



**Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)**

*Vol. 04, n. 2, pp. 19-36, 2010*

<http://www.revistaaber.org.br>

---

## **O RETORNO À EDUCAÇÃO DE MULHERES NA ÁREA RURAL DO BRASIL**

**Wladimir Machado Teixeira**

Doutor em Economia pela USP.

Professor adjunto da UFMS

E-mail: wladimirteixeira@zipmail.com.br

**RESUMO:** O propósito deste trabalho consiste em estimar o efeito da educação sobre os salários das mulheres do setor rural no Brasil utilizando a PNAD de 2007. Utiliza-se o PIB e População estadual no ano de nascimento do indivíduo como instrumento para a variável educação. O viés de seleção ocorre e o método de Heckman é utilizado como forma de corrigir a verdadeira estimativa de retorno à educação de mulheres no setor rural. O retorno a educação se reduz quando consideramos viés de seleção.

**Palavras-Chave:** Mercado de Trabalho, Heckman, Viés de Seleção, Educação.

**Classificação JEL:** J30; J31; I2.

**ABSTRACT:** The aim of this paper is to estimate the impact of education on women wages of rural areas in Brazil. We use the GNP and Population in the state and year when the individual was born as instruments for his education level. The bias selection occurs and the Heckman Methodology is used by correct the true estimate of the educational returns of the Brazil's rural Women. The results show that the in the individual's year of birth bears a positive relationship with his education, and the returns to education decrease quite substantially when the bias selection is considered.

**Keywords:** Labor Market, Heckman, Bias Selection, Education.

**JEL Code:** J30; J31; I2.

## 1. Introdução

O objetivo deste artigo é estimar as equações de salários das mulheres no setor rural, considerando endogeneidade e viés de seleção. O problema de viés de seleção aparece frequentemente quando estimamos a equação de salários para mulheres, uma vez que parte das mulheres não modifica o status de emprego em função apenas dos salários, mas também em função de características observáveis, e não observáveis.

A educação tem um papel central no mercado de trabalho. Mulheres mais educadas ganham salários maiores, experimentam menos desemprego e trabalham em ocupações de maior prestígio. Na falta de uma evidência experimental, era difícil conhecer se altos rendimentos observados em trabalhadoras eram causados pela elevada educação, ou se é a capacidade individual em obter ganhos que ocasionava maior escolaridade. A literatura internacional através do empirismo, do conhecimento da causalidade, e do processo gerador de dados pressupõe que a educação é que ocasiona maiores salários.

A importância em se estudar o retorno à educação das mulheres segundo raça, ocupação, atividade, e unidade de federação, consiste em observar o retorno à educação das mulheres e dar insights em termos de políticas públicas nas áreas de mercado de trabalho e educação.

Além da introdução e da conclusão, este trabalho será constituído por uma revisão de literatura, metodologia e resultados. Na revisão de literatura serão apontados os principais problemas quando se estima uma equação de salários para mulheres, ou seja, endogeneidade e viés de seleção. A metodologia mostrará os métodos utilizados para estimar uma equação de rendimentos, ou seja, o método de variáveis instrumentais que tenta corrigir o problema de endogeneidade da variável educação, e o método de Heckman que corrige o viés de seleção.

Serão apresentados gráficos de médias condicionais de educação e salários das mulheres ao longo de gerações. Além disso, tabelas mostrarão os resultados e estatísticas descritivas. Na terceira tabela a equação de salários das mulheres no setor rural será estimada considerando endogeneidade e viés de seleção. Nesta parte mostraremos o impacto de 1 ano de estudo sobre os salários das mulheres, e observar que grupos ocupacionais em que as mulheres participem obtêm retorno à educação maior ou menor do que carteira assinada, além disso, observar se que atividades o retorno à educação das mulheres no setor rural é maior ou menor que o setor agrícola.

## 2. Revisão de literatura

Dois problemas discutidos na literatura de retorno à educação podem ser resumidos em endogeneidade e Viés de Seleção. No que se refere ao problema de endogeneidade, No caso das mulheres, a participação no mercado de trabalho parece ser fortemente determinada pelos salários oferecidos pelo mercado. Então, caberia encontrar uma variável fortemente correlacionada com a educação, mas não correlacionada com os salários das mulheres de forma a ter a perfeita medida de retorno à educação.

O segundo problema quando apresentamos estimativas de retorno à educação de mulheres seria o problema de discriminação no mercado de trabalho sendo resultado do fato que a amostra das mulheres trabalhadoras do setor rural não é representativa, ou seja, como a taxa de participação feminina é relativamente baixa, é possível que o grupo que trabalha não seja distribuído de maneira aleatória com respeito a características não observáveis. Há alguma característica não observável que pode estar afetando o engajamento de mulheres do setor rural no mercado de trabalho, tais como um estado pouco populoso e com o PIB estadual baixo pode afetar os salários das mulheres evitarem a entrada delas no mercado de trabalho. Além disso, mulheres que não trabalham poderiam ser mais capazes do que as que trabalham e o salário de mercado da população feminina seria subestimado.

