

Determinantes da Participação Feminina no Mercado de Trabalho: uma Comparação entre os Sexos e entre os Mercados das Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador

RESUMO

Diante da importância da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro, o presente estudo avalia o comportamento atual dos determinantes de tal inserção através de um modelo econométrico que estima as chances de uma mulher encontrar-se economicamente ativa. Os determinantes que apresentaram o maior impacto no sentido de elevar a participação feminina foram: escolaridade, renda domiciliar *per capita* líquida, idade, posição no domicílio, presença de filhos pequenos e raça, sendo, para o Brasil, importante também as variáveis regionais. Visando realizar uma comparação entre os sexos, estima-se também equações de participação para os homens. Dentre as diferenças encontradas, a principal foi que, embora o impacto da educação sobre a probabilidade estudada tenha sido o mais importante dentre os fatores analisados para ambos os sexos, ele se mostrou mais marcante entre as mulheres. Além da comparação entre os gêneros, estuda-se também os determinantes da participação não só para o Brasil como para o mercado de trabalho das regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador, visando verificar se o maior dinamismo econômico do primeiro poderia suscitar diferenças em relação ao fenômeno estudado quando comparado ao segundo. Os resultados encontrados indicam não ser esse o caso.

PALAVRAS-CHAVE

Mercado de Trabalho. Participação Feminina. Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador.

Jader Fernandes Cirino

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

João Eustáquio de Lima

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

1 – INTRODUÇÃO

O aumento da participação feminina na atividade econômica foi um dos acontecimentos mais significativos ocorridos no mercado de trabalho no fim do século passado. Apesar de tal processo ter-se iniciado antes da Segunda Guerra Mundial, ele se intensificou na segunda metade do século XX, estendendo-se para quase todas as regiões do mundo.

No caso brasileiro, até o começo da década de 1980, observava-se, no trabalho feminino, a característica predominante de complementaridade em relação ao trabalho masculino no sustento da família. Nesse sentido, o trabalho das mulheres caracterizava-se predominantemente pela intermitência, baixa escolaridade e reduzida remuneração.

Entretanto, a partir da década de 1980, essa posição complementar começou a mudar. O fraco desempenho da economia nacional nas décadas de 1980 e 1990, aliado ao processo de reestruturação produtiva das empresas brasileiras, provocou a elevação do desemprego e do número de trabalhadores autônomos e sem carteira assinada. Nesse sentido, ocorreu deterioração da qualidade de vida das famílias, com o aumento do desemprego do chefe do domicílio e diminuição dos salários reais na economia nacional. Desse modo, conforme destacaram Alves; Amorim e Cunha (1997) e Barrio e Soares (2006), as mulheres se viram obrigadas a procurar emprego como forma de suplementar ou garantir a renda familiar.

Juntamente com os aspectos econômicos, trabalhos como os de Costa (1990) e Bruschini e Lombardi (1996) destacaram também outros fatores, tais como: i) a industrialização de bens, o crescimento de serviços que antes eram tipicamente domésticos e a difusão de eletrodomésticos passaram a facilitar a ausência das mulheres em casa; ii) mudança de valores em relação ao papel social da mulher, devido ao fortalecimento dos movimentos reivindicatórios feministas; iii) crescente urbanização, trazendo maiores oportunidades de trabalho para as mulheres; iv) crescimento, na década de 1980, do setor terciário tanto formal quanto informal,¹ cuja característica de

maior flexibilidade e intermitência proporciona um perfil de emprego mais favorável às pessoas do sexo feminino; v) aumento das mulheres chefes de família, sendo que a tal posição é geralmente atribuída a principal responsabilidade pelo sustento do domicílio; e vii) queda da taxa de fecundidade no país, fazendo com que as mulheres se voltassem mais para o mercado de trabalho na presença de menos filhos no domicílio.

Além dos fatores discutidos anteriormente, muitos autores, como Soares e Izaki (2002) e Scorzafave e Menezes-Filho (2006), têm apontado o aumento da escolaridade feminina como um dos principais facilitadores para a entrada das mulheres no mercado de trabalho. A razão para isso encontra-se no fato de que, à medida que o agente econômico vai aumentando os seus anos de estudo, ele tende a apresentar melhores oportunidades de emprego e renda.

O papel fundamental da educação, não apenas para a inserção do indivíduo no mercado de trabalho como também para o desenvolvimento econômico nacional, tem sido também destacado pelo atual governo do país. Tal fato pode ser percebido pelo aumento do orçamento do Ministério da Educação (MEC), possibilitando a expansão das universidades federais, do Programa Brasil Alfabetizado, da Educação de Jovens e Adultos (EJA) e do ensino profissional. Entre as ações governamentais na área de educação, destacam-se ainda a criação do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento da Educação Básica (Fundeb), do Plano de Desenvolvimento da Educação (PDE) e a aprovação do piso nacional dos professores.

