0,6875	1,1477	0,8205	1,2674	0,9409
Domésticos sem carteira	1,2278	1,4127	—	—	—	—
Conta-própria	2,4345	2,4632	—	—	—	—
Empregadores	2,7846	2,0249	—	—	—	—
Dirigentes em geral	2,0911	1,7509	—	—	—	—
Prof. ciências e artes	1,7769	1,8267	—	—	—	—
Demais trabalhadores	1,4038	1,2223	—	—	—	—

Fonte: Resultados da pesquisa.

No modelo de seleção, para os mercados brasileiro e da RMBH, na maior parte dos casos tal medida é superior à unidade, indicando que a não-consideração do plano amostral subestima a verdadeira variância das estimativas. Já na RMS o EPA_A mostrou-se, na maioria das vezes, inferior à unidade, ou seja, não incorporando o plano amostral no modelo, tem-se que este último gera estimativas superestimadas da variância verdadeira.

Quanto ao modelo de rendimento, para o Brasil os resultados foram superiores à unidade, indicando em sua maior parte, subestimação das verdadeiras variâncias das estimativas devido a não-consideração do plano amostral. Na RMBH e na RMS, embora na maior parte das vezes o EPA_A tenha sido maior do que 1, verificaram-se também valores bem menores do que a unidade. Nesse sentido, nos mercados regionais a desconsideração do plano amostral provocaria a obtenção de grande número de estimativas não apenas subestimadas, mas também superestimadas da variância verdadeira.

Os resultados dos modelos de seleção e rendimento, assim como verificado durante a apresentação das estatísticas EPA_A para os modelos de participação, reforçam novamente, portanto, a necessidade de se incorporarem os aspectos relevantes do plano amostral, conforme defendido por Silva et al. (2002), Carvalho (2005), Neder (2006) e Guimarães (2007).

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-Blinder (1973), conforme descrito na metodologia. Na primeira parte da próxima seção é avaliado quanto do hiato de rendimento entre os sexos está, de certa forma, associado à discriminação no mercado de trabalho. Na segunda, o foco é a quantificação dos diferenciais de rendimento provenientes de aspectos regionais, ou seja, fatores locais responsáveis pela ocorrência de maior retorno do trabalho na RMBH, em comparação com a RMS, independentemente das características produtivas e demais aspectos ligados aos ocupados nos referidos mercados.

4.5. Decomposição de rendimento por gênero no mercado de trabalho brasileiro: perfil nacional

O procedimento de Oaxaca-Blinder permite decompor a diferença de rendimentos entre os sexos em dois componentes: um relacionado às diferenças produtivas e demais aspectos ligados aos trabalhadores ocupados, e o segundo relativo às diferenças nos retornos desses atributos. Neste trabalho, considerou-se ainda um terceiro componente correspondente à interação entre os dois primeiros. Observada tal definição, tem-se que os resultados da decomposição da diferença do valor esperado do logaritmo do rendimento/hora entre os homens e mulheres para o mercado de trabalho brasileiro são apresentados na Tabela 48. Nesta tabela, a primeira coluna indica o diferencial de rendimento que se está analisando, além dos efeitos e variáveis considerados na decomposição. Na segunda coluna são apresentados o valor da diferença da remuneração entre os sexos e os coeficientes referentes aos efeitos característica e preço, além daqueles relacionados à interação entre ambos. Na terceira, quarta e quinta colunas, têm-se, respectivamente, o desvio-padrão, a estatística “t” e o valor-p desta última para os coeficientes estimados. Por fim, a sexta coluna é dividida em duas partes: i) nas três primeiras linhas são apresentadas na escala original dos dados, as médias geométricas dos rendimentos/hora de homens e mulheres, assim como o exponencial da diferença entre os logaritmos naturais de tais medidas; e ii), na segunda parte, tem-se a contribuição percentual de cada coeficiente para a diferença do valor esperado do logaritmo de rendimento/hora entre os sexos.

Destaca-se que tais resultados foram obtidos mediante a utilização da rotina *Oaxaca* no software *Stata* 9.2. Através desse procedimento, foi possível normalizar as equações de rendimento e resolver o problema da indeterminação existente na decomposição de Oaxaca-Blinder, conforme discutido na metodologia. Da mesma forma, a referida rotina forneceu ainda os desvios-padrão dos coeficientes dos efeitos preço e características totais e por variável.

Tabela 48 – Decomposição da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre homens e mulheres para o mercado de trabalho brasileiro, 2006

	Coefficientes	D.P.	Est "t"	P> t	Rend/Hora
Diferencial do valor esperado do logaritmo do rendimento/hora					
Homens	1,1982	0,0071	169,4900	0,0000	3,3141
Mulheres	1,0927	0,0070	156,0800	0,0000	2,9822
Diferença	0,1055	0,0072	14,6500	0,0000	1,1113
					% Diferença em logarit.
Efeito Característica					
Escolaridade	-0,0950	0,0025	-38,7600	0,0000	-90,00
Idade	0,0005	0,0010	0,5500	0,5850	0,50
Raça	-0,0057	0,0005	-12,5500	0,0000	-5,36
Urbano/Rural	-0,0127	0,0018	-7,1400	0,0000	-12,00
Metrópole/não metrópole	-0,0078	0,0006	-13,5700	0,0000	-7,40
Região	-0,0092	0,0011	-8,6400	0,0000	-8,75
Posição na ocupação	0,0371	0,0023	16,3900	0,0000	35,14
Setor de atividade	-0,0340	0,0082	-4,1500	0,0000	-32,20
Tipo de ocupação	-0,0250	0,0013	-19,3300	0,0000	-23,65
Total	-0,1517	0,0093	-16,3900	0,0000	-143,71
Efeito Preço					
Escolaridade	0,0088	0,0036	2,4300	0,0150	8,38
Idade	0,2709	0,0391	6,9200	0,0000	256,70
Raça	0,0059	0,0036	1,6500	0,0990	5,61
Urbano/Rural	-0,0312	0,0095	-3,2900	0,0010	-29,60
Metrópole/não metrópole	0,0146	0,0012	11,8000	0,0000	13,87
Região	-0,0012	0,0028	-0,4100	0,6790	-1,09
Posição na ocupação	0,0032	0,0043	0,7300	0,4640	2,99
Setor de atividade	0,0236	0,0122	1,9300	0,0540	22,35
Tipo de ocupação	-0,0305	0,0075	-4,0800	0,0000	-28,87
Intercepto	0,0051	0,0470	0,1100	0,9140	4,82
Total	0,2693	0,0069	38,8700	0,0000	255,15
Interação entre os dois efeitos					
Escolaridade	-0,0075	0,0020	-3,8300	0,0000	-7,15
Idade	0,0000	0,0005	0,0200	0,9820	0,01
Raça	0,0001	0,0004	0,2400	0,8070	0,09
Urbano/Rural	0,0064	0,0020	3,2700	0,0010	6,05
Metrópole/não metrópole	0,0047	0,0005	10,0300	0,0000	4,42
Região	0,0000	0,0004	0,0400	0,9660	0,02
Posição na ocupação	0,0078	0,0052	1,5200	0,1290	7,44
Setor de atividade	-0,0142	0,0084	-1,6900	0,0920	-13,49
Tipo de ocupação	-0,0093	0,0013	-7,2400	0,0000	-8,82
Total	-0,0121	0,0092	-1,3200	0,1880	-11,44

Fonte: Resultados da pesquisa.

Antes da análise dos resultados da decomposição, informa-se que, em virtude de os valores dos rendimentos/hora estimados $\hat{W}$ se encontrarem em logaritmos naturais, para obter a diferença em termos percentuais na escala original dos dados entre os retornos do trabalho de homens e mulheres é necessário realizar o seguinte procedimento sugerido em Wooldridge (2006), conforme se segue:

$$\ln(\hat{W}_H) - \ln(\hat{W}_M) = d$$

$$\left(\hat{W}_H - \hat{W}_M \right) / \hat{W}_M = \exp(d) - 1 \quad (46)$$

Feitas tais considerações, observou-se, inicialmente, que a diferença entre as médias dos logaritmos do rendimentos/hora de homens e mulheres é de 0,1055, indicando que as pessoas do sexo masculino recebem, em média, 11,13% a mais do que aquelas do sexo feminino.

Ao analisar a contribuição de cada conjunto de variáveis para o efeito característica, verificou-se que, à exceção da idade, todas foram estatisticamente significativas a 1%, indicando que o conjunto de características individuais e aspectos relacionados à forma e local de inserção no mercado de trabalho são importantes para a explicação do diferencial de rendimento entre os sexos. O impacto da diferença entre as médias das variáveis consideradas para homens e mulheres é no sentido de diminuir o hiato de remuneração entre os sexos em 143,71 pontos percentuais. Em outras palavras, levando-se em conta apenas a diferença entre as características médias das trabalhadoras e dos trabalhadores, o rendimento/hora médio das primeiras seria 14,08% superior ao verificado para os segundos. Esse mesmo resultado foi encontrado por Soares (2000), Carvalho (2005) e Matos e Machado (2006).

Em termos de grupo de variáveis, a contribuição mais importante para o efeito característica total, respondendo por 62,62% deste último e -90% do

diferencial total dos rendimentos entre os sexos, foi a das *dummies* de educação, assim como encontrado por Scorzafave e Pazello (2007). Isso pode ser explicado pela existência de uma relação positiva entre escolaridade e rendimento, conforme mostram as estimativas da Tabela 42, e pelo fato de, em média, as mulheres apresentam mais anos de estudo formal do que os homens, sendo maioria entre as *dummies* representativas dos grupos mais instruídos (com 9 ou mais anos de estudo, conforme a Tabela 40).

O segundo grupo de variáveis mais importantes no que tange ao efeito característica são as referentes à posição na ocupação, representando -24,46% deste último e 35,14% do diferencial total entre os rendimentos. O impacto da diferença na porcentagem de homens e mulheres nas diversas posições, na ocupação, atuou no sentido de elevar o referido diferencial. Tal resultado se deveu, basicamente, ao fato de as mulheres serem maioria absoluta entre os empregados domésticos (Tabela 40), cuja remuneração é a mais baixa entre todas as posições na ocupação considerada (Tabela 42). Embora a metodologia utilizada não esteja medindo diretamente uma possível segregação no mercado de trabalho em detrimento das mulheres, estudada em trabalhos como de Oit (2007), Ometto et al. (1999) e Leme e Wajnman (2000), a referida contribuição positiva e importante para o grupo de variáveis de posição na ocupação fornece indícios coerentes com tal panorama.

A terceira maior contribuição para o efeito característica é dada pelo grupo de variáveis indicadoras que controlam o setor de atividade dos trabalhadores. Nesse caso, tais variáveis respondem por -32,20% do diferencial total, ou seja, atuam no sentido de diminuir este último. Em termos de categorias individuais, a principal contribuição foi a do setor de serviços (-25,12%), em razão do fato de que para as mulheres, bem mais numerosas nessa atividade econômica do que os homens, a remuneração nesse ramo se mostrou comparativamente superior à percebida na indústria, ocorrendo o inverso para os homens, que são maioria na indústria em comparação com as mulheres. Destacou-se também a contribuição da agricultura (-23,36%), na qual, embora os rendimentos tenham sido relativamente inferiores aos

verificados pela indústria para os dois sexos, a participação masculina, em comparação com a feminina, mostrou-se bem superior nesse setor.