De uma maneira geral, a dificuldade em se estimar o impacto da educação sobre os salários está na sua mensuração e decomposição, o que fora observado por Becker (1964) já na década de 60, sendo que o viés de habilidade teria que ser destacado na teoria do capital humano. Como forma de corrigir o erro de medida da variável educação, boa parte da literatura internacional adota estimadores

de variáveis instrumentais do retorno à educação. A relação entre salários e educação pode não refletir um verdadeiro efeito causal quando consideramos apenas os anos de estudo para representar a variável educação, então uma solução padrão para o problema de inferência causal é o método de variáveis instrumentais: o pesquisador considera a existência de uma co-variável observável que afeta a decisão de escolaridade, mas não é correlacionada com fatores de habilidade.

A educação é primordial para o salário das mulheres, entretanto há outros fatores que afetam o desempenho educacional da mulher rural, tal como o Produto Interno Bruto do Estado em que ela nasceu e a população do estado de nascimento da mulher. Logo, os anos de estudo afetam os salários, mas há outras variáveis que afetam a educação além dos anos de estudo. Por isso, é que a variável “anos de estudo” ao representar a educação das mulheres é endógena, ou seja, depende de outras variáveis, tais como: PIB estadual, e População estadual.

Uma estratégia de estimação correta do efeito de educação sobre os salários que pode ser mencionada seria a de programar um experimento, ao permitir-se obter um grupo de tratamento e um grupo de comparação, permitindo mostrar impactos diferentes de uma determinada política sobre a escolaridade de diferentes subgrupos de mulheres trabalhadoras rurais na população.

Em relação à utilização de controles para captar o efeito de educação sobre os salários pode-se destacar que um dos trabalhos pioneiros foi o de Griliches (1977) considerando que a competição entre empregadores e empregados deve estabelecer preços relativos proporcionais a diferentes produtividades marginais de diferentes tipos de trabalho. Desta forma, a habilidade pode ser incorporada ao modelo através da seguinte equação:

$$Y = \alpha + \beta S + \gamma A + u \quad (1)$$

Então,  $A$  é a medida de habilidade, a qual se tem ignorado em vários processos de estimação. É sabido que pela estimação tem-se:

$$Eb_{ys} = \beta + \gamma b_{AS} = \beta + \gamma Cov(AS) / VarS \quad (2)$$

O coeficiente de  $\ln Y$  sobre  $S$  é viesado para cima (relativo ao  $\beta$ ). Isto é baseado nos seguintes pressupostos: i) Que a habilidade tem um efeito positivo e independente sobre os rendimentos ( $\gamma > 0$ ) e que afeta a quantidade de escolaridade (corretamente medida) acumulada; ii) Que a relação entre excluir habilidade e incluir variáveis de escolaridade é positiva ( $b_{AS} > 0$ ).

Dado a importância da variável habilidade, outro problema passou a ser encontrar uma medida de habilidade e incluí-la na equação. Entre as medidas de habilidade, foram aceitos testes de QI, AFQT (teste de aptidão militar americano), ou testes psicológicos relevantes para mensurar habilidade. Trabalhos recentes se concentram em estimar um percentual de viés de habilidade baseado na estimação de  $\gamma b_{AS} / \beta$ . O grande problema é que não há razão para esperar que o viés de habilidade seja constante entre diferentes amostras.

Sempre que  $\gamma$  é uma constante, a magnitude do viés relativo irá depender de  $\beta$  e  $b_{AS}$ . A estimativa de  $\beta$  irá diferir entre estudos, dependendo, por exemplo, da parametrização da equação. No trabalho de Mincer a estimação de  $\beta$  considera a experiência constante. Além disso, teria que ser considerada a heterogeneidade dos retornos à educação.

Muito tem se debatido sobre a heterogeneidade dos retornos à educação. Card (1999) e Card e Lemieux (2001) observa que boa parte dos trabalhos empíricos nesta área tem utilizado variáveis instrumentais como o tratamento da heterogeneidade não observável para a variável educação, onde se nota que a estimação pontual de variável instrumental tende a exceder mínimos quadrados ordinários. Desde que vários instrumentos afetam a decisão de escolaridade de vários subgrupos e de subpopulações, é possível ter-se retornos à educação diferentes, e não é surpresa que estimativas de

retornos à educação variem entre pesquisadores. Logo, a heterogeneidade é incorporada permitindo-se que o intercepto e a inclinação variem entre indivíduos.