Nesse sentido, o presente artigo vislumbrou como problema de pesquisa avaliar o comportamento atual dos determinantes da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro, quantificando entre os demais fatores, o impacto da educação nas chances de inserção feminina no mercado de trabalho. Também de interesse da pesquisa, foi realizar uma comparação entre os sexos no que tange ao efeito de tais determinantes para a inserção no mercado de trabalho.

Com o objetivo de realizar uma discussão mais pormenorizada sobre o fenômeno de interesse em termos regionais, o presente trabalho analisou a participação feminina não apenas em nível nacional,

¹Destacando-se comércio, bancos e atividades ligadas ao setor público no primeiro caso; e comércio ambulante e representação de vendas de produtos cosméticos e alimentícios no segundo caso.

mas também para o mercado de trabalho das Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte (RMBH) e Salvador (RMS).

Em relação à escolha da RMBH e da RMS, ela foi motivada, além da importância da participação feminina nos respectivos mercados de trabalho, pelo interesse em se estudar o referido fenômeno em regiões com características econômicas distintas. Quanto a esse último aspecto, Braga e Rodarte (2010) afirmam que o fato de a RMBH ser uma região com dinamismo econômico marcado pelo desenvolvimento das atividades industriais e de setores de serviços com maior concentração no emprego formal faz com que ela ofereça melhores oportunidades de trabalho em comparação com a RMS. Dessa forma, as diferenças na estrutura e dinamismo da economia entre a RMBH e a RMS poderiam suscitar diferenças relacionadas ao processo de feminização nos seus respectivos mercados de trabalho.

Portanto, o presente artigo buscou definir e analisar os principais determinantes para a participação das mulheres do país, da RMBH e da RMS no mercado de trabalho. Para tanto, foram utilizados os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2006. Especificamente, procurou-se identificar a existência ou não de papel decisivo da educação para os mercados de trabalho considerados, assim como comparar os resultados encontrados entre os sexos e para a RMBH e a RMS.

2 – REFERENCIAL TEÓRICO

Tradicionalmente, as atividades domésticas foram 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). Por meio de tal formulação teórica, torna-se possível analisar a 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 ocorrem 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.

A decisão da participação feminina no mercado de trabalho no contexto do modelo de produção doméstica pode ser entendida a partir de um problema de maximização condicionada da utilidade domiciliar com duas restrições, sendo uma orçamentária e a outra de tempo disponível.

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

$$\frac{\partial Z/\partial L}{\partial Z/\partial X} = W^* = f' = W/P, \quad (1)$$

em que Z representa um conjunto de *commodities* que geram satisfação para a unidade familiar; L são as horas despendidas pela mulher em lazer; X é o valor total do consumo da família de bens de mercado e de bens produzidos no lar; W^* , preço-sombra do tempo; f' , produtividade do trabalho doméstico; e W/P , taxa de salário real, sendo W o valor nominal do salário; e P o nível geral dos preços dos bens.

De acordo com a expressão (1), 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 . Dito de outra forma, o salário real representa a quantidade de bens de mercado que pode ser adquirida caso a mulher empregue uma hora 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 (1) modifica-se para:

$$\frac{\partial Z/\partial L}{\partial Z/\partial X} = W^* = f' > W \quad (2)$$

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 1h 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.

Considere inicialmente que o salário real de mercado seja W/P , de forma que a linha DB represente a inclinação da restrição orçamentária, na qual V/P corresponde à renda real não-oriunda do trabalho da mulher. Nessa situação, o agente estaria maximizando a utilidade do domicílio no ponto E , no qual o indivíduo gasta OL_0 horas em atividades de lazer e $T_d L_0$ horas no trabalho doméstico. Destaca-se que, em razão de a produtividade do trabalho do lar encontrar-se

acima da taxa de salário real, torna-se melhor para a mulher encontrar-se fora do mercado de trabalho, uma vez que a quantidade de bens produzidos no domicílio é superior àquela que poderia ser obtida mediante a aquisição de bens de mercado com a sua renda do trabalho em alguma atividade econômica. Nesse contexto, a linha de orçamento total domiciliar é $AEBT_d$, ou seja, a função de produção doméstica AB , deslocada para cima pela renda real não-oriunda do mercado de trabalho V/P .