A despeito da importância do efeito característica, os valores de maior expressão para explicar o hiato entre os rendimentos por gênero foram encontrados para o efeito preço, que se refere ao diferencial não explicado pelas diferenças das médias entre os regressores nas equações de homens e mulheres. Neste estudo, verificou-se que ele foi responsável por 255,15% da diferença total da remuneração percebida entre os sexos. Esse termo pode ser entendido como uma *proxy* da discriminação entre os grupos, associada ao fato de que as mesmas características produtivas e de inserção no mercado de trabalho são valoradas diferentemente para homens e mulheres, com vantagem do primeiro grupo em comparação com o segundo. É importante destacar que, conforme Jann (2008), essa medida de discriminação é aproximada, em razão de ela incorporar não apenas as diferenças dos coeficientes entre os grupos, mas também o efeito dos regressores não observados.

Neste estudo, o diferencial não explicado fez que os trabalhadores do sexo masculino recebessem um rendimento/hora médio 30,90% superior ao percebido pelos ocupados do sexo feminino.

Em termos individuais, verificou-se que, dos nove grupos de regressores considerados, a diferença entre os coeficientes de homens e mulheres foi estatisticamente significativa a 5,5% em seis deles, confirmando que a “precificação” das características individuais e de inserção no mercado de trabalho apresenta distinção por gênero. Sobre o efeito preço, observou-se também que a diferença entre os retornos à idade, entendida como uma *proxy* da experiência no mercado de trabalho, é responsável pela quase totalidade do componente não explicado da decomposição. Isso significaria, em princípio, que a discriminação contra as mulheres estaria se dando principalmente, pelo fato de os retornos à sua experiência serem inferiores aos percebidos pelos homens. Tal resultado também foi encontrado por Giuberti e Menezes-Filho (2005), que, assim como neste estudo, incluíram a idade como uma aproximação para a experiência do indivíduo.

Da mesma forma que foi ressaltado pelos referidos autores, a diferença dos coeficientes de idade entre homens e mulheres não estaria, entretanto, captando somente uma medida de discriminação entre os grupos, mas também uma característica do ciclo de vida da mulher não verificada para os homens. Essa peculiaridade reside no fato de as trabalhadoras do sexo feminino geralmente se ausentarem e retornarem ao mercado de trabalho com mais frequência do que os homens, conforme hipótese sugerida por Mincer e Polachek (1974). Essa descontinuidade da participação da mulher afeta o salário de reingresso ao mercado devido à desqualificação no período de ausência. Dito de outra forma, a cada reentrada o rendimento da mulher sofre redução. Segundo Giuberti e Menezes-Filho (2005), a explicação para esse comportamento está associada à saída das mulheres das atividades economicamente ativas por um tempo, para se casarem e terem filhos, retornando posteriormente quando estes já estivessem criados. 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.

Infelizmente, devido à inexistência de uma medida de experiência de trabalho nos dados da PNAD, não é possível separar consistentemente os dois efeitos. Apesar disso, Giuberti e Menezes-Filho (2005) utilizaram uma *proxy* fraca³² para a experiência, a fim de tentar captar os dois efeitos, e, apesar da limitação de tal aproximação apontada pelos próprios autores, foi observada uma pequena redução no efeito preço da variável idade, indicando que este último na verdade é uma combinação de discriminação e diferença no atributo produtivo experiência entre os sexos. Por fim, os referidos autores concluíram

³² A variável utilizada pelos autores indicava há quantos meses o indivíduo estava no atual emprego. Contudo, a fragilidade de tal variável reside na não-consideração da possível experiência do trabalhador nos empregos anteriores. Dessa forma, por exemplo, uma pessoa que está no mercado de trabalho há cinco anos, mas que se encontra há um mês no emprego atual, é considerada com apenas um mês de experiência, tornando o resultado pouco realista ao efetivamente observado no mercado.

com a necessidade de se obter uma melhor mensuração para a experiência do indivíduo, o que implicaria importância da investigação de tal aspecto pela PNAD.

Quanto ao impacto do grupo de variáveis de educação sobre o componente não explicado, destaca-se que, embora as diferenças nos coeficientes sejam responsáveis por elevar o diferencial de rendimento entre os sexos, a contribuição mostrou-se pequena, respondendo por apenas 8,83% de tal diferencial. Fora a idade, o conjunto de variáveis *dummies* mais importantes dentro do efeito preço foram as indicativas de setor de atividade (22,35% do diferencial total), tipo de ocupação (-28,87%) e urbano/rural (-29,60%). Enquanto o resultado do primeiro grupo foi no sentido de contribuir para o aumento da diferença entre os gêneros – basicamente em função da indústria, na qual, em média, as mulheres perceberam menores retornos para as suas características produtivas do que os homens –, as porcentagens encontradas para os dois últimos atuaram no sentido inverso.

Em relação ao efeito de interação, responsável pela contribuição simultânea das diferenças nas médias dos regressores e nos coeficientes entre os grupos, ele não se mostrou estatisticamente significativo, não sendo, portanto, importante para explicar o hiato de rendimento entre os sexos. Dessa forma, foram importantes para o diferencial analisado o efeito característica e o efeito preço, cujas contribuições foram, respectivamente, no sentido de diminuir e aumentar tal hiato. Como este último supera em magnitude o primeiro, as mulheres acabam por receber, em média, quando comparadas com os homens, menor retorno pelas suas atividades desenvolvidas no mercado de trabalho. Isso significa que, a despeito das pessoas ocupadas do sexo feminino apresentarem, em termos médios, atributos produtivos superiores aos trabalhadores do sexo oposto, notadamente em termos de escolaridade, elas recebem, na média, menores rendimentos/hora, confirmando a existência de certa discriminação contra elas. Resultados similares foram encontrados por Giuberti e Menezes-Filho (2006), Matos e Machado (2006) e Scorzafave e Pazello (2007).

4.6. Decomposição de rendimento por gênero no mercado de trabalho brasileiro: situação nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador

As decomposições de Oaxaca-Blinder para a RMBH e a RMS encontram-se, respectivamente, nas Tabelas 49 e 50.

Tabela 49 – Decomposição da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre homens e mulheres para o mercado de trabalho da RMBH, 2006

	Coeficientes	D.P.	Est "t"	P> t	% Diferença
Diferencial do valor esperado do logaritmo do rendimento/hora					
Homens	1,3948	0,0283	49,2400	0,0000	4,0343
Mulheres	1,1933	0,0320	37,2900	0,0000	3,2980
Diferença	0,2015	0,0278	7,2600	0,0000	1,2233
					% Diferença em logarit.
Efeito Característica					
Escolaridade	-0,0787	0,0104	-7,5700	0,0000	-39,04
Idade	0,0027	0,0043	0,6200	0,5390	1,32
Raça	-0,0031	0,0015	-2,1200	0,0350	-1,56
Posição na ocupação	0,0189	0,0095	1,9900	0,0480	9,36
Setor de atividade	0,0047	0,0187	0,2500	0,8010	2,34
Tipo de ocupação	-0,0070	0,0044	-1,5800	0,1150	-3,46
Total	-0,0625	0,0243	-2,5800	0,0110	-31,04
Efeito Preço					
Escolaridade	0,0252	0,0188	1,3400	0,1820	12,49
Idade	0,4513	0,1952	2,3100	0,0220	223,95
Raça	0,0102	0,0108	0,9400	0,3460	5,04
Posição na ocupação	0,0361	0,0186	1,9400	0,0540	17,93
Setor de atividade	0,0841	0,0375	2,2500	0,0260	41,74
Tipo de ocupação	-0,1340	0,0292	-4,5900	0,0000	-66,51
Intercepto	-0,2024	0,2255	-0,9000	0,3700	-100,45
Total	0,2704	0,0335	8,0800	0,0000	134,18
Interação entre os dois efeitos					
Escolaridade	0,0084	0,0069	1,2200	0,2220	4,18
Idade	0,0031	0,0027	1,1500	0,2510	1,54
Raça	-0,0005	0,0011	-0,4600	0,6440	-0,26
Posição na ocupação	0,0269	0,0254	1,0600	0,2910	13,36
Setor de atividade	-0,0320	0,0195	-1,6400	0,1030	-15,86
Tipo de ocupação	-0,0123	0,0057	-2,1700	0,0310	-6,11
Total	-0,0063	0,0326	-0,1900	0,8460	-3,14

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 50 – Decomposição da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre homens e mulheres para o mercado de trabalho da RMS, 2006

	Coefficientes	D.P.	Est "t"	P> t	% Diferença
Diferencial do valor esperado do logaritmo do rendimento/hora					
Homens	1,2164	0,0289	42,1200	0,0000	3,3751
Mulheres	1,0164	0,0295	34,4800	0,0000	2,7631
Diferença	0,2001	0,0210	9,5400	0,0000	1,2215
					% Diferença Em logarit.
Efeito Característica					
Escolaridade	-0,0562	0,0078	-7,1700	0,0000	-28,09
Idade	-0,0016	0,0034	-0,4700	0,6360	-0,80
Raça	-0,0031	0,0014	-2,1600	0,0320	-1,56
Posição na ocupação	0,0609	0,0086	7,0900	0,0000	30,44
Setor de atividade	0,0178	0,0240	0,7400	0,4590	8,90
Tipo de ocupação	-0,0137	0,0043	-3,1700	0,0020	-6,85
Total	0,0041	0,0280	0,1500	0,8840	2,03
Efeito Preço					
Escolaridade	0,0288	0,0171	1,6800	0,0930	14,41
Idade	0,1356	0,1714	0,7900	0,4290	67,79
Raça	-0,0074	0,0085	-0,8700	0,3860	-3,70
Posição na ocupação	0,0021	0,0173	0,1200	0,9010	1,07
Setor de atividade	-0,0322	0,0426	-0,7600	0,4500	-16,10
Tipo de ocupação	-0,0700	0,0292	-2,4000	0,0170	-34,98
Intercepto	0,1874	0,1915	0,9800	0,3290	93,65
Total	0,2444	0,0250	9,7700	0,0000	122,14
Interação entre os dois efeitos					
Escolaridade	-0,0087	0,0045	-1,9600	0,0510	-4,37
Idade	-0,0007	0,0013	-0,5100	0,6120	-0,33
Raça	-0,0004	0,0010	-0,4400	0,6590	-0,21
Posição na ocupação	-0,0118	0,0170	-0,6900	0,4890	-5,90
Setor de atividade	-0,0137	0,0248	-0,5500	0,5820	-6,84
Tipo de ocupação	-0,0130	0,0037	-3,5700	0,0000	-6,52
Total	-0,0484	0,0297	-1,6300	0,1040	-24,17

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados das decomposições regionais confirmam que, assim como nacionalmente, existe diferença de rendimentos entre mulheres e homens tanto na RMBH quanto na RMS, com os segundos recebendo, em média, 22% a mais do que as primeiras, nos dois mercados considerados.

