

Diferenciais de rendimentos do trabalho feminino no Sul do Brasil: uma abordagem dual

Income differential of female labor in Southern Brazil: dual approach

Rita de Cassia Garcia Margonato¹

Solange de Cássia Inforzato de Souza²

Sidnei Pereira do Nascimento³

Resumo

Este estudo analisa a formação e os diferenciais de rendimentos das mulheres nos setores de atividade econômica da Região Sul do Brasil, no período de 2002 e 2009, a partir dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Para tanto, o procedimento metodológico consiste em estimar as equações de seleção e de rendimento, corrigidas pelo Modelo de Seleção de Heckman (1979), a partir das quais realiza-se a mensuração do diferencial de rendimento das mulheres nos setores de comércio, indústria e serviços domésticos, comparativamente ao rendimento das mulheres no setor de serviços por meio de uma adaptação da Decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) feita por Jann (2008). Evidenciou-se a hipótese de que a segmentação setorial ocorre no mercado de trabalho feminino da Região Sul do Brasil, pois os diferenciais de rendimento são explicados não apenas pelos atributos pessoais (produtivos ou não) e pela categoria de emprego, mas também pelas especificidades dos setores (efeito setor) observados no mercado de trabalho feminino da Região Sul. Em média, o efeito setor explicou 33% do diferencial salarial observado na indústria, 29% no comércio, e 35% no setor de serviços domésticos, quando comparado ao rendimento obtido no setor de serviços, em vantagem salarial

Palavras-chave: Mercado de trabalho. Rendimento da mulher. Diferença salarial

Abstract

This study analyzes the formation and income differential of female labor in Southern Brazil in 2002 and 2009 based on microdata from the National Sample Survey (PNAD). The methodology is to estimate the selection and wages equations using the Heckman's Sample Selection Model (1979). For the measurement of the female income differential in commerce, industry and domestic service, compared to income of women in the service sector it is applied an adaptation of the Oaxaca-Blinder Decomposition (1973) adapted by Jann (2008). It was confirmed the hypothesis that segmentation occurs in the female labor market in Southern Brazil because the income differential cannot be explained only by personal attributes (productive or not) and by formal work. There are specificities in the sectors (sector effect) determining the income differential of women's income in the labor market, moreover the sector effect explained 33% of the wage differential observed in industry, also explained 29% in the commerce and 35% of the female income gaps when compared to the service sector, which is considered as in advantage.

¹ Economista graduada pela Universidade Estadual de Londrina UEL), Mestre em Economia Regional pela UEL. Correio eletrônico: ritamargonato@yahoo.com.br

² Doutora em Educação pela PUC-São Paulo, Professora e Pesquisadora do Programa de Pós-Graduação em Economia Regional PPE/UEL. Correio eletrônico: solangecassia@uol.com.br.

³ Mestre em Economia pela UNB. Doutor em Economia Aplicada pela ESALQ –USP. Professor e Pesquisador do Programa de Pós-Graduação em Economia Regional- UEL. Correio eletrônico: sidnei@uel.br

Keywords: Labor market. Female income. Wage gap.

JEL: J24, J31

INTRODUÇÃO

A crescente presença da mulher no mercado de trabalho representou uma importante mudança no cenário econômico nacional. Sua inserção ocorreu mais intensamente a partir dos anos 70 e está ligada às transformações sociais ocorridas no Brasil, traduzidas pelo novo papel social da mulher e os novos arranjos familiares, aspectos que transcendem ao segmento econômico no país.

No entanto, a participação da mulher no mercado de trabalho está cerceada pela persistência de desigualdades, cujas razões merecem ser estudadas. No ano de 2009, o rendimento médio mensal das mulheres foi 43% inferior aos dos homens no Brasil, enquanto na Região Sul esse diferencial foi ainda maior, chegando a 45% (IBGE, 2009).

No âmbito do trabalho feminino, são evidenciados maiores rendimentos das mulheres ocupadas no setor de serviços, o que indica que esse setor apresenta vantagens para o trabalho feminino, e verifica-se ainda uma maior taxa de participação das mulheres nesse setor, pois 55% da participação feminina no Estado do Paraná ocorre no setor de serviços, 47,5% em Santa Catarina e 49,5% no Rio Grande do Sul (IBGE, 2009). O mercado de trabalho da Região Sul comporta quase 16% da população ocupada nacional, da qual 44% são representadas pelas mulheres, tratando-se, portanto, de uma parcela relevante no cenário regional. (IBGE, 2009).

A partir do pressuposto de que as diferenças salariais existem e são elevadas, pretende-se averiguar a parcela cabível à segmentação setorial entre as mulheres no mercado de trabalho da Região Sul do Brasil. O objetivo desta pesquisa é analisar a formação e as diferenças dos rendimentos das mulheres da Região Sul do Brasil, nos setores de atividade econômica nos anos de 2002 e 2009 a partir dos microdados da PNAD.

Examina-se a proporção dos efeitos decorrentes dos atributos pessoais e da regulação no mercado de trabalho *versus* os efeitos setoriais na determinação dos diferenciais de rendimento das mulheres. Para tanto, utiliza-se a estimação de equações mincerianas de participação e de rendimento, corrigidas pelo Modelo de Seleção de Heckman (1979), a partir das quais se realiza a Decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) adaptada por Jann(2008) que explicita os diferenciais de rendimento nos grupos comparados.

Este estudo é composto por quatro seções além desta introdução. Na primeira apresentam-se as abordagens teóricas e evidências empíricas sobre o rendimento do trabalho feminino. A seguir descrevem-se os procedimentos metodológicos, enquanto a terceira seção consiste na apresentação e discussão dos resultados da pesquisa. Por fim, as considerações finais e as principais contribuições da pesquisa são apresentadas.

ABORDAGENS TEÓRICAS E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE O MERCADO DE TRABALHO FEMININO E A DISTRIBUIÇÃO DE RENDIMENTOS

As desigualdades na distribuição da renda e dos rendimentos há muito estão presentes na pauta de preocupações e discussão não apenas dos economistas, mas de toda a sociedade. No entanto, a forma como vem sendo estudada se alterou ao longo do tempo e nesse processo várias teorias surgiram com o intuito de explicar a distribuição da renda e dos rendimentos.

No contexto neoclássico e no âmbito da distribuição pessoal da renda, a teoria do capital humano determina uma relação direta entre o investimento individual em educação e treinamento e a possibilidade de auferir maior remuneração. Isso decorreria da obtenção de maior eficiência na execução de tarefas, que o torna mais produtivo e resultaria em acréscimos na remuneração.