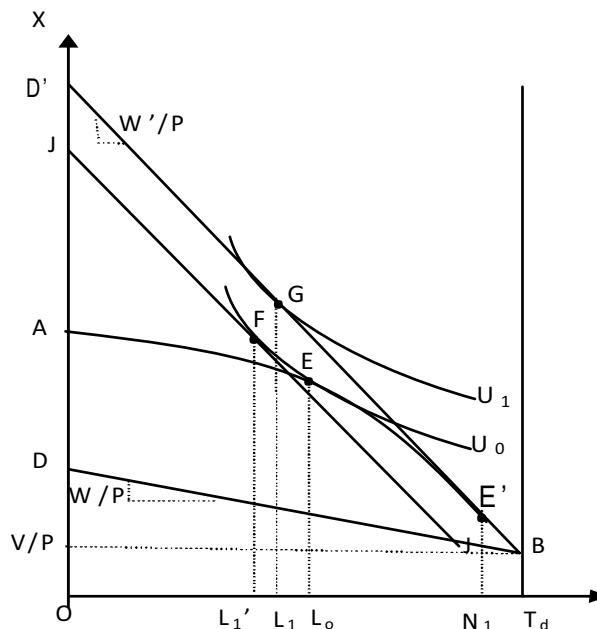


Gráfico 1 – Alocação do Tempo Disponível da Mulher no Contexto do Modelo de Produção Doméstica

Fonte: Bryant e Zick (2005).

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 $T_d L_0$

para $T_d N_j$ e o aumento do trabalho fora de casa de zero para $N_1 L_0$. 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 maior.²

Além da substituição de trabalho doméstico por trabalho de mercado em decorrência do aumento na taxa salarial real, ocorre também uma mudança entre o consumo de bens de mercado e lazer dentro do domicílio. 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 aumenta esse último, diminuindo o seu consumo de lazer, para utilizar o salário extra para expandir o consumo familiar de bens. No Gráfico 1, tal fato 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 maneira, 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 $D'B$ no Gráfico 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

² 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.

mercado de trabalho. Ressalta-se que o tempo utilizado para o trabalho doméstico não é reduzido, uma vez que é afetado por via do efeito substituição.

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 este exige de remuneração adicional para privar-se de uma hora de lazer quando não está trabalhando).

3 – METODOLOGIA

O modelo econométrico a ser apresentado pretende analisar os principais determinantes para a participação atual das mulheres no mercado de trabalho à luz do modelo de produção doméstica. Para tanto, investigou-se 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 (PEA). 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. No presente estudo, essa variável latente é positiva se a mulher está gerando um ganho de utilidade para a família ao trocar determinada quantidade de horas no trabalho doméstico ou em lazer por horas trabalhadas no mercado. Caso contrário, ou seja, variável latente menor ou igual a zero, tem-se que o desempenho de uma atividade econômica por parte da mulher não traria nenhum ganho de utilidade para o domicílio.

Seja L^* uma variável não-observada, ou latente, que representa a decisão da mulher em participar ou não da força de trabalho, sendo determinada por:

$$L_i^* = Z_i \alpha + \mu_i \quad (3)$$

em que Z denota o vetor de variáveis exógenas que determinam a decisão de participar ou não da força de trabalho; α , os coeficientes relacionados às variáveis explicativas consideradas 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 (4):

$$\begin{aligned} L_i &= 1 & \text{se} & & L_i^* &> 0 \\ L_i &= 0 & \text{se} & & L_i^* &\leq 0 \end{aligned} \quad (4)$$

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.

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

$$\begin{aligned} L_i = & \alpha_1 + \alpha_2 RDpc_i + \alpha_3 E_{1i} + \alpha_4 E_{2i} + \alpha_5 E_{3i} + \\ & \alpha_6 E_{4i} + \alpha_7 Idade_i + \alpha_8 Idade_i^2 + \alpha_9 \\ & CD_{1i} + \alpha_{10} CD_{2i} + \alpha_{11} CD_{3i} + \alpha_{12} Filho_i + \alpha_{13} \\ & R_{1i} + \alpha_{14} R_{2i} + \alpha_{15} Urb_i + \\ & + \alpha_{16} RM_i + \alpha_{17} Reg_{1i} + \alpha_{18} Reg_{2i} + \alpha_{19} Reg_{3i} + \\ & \alpha_{20} Reg_{4i} + \mu_i, \end{aligned} \quad (5)$$

em que L é uma variável dependente binária assumindo o valor 1, caso a mulher se encontra 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; 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; $Idade$ e $Idade^2$ são, respectivamente, os anos de vida absoluto e ao quadrado 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;³ $Filho$, 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 .