No que tange ao efeito característica encontrado na RMBH, verificou-se que, caso o rendimento das mulheres fosse estabelecido apenas com base

em suas características e demais aspectos ligados à sua inserção no mercado de trabalho, elas receberiam 6,06% a mais do que os homens. Tal resultado se deveu, principalmente, à maior escolaridade feminina, cuja contribuição de -39,04 para o diferencial total fez que as mulheres percebessem rendimentos 7,56% superiores aos dos homens. Observou-se ainda que, assim como em nível nacional, diferentemente dos homens a elevada proporção de mulheres entre os trabalhadores domésticos (Tabela 40), cujos rendimentos foram os menores entre as ocupações analisadas (Tabela 44), foi responsável pelo fato de o grupo de variáveis referentes às ocupações ter sido o segundo mais importante para o diferencial total (9,36%), fazendo que, em média, as mulheres recebessem 1,91% a menos do que os homens. Quanto aos demais grupos de variáveis, suas contribuições não se mostraram estatisticamente significativas a 5%, exceto aquele referente à raça, cuja contribuição, embora significativa, fosse muito pequena.

Já na RMS, diferentemente do que ocorrera nas duas decomposições anteriores, o efeito característica não foi significativo, ou seja, considerando apenas as peculiaridades de homens e mulheres no mercado de trabalho, não haveria diferencial de rendimento entre os sexos. O motivo de tal resultado é que nesse mercado a contribuição das variáveis de ocupação (30,44%) esteve próxima daquelas referentes à educação (-28,09%). Dessa forma, o fato de as mulheres se encontrarem, em comparação com os homens, em posições que pagam menores rendimentos – trabalho doméstico –, reduzindo o retorno do trabalho das primeiras diante dos segundos em 6,28%, foi compensado pela maior escolaridade das trabalhadoras, que lhe conferiram rendimentos 5,46% superiores aos ocupados do sexo oposto. Quanto às demais contribuições dos grupos de variáveis, estas se mostraram pequenas para raça e tipo de ocupação e não significativa para idade e setor de atividade.

Voltando a atenção para a RMBH, assim como ocorrera no mercado nacional, os valores de maior relevância para explicar a diferença de rendimentos entre os sexos foram obtidos a partir das diferenças entre os coeficientes (134,18%). Dito de outra forma, em média, as mesmas

características produtivas e de inserção no mercado de trabalho são remuneradas 31,05% menores para as mulheres em comparação com os homens, indicando certa discriminação em relação às primeiras. Em termos de variável, a contribuição (223,95) mais importante é da idade, que faz as trabalhadoras, tudo o mais constante, receberem, em média, 57,03% menos do que os trabalhadores. Entretanto, cabe ressaltar novamente que essa diferença entre os sexos, no que tange ao retorno da idade, vista como uma *proxy* da experiência, não capta apenas uma possível discriminação entre os grupos, mas também o fato de que, devido ao ciclo de vida da mulher, na realidade esta apresenta menor experiência de trabalho do que os homens.

Além da idade, para o efeito preço na RMBH foram estatisticamente significativas a pelo menos 5,5% as variáveis referentes à posição na ocupação, o setor de atividade e o tipo de ocupação. A contribuição dos dois primeiros grupos de variáveis para o diferencial de rendimento total a favor dos homens foi no sentido de aumentá-lo, respectivamente, em 3,68% e 8,77%. No caso da posição na ocupação, a diferença de retornos deveu-se basicamente aos maiores ganhos dos homens perante as mulheres entre os empregados com carteira e os autônomos. Já nos setores de atividades as disparidades na “precificação” das mesmas características e peculiaridades do trabalho entre homens e mulheres deveram-se, principalmente, aos maiores rendimentos percebidos pelos primeiros nos serviços e na indústria. Por fim, a contribuição das variáveis de tipo de ocupação foi no sentido de diminuir o diferencial positivo para os homens em -12,54%. Tal resultado estaria, de certa forma, refletindo o fato de como, em média, os retornos de rendimento dos homens para as ocupações dirigentes, em geral profissionais das ciências e das artes e técnicos de nível médio, são superiores aos verificados para as mulheres; as demais ocupações, que são as que absorvem o maior contingente de trabalhadores, estariam sendo comparativamente mais bem remuneradas entre estas últimas. Por isso, a “precificação” das trabalhadoras nas demais ocupações com os coeficientes dos trabalhadores reduziria o diferencial em favor destes últimos.

Retomando a análise da RMS, assim como das duas decomposições anteriores, o efeito preço atua no sentido de elevar o diferencial de rendimento dos homens sobre as mulheres, ou seja, mantidas constantes as características e aspectos dos ocupados no mercado de trabalho entre os sexos, o primeiro grupo receberia 27,68% a mais do que o segundo. Embora o termo não explicado total, cujo valor encontrado indica certa discriminação por gênero na RMS, seja significativo a 1%, a sua desagregação por grupos de variáveis não se mostrou viável, já que a maioria dos coeficientes envolvidos não foi significativa devido aos elevados desvios-padrão encontrados. Dessa forma, para esse mercado será enfatizado apenas o efeito preço total.

Quanto ao efeito de interação, assim como já ocorrera na análise nacional, tanto na RMBH quanto na RMS, ele não se mostrou estatisticamente significativo nem a 10%, não sendo, portanto, importante para explicar o hiato de rendimento entre os sexos.

Em suma, na RMBH o diferencial analisado pôde ser explicado pelo efeito característica e pelo efeito preço, com o primeiro reduzindo tal hiato, ocorrendo o inverso para o segundo. Uma vez que o efeito preço supera em tamanho o efeito característica, as mulheres acabam por receber, em média, quando comparadas com os homens, menor rendimento no mercado de trabalho. Dito de outra forma, apesar de as trabalhadoras mostrarem, em termos médios, atributos produtivos mais elevados do que os trabalhadores, principalmente em termos de escolaridade, elas apresentam, em média, menores rendimentos/hora, de forma a confirmar a discriminação contra as mulheres.

Já na RMS apenas o efeito preço foi importante na explicação do diferencial de rendimento entre os sexos. Assim como ocorrera nas duas decomposições anteriores, esse termo foi positivo, dando indícios de que as mulheres também seriam discriminadas nesse mercado, pois, mesmo considerando características produtivas iguais às dos homens, tenderiam a receber, em média, menor retorno pelo seu trabalho.

Ainda sobre os diferenciais de rendimento entre os sexos, observou-se que o efeito característica foi superior para o mercado brasileiro, notadamente em virtude da ocorrência de impacto mais significativo da maior escolaridade feminina sobre a redução do diferencial entre os gêneros, no caso brasileiro, do que aquele verificado em nível regional. Nesse sentido, destaca-se que, embora nacionalmente o hiato da média do logaritmo/hora entre os sexos (0,1055) seja aproximadamente a metade do verificado para as RMBH (0,2015) e RMS (0,2001), controlando as diferenças entre as características produtivas dos dois grupos, notou-se que, de maneira geral, o padrão de discriminação contra as mulheres nos três mercados foi aproximadamente o mesmo. Assim, enquanto para o Brasil o efeito preço fez que as mulheres recebessem, em média, 30,90% a menos do que os homens, esse mesmo efeito foi responsável, respectivamente na RMBH e RMS, por retornos do trabalho feminino 31,05% e 27,68% abaixo dos percebidos pelo sexo oposto. Esse resultado está de acordo com o observado por Cavalieri e Fernandes (1998), os quais concluíram, por meio de uma abordagem alternativa à deste estudo, que as regiões metropolitanas brasileiras apresentam certa homogeneidade em termos de diferenciais de gênero. Na RMBH e RMS, estes últimos mostraram-se muito próximos, ou seja, enquanto na primeira os homens recebiam, em média, 32,34% a mais do que as mulheres, na segunda tal valor foi de 32,61%.

4.7. Diferenças de rendimentos do trabalho nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador

Com o objetivo de estimar o efeito das diferenças regionais sobre o mercado de trabalho das RMBH e RMS, procedeu-se a uma decomposição de Oaxaca-Blinder utilizando novamente a rotina *Oaxaca* no software *Stata 9.2*. Além das 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 os trabalhadores do sexo masculino quanto para aquelas do sexo feminino. Os resultados do primeiro grupo encontram-se na Tabela 51, enquanto os referentes ao segundo grupo estão dispostos na Tabela 52.

Tabela 51 – Decomposição da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre as RMBH e RMS para os trabalhadores do sexo masculino, em 2006

	Coeficientes	D.P.	Est "t"	P> t	% Diferença
Diferencial do valor esperado do logaritmo do 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					
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.

Tabela 52 – Decomposição da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre as RMBH e RMS para os trabalhadores do sexo feminino, em 2006

	Coefficientes	D.P.	Est "t"	P> t	% Diferença
Diferencial do valor esperado do logaritmo do 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					
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.

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 rendimento 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).

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 sexo, 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 a 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 (Tabela 40). Uma vez que os rendimentos do primeiro grupo são comparativamente maiores do que os do segundo grupo (Tabelas 44 e 45), verificou-se que as diferenças na composição dos grupos raciais nas duas regiões³³, tudo o mais constante, fizeram que os trabalhadores da RMBH percebessem um

³³ Essas diferenças se devem basicamente às raças branca e negra, uma vez que a proporção de pardos entre os dois mercados não se mostrou tão discrepante.

rendimento/hora 5,15% (4,26%) maior do que aquele recebido por uma pessoa ocupada do sexo masculino (feminino) na RMS.

Já em relação ao grupo de variáveis categóricas relativas à posição na ocupação observou 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). 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.

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. Essa maior remuneração dos atributos produtivos educação e idade na RMBH pode estar 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 a 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 no agregado tal efeito tenha sido altamente significativo, 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 ocorrera 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%.

Em suma, a decomposição regional dos rendimentos/hora tanto para os homens quanto para as mulheres indicou que, em média, os trabalhadores da RMBH, em comparação com aqueles da RMS, recebem mais por possuírem maior dotação dos atributos pessoais mais valorizados no mercado de trabalho, notadamente em relação à raça, e por se depararem com características de trabalho mais favoráveis. Além disso, em virtude da maior concentração e aglomeração econômica da RMBH, o seu mercado de trabalho tende, de maneira geral, a remunerar mais os mesmos atributos produtivos em comparação com a RMS.

5. RESUMO E CONCLUSÕES

Mediante o processo global marcante e irreversível do aumento da participação feminina no mercado de trabalho, tornou-se importante abordar alguns aspectos pouco explorados na literatura sobre o tema, concentrando a análise não só do Brasil, como também da Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH) e da Região Metropolitana de Salvador (RMS).

Nesse sentido, procedeu-se a uma análise de decomposição univariada com o objetivo de identificar os grupos socioeconômicos que mais contribuíram para o processo de elevação da inserção feminina nas atividades econômicas dos três mercados considerados. Realizou-se também a estimação de equações de participação e rendimento, com o intuito de estudar os aspectos atuais de tal inserção.

A fim de aprofundar a análise dos rendimentos, procedeu-se a uma decomposição de Oaxaca-Blinder para separar os componentes do diferencial de rendimentos entre os sexos, em razão das diferenças nos atributos produtivos e da inserção no mercado de trabalho daqueles relacionados à existência de uma possível discriminação nos mercados analisados. A mesma metodologia foi aplicada também em um contexto menos tradicional relacionado à análise do diferencial de rendimento entre a RMBH e a RMS.