Schultz (1973), um dos precursores desta teoria, defende uma relação direta entre capital humano e distribuição de rendimentos, ou seja, o investimento em capital humano é apontado como um elemento chave na distribuição pessoal de renda. Essa discussão ganhou força a partir da década de 60 em virtude da preocupação cada vez maior com as questões ligadas ao crescimento econômico e uma melhor distribuição de renda.

Na linha crítica das relações entre trabalho e rendimento, as abordagens teóricas que defendem a existência de segmentação ou dualidade no mercado de trabalho são bastante variadas e abrangem uma gama de variáveis. Lima (1980) caracteriza o mercado de trabalho segmentado, no qual a demanda por trabalho por parte das empresas, da estrutura econômica e produtiva, conformaria o mercado de trabalho em primário e secundário. O primeiro comportaria os empregos estáveis, com alta produtividade e desenvolvimento tecnológico, possibilidade de promoção na empresa, sendo também chamado de “*on- the-job training*” devido ao típico treinamento oferecido no próprio trabalho; em conjunto estes fatores requerem profissionais hábeis, retribuídos conseqüentemente com altos salários.

Nessa abordagem sobre o mercado de trabalho, a segmentação, a mobilidade ocupacional e a massa salarial dependem de outros fatores que não apenas a habilidade cognitiva e educacional dos trabalhadores, como o poder de mercado das empresas, a intensidade tecnológica e ainda, do processo histórico e das características pessoais associadas aos atributos dos postos de trabalho. Ou seja, embora o papel da educação seja inegavelmente importante, não deve ser diretamente o único responsável pela determinação salarial dos trabalhadores.

O rendimento do trabalho e a distribuição de renda são variáveis que ainda dependem de outros fatores, tais como, do cenário conjuntural da economia, que sofre impactos em períodos de recessão ou crescimento e das taxas de absorção de mão de obra nos diferentes segmentos da economia, vinculados aos diferentes tipos de adequações tecnológicas e sua conseqüente repercussão sobre a estrutura ocupacional. Como o rendimento é tido como uma função do cargo, o qual está sujeito à estrutura de empregos, que não está sob o controle dos trabalhadores, antepõe-se às suas qualificações.

A abordagem teórica da segmentação no mercado de trabalho está ligada, portanto, a considerações sobre a organização do processo de produção e seu conteúdo político questiona a eficácia das medidas que incidem somente sobre o lado da oferta de mão de obra, como instrumentos capazes de, isoladamente, alterar a distribuição dos rendimentos, uma vez que, em grande medida, são dependentes do lado da demanda por mão de obra (MULS, 1994).

A teoria da segmentação, relativa ao mercado de trabalho dual é o suporte teórico deste estudo e da hipótese de que os diferenciais de rendimento decorrem não apenas da diferença na qualificação da força de trabalho, mas sim que há outros fatores a serem considerados, em especial as tipicidades relacionadas aos setores econômicos, as quais vão além da produtividade individual. Desse modo, busca-se explicar os diferenciais de rendimento existentes no mercado de trabalho feminino da Região Sul do Brasil, por meio do aporte teórico da segmentação.

Ao analisar as modificações no mercado de trabalho brasileiro sob uma perspectiva de gênero, pode-se mostrar que há uma cristalização dos diferenciais entre homens e mulheres, em especial a desigualdade de rendimento, mesmo quando as mulheres se encontram em posições similares às dos homens. Ainda que na primeira metade da década de 2000 os diferenciais de rendimentos se reduziram no Brasil, há muito a ser melhorado. A desigualdade de rendimento do trabalho contribuiu com metade da queda da desigualdade da renda familiar e está diretamente relacionada à redução dos diferenciais em educação (IPEA, 2006).

No âmbito dos estudos que priorizam a ótica da dualidade no mercado de trabalho, uma gama de variáveis e fatores específicos podem ser considerados como fonte de explicação para os diferenciais de rendimento. Tipicidades setoriais podem ser apontadas como fatores importantes na determinação das diferenças observadas no mercado de trabalho. Estudo realizado por Pinheiro e Ramos (1994) estimou diferenciais de salários intersetoriais, controlando as diferenças nos atributos produtivos dos trabalhadores e as características do posto de trabalho.

Arbache e Negri (2002) estimaram equações salariais e seus determinantes, por meio de controle dos atributos dos trabalhadores e também das características das empresas, como o tamanho das plantas, nacionalidade do capital e acesso ao mercado internacional, para mensurar os diferenciais de salários intersetoriais no Brasil. Em conjunto tais fatores permitiram explicar uma parcela do hiato salarial, ou seja, os prêmios são parcialmente explicados por maiores níveis de produtividade causados por efeitos externos, porém, os autores sugerem que a parcela significativa que permaneceu sem explicação, advinda de fatores não observáveis, esteja relacionada a outros fatores, como particularidades dos setores.

Kon (2009) investiga as disparidades regionais do mercado de trabalho brasileiro segundo o gênero, através de indicadores de diferenças regionais quanto à ocupação, desemprego, anos de estudo e rendimentos médios para o período entre 1999 e 2006. Os resultados obtidos para a taxa de atividade regional foram similares nas macrorregiões do país, com destaque para a Região Sul que apresentou a maior divergência positiva entre os homens, logo o menor desvio negativo de participação entre as mulheres.

A decomposição do diferencial salarial por gênero e raça é pesquisada por Carvalho, Neri e Silva (2006), que estimaram equações de rendimento, com correção de viés de seleção de Heckman para então quantificar a diferença de salários por meio da Decomposição de Oaxaca. Obtiveram a estimativa de que 30% do diferencial percebido entre os salários de homens e mulheres de cor branca se deve à discriminação no mercado de trabalho e entre as mulheres de cor preta ou parda, esse percentual é de 97%. O conceito de segmentação por gênero, aqui pertinente à concentração de trabalhadores em determinados setores ou ocupações, não deve ser confundido com a conotação de discriminação, embora se saiba e admita que parte dos efeitos desta segmentação decorre da discriminação em relação às funções cabíveis a cada gênero, determinada por valores sociais.

A despeito das diversas metodologias utilizadas, sabe-se que, além dos diferenciais de rendimento decorrentes de gênero/cor, da categoria de emprego e posição ocupacional, a literatura evidencia que especificidades setoriais e espaciais também podem contribuir e interferir significativamente na determinação dos hiatos salariais. Tem sido observado em alguns setores que o fenômeno de segmentação por gênero tem raízes profundas na divisão sexual de trabalho, desde as sociedades mais antigas e a persistir nas modernas. Esta segregação ocorre entre firma, internamente às mesmas, e ainda entre setores e ocupações. À medida que a mulher tem aumentado sua participação na força de trabalho, esta ampliação tem se verificado tanto em ocupações tradicionalmente femininas, como também nas masculinas, seja em ocupações da produção direta de bens e serviços, nas administrativas ou atividades gerenciais (KON, 2002).