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

³Na categoria "outras", encontram-se as mulheres com outro grau de parentesco que não os citados: agregadas, pensionistas, empregadas domésticas e parentes de empregado doméstico.

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 fazem 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 (5) foi estimada para os homens.

A estimação do modelo apresentado 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 PNAD⁴, principalmente no que tange ao cálculo dos erros-padrão das estimativas e testes de hipótese. Dessa forma, o ajuste de modelos paramétricos deve ser feito através do Método da Máxima Pseudo-Verossimilhança (MPV), cuja utilização em amostras complexas originou-se do trabalho de Binder (1983), sendo consolidada por Skinner; Holt e Smith (1989).

Para avaliar a não-incorporação do plano amostral nas estimativas, Skinner; Holt e Smith (1989) propuseram uma medida, denominada Efeito do Plano Amostral Ampliado (EPA_A), sendo o nome original *Misspecification Effect* (MEFF). Tal método compara a estimativa da variância do parâmetro considerando

o plano amostral, $\hat{V}(\hat{\theta})_{CPA}$, com a estimativa da variância do mesmo modelo, mas desconsiderando as características do plano amostral, $\hat{V}(\hat{\theta})_{DPA}$. A fórmula do EPA_A é a seguinte:

$$EPA_A(\hat{\theta}) = \frac{\hat{V}(\hat{\theta})_{CPA}}{\hat{V}(\hat{\theta})_{DPA}} \quad (6)$$

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 do modelo (5) para o Brasil e as RMBH e RMS, com o objetivo de ilustrar tal problema para os dados da PNAD.

Em relação à base de dados, essa foi formulada a partir da PNAD para o ano de 2006, sendo a amostra utilizada constituída por pessoas entre 16 e 65 anos de

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

idade. A escolha dessa faixa etária foi feita a fim de se aproximar a análise da participação feminina na PEA à legislação brasileira referente às idades mínimas para o trabalho e aposentadoria.

4 – RESULTADOS E DISCUSSÃO

As médias e os desvios-padrão das variáveis incluídas no modelo de participação no ano de 2006, levando em conta o plano amostral da PNAD, são apresentados por gênero, na Tabela 1 para o Brasil e na Tabela 2 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).

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 para as 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 3 e aqueles referentes à RMBH e à RMS apresentados na Tabela 4.

No que tange 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).

Com relação aos homens e às mulheres no Brasil, todas as variáveis incorporadas foram importantes para a explicação de sua participação no mercado de trabalho. No que se refere 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.

Tabela 1 – 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 dos Autores a partir dos Microdados da PNAD.

Tabela 2 – 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\$).

Tabela 3 – 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 E.M.: efeito marginal.

Tabela 4 – 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; E.M.: efeito marginal.

Quanto 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 a sua obtenção foi feita substituindo as variáveis explicativas consideradas pelos seus valores médios.⁵

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*,⁶ 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 participação no mercado de trabalho brasileiro em 0,44 ponto percentual e um ponto percentual, respectivamente, para os homens e as mulheres.

5 Detalhes sobre o procedimento de cálculo do efeito marginal no modelo *probit* podem ser obtidos em Wooldridge (2002) e Greene (2003).

6 Nesta variável, foi retirada a renda proveniente de empregada doméstica, parente de empregada doméstica e pensionista, devido ao fato de tais moradores não residirem no domicílio da pessoa amostrada. Além disso, o efeito marginal de tal variável foi multiplicado por 100, de forma a medir o impacto do aumento de R\$ 100,00.

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).

Em relação à idade, todas as regressões indicaram a ocorrência da forma quadrática entre tal variável e Pi, 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 idade⁷ 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

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

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.

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; Fernandez e Deddeca (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 indivíduo.⁸

Em relação às variáveis indicadoras de área metropolitana e situação urbana do domicílio, o sinal delas foi contrário ao esperado. Entretanto, para os mesmos dados e metodologia do presente estudo, Cirino (2008) encontrou coeficientes positivos para tais variáveis, quando a probabilidade explicada era referente à ocupação com rendimento positivo no mercado de trabalho. Isso significa dizer que o maior dinamismo dos mercados metropolitanos e urbanos perante aqueles de regiões 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.

No que tange às variáveis regionais, observou-se que homens e mulheres apresentaram maiores chances de estar no mercado de trabalho nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, em conformidade com os resultados encontrados por Kassouf (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

⁸ Embora, na equação dos homens no mercado brasileiro, os coeficientes de raça tenham-se mostrado estatisticamente significativos, os efeitos marginais relacionados foram pequenos.

estatisticamente significativa somente a partir de cinco anos de estudo. Resultado similar foi encontrado por Scorzafave e Menezes-Filho (2001) e por Menezes; Fernandez e Dedecca (2008), para a RMS e RMSP, e por Salvato e Silva (2008), para a RMBH.