Ainda sobre a decomposição de Oaxaca-Blinder, foram apresentados não apenas os coeficientes do diferencial de rendimento total e por variáveis, mas também os valores dos seus respectivos desvios-padrão. Outro aspecto relativo à referida metodologia que recebeu atenção neste trabalho foi a correção, baseada no procedimento de Yun (2005), do problema de indeterminação no cálculo do termo não explicado do diferencial de rendimento relacionado à inclusão de variáveis *dummies*.

No que tange à decomposição univariada da taxa de atividade feminina (*TAF*) para o Brasil e a RMBH e RMS, observou-se que mulheres com as mais diferentes características socioeconômicas aumentaram a sua participação no mercado de trabalho, confirmando o processo de feminização desse mercado tanto em termos nacionais quanto regionais.

Quanto às variáveis consideradas na partição da amostra, a única capaz de explicar consideravelmente o aumento da participação feminina na força de trabalho foi a escolaridade das mulheres, cujo efeito composição foi responsável por cerca da metade da variação da taxa global no período para o mercado brasileiro e da RMBH e 25% para a RMS. Nos demais recortes da amostra, o efeito incidência foi sempre superior a 86%. Nesse sentido, no que tange à evolução da *TAF* no período 1986-2006, o aumento do perfil educacional das mulheres foi o aspecto que mais refletiu na alteração da composição dos grupos socioeconômicos.

O papel fundamental da escolaridade deveu-se ao fato de o nível de instrução ser um sinal forte da produtividade para o mercado de trabalho. Nesse sentido, a melhoria educacional alcançada pelas mulheres permitiu que elas entrassem fortemente nas atividades econômicas não só por terem maiores chances de emprego, como também por passarem a vislumbrar possibilidades mais elevadas de desempenharem ocupações mais bem remuneradas.

Outro aspecto importante a ser destacado foi o aumento da participação das esposas, as quais apresentaram a maior elevação da *TAF* no período. Tal resultado pode ser explicado primeiramente pela necessidade de complementar a renda do domicílio em um contexto de aumento de desemprego do chefe da

família e diminuição dos salários reais na economia nacional nas décadas de 1980 e 1990. Em segundo lugar, a industrialização de bens e o crescimento de serviços que antes eram desempenhados no domicílio pela mulher tornaram mais fácil a sua ausência no lar, liberando-a mais para o mercado de trabalho. Por fim, o avanço político e organizacional das mulheres aumentaram a força das reivindicações propostas pelos movimentos feministas. Nesse sentido, o fortalecimento de tais instituições trouxe progressos não só para as esposas, mas para todas as mulheres, no sentido de diminuir a visão da sociedade patriarcal que resumia o papel feminino ao trabalho doméstico. Alternativamente, tal avanço introduziu uma posição em que a mulher não só tem o direito, como também apresenta todas as condições de desempenhar as mesmas funções econômicas que os homens no mercado de trabalho.

Em termos de grupos socioeconômicos, as mulheres que mais contribuíram para a evolução da *TAF* global do Brasil e da RMBH foram: as urbanas, as esposas, aquelas com um filho morando no domicílio, com 41 a 50 anos de idade, pardas e com 9 a 11 anos de estudo. No caso da RMS, a única diferença se deu na partição por idade, cuja contribuição mais importante por categoria se mostrou mais dispersa, concentrando-se entre as mulheres de 26 a 45 anos.

Passando para os determinantes da participação feminina nos mercados de trabalho estudados, foram importantes para a explicação de tal variável os aspectos relacionados à sua renda domiciliar *per capita* líquida, escolaridade, idade, posição no domicílio, presença de filhos pequenos e raça, sendo, no caso do Brasil, importantes também as variáveis regionais.

Na comparação entre os sexos, foram notadas quatro diferenças importantes entre as equações de participação estimadas: i) os efeitos marginais de escolaridade das mulheres apresentaram-se superiores aos dos homens, indicando que as chances de inserção da mulher estão mais condicionadas ao seu nível de instrução do que as dos homens; ii) o fato de ser a pessoa de referência ou o cônjuge do domicílio mostrou maior impacto para a participação feminina no mercado de trabalho, uma vez que geralmente são

as mulheres que assumem, com maior intensidade, o papel secundário no provimento da renda domiciliar, da mesma forma que, quando comparadas com os homens, assumem com mais frequência as atividades domésticas; iii) a presença de filhos pequenos diminui as chances de inserção feminina na PEA, em virtude de estarem mais associados às mulheres a educação e os cuidados relativos às crianças, ocorrendo o inverso para os homens, uma vez que os filhos impulsionam ainda mais esse grupo para o mercado de trabalho, no intuito de garantir o sustento do domicílio; e iv) enquanto as mulheres das raças negra e parda acabaram mostrando-se mais propícias a participar da PEA, talvez refletindo a maior necessidade de trabalhar desse grupo; em razão de geralmente se situar em classes sociais mais baixas do que as brancas, tal resultado não se verificou entre os homens.

Em relação aos determinantes dos rendimentos/hora das mulheres no seu trabalho principal, verificou-se que foram importantes para a explicação deles as variáveis educação, idade, raça, posição na ocupação, setores de atividade e tipo de ocupação, sendo também significativas para o mercado nacional, os regressores regionais e de localização do domicílio (urbano ou rural e área metropolitana). 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. 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.

Uma vez estimadas as equações de seleção e rendimento, realizou-se o procedimento de Oaxaca-Blinder para decompor os diferenciais de rendimento entre os sexos e a RMBH e RMS. Iniciando pelo diferencial de rendimento entre os sexos, observou-se que a despeito de as pessoas ocupadas do sexo feminino apresentarem, em termos médios, atributos produtivos superiores aos trabalhadores do sexo oposto, notadamente em termos de escolaridade, elas

obtiveram, em média, menores rendimentos/hora, confirmando a existência de certa discriminação contra essas trabalhadoras. Ressalta-se ainda que a maior presença feminina em atividades econômicas mais suscetíveis à precariedade, como o trabalho doméstico, também contribuiu para aumentar o hiato de rendimento entre os sexos. Quanto à decomposição regional, verificou-se que os maiores rendimentos/hora verificados na RMBH resultaram da combinação de dois aspectos. O primeiro referiu-se à situação de os trabalhadores de tal mercado 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 e pardos 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.

Na hipótese levantada neste estudo, os resultados das equações de participação e rendimento confirmaram que as características pessoais e dos domicílios das mulheres, assim como fatores locacionais, influenciam a participação das mulheres no mercado de trabalho, assim como o retorno auferido de tal atividade. Sobre esse último aspecto, a decomposição do rendimento/hora de Oaxaca-Blinder entre os mercados regionais indicou maior remuneração do trabalho na RMBH do que na 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, da mesma forma que a precariedade nesses últimos, com intensidade variada, seja

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.

Quanto à participação feminina no mercado de trabalho, apesar do expressivo aumento da inserção desse grupo nas atividades econômicas, é importante ressaltar que tal elevação poderia ter sido ainda mais forte caso houvesse políticas públicas que facilitassem a ausência da mulher em casa. Um exemplo seria a realização de investimentos governamentais significativos na construção e manutenção de creches e escolas maternas. Tal ação seria importante, pois faria com que as mulheres tivessem menores dificuldades para contribuir na geração de renda domiciliar e intensificar o seu papel nas atividades econômicas, notadamente no que se refere às esposas e mães solteiras com baixo nível educacional e de renda.

Por fim, para trabalhos futuros sugere-se a investigação dos diferenciais de rendimento por gênero e regional com base não apenas em um valor médio, mas considerando a diferenciação por classes de rendimento. Dito de outra forma, propõe-se aqui a utilização de regressões quantílicas, conforme feito por Soares (2000), para estudar o diferencial de rendimento por sexo e raça no mercado de trabalho brasileiro, mas expandindo a análise para a RMBH e a RMS e incorporando o plano amostral da PNAD nas estimativas.

REFERÊNCIAS

ALVES, E.L.G.; AMORIM, B.M.F.; CUNHA, C.H.M. Emprego e ocupação: algumas evidências da evolução do mercado de trabalho por gênero na Grande São Paulo – 1988/1995. **IPEA, Texto para Discussão**, Rio de Janeiro, n. 497, jul. 1997.

AMBROZIO, A.M. Mulheres conquistam mercado, mas ganham menos. **Visão do Desenvolvimento – BNDES**, Rio de Janeiro, n. 10, ago. 2006. Disponível em: <http://www.bndes.gov.br/conhecimento/visao/visao_10.pdf>. Acesso em: 07 set. 2006.

AQUINO, E.M.L.; MENEZES, G.M.S.; MARINHO, L.F.B. Mulher, saúde e trabalho no Brasil: desafios para um novo agir. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 11, n. 2, p. 281-290, abr./jun. 1995.

BARRIO, K.; SOARES, M. As mulheres e os homens no mercado de trabalho metropolitano: uma análise da Região Metropolitana de Belo Horizonte. In: JANUZZI, J.M.; SOARES, M. (Orgs.). **As várias faces do mercado de trabalho no Brasil**. Belo Horizonte, MG: Fundação João Pinheiro, Centro de Estatísticas e Informações, 2006. p. 1-35.

BECKER, G.S. A theory of the allocation of time. **The Economic Journal**, v. 75, n. 299, p. 493-517, Sep. 1965.

_____. Investment in human capital: a theoretical analysis. **Journal of Political Economy**, 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. 178 p.

BERNDT, E.R. **The practice of econometrics classic and contemporary**. 8. ed. Boston, Massachusetts: 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.

BINGER, B.R.; HOFFMAN, E. **Microeconomics with calculus**. 2. ed. Reading, Massachusetts: Addison-Wesley, 1998. 633 p.

BLAU, F.D.; FERBER, M.A.; WINKLER, A.E. **Economics of women, men, and work**. 5. ed. Upper Saddle River: Prentice Hall, 2005. 464 p.

BLINDER, A.S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **Journal of Human Resources**, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.

BORGES, A.; GUIMARÃES, I.B. A participação da mulher no mercado de trabalho da RMS nos anos 90. **Bahia Análise & Dados**, v. 7, n. 2, p. 53-68, set. 1997.

BORGES, A. Impactos do desemprego e da precarização sobre famílias metropolitanas. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, v. 23, n. 2, p. 205-222, jul./dez. 2006.

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 (Online)**, São Paulo, v. 17, n. 1, p. 103-123, 2006.

BRUSCHINI, C.; LOMBARDI, M.R. O trabalho da mulher brasileira nos primeiros anos da década de 90. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 10., 1996, Caxambu. **Anais...** Belo Horizonte: ABEP, 1996. v.1, p. 483-516.

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

BRYANT, W.K.; ZICK, C.D. **The economic organization of the household**. 2. ed. New York: Cambridge University Press, 2005. 352 p.

CAMARANO, A.A. Envelhecimento da população brasileira: uma contribuição demográfica. **IPEA, Texto para Discussão**, Rio de Janeiro, n. 858, jan. 2002.

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.

CARVALHO, A.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, 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.

COSTA, L. Aumento da participação feminina: uma tentativa de explicação. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 7., 1990, Caxambu. **Anais...** Belo Horizonte: ABEP, 1990. v. 2, p. 231-243.

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 – DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS. **Pesquisa de emprego e desemprego**. Disponível em: <<http://www.dieese.org.br/ped/ped.xml>>. Acesso em: 20 out. 2008a.