No âmbito do trabalho feminino no Sul, são evidenciados maiores diferenciais de rendimento das mulheres ocupadas no setor de serviços, além disso, verifica-se a maior taxa de participação das mulheres neste setor, o que é ressaltado pelo fato de que na Região Sul do Brasil 55% da participação feminina no Estado do Paraná ocorre no setor de serviços, em Santa Catarina esse percentual foi de 47,5% em 2009 e no Rio Grande do Sul 49,5% (IBGE, 2009). Portanto, uma parcela expressiva da força de trabalho feminina está inserida no setor de serviços da Região Sul, setor este que concentra os maiores rendimentos.

A partir do pressuposto de que as diferenças salariais existem e são elevadas, pretende-se averiguar a parcela cabível à discriminação salarial entre as mulheres nos diferentes setores de atividade econômica. A literatura brasileira tem registrado a preocupação de vários autores quanto à verificação da existência de desigualdades de rendimentos do trabalho e as especificidades acerca de diferenciais de rendimento por gênero podem ser encontradas em Cacciamali e Batista (2009), Carvalho, Neri e Silva (2006), Araujo e Ribeiro (2002), Kon (2002); diferenciais entre os mercados formais e informais de trabalho estão registradas em Silva e Kassouf (2000); Menezes-Filho, Mendes e Almeida (2004); e ainda desigualdades decorrentes das regulamentações dos mercados de trabalho são tratadas em Fernandes (1996).

PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

A base de dados utilizada é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), relativa aos anos de 2002 e 2009. O diferencial de rendimento entre as mulheres é analisado a partir de uma amostra construída com os microdados da PNAD para a Região Sul do Brasil. A amostra utilizada consiste em indivíduos economicamente ativos do gênero feminino, com rendimentos positivos, na zona urbana, cuja faixa etária está entre 16 anos e 60 anos; os indígenas foram excluídos da amostra, devido a pouca representatividade populacional.

Considera-se como trabalho formal aquele realizado por trabalhadores com carteira de trabalho assinada, inclusive os trabalhadores domésticos; militares e funcionários públicos estatutários; empregadores e trabalhadores por conta própria que contribuíam para a previdência social. Como trabalhador informal, considera-se os empregados e trabalhadores domésticos sem carteira assinada e os autônomos que não contribuíam para a previdência social. Excluiu-se da amostra o trabalhador não remunerado, trabalhadores ocupados na produção para o próprio consumo e na construção para o próprio uso.

Os grupamentos de atividades são classificados em quatro setores de atividade econômica, focando, portanto, o mercado de trabalho feminino privado na Região Sul do Brasil. Considera-se a ocupação feminina no setor industrial, comércio, serviços e serviços domésticos, excluídas as atividades mal definidas, e também, devido à dinâmica própria que rege a administração pública e o setor agrícola da economia brasileira, as pessoas ocupadas nestes setores foram também excluídas da amostra (SOARES e GONZAGA, 1999).

Quanto à cor, há variáveis binárias para indivíduos brancos e não brancos (que inclui amarelos, negros e pardos). As faixas de escolaridade definem os indivíduos como os que possuem menos de 4 anos de estudo, de 5 a 8 anos de estudo, com 9 a 11 anos de estudo, e por fim, os indivíduos que possuem 12 anos ou mais de estudo.

A abordagem econométrica utilizada neste estudo para estimar as equações de seleção seguem a metodologia do Modelo de Seleção Amostral de Heckman (1979), pois produz estimadores eficientes após corrigir o viés de seletividade amostral nas equações salariais. São estimadas as equações de seleção para os quatro setores em análise, por meio de um modelo probabilístico em que a variável dependente da equação assume valor 0 se a mulher não trabalhou no período de referência e valor 1 se trabalhou.

O procedimento de correção da seletividade amostral de Heckman (1979) assume que L^* seja a variável representante da participação da força de trabalho feminina. Desse modo tem-se:

$$L_i^* = \beta Z_i + u_i \quad (1)$$

Em que Z_i é o vetor das variáveis que determinam a participação no mercado de trabalho. Sabe-se que a variável L^* não é observável, porém L pode ser estimado, de forma que $L_i = 1$ se $L_i^* > 0$ e $L_i = 0$ se $L_i^* \leq 0$. Definidas as participações das mulheres no mercado de trabalho, pode-se estimar os salários auferidos, os quais serão dados por:

$$W_i = \delta X_i + v_i \quad (2)$$

Em que X_i é o vetor das variáveis determinantes do salário. É possível observar W apenas quando L^* é maior que zero. Assume-se, ainda que u_i e v_i possuem uma distribuição bivariada normal, cuja média é zero, desvios padrão σ_u e σ_v e correlação ρ , de forma que:

$$\begin{aligned} E(W_i | W_i \text{ observado}) &= E(W_i | L_i^* > 0) = E(W_i | u_i > -\beta Z_i) \\ &= \delta X_i + E(v_i | u_i > -\beta Z_i) \\ &= \delta X_i + \rho \sigma_v \lambda_i(\alpha_u) \end{aligned}$$

Ao rearranjá-la tem-se a variável de correção do viés de seleção amostral, denominada por Heckman como função inversa de Mills, dada pela equação (3):

$$\lambda_i(\alpha_u) = \frac{\phi\left(\frac{\beta Z_i}{\sigma_u}\right)}{\Phi\left(\frac{\beta Z_i}{\sigma_u}\right)} \quad (3)$$

Em que ϕ representa a função de densidade de probabilidade e Φ a função distribuição cumulativa para uma distribuição normal.

Heckman (1979) afirma que, ao adicionar o inverso da razão de Mills na equação de rendimentos, são obtidos estimadores consistentes e sem viés de seletividade amostral, isto é: $W_i | L^* > 0 = \delta X_i + \delta_\lambda \lambda(\alpha_u) + \varepsilon_i$. Desse modo, ao se considerar explicitamente a decisão de o indivíduo participar da amostra através da equação de seleção e incluir a razão inversa de Mills (λ) na equação de rendimentos, as estimativas dos parâmetros obtidos são consistentes. Sua hipótese é confirmada por Kassouf (1994), que compara os parâmetros das equações de rendimento estimadas pelo método tradicional (mínimos quadrados ordinários) e pelo procedimento de Heckman e obtém evidência de que os estimadores de Heckman são eficientes e não-viesados.