Há inúmeros estudos recentes que tem usado técnicas de IV para estimar o retorno à educação. Um exemplo inovativo é o estudo de Hausman e Taylor (1981), no qual utiliza a média de três time-varying covariáveis (idade e indicadores de incidência de má saúde e desemprego) como instrumento para educação. Hausman e Taylor encontram que o retorno à educação aumentou de 0.07 na especificação de OLS para 0.12-0.13 na especificação de IV. A Metodologia de Hausman e Taylor e seu uso de idade média como um instrumento para escolaridade é equivalente a utilizar uma variável coorte linear.

Os estudos baseados em estimativas de variáveis instrumentais sobre o retorno à educação tipicamente excedem as correspondentes estimativas de OLS em 30% ou mais<sup>1</sup>. Existem hipóteses oferecidas para explicar o problema de viés de sobreestimação. A primeira – sugerida por Bound e Jaeger (1996), – é que as estimativas de IV são sempre viesadas para cima que as correspondentes estimativas de diferenças não observadas entre as características de tratamento e grupo de comparação, implícitas no esquema de IV.

Vislumbrou-se outra possibilidade de resolver o problema de endogeneidade, sugerida em um recente resumo da literatura de retornos à educação por Ashenfelter et al (1999), consistente em que fatores como escolaridade compulsória ou acessibilidade de escola são mais preferíveis para afetar a escolha de escolaridade do indivíduo. Se estes indivíduos têm mais que a média em termos de retorno marginal à educação, logo, estimadores de variáveis instrumentais baseados sobre escolaridade compulsória ou proximidade escolar deverá obter um retorno de educação estimado acima da correspondente estimativa de OLS. Como condição necessária para este fenômeno, é que o retorno marginal à escolaridade é negativamente correlacionado com o nível de escolaridade entre a população.

Um aspecto bastante discutido na literatura sobre retorno à educação e mercado de trabalho refere-se à situação em que o diferencial de salários teria como fonte às características não produtivas tais como sexo e raça, o que seria caracterizado como discriminação no mercado de trabalho. Além disso, diferenças de rendimentos poderiam ser explicadas por diferenças nas características observáveis dos trabalhadores como, por exemplo, educação e experiência. Assim, mesmo em grupos não homogêneos, aspectos não pecuniários seriam importantes para explicar o diferencial de salários<sup>2</sup>. Os estudos mostram que, em média, os salários dos homens são superiores ao das mulheres mesmo após o controle por diversas características observáveis. Uma possível interpretação é que se trata de uma discriminação no mercado de trabalho. Entretanto, existem outras possibilidades, entre elas a necessidade de engajamento no trabalho.

A relação entre educação e salário é apontada como sujeita ao problema de endogeneidade. É possível que certas características usualmente não investigadas estejam correlacionadas tanto ao nível educacional como ao salário, tal como educação dos pais, Quociente de Inteligência, boa capacidade de relacionamento (inteligência emocional), etc. Logo, ao utilizar as informações relacionadas a essas características tornar-se-ia a identificação da relação entre educação e salários mais precisa. Griliches (1977) já apontavam viés de retorno à educação pela correlação entre habilidade e escolaridade que pode ser observado em vários países.

Behrman e Birdsall (1983) tentam uma forma de identificar a relação entre salários e educação, e argumentam que a qualidade da educação adquirida pelo indivíduo pode estar correlacionada tanto ao salário como a quantidade de educação adquirida. Os autores conduzem uma análise empírica para o Brasil usando dados do Censo Demográfico de 1970. De fato, quando os autores incorporam uma proxy de qualidade<sup>3</sup> para a educação na equação de salário, o retorno estimado para a educação cai consideravelmente em comparação com as estimativas de um modelo sem essa proxy.

---

<sup>1</sup> Ver Card *et al.* (2003)

<sup>2</sup> Ver Fernandes (2002), Menezes-Filho (2002), Corseuil *et al.* (2002)

<sup>3</sup> Educação média dos professores do município em que o indivíduo se educou

Além do problema de identificação, Behrman e Birdsall (1983) chamam a atenção para um possível viés das estimativas de retornos à educação que aparece em dados agregados espacialmente. Os autores justificam que os fatores regionais podem estar correlacionados tanto ao desempenho educacional como aos salários, tal como a diferenças no custo de vida entre regiões.