DIEESE – DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS. **Emprego e desemprego**: banco de dados. Disponível em: <<http://www.dieese.org.br/ped/bd/mercadotrab.xml>>. Acesso em: 23 jul. 2008b.

_____. **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: 08 dez. 2007.

EHRENBERG, R.G.; SMITH, R.S. **Modern labor economics**: theory and public policy. 9. ed. Boston, Massachusetts: Addison-Wesley, 2005. 604 p.

FARIA, A.L.C. **Aplicação do teste de elegibilidade multidimensional na definição do público alvo beneficiário de políticas públicas**. 2006. 187 f. Dissertação (Mestrado em Estudos Populacionais e Pesquisas Sociais) – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro, 2006.

FERNANDES, R.; SOUZA, A.A.P. A redução do trabalho infantil e o aumento da frequência a escola: uma análise de decomposição para o Brasil nos anos 90. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS DO TRABALHO, 8., 2003, São Paulo. **Anais...** São Paulo: ABET, 2003.

FERREIRA, C.R. **Participação das aposentadorias e pensões na desigualdade de distribuição de renda no Brasil no período de 1981 a 2001**. Piracicaba, SP: ESALQ/USP, 2003. 135 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2003.

FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO – FJP. A participação da mulher no mercado de trabalho da Região Metropolitana de Belo Horizonte. In: **Informativo CEI** – PED/RMBH. Belo Horizonte: Centro de Estatísticas e Informações/FJP, mar. 2005. 10 p.

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.

GOLDIN, C. **Understanding the gender gap: an economic history of American woman**. New York: Oxford University Press, 1992. 328 p.

GREENE, W. **Econometric analysis**. 5. ed. New York: Prentice Hall, 2003. 1026 p.

GRONAU, R. Leisure, home production and work: the theory of the allocation of time revisited. **Journal of Public Economics**, v. 85, n. 6, p. 1099-1124, dec. 1977.

GUERRA, V.S. **Principais mudanças introduzidas nos conceitos e definições da PNAD para as pesquisas de 1992 em diante**. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1997. (Mimeogr.).

GUIMARÃES, P.W. **Variação de renda familiar, desigualdade e pobreza no Brasil**. 2007 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2007.

GUIMARÃES, M.M.M. Crise, reestruturação produtiva e trabalho nas regiões metropolitanas brasileiras. **Revista Electrónica de Geografía Y Ciencias Sociales**, Scripta Nova. Barcelona: Universidad de Barcelona, vol. VI, n.119 (62), ago. 2002. Disponível em: < <http://www.ub.es/geocrit/sn/sn119-62.htm>>. Acesso em: 4 ago. 2008.

GUJARATI, D.N. **Econometria básica**. 8. ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.

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.

HOFFMANN, R. **Distribuição de renda**: medidas de desigualdade e pobreza. São Paulo: Edusp, 1998. 275 p.

HOFFMAN, R.; SIMÃO, R.C.S. Determinantes do rendimento das pessoas ocupadas em Minas Gerais em 2000: o limiar no efeito da escolaridade e as diferenças entre mesorregiões. **Revista Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 15, n. 2, p. 35-62, maio/ago. 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 – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**: síntese de indicadores. Rio de Janeiro: IBGE, 2007a. 278 p.

_____. **Banco de Dados Agregados**. SIDRA – Sistema IBGE de Recuperação Automática. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/pnad/default.asp>>. Acesso em: 10 nov. 2007b.

_____. **IBGE Cidades@**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/cidadesat/default.php><http://www.ibge.gov.br/cidadesat/default.php>>. Acesso em: 6 dez. 2007c.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2001**: Microdados. Rio de Janeiro: IBGE, 2001. 1 CD-ROM.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2006**: microdados. Rio de Janeiro: IBGE, 2006. 1 CD-ROM.

JANN, B. A Stata implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition. ETH Zurich Sociology, **Working Paper**, Zurich, Switzerland, n. 5, may 2008.

_____. **Standard errors for the Blinder-Oaxaca Decomposition**. In: 3rd GERMAN STATA USERS GROUP MEETING, 2005, Berlin, Germany. Disponível em: <http://repec.org/dsug2005/oaxaca_se_handout.pdf>. Acesso em: 15 set. 2008.

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, abr./out.1994.

KILLINGSWORTH, M.R. **Labor supply**. New York: Cambridge University Press, 1983. 493 p.

LAVINAS, L.; CASTRO, M.G. Do feminino ao gênero: a construção de um objeto. In: ———. **Estudos sobre a mulher no Brasil**: avaliação e Perspectivas. São Paulo: Fundação Carlos Chagas, 1990. (Mimeogr.).

LEME, M.C.S.; WAJNMAN, S. Efeitos de período, coorte e ciclo de vida na participação feminina no Mercado de trabalho brasileiro. In: WAJNMAN, S.; MACHADO, A.F. (Orgs.). **Mercado de trabalho**: uma análise a partir de pesquisas domiciliares no Brasil. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2003. p. 49-65.

LEME, M.C.S.; WAJNMAN, S. Tendências de coorte nos diferenciais de rendimentos por sexo. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 251-270.

LEONE, E.T. Renda familiar e trabalho da mulher na região metropolitana de São Paulo nos anos 80 e 90. **IE/UNICAMP, Texto para Discussão**, Campinas, n. 81, jul. 1999.

LILA, M.F.; FREITAS, M.P.S. Estimação de intervalos de confiança para estimadores de diferenças temporais na Pesquisa Mensal de Emprego. **IBGE, Texto para Discussão**, Rio de Janeiro, n. 22, 2007.

LIMA, R.A. Participação das mulheres casadas no mercado de trabalho: um estudo com base nos microdados das PNADs. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 7, n. 1, p. 203-234, maio 1997.

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. Disponível em: <http://www.sei.ba.gov.br/images/releases_mensais/pdf/ped/ped_estudos_especiais/diferenciais_rendimento.pdf>. Acesso em: 09 out. 2008.

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

MINCER, J.; POLACHEK, S. Family investments in human capital: earnings of women. **Journal of Political Economy**, v. 82, n.2, p. 76-108, mar./apr. 1974.

MOREIRA, M.M. Envelhecimento da população brasileira: intensidade, feminização e dependência. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, Campinas, v.15, n.1, p. 79-93, jan./jun. 1998.

NEDER, H.D. Indicadores sociais no Brasil: uma análise de sua evolução em período recente. **Parcerias Estratégicas**, Brasília, n. 22, p. 283-315, jun. 2006.

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.

NOGUEIRA, C.M. **A feminização no mundo do trabalho**. Campinas, SP: Autores Associados, 2004. 112 p.

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.

OIT – ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. **Igualdade no trabalho**: enfrentando desafios. Suplemento nacional – Brasil, 2007. Disponível em: <www.oitbrasil.org.br/>. Acesso em: 07 dez. 2007.

OLIVEIRA, A.M.H.C. A segregação ocupacional por gênero e seus efeitos sobre os salários no Brasil. In: WAJNMAN, S.; MACHADO, A.F. (Orgs.). **Mercado de trabalho**: uma análise a partir de pesquisas domiciliares no Brasil. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2003. p. 121-149.

OMETTO, A.; HOFFMAN, R.; ALVES, M.C. Participação da mulher no mercado de trabalho: discriminação em Pernambuco e São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 53, n. 3, p. 287-322, jul./set. 1999.

PINDYCK, R.S.; RUBINFELD, D.L. **Microeconomia**. 4. ed. São Paulo: Mackron Books, 1999. 791 p.

RIOS-NETO, E.L.G.; WAJNMAN, S. Quantas serão as mulheres: cenários para a atividade feminina. In: ROCHA, B.M.I. (Org.). **Trabalho e gênero**: mudanças, permanências e desafios. São Paulo: Editora 34, 2000. p. 59-84.

ROEMER, J.E. **Equality of opportunity**. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, 1998. 120 p.

SABÓIA, J. Desconcentração industrial no Brasil nos anos 90. **Boletim de Conjuntura**, Rio de Janeiro, IE/UFRJ, v.1, n.4, 1999.

SALVATO, M.A.; SILVA, D.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, MG. **Anais...** Belo Horizonte: CEDEPLAR/UFMG, 2008.

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. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 3, p. 441-477, dez. 2001.

_____. Caracterização da participação feminina no mercado de trabalho: uma análise de decomposição. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 10, n. 1, p. 41-55, jan./mar. 2006.

_____. 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, out./dez. 2007.

SEDLACEK, G.L.; SANTOS, E.C. A mulher cônjuge no mercado de trabalho como estratégia de geração de renda familiar. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 21, n.3, p. 449-470, dez. 1991.

SILBERBERGER, E.; SUEN, W. **The structure of economics**. Boston, Massachusetts: McGraw-Hill, 2001. 668 p.

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, Y. Viés de gênero em consumo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 32, n. 2, p.199-232, ago. 2002.

SOARES, S.; IZAKI, R.J. A participação feminina no mercado de trabalho. **IPEA, Texto para Discussão**, Rio de Janeiro, n. 923, dez. 2002.

SOARES, S.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.

SOUZA, L.N.; RODARTE, M.M.S.; FILGUEIRAS, L.A.M. Gênero e mercado de trabalho na Grande Salvador: um breve comparativo entre as décadas de 80 e 90. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS DO TRABALHO, 7., 2001, Salvador. **Anais...** São Paulo: ABET, 2001. Disponível em: <<http://www.race.nuca.ie.ufrj.br/abet/7nac/8laumar.pdf#search='participa%C3%A7%C3%A3o%20feminina%20no%20mercado%20de%20trabalho'>>. Acesso em: 07 set. 2006.

SPENCER, M. Job market signaling. **Journal of Economics**, v. 87, n. 3, p. 355-374, Aug. 1973.

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, set. 1998.

VARIAN, H.R. **Microeconomia**: princípios básicos. 6. ed. Rio de Janeiro: Campus, 2000. 778 p.

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

VIEIRA, M.T. **Um estudo comparativo das metodologias de modelagem de dados amostrais complexos** – Uma aplicação ao SAEB 99. 2001.108 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Elétrica) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2001.

WAJNMAN, S.; PERPÉTUO, L.H.O. A redução do emprego formal e a participação feminina no mercado de trabalho brasileiro. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 7, n. 1, p. 123-147, maio 1997.

WAJNMAN, S.; QUEIROZ, B.; LIBERATO, V. O crescimento da atividade feminina nos anos noventa no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 11., 1998, Caxambu. **Anais...** Belo Horizonte, ABEP, v. 2, p. 2.429-2.454.

WEICHSELBAUMER, D.; WINTER-EBMER, R. A meta-analysis of the international gender gap. Institute for Advanced Studies. **Economic Series**, Vienna, Austria, n. 143, nov. 2003.

WOOLDRIDGE, J.M. **Econometric analysis of cross-section and panel data**. Cambridge: The MIT Press, 2002. 735 p.

_____. **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.

ANEXOS

ANEXO A

ASPECTOS GERAIS RELACIONADOS À PNAD E SEU PLANO AMOSTRAL

1. Histórico e características gerais da PNAD

A fonte de dados deste estudo foi formada a partir dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)³⁴. Tal pesquisa é um levantamento realizado anualmente pelo Departamento de Emprego e Rendimento da Diretoria de Pesquisa da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) com a finalidade de produzir informações básicas para o estudo do desenvolvimento socioeconômico do país.