As equações de rendimento, a serem estimadas para as mulheres ocupadas nos setores de serviços, comércio, indústria e de serviços domésticos, têm como variável dependente o logaritmo da razão entre o salário e a jornada de trabalho (salário/hora) e serão utilizadas para mensurar os diferenciais de salários nos setores de atividade. Apresenta-se na forma matricial, conforme a equação 4:

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

Trata-se de um modelo *semilog*, em que W representa o salário mensal médio recebido pela mulher por hora de trabalho, logo, o $\ln W$ corresponde ao logaritmo natural da razão entre o salário e a jornada de trabalho nos respectivos setores, β são os coeficientes a serem estimados e X corresponde às variáveis explicativas do modelo e o v representa o termo de erro estocástico.

Após a devida estimação das equações de rendimento, são mensurados os diferenciais de rendimentos femininos entre os setores de atividade econômica, com a aplicação da decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) adaptada por Jann (2008). O modelo supõe que se não houver discriminação, os efeitos das características específicas dos indivíduos sobre os salários serão idênticos para cada grupo considerado, de forma que a diferenciação é notada através de diferenças nos coeficientes estimados das equações de rendimento mincerianas previamente descritas, tal como a equação 4. A partir das equações de rendimento são obtidos os valores médios do logaritmo da razão entre o salário e a jornada de trabalho (salário/hora) de cada setor, comparativamente ao valor médio do logaritmo salarial no setor de serviços, tido como em vantagem, como apresentado na equação 5.

$$\overline{\ln W} = X' \beta + v \quad (5)$$

Portanto, a partir das equações de rendimento obtidas, calcula-se os valores médios para o logaritmo do salário/hora na indústria, comércio e serviços domésticos, em relação àqueles observados no setor de serviços, tido como grupo base. A diferença do \ln do rendimento médio das mulheres nos diferentes setores de atividade econômica, em relação àquelas ocupadas no setor de serviços pode ser expressa como a diferença da estimação no ponto médio das variáveis explicativas de cada grupo, conforme apresentado na equação 6, em que $E(\beta_i) = \beta_i$ e $E(v_i) = 0$, por hipótese, cujo índice i representa o grupo de trabalhadoras em cada setor,

$$D = E(\ln W_i) - E(\ln W_j) = E(X_i' \beta_i + v) - E(X_j' \beta_j + v) = E(X_i)' \beta_i - E(X_j)' \beta_j \quad (6)$$

Conforme proposto por Jann (2008), a equação 6 pode ser rearranjada de forma a identificar separadamente a contribuição da diferença na média dos regressores e a diferença dos coeficientes β_i , da seguinte forma:

$$D = [E(X_i) - E(X_j)]' \beta_j + E(X_i)' (\beta_i - \beta_j) + [E(X_i) - E(X_j)]' (\beta_i - \beta_j) \quad (7)$$

A equação 7 é denominada por Jann (2008) como “*three-fold decomposition*”, pois divide o diferencial total dos rendimentos em três componentes, em que β_j representa os coeficientes relativos ao setor privilegiado, de serviços, enquanto os demais subscritos i representarão respectivamente os setores de serviços domésticos, indústria e comércio. Pode-se apresentar a equação 7 de forma sintetizada como $D = E + C + I$, correspondente às equações 8, 9 e 10, que apresentam separadamente os três efeitos da decomposição.

O primeiro efeito é dado por E , e corresponde ao efeito explicado, também chamado de *endowment effect*, obtido com a diferenciação das médias das características do posto de trabalho e dos atributos pessoais produtivos e não produtivos das trabalhadoras inseridas no setor que está sendo comparado ao setor em vantagem, é representado pelo primeiro termo à direita da equação de decomposição, ou seja:

$$E = [E(X_i) - E(X_j)]' \beta_j \quad (8)$$

O segundo efeito é o não explicado pelas características dos postos de trabalho e dos atributos pessoais e também capta os potenciais efeitos das variáveis não observadas nas equações de rendimento, isto porque, mede a contribuição das assimetrias nos coeficientes sob o rendimento, inclusive as diferenças nos interceptos, também chamado de *coefficient effect*. Este efeito é representado pelo termo C da decomposição, dado por:

$$C = E(X_i)' (\beta_i - \beta_j) \quad (9)$$

Por fim, o terceiro componente mede a interação entre os efeitos explicados e não explicados, ou seja, é um termo que contabiliza a interação dada pelo fato de que as diferenças de atributos e dos coeficientes podem simultaneamente coexistir entre os dois grupos, também chamado de *interaction effect*. Este efeito é dado pelo termo I da decomposição dos rendimentos, isto é:

$$I = [E(X_i) - E(X_j)]' (\beta_i - \beta_j) \quad (10)$$

A decomposição apresentada é uma metodologia amplamente difundida em estudos da economia do trabalho e foi utilizada por Campante, Crespo e Leite (2004), Cacciamali e Batista (2009), Carvalho, Neri e Silva (2006), Machado, Oliveira e Antigo (2008), Cacciamali, Tatei e Rosalino (2009) e Becker (2008).

RESULTADOS E DISCUSSÕES

Ao analisar os resultados das equações de seleção observadas no mercado de trabalho feminino na região sul do Brasil para o ano de 2002, observa-se que os sinais obtidos foram coerentes com o esperado (ver tabela 2). A variável idade foi estatisticamente significativa e apresentou os sinais esperados em todos os setores

considerados, assim como a idade ao quadrado ($idade^2$) que capta a queda de produtividade do trabalho devido o aumento de idade.

O coeficiente que representa a variável cor da pele teve sinais negativos, o que significa que a amostra feminina não branca tem uma desvantagem em relação às mulheres brancas para ingressarem no setor em que os maiores rendimentos são obtidos, como o setor de serviços e ainda na indústria e no comércio. Situação contrária foi observada no setor de serviços domésticos, em que o sinal do coeficiente da variável cor não branca foi positivo, um indicativo de que há maior possibilidade de inserção de mulheres não brancas neste setor.