Ramos (1991), Leal e Werlang (1991), e Barros e Ramos (1994) fazem um esforço para identificar os retornos à educação no Brasil. Além de considerar que o efeito da educação pode ser diferenciado de acordo com a etapa do ciclo educacional, também se preocupam em identificar como a evolução no tempo do retorno associado a cada etapa do ciclo educacional. No que se refere ao impacto da variável educação, Ramos (1991) considera o período investigado de 1976 a 1985 e incorpora o setor de atividade e a posição na ocupação por controles. Leal e Werlang (1991) consideram o período entre 1976 a 1989, e além de educação, consideram a experiência como variável explicativa, já em Barros e Ramos (1994) além de experiência como variável explicativa do salário, considera idade e região geográfica.

O fato de a mulher trabalhar no setor rural ou urbano também afeta o retorno à educação, segundo Barros, Ramos e Santos (1995) utilizando os dados das PNADS de 1981 a 1989, referentes à área urbana, estimaram que, nesse período, o diferencial salarial era de mais de 50% desfavorável às mulheres durante o período analisado para todas as regiões consideradas. Assim é que a linha de raciocínio deste estudo vai ao encontro do que preconiza a literatura no que diz respeito à existência de discriminação no mercado de trabalho.

É oportuno mencionar que outros trabalhos também positavam no sentido da existência de discriminação no mercado de trabalho, quais sejam: Kassouf (1998) e suas estimativas referentes ao ano de 1989, as quais denotam que a discriminação é significativa nos segmentos formal e informal, porém ainda maior no setor informal; Hoffman, Ometto e Alves (1999) comparam a discriminação por sexo em dois estados brasileiros, Pernambuco e São Paulo, sendo que os resultados revelam que ser mulher afeta o salário em maiores proporções em Pernambuco do que em São Paulo. Já Hoffmann (2001) mostra que o diferencial entre homens e mulheres é menor na agricultura do que nos demais setores.

Silva (1980) enfatiza o problema da discriminação utilizando dados do Censo de 1960 para o Rio de Janeiro, tendo em vista avaliar a importância da discriminação racial nos diferenciais salariais entre brancos e não brancos. Decompondo os diferenciais de renda entre brancos e não brancos, o autor mostra que, embora a discriminação não se apresente tão importante quanto às diferenças de composição (diferenças nas variáveis explicativas entre as etnias), ele determina cerca de 16% dos diferenciais de renda observados.

Cavalieri e Fernandes (1998) registram que o diferencial de salários entre brancos e não brancos varia de acordo com a idade, a educação, o sexo e a região. Constatou-se que esse diferencial praticamente não varia com a idade nem com a região considerada. No entanto, a discriminação contra os não-brancos aumenta sensivelmente com o nível educacional, e atinge de forma mais acentuada as mulheres do que os homens.

Logo, não se pode esquecer que a região metropolitana exerce algum efeito sobre os salários, mesmo depois de controlar por diferenciais de custo de vida. Azzoni e Servo (2001) fizeram estimativas para os anos de 1992, 1995 e 1997. Nesses três anos, Brasília e São Paulo aparecem como as regiões que oferecem maiores salários, enquanto Recife e Fortaleza aparecem como as regiões que oferecem os menores salários. Savedoff (1991) procura identificar a existência de diferenciais de salários entre regiões metropolitanas no Brasil no período de 1976-1986. Além de confirmar a existência desses diferenciais, o autor também reporta que a magnitude dos diferenciais varia de acordo com o ano e com a categoria ocupacional dos trabalhadores.

### 3. Metodologia

A metodologia do trabalho pode ser dividida em vários aspectos: 1) Estimar uma equação de salários que mostre o retorno à educação de mulheres do setor rural; 2) Utilizar o método de variáveis instrumentais para observar o impacto da educação sobre os salários; 3) Utilizar o modelo de Heckman para corrigir o viés de seleção.

A equação de rendimentos é fundamental para relacionar os rendimentos auferidos por uma mulher com suas características pessoais, as características regionais, e de atividade econômica. O objetivo deste artigo é a estimação da equação de rendimentos para mulheres do setor rural, tentando observar particularidades dos atributos das mulheres que afetam os salários, e atributos do nível de atividade e ocupação.

Na equação de rendimentos a forma funcional mais comum é a baseada em Mincer (1974), no qual considerando dados observacionais, supõe-se que a questão de interesse seja estimar uma relação do logaritmo do salário ( $lw$ ) e uma variável  $x$ , tal como  $lw = f(x)$ . O primeiro ponto a ser admitido a respeito desta relação e que impõe restrições à análise, refere-se a: a relação é a forma funcional log-linear. Cabe ressaltar que a especificação da equação de salários ser log-linear pelo fato de que em muitos casos a distribuição desta variável aproxima-se bem de uma distribuição normal.