A PNAD é uma pesquisa anual por amostragem probabilística de domicílios, realizada em todo o território nacional, sendo sua população-alvo os domicílios e as pessoas aí residentes. Por ser uma pesquisa de “múltiplos propósitos”, investiga de forma permanente diversas características relacionadas aos temas habitação, rendimento, trabalho, população e educação; e com periodicidade variável, geralmente por meio de pesquisas suplementares, outros assuntos de caráter demográfico, social e econômico. A título de exemplo de pesquisa suplementar, pode-se citar a investigação sobre a posse de telefone móvel celular para uso pessoal e acesso à internet, realizada como suplemento da PNAD/2005, substituída na PNAD/2006 pelo estudo do trabalho infantil e do acesso a algumas transferências de renda de programas sociais.

O início do levantamento da PNAD se deu no segundo trimestre de 1967, sendo os seus resultados apresentados com periodicidade trimestral até o primeiro trimestre de 1970. A partir de 1971, os levantamentos passaram a ser anuais, sendo realizados no último trimestre e tendo geralmente como referência o mês de setembro. A PNAD foi interrompida³⁵ para a realização

³⁴ Tal descrição se baseou em IBGE (2001 e 2007a) e Guimarães (2007).

³⁵ Com o levantamento do Estudo Nacional da Despesa Familiar (ENDEF), nos anos de 1974-75 a PNAD não foi realizada, já que aquele estudo incorporava, além dos aspectos investigados por essa última pesquisa, os temas consumo alimentar e orçamento familiar.

dos Censos Demográficos de 1970, 1980, 1991 e 2000. Além disso, por motivos financeiros, foi cancelada em 1994.

Durante as décadas de 1970, 80 e 90, procurou-se manter, de maneira geral, inalteradas as características do levantamento básico, visando gerar uma série histórica de resultados.

De 1992 em diante, com o objetivo de captar determinados grupos de pessoas envolvidas em atividades econômicas que antes não eram consideradas na população ocupada, o conceito de trabalho na PNAD foi ampliado. Como tal alteração foi de fundamental importância para os resultados deste estudo, ela é discutida com maiores detalhes na subseção seguinte.

Quanto à sua abrangência geográfica, a PNAD vem-se ampliando gradativamente desde seu surgimento. Iniciada em 1967 apenas no Estado do Rio de Janeiro, ao final da década de 1960 a pesquisa já abrangia as Regiões Nordeste, Sudeste e Sul mais o Distrito Federal. Reiniciada em 1971 nos Estados do Rio de Janeiro, São Paulo e na Região Sul, em 1973 já cobria as Regiões Nordeste, Sudeste e Sul, além do Distrito Federal e da área urbana dos Estados da Região Centro-Oeste e da Região Norte. Tal cobertura foi mantida até 1979, e, em 1981, a PNAD passou a incluir também a área rural dos estados do Centro-Oeste, passando a excluir somente a área rural da antiga Região Norte, compreendida por Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá. A total cobertura do território brasileiro deu-se apenas em 2004, com a inclusão de tais áreas.

A forma como foi delineado o plano amostral da PNAD garante a expansão e a representatividade da amostra para o Brasil, Grandes Regiões, Unidades da Federação e Regiões Metropolitanas, sendo a divulgação pelo IBGE das estatísticas da PNAD feita apenas para tais níveis geográficos. A realização de inferências confiáveis para níveis de desagregação menores, como municípios e setores, não é possível devido à representatividade insuficiente da amostra para níveis geográficos menores.

Embora a PNAD forneça uma base de dados confiável e de qualidade, devem-se observar algumas restrições quando da sua utilização para estudos

econômicos, conforme destacado por Hoffmann (1998), IBGE (2001), Ferreira (2003) e Faria (2006).

Uma primeira restrição sobre a PNAD refere-se ao fato de que a classificação das áreas urbanas e rurais é feita com base na legislação vigente quando da realização dos censos demográficos. Nesse sentido, tal classificação é mantida durante o período intercensitário, mesmo que tenham ocorrido alterações na legislação. Dessa forma, as estatísticas por situação urbana e rural não refletem integralmente a sua evolução, sendo as diferenças intensificadas à medida que os resultados se afastam do ano de realização do censo que serviu de marco para a classificação da situação do domicílio. Nas pesquisas da PNAD entre 1981 e 1990, a referência é o Censo Demográfico de 1980; para aquelas realizadas no período 1992-1999, o marco é o censo realizado em 1991; e por fim, para as PNADs da década atual, o ponto de partida é o Censo Demográfico de 2000.

Outro inconveniente nos dados da PNAD é derivado da tendência de as pessoas das classes mais elevadas omitirem parcelas consideráveis de seus rendimentos, acarretando subestimação da renda nacional e do grau de desigualdade da distribuição da renda pessoal. Nesse sentido, Quadros e Antunes (2001), citados por Guimarães (2007), ressaltaram que a concentração de renda é significativamente mais elevada do que aquela percebida a partir dos dados da PNAD.

Uma terceira limitação nos dados da PNAD refere-se à fixação da data de referência da coleta em determinada semana, fazendo que uma pessoa que não esteja trabalhando em tal semana seja classificada como desocupada e considerada com renda do trabalho nula, mesmo que tenha trabalhado e auferido renda em outros períodos do ano.

Outra restrição está associada ao fato de a pesquisa não considerar as pessoas sem moradia fixa, ou seja, moradores de rua e sem teto.

Por fim, cabe destacar que, apesar dos problemas levantados anteriormente, a PNAD é uma das fontes mais adequadas para estudos voltados para os mercados de trabalho nacional e regional, devido à enorme gama de informações contidas na pesquisa e à sua realização anual, que mantém a base de dados em questão sempre atualizada.

2. Ampliação do conceito de trabalho da PNAD e procedimentos de harmonização

A partir de 1992, ocorreu na PNAD uma mudança metodológica relativa ao conceito de trabalho. Seguindo as recomendações da 13ª Conferência Internacional dos Estatísticos do Trabalho de 1982, da Organização Internacional do Trabalho (OIT), ampliaram-se os limites da atividade econômica para tal pesquisa. De acordo com tais diretrizes, passou-se a não exigir mais, no caso do trabalho não-remunerado, que este fosse desempenhado por pelo menos 15 h semanais para ser considerado como trabalho. Buscou-se também incorporar formas de trabalho que pudessem ter importância significativa na atividade econômica em que estivessem inseridas e que até então não eram abrangidas pela PNAD. Dentro desse contexto, destacou-se primeiramente o trabalho na produção para o próprio consumo exercido em atividade agrícola, em razão da existência de fortes indícios de que este tipo de atividade incorporava quantidade significativa de pessoas. Outra forma de ocupação destacada foi o trabalho na construção para o próprio uso, devido a sua importância para a real captação do contingente ocupado no setor de construção civil (GUERRA, 1997).

O conceito de trabalho a partir de 1992 passou, dessa forma, a incorporar as seguintes formas de ocupação: a) trabalho remunerado; b) trabalho não-remunerado; e c) trabalho na produção para o próprio consumo ou na construção para o próprio uso. Em relação ao conceito anterior de trabalho, o item “a” já era contemplado, sendo o item “b” modificado, com a redução do limite de 15 h ou mais por semana para apenas 1 h semanal para a inclusão de tal atividade como econômica. As condições descritas no item “c” não eram consideradas como trabalho nas PNADs anteriores a 1992.

A fim de permitir a comparação proposta por este trabalho, da participação feminina no mercado de trabalho a partir dos dados da PNAD é necessário, portanto, harmonizar o conceito de atividade econômica entre as pesquisas realizadas no período 1986-1990 e aquelas conduzidas no intervalo 1992-2006. Neste estudo, utilizou-se, para tal fim, o procedimento proposto por Guerra (1997), segundo o qual é possível recompor a condição de

atividade de acordo com o conceito de trabalho usado até a PNAD de 1990. Nesse sentido, para as PNAD de 1992 em diante têm sido considerados como ocupados os seguintes trabalhadores:

- a) Os trabalhadores classificados como ocupados, exclusive aqueles classificados no trabalho principal como não-remunerados, trabalhadores na produção para o próprio consumo e trabalhadores na construção para o próprio uso.
- b) Os trabalhadores não-remunerados que trabalhavam 15 h ou mais por semana no trabalho único ou principal.
- c) Os trabalhadores não-remunerados que trabalhavam menos de 15 h por semana no trabalho principal, mas tinham outro trabalho remunerado.
- d) Os trabalhadores não-remunerados que trabalhavam menos de 15 h por semana no seu trabalho principal, mas tinham outro trabalho não-remunerado no qual trabalhavam 15 h ou mais por semana.

Alternativamente, foram considerados como não ocupados, mas economicamente ativos, os seguintes trabalhadores:

- a) Os trabalhadores classificados como desocupados.
- b) Os trabalhadores na produção para o próprio consumo, desde que tenham tomado providência para obterem emprego na semana de referência.
- c) Os trabalhadores na construção para o próprio uso, desde que tenham tomado providência para obterem emprego na semana de referência.
- d) Os trabalhadores não-remunerados não classificados como ocupados na semana de referência, desde que tenham tomado providência para obterem emprego na semana de referência.

Ressalta-se que a adoção de tal procedimento, que mantém o conceito de trabalho que vigorava até a PNAD de 1990 para as PNADs de 1992 em diante, deriva-se do fato de os formulários das pesquisas anteriores a 1990 não permitirem a ampliação do conceito de trabalho adotado a partir do levantamento de 1992 (SOARES; IZAKI, 2002).

Além da harmonização realizada em função da ampliação do conceito de trabalho, foram necessários mais dois procedimentos para se permitir a

comparação de informações entre as PNADs do período 1986-2006 devido a alterações na pesquisa.

O primeiro procedimento diz respeito à mudança realizada a partir de 2002, através da qual a PNAD passou a adotar a Classificação Nacional de Atividades Econômico-Domiciliares – CNAE-Domiciliar e a Classificação Brasileira de Ocupações Domiciliares – CBO-Domiciliar, que são adaptações, respectivamente, da Classificação Nacional de Atividades Econômicas – CNAE e da Classificação Brasileira de Ocupações – CBO para as pesquisas domiciliares.

Uma vez que neste estudo se discutiu a distribuição dos trabalhadores por setores de atividade em diversos anos da PNAD, foi necessário compatibilizar os resultados, já que a CNAE-Domiciliar apresenta diferenças sensíveis em relação à classificação de atividades utilizadas até 2001. Nesse sentido, foi possível obter apenas, com relação aos anos de 1992 a 2002, a distribuição da população ocupada harmonizada pelos grupamentos de atividade apresentados nas publicações da PNAD de 2002 em diante³⁶. Ressalta-se que a harmonização no sentido inverso mostrou-se inviável, ou seja, recompor a classificação antiga dos anos de 2002 em diante. Além disso, devido à natureza das diferenças entre a CBO-Domiciliar e a classificação de ocupações utilizada até 2001, não foi possível recompor, com relação aos anos anteriores, os grupamentos de ocupações construídos para a divulgação da PNAD a partir de 2002.