Em termos de tamanho do efeito marginal da escolaridade, verificou-se que, de maneira geral, tal variável foi a que provocou o maior impacto sobre a probabilidade de o indivíduo encontrar-se no mercado de trabalho, principalmente entre as mulheres com nove ou mais anos de estudo. 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 a dos homens. Tal resultado

reforça o importante papel da escolaridade para o aumento da participação feminina no mercado de trabalho.

A fim de avaliar o efeito de ignorar o plano amostral nas estimativas dos modelos de participação, na Tabela 5, são apresentados os resultados da estatística EPAA. 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; Pessoa e Lila (2002)

Tabela 5 – Resultados da Medida Efeito do Plano Amostral Ampliado nas Estimações dos Modelos de Participação, no Brasil, na RMBH e na RMS, 2006

Mercado de Trabalho	Brasil		RMBH		RMS	
	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> liq.	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.

5 – CONCLUSÕES

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

As variáveis 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, apresentaram-se como determinantes significativos para a participação das mulheres na População Economicamente Ativa (PEA).

Na comparação entre os mercados, não se verificou diferença marcante entre os determinantes analisados, apesar da existência de maior dinamismo econômico na RMBH em comparação à RMS. Por outro lado, na comparação entre os sexos, foram notadas quatro diferenças importantes entre as equações de participação estimadas: i) 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; ii) 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; iii) 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; e iv) 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.

Sobre a variável escolaridade, ressalta-se que ela apresentou o maior impacto sobre a probabilidade de os indivíduos se encontrarem no mercado de trabalho, sobretudo entre as mulheres. Nesse sentido, a sugestão de políticas públicas a partir da análise feita é que o governo federal deve não apenas continuar com os investimentos em educação como aumentá-los, uma vez que tais ações contribuem fortemente para a possibilidade de inserção do indivíduo no mercado de trabalho.

ABSTRACT

Given the importance of female participation in the Brazilian labor market, this study evaluates the behavior of the current determinants of such participation through an econometric model to estimate the probabilistic chances of a woman to be economically active. The determinants that had the greatest impact in raising women's participation were: education, per capita net household income, age, women's status at home, presence of young children, and race, with regional variables also important for Brazil. In order to make a comparison between the genders, it was also estimated participation equations for men. Among the differences found, the main one was that although the impact of education on the probability studied has been the most important among the factors analyzed for both genders, such impact was stronger among women. It was also studied the determinants of participation not only for Brazil, but also for the labor market of the metropolitan areas of Belo Horizonte and Salvador, to identify whether the higher economic dynamism of the first market could cause differences in relation to the phenomenon studied when compared to the second. The results indicated that this is not the case.

KEY WORDS

Labor Market. Female Participation. Belo Horizonte and Salvador Metropolitan Areas.

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. Brasília, DF: IPEA, 1997. (Texto para Discussão, n. 497).

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. (Org.). **As várias faces do mercado de trabalho no Brasil**. Belo Horizonte: Fundação João Pinheiro, 2006. p. 1-35.

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

BERNDT, E. R. **The practice of econometrics classic and contemporary**. 8th ed. Boston: Addison-Wesley, 1996. 702 p.

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

BRAGA, T. S.; RODARTE, M. M. S. A inserção ocupacional e o desemprego dos jovens: o caso das regiões metropolitanas de Salvador e Belo Horizonte. **Pesquisa & Debate**, São Paulo, v. 17, n. 1, p. 103-123, 2006. Disponível em: <[http://www.pucsp.br/pos/ecopol/downloads/edicoes/\(29\)thaiz_silveira.pdf](http://www.pucsp.br/pos/ecopol/downloads/edicoes/(29)thaiz_silveira.pdf)>. Acesso em: 2010.

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.

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

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.

CIRINO, J. F. **Participação feminina e rendimento no mercado de trabalho**: análises de decomposição para o Brasil e as Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador. 2008. 188 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2008.

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.

GREENE, W. **Econometric analysis**. 5th 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.

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

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.

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: 9 out. 2008.

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. **Anais...** Belo Horizonte: 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.

SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES-FILHO, N. 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.

_____. 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.

SILVA, P. L. N.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. **Cadernos de Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 7, n. 4, p. 659-670, 2002.

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

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

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

Recebido para publicação em 04.09.2009.