Então, de acordo com o modelo de Mincer (1974), o logaritmo do rendimento individual em um dado período de tempo pode ser decomposto dentro de uma função aditiva e linear de um termo da educação ( $S$ ), um termo de experiência ( $X$ ) e um termo de experiência quadrática ( $X^2$ ). Geralmente adota-se a forma funcional em que os ganhos se elevam à medida que os anos passam, entretanto, esses ganhos seriam crescentes a taxas menores ao longo dos anos de vida do indivíduo, então, há a adoção da seguinte equação:

$$\log y = \alpha + \beta S + \beta X + \beta X^2 + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Entretanto, quando estimamos a equação de rendimentos, podemos observar erro de medida em escolaridade, que não é correlacionado com o verdadeiro valor de escolaridade devido a alguma heterogeneidade não observada. Segundo Menezes-Filho (2003) a correlação entre o erro e os regressores pode afetar a interpretação dos coeficientes estimados. Desta feita, ao considerar os diferenciais regionais de salários, supõe-se que os rendimentos de uma trabalhadora dependam de sua região de residência, por fatores relacionados à oferta e demanda regional por trabalho qualificado, tal como:

$$lw_i = f(\text{região}, X_i) + f_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Então, são necessários adicionar controles que captem heterogeneidades não observáveis das trabalhadoras rurais. Além do método de seleção por observáveis, como forma de corrigir o problema de endogeneidade, este trabalho utilizará o método de variáveis instrumentais, e o modelo que corrige o viés de seleção por Heckman.

No método de variáveis instrumentais a ideia é utilizar variações exógenas para aproximar os experimentos aleatórios. Desta forma teríamos a seguinte equação:

$$lw_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Vamos supor que a variável educação ( $x_i$ ) possa ser decomposta em um componente determinístico e um componente aleatório, tal que:

$$lw_i = \beta_0 + \beta_1(x_i^* + v_i) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

O problema de simultaneidade pode ser entendido como uma correlação entre  $v_i$  e  $\varepsilon_i$ , tal como:

$$E[\varepsilon_i / v_i] \neq 0 \quad (7)$$

Então, o problema é que se  $\beta_1$  for estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) pode-se incorporar o efeito de  $\varepsilon_i$  em  $lw_i$ , logo  $E[\varepsilon_i / X_i] \neq 0$ , tornando a regressão espúria. Logo, precisaríamos de instrumentos  $Z_i$  para a variável educação ( $X_i$ ), ou seja, variáveis correlacionadas com  $x_i^*$  e não correlacionadas com  $v_i$ , tal que:

$$E[\varepsilon_i / z_i] = 0 \quad E[X_i / z_i] \neq 0 \quad (8)$$

O grande problema desse método é a procura por instrumentos exógenos que claramente satisfaçam as condições citadas anteriormente. Deste modo, seria necessária uma variável que fosse correlacionada com educação, porém não correlacionada com a capacidade de obtenção de rendimentos do trabalho, tal como PIB estadual, por exemplo. Grande parte da literatura americana trabalha com episódios esporádicos como sorteio para serviço militar ou mudanças nas regras que definem tamanho de classes para identificar seu efeito sobre rendimento escolar<sup>4</sup>. Dadas as considerações, podemos obter o estimador de variáveis instrumentais da seguinte forma:

$$\beta^{vi} = [x'z(z'z)^{-1}z'x]^{-1}[x'z(z'z)^{-1}z'lw] \quad (9)$$

A hipótese básica do modelo de variáveis instrumentais é que a única razão pela qual  $lw$  varia com  $z_i$  é porque  $x_i$  varia com  $z_i$ . Esse estimador é equivalente ao de MQO em dois estágios, que usa os valores previstos de uma regressão de  $x_i$  em  $z_i$  no primeiro estágio como regressor no segundo estágio, em que a variável dependente é  $lw$ .

Um problema do método de variáveis instrumentais é que em amostras finitas as propriedades do estimador não são confiáveis<sup>5</sup>. Nos casos da correlação fraca entre os instrumentos e os regressores endógenos e de grande número de instrumentos, as estimativas de variáveis instrumentais podem se aproximar das de MQO, dando a falsa impressão de exogeneidade dos regressores<sup>6</sup>.

Além de endogeneidade, podemos destacar que a metodologia considera o problema de que a variável dependente é limitada, ou seja, certos valores da variável dependente e do regressor não são observados para parte da amostra. O problema ocorre quando a censura depende de características não observáveis, pois isso faz com que as observações não censuradas componham uma amostra não aleatória da população de interesse. Assim, uma regressão que não considere esse fato faz com que as estimativas dos parâmetros sejam enviesadas e inconsistentes.