Quanto ao outro procedimento de harmonização, este se refere ao fato de que em 2004 a PNAD passou a ser realizada também nas áreas rurais de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá. Dessa forma, é necessário harmonizar os resultados de 2004 em diante com a cobertura geográfica existente até 2003, para a comparação longitudinal. Para tanto, basta retirar as informações da área rural dos referidos estados para a análise dos dados da PNAD no período 2004-2006.

³⁶ Procedimento fornecido pela pesquisadora do IBGE Vandeli dos Santos Guerra.

3. O plano amostral da PNAD

Na realização da maioria dos estudos, devido ao alto custo operacional para se levantar informação sobre todos os elementos da população de interesse, recorre-se à amostragem. Esta consiste em retirar parcela da população que seja representativa, a fim de se permitir a inferência estatística. Para que isso ocorra, é necessário que o processo de escolha da amostra seja aleatório e probabilístico.

Uma amostra é probabilística quando, a partir de uma população finita, seleciona-se uma amostra s , a qual pode ser atribuída uma probabilidade de seleção $p(s)$. O procedimento de escolha dos elementos amostrais recebe o nome de plano ou desenho amostral. Tal processo define o conjunto S de todas as amostras possíveis, assim como supõe que a $p(s)$ de cada amostra seja conhecida ou calculável. Nesse contexto, conforme destacou Vieira (2001), apenas uma amostra $s \in S$ é obtida através de um mecanismo de aleatorização, de forma que s seja escolhida com probabilidade $p(s)$. Dessa forma, torna-se possível obter estimativas dos erros envolvidos no processo de inferência.

Diferentes planos amostrais podem ser utilizados para se determinarem quais elementos da população serão escolhidos aleatoriamente. O mais simples é a amostragem aleatória simples (AAS), cuja principal característica é a ocorrência de probabilidade de seleção igual para todos os possíveis elementos da amostra. Tal desenho de amostra pode ser implementado com ou sem reposição de elementos, sendo no primeiro caso cada seleção independente das anteriores.

Na prática, geralmente os planos amostrais não são baseados em AAS, mas sim no chamado processo de seleção amostral complexo, sendo esse o caso da amostragem realizada na PNAD. Segundo Silva et al. (2002), a PNAD incorpora todas as características que definem um plano amostral complexo, quais sejam: i) estratificação, isto é, a população é inicialmente dividida em subgrupos (estratos), sendo em cada um destes selecionada uma subamostra; ii) conglomeração, que representa seleção de amostras em vários estágios; iii) probabilidades desiguais de seleção em um ou mais estágios; e iv) ajustes dos

pesos amostrais com totais populacionais conhecidos. Dessa forma, os dados retirados da PNAD não podem ser tratados como se fossem originários de amostra aleatória simples com reposição (AASR), na qual as observações são independentes e identicamente distribuídas, assim como apresentam probabilidade de seleção igual.

Quando os dados da PNAD são utilizados para análises descritivas relacionadas às estimativas para totais, médias, taxas, proporções e razões populacionais, a simples incorporação nos cálculos dos pesos das unidades amostrais, disponíveis nos microdados, garantem que as estimativas obtidas para os parâmetros populacionais sejam não-viesadas e consistentes (SILVA et al., 2002).

Guimarães (2007), entretanto, ressaltou que para a estimação de medidas de dispersão, como variância e desvio-padrão, concentração (índices de Gini e similares) função de distribuição empírica e quantis associados, é necessário que seja considerado, além dos pesos, as características associadas ao plano amostral complexo da PNAD. Nesse sentido, enquanto as estimativas pontuais de medidas descritivas populacionais são influenciadas pelos pesos distintos das observações, as estimativas de medidas de precisão dos estimadores e de parâmetros para ajustes de certos tipos de modelo são dependentes, conjuntamente, da estratificação, conglomeração e pesos. Desconsiderando-se esses aspectos, Vieira (2001) destacou que as técnicas e sistemas de análise tradicionais tendem a produzir distorções, principalmente no cálculo dos desvios-padrão de estimativas pontuais e respectivas significâncias, comprometendo o ajuste de modelos e a análise dos resultados encontrados. Apesar disso, Neder (2006) ressaltou que a maioria dos estudos que utilizam dados da PNAD não incorpora o plano amostral de tal pesquisa na análise, além de desconsiderarem que ela é uma pesquisa por amostragem e não um censo.

Existem alguns métodos para avaliar a não-incorporação do plano amostral, denominados Efeito do Plano Amostral (EPA). O primeiro a ser desenvolvido foi o DEFF (*Design Effect*) por Kish em 1965, definido como a razão entre a estimativa da variância do parâmetro considerando o plano amostral e essa mesma estimativa supondo processo de amostra aleatória

simples para a obtenção dos dados (CARVALHO, 2005). Contudo, como os valores do DEFF têm pouca utilidade para fins analíticos devido ao fato de tal procedimento poder ser realizado apenas no estágio de planejamento da pesquisa, Skinner et al. (1989) propuseram uma nova medida, denominada EPA ampliado (EPA_A , sendo o nome original MEFF – *Misspecification Effect*). Tal método compara a estimativa da variância do parâmetro considerando o plano amostral, $\hat{V}(\theta)_{CPA}$ com a estimativa da variância do mesmo modelo, mas desconsiderando peso, conglomerado e estratificação, $\hat{V}(\theta)_{DPA}$. A fórmula do EPA_A é a seguinte:

$$EPA_A(\theta) = \frac{\hat{V}(\theta)_{CPA}}{\hat{V}(\theta)_{DPA}} \quad (1A)$$

Quanto mais diferente de 1 for o valor calculado para EPA_A , maior será o efeito da não-consideração do plano amostral para a especificação do modelo. Quando a medida da estatística for superior à unidade, a não-incorporação do plano amostral subestima a variância verdadeira, ocorrendo o inverso para valores menores do que a unidade. Os valores calculados para o EPA_A serão apresentados após as estimações dos modelos econométricos com o objetivo de ilustrar tal problema para os dados da PNAD.

Da discussão anterior, conclui-se que, quando do ajuste de modelos, deve-se tomar o plano amostral como parte integrante da estrutura do modelo, de forma que aquele seja representado, modelado e considerado quando da estimação desse. É nesse sentido que se torna importante discutir em maiores detalhes o plano amostral da PNAD.

O plano amostral adotado na PNAD é complexo, envolvendo estratificação e conglomeração em um, dois ou três estágios de seleção, dependendo do estrato considerado.

A amostra básica da PNAD é estratificada em duas etapas. Na primeira, é feita uma estratificação geográfica que reparte o país em 36 estratos naturais, dentre os quais 18 Unidades da Federação (TO, AC, AP, AM, RO, RR, MA, PI, RN, PB, AL, SE, MS, MT, GO, DF, ES e SC) formam estratos independentes para fins de amostragem. Os nove estados remanescentes (PA,

CE, PE, BA, MG, RJ, SP, PR e RS) definem outros 18 estratos, pois em cada um deles foram definidos dois estratos naturais: um formado por todos os municípios da Região Metropolitana com sede na capital³⁷, e outro com os demais municípios da Unidade da Federação.

Em uma segunda etapa de estratificação é feita uma subdivisão em diversos estratos dentro dos estratos naturais. Nesses últimos referentes às Unidades da Federação, têm-se tanto estratos formados por agrupamentos de diversos municípios quanto por municípios isolados, ao passo que nos estratos das regiões metropolitanas cada substrato representa um município³⁸. A partir daí os municípios são classificados em auto-representativos e não-auto-representativos. O primeiro grupo é formado pelos municípios incluídos com certeza na amostra, sendo composto por todos os municípios das regiões metropolitanas e por aqueles cuja população supera 80% do tamanho do estrato estabelecido para Unidade da Federação em questão, com base no último censo. O segundo grupo é formado pelos municípios não auto-representativos, cuja probabilidade de inclusão é proporcional à sua população na época do último censo demográfico. Os municípios deste último grupo foram agrupados em estratos por tamanho e proximidade geográfica, buscando formar estratos com população total aproximadamente igual, conforme os dados do último censo.

Nos estratos formados pelos municípios das regiões metropolitanas e demais municípios auto-representativos, o plano amostral é conglomerado em dois estágios. Nesses estratos, as unidades primárias de amostragem (UPAs) são os setores censitários, sendo os domicílios as unidades secundárias de amostragem (USAs). Dentro de cada um desses municípios, a seleção de setores é realizada por meio de amostragem sistemática com probabilidade proporcional ao tamanho (PPT), sendo a medida de tamanho inicial o número de domicílios verificado no último censo demográfico. É importante destacar

³⁷ Região Metropolitana de Belém no PA, Região Metropolitana de Fortaleza no CE, Região Metropolitana de Recife em PE, Região Metropolitana de Salvador na BA, Região Metropolitana de Belo Horizonte em MG, Região Metropolitana do Rio de Janeiro no RJ, Região Metropolitana de São Paulo em SP, Região Metropolitana de Curitiba no PR e Região Metropolitana de Porto Alegre no RS.

³⁸ Existem casos de municípios pertencentes às regiões metropolitanas tão pequenos que precisam ser agrupados a outros municípios, também pequenos, formando os pseudomunicípios, para garantir a seleção de pelo menos dois setores na etapa seguinte de seleção da amostra.

que esses setores são, na verdade, áreas de trabalho delimitadas pelos pesquisadores do IBGE, com o intuito de facilitar a coleta de dados em subáreas bem definidas. Antes da escolha dos setores, esses são ordenados segundo a situação (urbano e rural) e o código geográfico, conferindo efeito de estratificação implícita por situação devido à utilização da amostragem sistemática.

Já nos estratos formados pelos municípios não auto-representativos o plano amostral da PNAD é conglomerado em três estágios. As UPAs são os municípios, as USAs são os setores e as unidades terciárias de amostragem (UTA) são os domicílios. Em cada um dos estratos formado por grupos de municípios não auto-representativos, foram selecionados dois municípios com probabilidade proporcional à população por ocasião do último censo. Para o segundo estágio de seleção, dentro de cada município selecionado no primeiro estágio foram escolhidos setores, utilizando-se o mesmo procedimento descrito para a seleção de setores nos municípios situados nas regiões metropolitanas e naqueles classificados como auto-representativos.

Antes de introduzir o processo de escolha dos domicílios amostrados em cada um dos estratos considerados, deve-se ressaltar que, ao longo de toda a década, são mantidos constantes na PNAD os setores selecionados nos municípios das regiões metropolitanas, auto-representativos e não-auto-representativos no início da década. Dessa forma, na década atual a amostra de domicílios é feita com base na escolha dos setores realizada para a PNAD de 2001. Analogamente, os dois municípios selecionados no primeiro estágio de seleção no estrato de municípios não-auto-representativos também são os mesmos ao longo de toda a década. Portanto, o que muda a cada ano na PNAD são os domicílios e, conseqüentemente, as pessoas amostradas.

Antes da amostragem de domicílios, que constitui a última etapa de seleção da amostra, é realizada uma operação de listagem dentro de cada setor selecionado, com o intuito de fornecer um cadastro atualizado de todos os domicílios existentes em cada um desses setores no ano de realização da PNAD. A partir dessa listagem, é realizada a seleção, por meio de amostragem sistemática simples, das unidades domiciliares a serem pesquisadas a cada ano.