Tabela 1 - Equações de seleção por setor de atividade na Região Sul – 2002

Variáveis	Serviços	Indústria	Comércio	Serv. Domésticos
Idade	0,0620*** (0,0111)	0,0553*** (0,0101)	0,0567*** (0,00996)	0,0547*** (0,00987)
Idade ²	-0,000550*** (0,000153)	-0,000488*** (0,000140)	-0,000518*** (0,000138)	-0,000485*** (0,000136)
Não branca	-0,165*** (0,0545)	-0,134*** (0,0505)	-0,204*** (0,0483)	0,422** (0,0447)
De 5 a 8 anos estudo	0,101 (0,0665)	0,0712 (0,0550)	0,0383 (0,0579)	-0,0859** (0,0510)
De 9 a 11 anos estudo	0,360*** (0,0640)	0,195*** (0,0552)	0,251*** (0,0568)	-0,0140 (0,0518)
12 (ou mais) anos estudo	0,775*** (0,0720)	0,563*** (0,0655)	0,575*** (0,0668)	-0,384 (0,0634)
Cônjuge	-0,327** (0,0383)	-0,373*** (0,0397)	0,0466* (0,0394)	-0,895** (0,0395)
Chefe família	0,151*** (0,0450)	0,386*** (0,0454)	0,718*** (0,0480)	0,112*** (0,0450)
Filhos	-0,0128* (0,0354)	-0,00329* (0,0368)	-0,0549** (0,0376)	0,000189 (0,0356)
Constante	-1,379*** (0,191)	-0,894*** (0,170)	-0,960*** (0,169)	-0,717*** (0,168)
Amostra	3.344	2.354	2.199	2.391

Fonte: Resultados da Pesquisa

Obs: Nível de significância *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$ e * $p < 0,1$

As variáveis que se referem à escolaridade são importantes na alocação produtiva. As faixas de 9 a 11 anos de estudo e acima de 12 anos de estudos são estatisticamente significativas no setor de serviços, comércio e indústria e têm sinais positivos, o que sinaliza uma importante relação entre maior escolaridade e seleção para o mercado de trabalho nestes setores. Este pode ser um indicativo que corrobora o fato de que a escolaridade é uma variável clássica na determinação da participação no mercado de trabalho e dos rendimentos auferidos.

O fato de a mulher ser cônjuge apresentou uma relação negativa com a probabilidade de estar ocupada, com exceção do setor de comércio, o mesmo ocorreu com a variável indicativa da presença de filhos, com exceção do setor de serviços domésticos. Os coeficientes relativos à condição de chefe da unidade familiar apresentaram uma relação positiva e estatisticamente significativa quanto à

seleção para mercado de trabalho, em todos os setores considerados, da Região Sul do Brasil.

Na Tabela 2 tem se os resultados para as equações de seleção, relativas à amostra do ano de 2009, os quais destacam a importância da variável idade, cor e escolaridade. Os coeficientes das binárias indicativas das faixas de escolaridade indicaram uma sinalização positiva quanto à ocupação em todos os setores de atividade, exceto no de serviços domésticos. Evidencia-se que maior grau de instrução oferece mais chances de a mulher estar inserida no mercado de trabalho nos setores observados, exceto no de serviços domésticos.

Tabela 2 - Equações de seleção por setor de atividade da Região Sul – 2009

Variáveis	Serviços	Indústria	Comércio	Serv. Domésticos
Idade	0,0497*** (0,0115)	0,0427*** (0,00995)	0,0261*** (0,00982)	0,0411*** (0,00986)
Idade ²	-0,000459*** (0,000160)	-0,000378*** (0,000136)	-0,000153 (0,000136)	-0,000345** (0,000134)
Não branca	-0,131*** (0,0479)	-0,143*** (0,0422)	-0,102** (0,0420)	-0,0664* (0,0399)
De 5 a 8 anos estudo	0,133 (0,0814)	0,0467 (0,0664)	0,0475 (0,0685)	-0,00428 (0,0577)
De 9 a 11 anos estudo	0,332*** (0,0772)	0,148** (0,0636)	0,210*** (0,0658)	0,0534 (0,0564)
Mais de 12 anos est.	0,736*** (0,0817)	0,580*** (0,0693)	0,542*** (0,0717)	-0,458*** (0,0626)
Cônjuge	-0,00389 (0,0400)	0,0103 (0,0392)	0,0284 (0,0390)	0,00544 (0,0385)
Chefe família	0,641*** (0,0396)	-0,00217 (0,0411)	0,217** (0,0405)	0,0114 (0,0413)
Filhos	-0,00516 (0,0338)	0,00486 (0,0346)	-0,000283 (0,0351)	-0,0200 (0,0344)
Constante	-1,104*** (0,200)	-0,680*** (0,175)	-0,448*** (0,169)	-0,581*** (0,172)
Amostra	4.166	2.452	2.430	2.240

Fonte: Resultados da Pesquisa

Obs: Nível de significância ***p < 0,01, **p < 0,05 e *p < 0,1

Esta constatação coincide com o estudo de Soares e Isaki (2002) ao afirmar que a menor escolaridade dificulta e/ou reduz a inserção feminina no mercado de trabalho. No caso do setor de serviços domésticos, maior escolaridade diminuía a probabilidade de a mulher trabalhar nesse setor, fato indicado pelo sinal negativo dos coeficientes relativos às faixas de maior escolaridade para esse setor.

Ao considerar o grupo de mulheres não brancas, há um indicativo de que esse fator interferiu negativamente na probabilidade de estar inserida no mercado de trabalho em todos os setores de atividade econômica.

Quanto às equações de rendimento, na Tabela 3 são apresentados os coeficientes e respectivos desvios padrão das equações de rendimento obtidas para

as mulheres ocupadas nos quatro setores de atividade econômica na Região Sul do Brasil para o ano de 2002.

Tabela 3 - Equações de rendimento por setor de atividade da Região Sul - 2002

Variáveis	Serviços	Indústria	Comércio	Serv. Domésticos
Idade	0,148*** (0,0297)	0,105*** (0,0229)	0,116*** (0,0250)	0,144*** (0,0229)
Idade ²	-0,00124*** (0,000404)	-0,000686** (0,000312)	-0,00104*** (0,000345)	-0,00133*** (0,000312)
Experiência	0,0425*** (0,0109)	0,00595*** (0,00903)	0,0165*** (0,00992)	-0,000820** (0,00911)
Experiência ²	-0,00305*** (0,000237)	-0,000415** (0,000197)	-0,00364*** (0,000230)	-0,000147** (0,000202)
Não branca	-0,356*** (0,123)	-0,430*** (0,0908)	-0,389*** (0,0979)	-0,210*** (0,0792)
De 5 a 8 anos estudo	0,229 (0,149)	0,152 (0,0988)	0,235** (0,114)	0,0115*** (0,0872)
De 9 a 11 anos estudo	1,097*** (0,144)	0,658*** (0,0993)	0,947*** (0,112)	-0,473*** (0,0914)
12 (ou mais) anos estudo	2,408*** (0,153)	1,832*** (0,110)	2,067*** (0,123)	-1,795 (0,105)
Formal	0,485*** (0,0609)	0,459*** (0,0483)	0,447*** (0,0508)	0,371*** (0,0455)
Lambda	0,890*** (0,0139)	0,769*** (0,0111)	0,826*** (0,0112)	0,761*** (0,0110)
Constante	-4,253*** (0,486)	-2,777*** (0,363)	-3,232*** (0,394)	-3,268*** (0,363)
Amostra	3.344	2.354	2.199	2.391

Fonte: Resultados da pesquisa.