Quando as mulheres não reportam salários isso ocorre porque provavelmente o salário de reserva das mulheres é maior do que o salário de mercado. Portanto, atribuir zero a renda destas

<sup>4</sup> Ver Angrist e Pischke (1998)

<sup>5</sup> Ver Staiginger e Stock (1997) e Menezes-Filho (2002)

<sup>6</sup> Ver Maddala e Jeong (1992) e Hahn e Hausman (2003).

mulheres ignora a diferença entre elas. Além disso, as mulheres que reportam horas positivas para um dado salário têm em média preferências por trabalhar, ou seja, retirar da amostra as observações censuradas provoca viés amostral.

O problema de viés de seleção está intimamente relacionado à construção de contrafactuais, no caso de salários das mulheres do setor rural, somente são observados os salários das mulheres que entraram no mercado de trabalho, então poderíamos considerar que há características não observáveis que impactam na entrada da mulher no mercado de trabalho.

Admitindo que o objetivo do artigo seja estimar a relação estrutural entre  $x_i$  e a variável latente (não observável)  $y_i^*$ :

$$y_i^* = \beta x_i + u_i \quad (10)$$

Entretanto, o processo que determina o  $y_i$  observado é:

$$y_i = y_i^*, \quad \text{se } s_i > 0,$$

$$0, \quad \text{se } s_i \leq 0,$$

E o processo que determina a censura é:

$$s_i = \gamma z_i + \varepsilon_i \quad (11)$$

Assim, para resolver o problema temos que estimar  $E[y_i^* / x_i]$  a partir de  $E[y_i / x_i, s_i, z_i]$ . Vamos começar assumindo exogeneidade nas relações estruturais:

$$E[u_i / x_i] = 0 \quad (12)$$

$$E[\varepsilon_i / z_i] = 0 \quad (13)$$

$$E[y_i / z_i, s_i > 0] = E[y_i^* / z_i, s_i > 0] = \beta x_i + E[y_i / z_i, s_i > 0] =$$

$$\beta x_i + E[u_i / z_i, s_i > \gamma z_i] = \beta x_i + \alpha g(\gamma z_i) \quad (14)$$

Sendo que  $g(\cdot)$  é uma função de ligação entre  $\gamma z_i$ , e  $E[y_i / z_i, s_i > 0]$ , e  $\alpha$  é um parâmetro a ser estimado. O formato de  $\alpha g(\gamma z_i)$  depende das hipóteses a respeito do problema. Se for assumido que o processo que determina a seleção é o mesmo que determina o valor observado na ausência de censura, o modelo apropriado é tobit. Neste caso:

$$s_i = \gamma^* z_i, z_i = x_i, \gamma = \beta, u_i \sim N(0, \tau^2) \quad (15)$$

No caso do modelo de seleção, assumimos que:

$$E[u_i, \varepsilon_i] \sim N[0, \Sigma] \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \tau_u^2 & \tau_{u\varepsilon} \\ \tau_{u\varepsilon} & \tau_\varepsilon^2 \end{bmatrix} \quad (16)$$

Sendo assim,

$$E[u_i / z_i, s_i > -\gamma z_i] = \frac{\tau_{u\varepsilon} \phi(\gamma z_i / \tau_\varepsilon)}{\tau_\varepsilon \phi(\gamma z_i / \tau_\varepsilon)} = \rho \tau_u \frac{\phi(\gamma z_i / \tau_\varepsilon)}{\phi(\gamma z_i / \tau_\varepsilon)} = \rho \tau_u \lambda(\gamma z_i / \tau_\varepsilon) \quad (17)$$

Neste caso,  $\alpha = \rho \tau_u$  e  $g(\cdot) = \lambda(\gamma z_i / \tau_\varepsilon)$ . Portanto, o problema de trabalhar com uma amostra censurada é que o fato de não trabalhar pode estar correlacionado com o salário de mercado, havendo um salário de reserva. Portanto, o problema de trabalhar com a amostra não censurada é que, se os dois processos são correlacionados, o termo aleatório não tem média populacional igual à zero, e, dessa forma, o modelo de regressão clássico não poderia ser aplicado. Desta forma, o problema original passa a ser estimar a relação:

$$E[u_i / z_i, s_i > 0] = \beta x_i + \rho \tau_u \lambda(\gamma z_i / \tau_\varepsilon) \quad (18)$$

Heckman (1979) enxergou então a possibilidade de tratar o viés de seleção como viés de variável omitida. Se o regressor for correlacionado com os componentes do segundo termo do lado direito de (16) e se houver correlação entre os componentes não observados dos dois processos, ao ignorar o processo de censura, o pesquisador obterá coeficientes viesados e inconsistentes do parâmetro de interesse. Por outro lado, se  $\rho = 0$  o processo de seleção é aleatório e a censura pode ser ignorada.