As unidades domiciliares são compostas por domicílios particulares e unidades de habitação em domicílios coletivos com moradores na época da operação de listagem. Nos domicílios amostrados, as entrevistas são feitas face a face, através de questionários de papel, sendo todos os moradores das unidades domiciliares considerados na pesquisa.

A amostra básica da PNAD é complementada com unidades domiciliares selecionadas a partir do Cadastro de Projetos de Novas Construções, que inclui projetos habitacionais com mais de 30 domicílios e que surgiram após o último censo realizado. Essas novas construções são estratificadas por municípios, sendo nesses estratos o plano amostral conglomerado em um estágio, já que as UPAs são os próprios domicílios, cuja seleção é realizada por meio de amostragem sistemática simples. A Figura 1A ilustra, esquematicamente, o plano amostral da PNAD para uma Unidade da Federação. Destaca-se que em 18 dessas unidades, por não possuírem regiões metropolitanas definidas, desconsidera-se a Área 1.

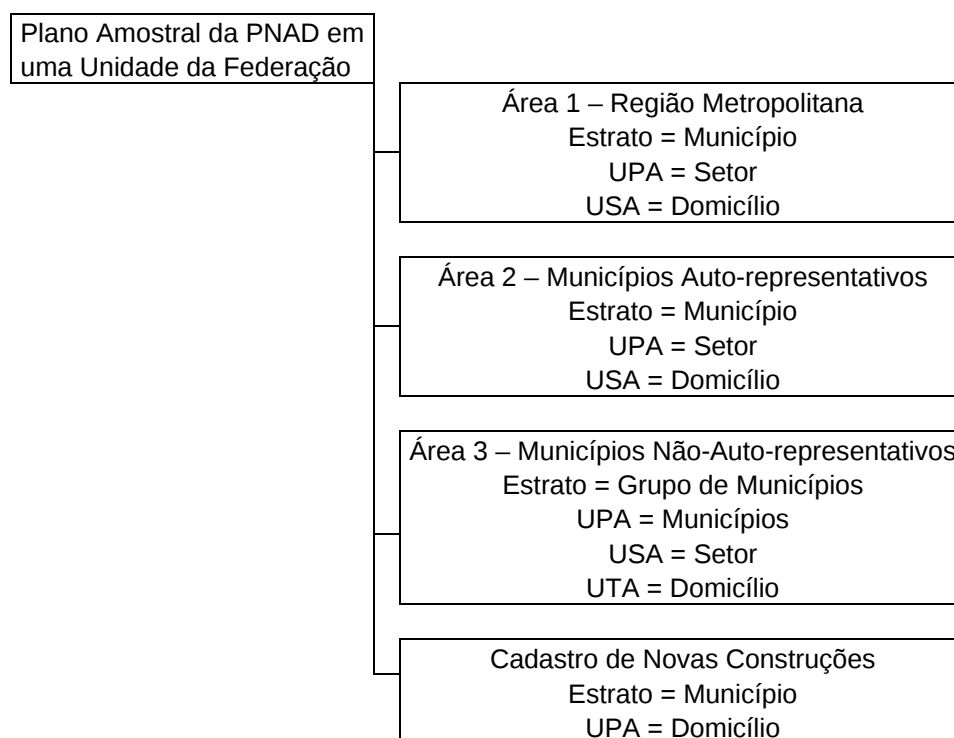


Figura 1A – Esquematização do plano amostral atual da PNAD.
Fonte: SILVA et al., 2002.

O plano amostral da PNAD foi delineado de forma a se tornar autoponderado, ou seja, todos os domicílios têm igual probabilidade de seleção (frações amostrais) em cada um dos estratos naturais, embora tais probabilidades possam variar bastante de um estrato natural para outro, inclusive entre a região metropolitana e o restante do território em uma mesma unidade da federação, conforme apresentado na Tabela 1A para a PNAD/2006. Destaca-se ainda que, na Região Norte, à exceção de TO, devido às dificuldades operacionais em função das características particulares da área em questão, têm-se frações amostrais distintas entre as áreas urbanas e rurais.

Quando em 2001 foram escolhidos os setores a serem pesquisados durante as PNADs da década atual, o número de domicílios a serem amostrados por setor foi fixado em 16. A escolha de tal número foi balizada pela necessidade de se obter amostra representativa da população e que, ao mesmo tempo, fosse compatível com a operacionalidade e os recursos disponíveis para tal pesquisa. Após a atualização das listagens de domicílios nos setores selecionados, o número fixado de domicílios amostrados por setor pode variar em um setor específico, desde que nele ocorram mudanças significativas no total de domicílios.

Em relação ao processo de expansão da amostra, esse é realizado por meio dos pesos amostrais, definidos a partir do inverso das frações amostrais ajustadas por métodos de calibração baseados em projeções populacionais independentes para o Brasil e cada um de seus estratos geográficos. Tais pesos se encontram disponíveis nos arquivos de microdados da PNAD³⁹. É importante destacar ainda que, quando o IBGE reformula suas metodologias de estimativas oficiais da população, novas projeções retroativas de expansão da amostra são realizadas. Quando isso ocorre, são divulgados novos pesos amostrais de anos anteriores, os quais devem substituir os pesos originais constantes nessas pesquisas.

³⁹ Variável V4729 do arquivo de pessoas.

Tabela 1A – Fração de amostragem e composição da amostra, segundo as Unidades da Federação e as Regiões Metropolitanas – 2006

Unidades da Federação e Regiões Metropolitanas	Fração Amostral	Municípios	Setores	Unidades Domiciliares	Pessoas
Brasil		851	7818	145 547	410 241
Rondônia		11	113	2178	6352
Urbana	1/200		80	1519	4 540
Rural	1/150		33	659	1 812
Acre		5	62	1335	4785
Urbana	1/150		46	857	2 940
Rural	1/80		16	478	1 845
Amazonas		7	145	2900	9662
Urbana	1/250		125	2454	8 181
Rural	1/200		20	446	1 481
Roraima		3	38	712	2387
Urbana	1/150		30	608	2 110
Rural	1/50		8	104	277
Pará		22	343	7051	23 498
Urbana	1/350		87	5771	19 184
Rural	1/250		49	1280	4 314
Região Metropolitana de Belém	1/150	5	207	3799	12 299
Amapá		4	43	897	3638
Urbana	1/200		33	655	2 686
Rural	1/80		10	242	952
Tocantins	1/200	13	77	1975	5 922
Maranhão	1/750	18	105	2200	7485
Piauí	1/500	19	114	1865	5900
Ceará	1/500	39	402	8402	25 357
Região Metropolitana de Fortaleza	1/200	13	270	5272	15 665
Rio Grande do Norte	1/450	15	99	2170	6492
Paraíba	1/450	16	108	2546	7881
Pernambuco	1/500	44	472	9007	26 398
Região Metropolitana de Recife	1/200	14	314	5815	16 961
Alagoas	1/450	12	91	1964	6393
Sergipe	1/300	11	83	2038	5789
Bahia	1/450	66	614	13304	37 825
Região Metropolitana de Salvador	1/200	10	303	5861	15 717
Minas Gerais	1/550	123	779	13747	37 666
Região Metropolitana de Belo Horizonte	1/350	26	248	4538	12 650
Espírito Santo	1/450	19	137	2853	7479
Rio de Janeiro	1/400	43	619	11516	27 067
Região Metropolitana do Rio de Janeiro	1/550	19	438	7522	18 409
São Paulo	1/800	110	927	17367	46 385
Região Metropolitana de São Paulo	1/800	35	463	8031	21 967
Paraná	1/550	69	436	7231	20 142
Região Metropolitana de Curitiba	1/350	20	161	2867	8 088
Santa Catarina	1/550	28	169	3915	10318
Rio Grande do Sul	1/550	75	648	12044	30 654
Região Metropolitana de Porto Alegre	1/200	29	397	7221	18 814
Mato Grosso do Sul	1/300	16	128	2705	7 537
Mato Grosso	1/300	21	147	3151	8 894
Goiás	1/300	41	321	6639	16 577
Distrito Federal	1/200	1	197	3835	11 758

Fonte: IBGE, 2006.

Nota: A composição da amostra da Unidade da Federação inclui a região metropolitana e as áreas urbanas e rurais.

Devido à complexidade dos dados fornecidos pela PNAD e ao fato de as estimativas de totais nessa pesquisa serem fornecidas através de estimadores de razão obtido por valores estimados por meio do processo de expansão da amostra, não existe uma fórmula exata para o cálculo da variância das estatísticas e parâmetros obtidos a partir desse tipo de amostra (LILA; FREITAS, 2007).

Conforme destacou Guimarães (2007), pode-se, no entanto, obter uma aproximação da variância quando se trabalha com amostra complexa através de duas metodologias: a) linearização e b) replicação. Na primeira, o estimador não-linear é aproximado por um linear, com o intuito de estimar a variância. Exemplos desse procedimento são a linearização de Taylor e a linearização de Rao. Na segunda, são calculadas várias estimativas do parâmetro populacional a partir de diferentes partes da amostra original, a fim de se reuni-las depois para a obtenção da variância. A replicação de Jackknife e a replicação por Bootstrap são exemplos de tal metodologia.

Neste estudo, optou-se pela linearização de Taylor. Este método consiste em definir uma variável linearizada Z e aproximar a variância da estatística amostral de interesse pela variância dos valores de Z , considerando-se o plano amostral da PNAD (LILA; FREITAS, 2007). Nessa metodologia, devido à necessidade de se calcular a soma dos quadrados dos desvios em relação a um valor médio por estrato, torna-se relevante o conceito de graus de liberdade. Segundo Skinner et al. (1989), em pesquisas caracterizadas por amostra complexa os graus de liberdade estão relacionados ao número de UPA por estrato. Dessa forma, se determinado estrato contiver apenas uma UPA, não será possível estimar variâncias para análises exploratórias e modelos econométricos devido à insuficiência de graus de liberdade. Esse problema é conhecido na literatura como *single PSU*⁴⁰ ou UPA única. No caso da PNAD, o aparecimento de tais estratos está relacionado à incorporação por parte do IBGE das informações do Cadastro de Novas Construções.

⁴⁰ Primary sampling units.

Três procedimentos possíveis para a solução do problema de *single PSU* são apresentados por Guimarães (2007). O primeiro consiste em agregar observações de estratos com UPA únicas no estrato na mesma unidade da federação com o maior número de observações. O segundo é a junção do estrato de UPA única ao estrato mais próximo nessa mesma condição. O terceiro refere-se à criação de um estrato na unidade da federação que incorpore todos os estratos com UPA única daquele estado. Neste trabalho, conforme adotado por Faria (2006), Neder (2006) e Guimarães (2007), optou-se pelo primeiro procedimento, fazendo uso do *software* STATA 9.2, através do seu *do-file* *Idonepsu*, configurado pelas características do plano amostral e os pesos da PNAD.

Em resumo, o Anexo A procurou apresentar as características e aspectos mais relevantes da PNAD e de seu plano amostral. Além disso, tal anexo detalhou os procedimentos de harmonização realizados a fim de se permitir a utilização dos microdados da pesquisa compreendidos entre 1986-2006 para os propósitos deste trabalho.