Obs: Nível de significância ***p < 0,01, **p < 0,05 e *p < 0,1

Os sinais dos coeficientes obtidos estão de acordo com o esperado e a variável idade², que capta a queda de produtividade decorrente do aumento de idade, se mostrou uma variável estatisticamente significativa em todos os setores. A ocorrência da forma quadrática dessa variável na equação de rendimento para o ano de 2002, com sinal negativo, é resultante da taxa decrescente relacionada ao aumento de idade e queda da produtividade, impactando nos rendimentos auferidos.

A variável cor da pele além de influenciar de forma a reduzir a probabilidade de a mulher estar inserida no mercado de trabalho contribui para que, uma vez alocada, esteja propensa a receber menores rendimentos em relação às mulheres brancas, fato que é evidenciado pelos sinais negativos dos coeficientes e a significância estatística dos mesmos, obtidos para os setores de atividade considerados na amostragem da Região Sul.

De acordo com a amplamente discutida teoria do capital humano, as variáveis ligadas à escolaridade tem impacto positivo sobre o rendimento do trabalho auferido pelas mulheres em todos os setores de atividade considerados para a Região Sul, no ano de 2002. O setor de serviços domésticos tem a característica de predomínio feminino e baixo rendimento, o que está relacionado com a escolaridade das pessoas ocupadas no mesmo, além do fator cultural que faz com que seja considerado de baixa qualidade e, conseqüentemente, é menor remunerado que nos demais setores de atividade econômica. Isso fica evidente ao analisar os coeficientes relativos às faixas de escolaridade.

Quanto à experiência, ambos os termos linear e quadrático, apresentaram os sinais esperados, em que, conforme abordado pela teoria do capital humano, a experiência influencia positivamente nos rendimentos auferidos, porém a taxas decrescentes, representado pelo sinal negativo do coeficiente da experiência ao quadrado; o termo quadrático foi negativo também para todos os setores e estatisticamente significativo no ano de 2002, indicando que seus salários tendem a aumentar conforme a experiência, porém a taxas cada vez menores.

A categoria de emprego formal tendeu a impactar positivamente no rendimento do trabalho feminino em todos os setores observados, pois os coeficientes positivos obtidos indicam que a formalidade e regulação nos contratos de trabalho, tendem a influenciar positivamente nos salários auferidos. A variável *lambda*, utilizada para corrigir o viés de seletividade, mostrou-se estatisticamente significativa em todos os setores, o que indica a necessidade de sua inclusão no modelo como forma de corrigir o viés de seletividade dos salários.

A seguir, na Tabela 4 são apresentados os resultados das equações de rendimento para os respectivos setores de atividade econômica, no ano de 2009, em que os coeficientes ligados ao decréscimo de produtividade decorrente do aumento nas faixas de idade foram significativos e seus sinais indicam o declínio salarial decorrente da redução na produtividade devido à idade. Quanto à experiência, ambos os termos linear e quadrático apresentaram os sinais esperados, segundo a teoria do capital humano, em que a experiência possui influência positiva sobre os rendimentos do trabalho, porém a taxas decrescentes.

É notável a relevância da variável ligada à educação, principalmente daquelas que indicam maior faixa de escolaridade, como parcela determinante do salário feminino. Esta constatação corrobora os resultados obtidos por Coelho, Veszteg e Soares, Oliveira (2004) e Chaves (2002), quanto à relevância da escolaridade na determinação do rendimento.

A categoria de emprego formalizado também continuou a interferir significativamente no nível médio de rendimento auferido do trabalho em todos os setores, o que confirma os resultados obtidos por Barros, Varandas e Pontes (1988) e Menezes-filho, Mendes e Almeida (2004) no que tange a influência da categoria de emprego na determinação do rendimento.

Tabela 4 - Equações de rendimento por setor de atividade da Região Sul - 2009

Variáveis	Serviços	Indústria	Comércio	Serv. Domésticos
Idade	0,172*** (0,0401)	0,116*** (0,0314)	0,127*** (0,0312)	0,137*** (0,0292)
Idade ²	-0,00154*** (0,000549)	-0,000970** (0,000422)	-0,00103** (0,000429)	-0,00121*** (0,000396)
Experiência	0,130** (0,0153)	0,0179** (0,0130)	0,184** (0,0124)	0,00430 (0,0112)
Experiência ²	-0,000369 (0,000357)	-0,000259 (0,000288)	-0,00804 (0,000288)	-0,000133 (0,000258)
Não branca	-0,448*** (0,138)	-0,392*** (0,101)	-0,417*** (0,104)	-0,150*** (0,00919)
De 5 a 8 anos estudo	0,537** (0,237)	0,304** (0,150)	0,296* (0,174)	0,140 (0,126)
De 9 a 11 anos estudo	1,280*** (0,223)	0,830*** (0,144)	0,807*** (0,165)	-0,545*** (0,126)
12 (ou mais) anos estudo	2,794*** (0,227)	2,212*** (0,151)	2,008*** (0,172)	-2,023*** (0,134)
Formal	0,322*** (0,0750)	0,397*** (0,0626)	0,341*** (0,0637)	0,408*** (0,0606)
Lambda	1,167*** (0,0125)	1,055*** (0,00999)	1,088*** (0,00992)	1,027*** (0,0102)
Constante	-3,960*** (0,657)	-2,384*** (0,501)	-2,345*** (0,501)	-2,583*** (0,473)
Amostra	4.166	2.452	2.430	2.240

Fonte: Resultados da pesquisa

Obs: Nível de significância ***p < 0,01, **p < 0,05 e *p < 0,1

Na Tabela 5 são apresentadas as estimativas obtidas para o diferencial de rendimento entre as mulheres ocupadas no setor de serviços, comparativamente em relação aos setores industrial, comercial e de serviços domésticos, nos anos de 2002 e 2009 a partir do procedimento de Oaxaca-Blinder (1973), conforme Jann (2008).

Os percentuais de explicação dados pelos três efeitos são obtidos dividindo-se cada um de seus respectivos coeficientes pela diferença observada entre o setor considerado e o setor de serviços. Sendo assim, o efeito dotação indica que se as mulheres ocupadas na indústria tivessem as mesmas características daquelas ocupadas no setor de serviços, seu incremento salarial foi (em termos de logaritmo) 0,252, ou seja, explicava 50% (dado por 0,252 dividido por 0,504) do diferencial negativo de rendimento obtido pelas trabalhadoras inseridas no setor industrial da Região Sul no ano de 2002 e assim, respectivamente.