O processo de estimação proposto por Heckman (1979) consiste em dois passos. No primeiro passo, estima-se o  $\hat{\gamma}$  através de um modelo probit, que estima a probabilidade de participação. No segundo passo, podemos incluir  $\hat{\lambda}(\hat{\gamma} z_i / \tau_\varepsilon)$ , no modelo original e estimar, somente com os dados censurados, a equação:

$$y_i = \beta x_i + \rho \hat{\lambda}(\hat{\gamma} z_i / \tau_\varepsilon) \quad (19)$$

Esse passo fornece uma estimativa consistente de  $\beta$  e o sinal da correlação entre os dois processos. Além disso, se o coeficiente da razão de Mills for estatisticamente diferente de zero, há evidências de seleção da amostra. Deve ser ressaltado que se  $x_i$  e  $z_i$  forem compostos pelas mesmas variáveis, o modelo só estará identificado pela forma funcional, ou seja, pelo fato que  $\lambda$  é não linear. Para não depender dessa identificação, precisamos ter ao menos uma variável em  $z_i$  que possa ser plausivelmente excluída do processo que determina  $y_i$ . Finalmente, tanto o modelo tobit quanto o

modelo de seleção podem ser estimados pelo método de máxima verossimilhança, que é mais eficiente (porém mais lento) que os estimadores de dois passos.

#### 4. Resultados

Podemos observar pelo gráfico 1 que as mulheres do setor rural nascidas entre os anos de 1983 e 1988 apresentam uma maior escolaridade média chegando a quase 9 anos de estudo. Em contrapartida, podemos observar que as mulheres da geração que nasceu entre 1995 e 1998 apresentam uma escolaridade média igual à da geração nascida entre 1947 e 1952. A queda na escolaridade média observada a partir de 1989 é explicada pelo fato das mulheres do setor rural não terem completado os estudos, nem ao menos do primeiro grau. A geração que nasceu entre 1995 e 1998 ainda está completando os estudos.

O mais curioso é que mulheres entre 13 e 10 anos de idade tenham em média apenas 3 anos de estudo. Este gráfico mostra que as mulheres do setor rural, ainda que no período recente, em média, não estão na série certa dada à idade.

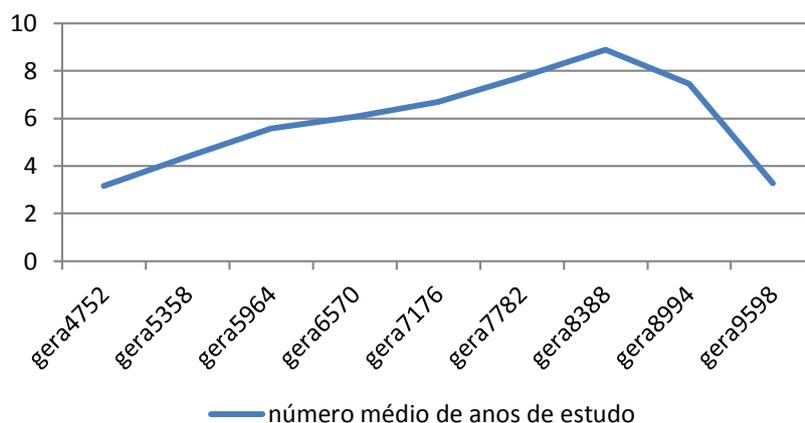
Já as meninas com 13 anos ou mais deveriam ter completado o primário, algo que não é constatado pela análise gráfica. Então, há problemas na política pública educacional já que era de se esperar uma escolaridade média bem superior à apresentada pela última geração representada no gráfico. Provavelmente, em média as mulheres do setor rural nascidas entre 1995 e 1998 completarão o primeiro grau com bem mais do que 20 anos de idade.

As gerações foram divididas de 5 em 5 anos, apenas as mulheres com mais de 25 anos conseguiram completar o primeiro grau, e isso foi constatado apenas com a geração de mulheres nascidas entre 1983 e 1988. O gráfico é interessante ao pressupor que a escolaridade média cresce ao longo de gerações. Isso significa que alguma política de estímulo à permanência na escola deveria ser utilizada, tal como fazer atividades extracurriculares de reforço e a associação do ensino com as atividades ocupacionais da mulher. Há necessidade incentivar o estudo da mulher rural, e reduzir as desigualdades de oportunidades educacionais no setor rural.