No que tange ao efeito setor, em 2002 foi responsável por explicar 31% no diferencial de rendimentos percebido pelas mulheres inseridas no setor industrial, quando comparado àquelas em vantagem salarial, ocupadas no setor de serviços. Já em 2009, 34% do hiato salarial na indústria se devia às tipicidades do setor industrial. Na análise dos resultados obtidos para o setor de comércio no ano de 2002, o efeito explicado reduziu-se ao longo da série, em 2002 representava 56% da parcela de diferença salarial observada e em 2009 explicou 27% na variação da

média do logaritmo do salário das mulheres inseridas neste setor, de forma que uma parcela significativa do hiato salarial foi gradativamente sendo explicada pelas características do setor de comércio, comparativamente ao setor de serviços e da sua interação.

Tabela 5 - Decomposição das equações de rendimento e efeitos - para 2002 e 2009

Setor industrial – Setor de serviços								
2002				2002				
Setores	Coef.	EP	Est "t"	Efeitos	Coef.	EP	Est "t"	%
Serviços	1,276***	0,0431	29,61	Efeito explicado	0,252***	0,0321	7,85	50
Indústria	0,771***	0,0378	20,4	Efeito setor	0,158**	0,0627	2,52	31
Diferença	0,504***	0,0573	8,8	Interação	0,0951**	0,419	2,27	18
2009				2009				
Setores	Coef.	EP	Est "t"	Efeitos	Coef.	EP	Est "t"	%
Serviços	2,130***	0,054	39,66	Efeito explicado	0,355***	0,042	8,51	60
Indústria	1,542***	0,05	31,15	Efeito setor	0,200**	0,08	2,5	34
Diferença	0,588***	0,073	8,04	Interação	0,033	0,054	6,1	06
Setor de comércio – Setor de serviços								
2002				2002				
Setores	Coef.	EP	Est "t"	Efeitos	Coef.	EP	Est "t"	%
Serviços	1,276***	0,043	29,61	Efeito explicado	0,211***	0,016	21,37	59
Comércio	0,920***	0,05	18,4	Efeito setor	0,107**	0,022	30,22	30
Diferença	0,356***	0,066	5,39	Interação	0,0379**	0,013	2,84	11
2009				2009				
Setores	Coef.	EP	Est "t"	Efeitos	Coef.	EP	Est "t"	%
Serviços	2,130***	0,054	39,66	Efeito explicado	0,129***	0,039	3,29	27
Comércio	1,647***	0,055	29,78	Efeito setor	0,133*	0,081	1,65	28
Diferença	0,483***	0,077	6,26	Interação	0,221***	0,048	4,6	46
Setor de serviços domésticos – Setor de serviços								
2002				2002				
Setores	Coef.	EP	Est "t"	Efeitos	Coef.	EP	Est "t"	%
Serviços	1,276***	0,043	29,61	Efeito explicado	0,0447**	0,193	2,31	5
S. Doméstico	0,476***	0,035	13,56	Efeito setor	0,226***	0,077	2,93	29
Diferença	0,799***	0,056	14,37	Interação	0,528***	0,201	2,63	66
2009				2009				
Setores	Coef.	EP	Est "t"	Efeitos	Coef.	EP	Est "t"	%
Serviços	2,130***	0,054	39,66	Efeito explicado	0,378***	0,1	3,78	43
S. Doméstico	1,247***	0,039	32,22	Efeito setor	0,364***	0,103	3,53	41
Diferença	0,883***	0,066	13,34	Interação	0,14	0,128	1,09	16

Fonte: Resultados da pesquisa

Obs: Nível de significância ***p< 0,01, **p< 0,05 e *p< 0,1

EP = Erro padrão

O efeito setor encontrado para o serviço doméstico apresentou tendência de aumento, pois explicava 29% da diferença salarial em 2002 e em 2009 chegou a 41%. Esse pode ser um indicativo de que as características intrínsecas ao setor são fortes e contribuíram significativamente para explicar a diferença de rendimento marcante existente no setor de serviços domésticos quando comparado ao setor em vantagem, o de serviços.

Em resumo, observou-se que o diferencial salarial observado na indústria foi crescentemente explicado ao longo da série pelos atributos pessoais e da regulação, enquanto o efeito setor manteve-se relativamente estável. Apesar da recuperação na indústria e do conseqüente ganho salarial no setor, ao longo da década de 2000, ressalta-se não apenas a persistência do diferencial entre os rendimentos observados entre os dois setores, como ainda o aumento da vantagem no setor de serviços, visto que o diferencial salarial aumentou em 16% quando comparados os rendimentos obtidos pelas mulheres ocupadas no setor industrial em relação àquelas inseridas no setor de serviços.

Das estimativas obtidas para o diferencial de rendimento entre as mulheres ocupadas no setor de comércio e de serviços domésticos, em relação àquelas inseridas no setor de serviços, observou-se uma redução no poder de explicação dado pelos atributos pessoais e pela regulação no mercado de trabalho no comércio, e simultaneamente uma tendência de redução pouco importante nas características típicas de cada setor como fatores significativos na determinação do hiato salarial. Nos serviços domésticos, tanto os atributos produtivos quanto os não produtivos explicam de forma crescente as diferenças salariais.

Desse modo, as variáveis que representam a teoria do capital humano, a faixa superior de escolaridade e a experiência, foram responsáveis por explicar em média 54% nos diferenciais salariais observados para as mulheres inseridas no setor industrial, 43% no setor de comércio e 24% do total de hiato salarial evidenciado no setor de serviços domésticos, todos quando comparados ao setor de serviços, vantajoso em relação aos demais.

Outra consideração a ser feita é que parcelas significativas dos diferenciais são explicados pelos efeitos setoriais, os quais estão ligados a fatores abordados pela teoria da segmentação do mercado de trabalho. Essas variáveis têm sua influência congregadas no efeito setorial, que foram responsáveis por explicar em média 33% nos diferenciais salariais observados entre as mulheres inseridas no setor industrial, 29% no setor de comércio e 35% do total de hiato salarial evidenciado no setor de serviços domésticos, todos quando comparados ao setor de serviços.

As particularidades setoriais, tais como suas respectivas estruturas produtivas, organizações trabalhistas ou mesmo a cultura de cada setor podem ser elementos que interfiram nos diferenciais salariais observados, principalmente no setor industrial e de serviços domésticos, setores em que o efeito setorial teve maior poder de explicação dos diferenciais de rendimento. São informações que indicam comprovação das hipóteses de presença de segmentação no mercado de trabalho feminino na Região Sul do Brasil.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Diante dos resultados obtidos, a principal constatação foi que não apenas atributos pessoais seriam responsáveis pela desvantagem salarial verificada, mas fatores alheios às características pessoais produtivas ou não das mesmas, como tipicidades intrínsecas aos setores, pode-se atribuir tais diferenciais à presença de segmentação no mercado de trabalho feminino da Região Sul do Brasil.

Assim, corrobora-se a hipótese de que a segmentação ocorre no mercado de trabalho feminino da Região Sul do Brasil, pois ainda que uma parcela da diferença salarial possa ser explicada pelos diferenciais de produtividade ligados à escolaridade e experiência, ligadas à teoria do capital humano, estas não os explicam completa e suficientemente.

As particularidades setoriais, tais como suas respectivas estruturas produtivas, organizações trabalhistas ou mesmo a cultura de cada setor podem ser elementos que interfiram nos diferenciais salariais observados, principalmente no setor industrial e de serviços domésticos, setores em que o efeito setorial teve maior poder de explicação dos diferenciais de rendimento. São informações que indicam comprovação da hipótese de dualidade no mercado de trabalho feminino na Região Sul do Brasil.

Pesquisas voltadas especificamente para cada setor, que considere as especificidades de cada um de forma mais ampla, poderiam contribuir para avançar na compreensão dos motivos que fazem com que as diferenças salariais, não apenas existam, mas persistam ao longo do tempo.

REFERÊNCIAS

ARAUJO, V. F.; RIBEIRO, E. P. Diferenciais de rendimento por gênero no Brasil: uma análise regional. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 33, n. 2, p. 196-217, abr-jun. 2002.

ARBACHE, J. S.; NEGRI, J. A. **Diferenciais de salários interindustriais no Brasil: evidências e implicações**. IPEA: Brasília. 2002.

BARROS, R. P. ; VARANDAS, S. ; PONTES, J. Diferenciais de salário: ilustrações e aplicações. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, Sociedade Brasileira de Econometria, v.8, n. 2, p.31-53, 1988.

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

CACCIAMALI, M. C.; BATISTA, N. N. F. Diferencial de salários entre homens e mulheres segundo a condição de migração. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, Rio de Janeiro, v. 26, n. 1, p. 97-115, jan-jun. 2009.

CACCIAMALLI, M. C.; TATEI, F.; ROSALINO, J. W. Estreitamento dos diferenciais de salários e aumento do grau de discriminação: limitações da mensuração padrão? **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, n. 33, p.195-222, jul-dez. 2009.

CAMPANTE, F. R.; CRESPO, A. R.; LEITE, P. G. P. G. Desigualdade salarial entre raças no mercado de trabalho urbano brasileiro: aspectos regionais. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 58, n. 2, p.185-210, abr/jun. 2004

CARVALHO, A. P.; NERI, M. C.; SILVA, D. B. N. Diferenciais de salários por raça e gênero no Brasil: aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas. **Ensaio Econômico**, Rio de Janeiro, n. 638. 2006.

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, jan-mar.1998.

CHAVES, A. L. L. Determinação dos rendimentos na Região Metropolitana de Porto Alegre: uma verificação empírica da Teoria do Capital Humano. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 23, número especial, p. 399-420, 2002.

COELHO, D.; VESZTEG, R.; SOARES, V. F. **Regressão quantílica com correção para a seletividade amostral**: estimativa dos retornos educacionais e diferenciais raciais na distribuição de salários das mulheres no Brasil. Brasília: **IPEA**. 2010.

FERNANDES, R. Mercado de trabalho não-regulamentado: participação relativa e diferenciais de salários. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 26, n. 3, 1996.

HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, Princeton, v. 47, n.1, mar. 1979.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Pesquisa Nacional de Amostras a Domicílios. Vários Anos. Rio de Janeiro: **IBGE**.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Síntese de indicadores sociais: uma análise das condições de vida da população brasileira. *Estudos & Pesquisas*, Rio de Janeiro: **IBGE**, 2009.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. Sobre a recente queda da desigualdade de renda no Brasil. Brasília: **IPEA**, ago, 2006.

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

KASSOUF, A. L. (1994). The wage rate estimation using the Heckman procedure. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro. v. 14, n.1, p. 89-107. 1994.

KON, A. Qualificação e Trabalho: atributos de gênero e segmentação no Brasil. XIII Encontro Nacional de Estudos Populacionais. 2002. **Anais...** Ouro preto: ABEP. 2002.

KON, A. Brazilian labor market regional patterns: an approach to gender divergences. Brasília, **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 33. jul./dez. 2009.

LIMA, R. Mercado de trabalho: o capital humano e a teoria da segmentação. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v.10, n.1, abr.1980.

MACHADO, A. F.; OLIVEIRA, A. M. H.; ANTIGO, M. Evolução do diferencial de rendimentos entre o setor formal e informal no Brasil: o papel das características não observadas. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 12, n. 2, maio-jun. 2009.

MENEZES FILHO, N. A.; MENDES, M.; ALMEIDA, E. S. O diferencial de salários formal-informal no Brasil: segmentação ou viés de especificação? **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 35, n. 2, p. 235-248, abr-jun. 2004.

MULS, L. M. **A teoria do capital humano, as teorias da segmentação e a literatura institucionalista**: proposições de políticas públicas e implicações sobre a distribuição de renda. Rio de Janeiro: UFF, 1994.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, Princeton, v.14, n.3, p. 693-709, october, 1973.

OLIVEIRA, A. M. H., RIOS-NETO, E. L. G. Tendências da desigualdade salarial para coortes de mulheres brancas e negras no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36, n. 2, p. 205-236, abr-jun. 2006

PINHEIRO, A. C., RAMOS, L. A. Interindustry wage differentials and earning inequality. **Estudios de Economia**, v. 21, n. 1, p. 79-111, 1994.

SCHULTZ, T. W. **O Capital Humano**: Investimentos em Educação e Pesquisa. Rio de Janeiro: Zahar Editores, 1973.

SOARES, R. R.; GONZAGA, G. Determinação de salários no Brasil: Dualidade ou não-linearidade no retorno à educação. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 2, p.377- 404, 1999.

SOARES, S.; IZAKI, R. S. **A participação feminina no mercado de trabalho**. Rio de Janeiro: IPEA, 2002.

SOARES, C.; OLIVEIRA, S. Gênero, estrutura ocupacional e diferenciais de rendimento, XIV Encontro Nacional de Estudos Populacionais, 2004, **Anais...** Caxambu: ABEP. 2004.

Recebido: 10/05 /2014

Aprovado: 20/08/2014