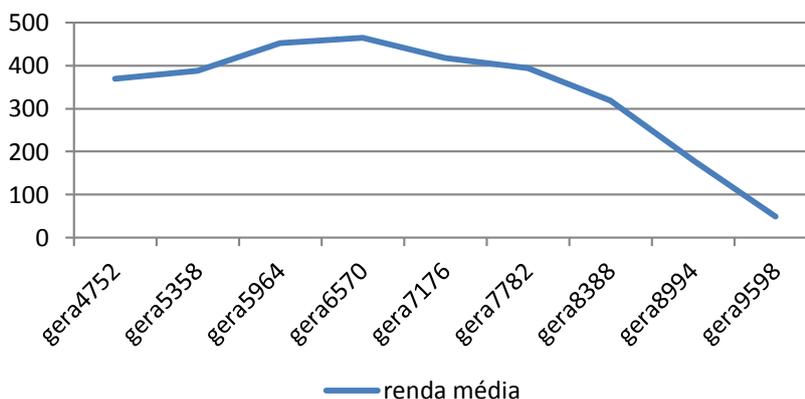
Já o gráfico 2 irá mostrar a evolução da renda das mulheres do setor rural ao longo de gerações: 47-52, 53-58, 59-64, 65-70, 71-76, 77-82, 83-88, 89-94, 95-98. O curioso é que o gráfico descreve que há um ponto ótimo de rendimento ao longo de gerações, ou seja, numa geração o salário atinge o ponto ótimo e após este ótimo há somente o decréscimo do salário médio.

Entre os setores de atividade principal do empreendimento do trabalho principal das mulheres, podemos destacar que a grande maioria trabalha com serviços domésticos 21,86% e no setor agrícola 21,46%. Como era de se esperar, dada a grande informalidade, a contribuição para a previdência social acaba sendo diminuta, ou seja, apenas 38,73% das pessoas contribuem com a previdência.

A contribuição consegue abocanhar um pequeno percentual de indivíduos que não estão com carteira assinada. Isso mostra que o governo deveria sinalizar e dar incentivos para que os indivíduos contribuam com a previdência. Após a descrição dos dados e os resultados de estatística descritiva, faremos estimativas das equações de salários das mulheres do setor rural. A base de dados utilizada será a PNAD de 2007.

**Gráfico 1 - Educação média das mulheres do setor rural ao longo de gerações**

Fonte: Elaboração própria.

**Gráfico 2 - Salário médio das mulheres do setor rural ao longo de gerações**

Fonte: Elaboração própria.

O salário médio das mulheres no setor atinge o ápice quando ela está entre 35 e 38 anos, então mais um motivo para o estímulo à educação de mulheres no setor rural, dado que em média nas gerações com de 83 e 88 os ganhos estariam abaixo do salário mínimo de 2007 que era de R\$ 380.

Então, mulheres com menos de 25 anos poderiam ser estimuladas a estudar de forma a completar os estudos do primeiro grau. A literatura nacional e internacional já mostrou a importância da escolaridade para mulher, sendo que um ano de estudo poderia influenciar de 5% a 12% em termos de rendimento, segundo características observáveis e não observáveis em cada estudo.

Após a utilização de gráficos de médias condicionais dos salários e educação das mulheres segundo gerações, o próximo passo é obter as estatísticas descritivas das mulheres do setor rural. Estes dados descritivos são importantes por mostrar o perfil da mulher no setor rural segundo raça, idade, renda, grupamento ocupacional, grupamento de atividade, e dados adicionais tais como contribuição com a previdência.

A tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das mulheres do setor rural sendo a PNAD de 2007. Aliás, os dados da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliares serão utilizados também para estimarmos os modelos. Então, por isso apresentamos inicialmente as estatísticas descritivas.

Observando os dados da amostra podemos dizer que a idade média das mulheres é 35 anos e a renda média é de 389 reais, a mulher com maior renda no setor ganha R\$ 10.000. A educação média

no setor é pouco acima de 6 anos e a grande maioria é de raça não branca, chegando a quase 60% da amostra.

Referindo-se a posição na ocupação no trabalho principal das mulheres com 10 anos ou mais podemos observar que a grande maioria trabalha por conta própria, constituindo em 28,03% das observações, outro dado interessante e a grande informalidade: apresentando 22,14 % sem carteira, e 17,42% como doméstico sem carteira.

O interessante da pesquisa é o controle por características observáveis e não observáveis das mulheres que trabalham no setor rural. Após a estimação das equações de salários, serão estimados modelos econométricos que considerem endogeneidade e viés de seleção. A tabela 2 mostrará os resultados das equações de salários sem considerar o problema de endogeneidade e viés de seleção. Serão apenas equações que obedecer a formulação de Mincer (1974), e que controlam por raça, grupo ocupacional, Unidade de federação, grupo de atividade das mulheres no setor rural.

A tabela 2 apresenta os resultados das equações de salários das mulheres no setor rural, sem considerar o viés de seleção e endogeneidade. Entretanto, estimamos três modelos da seguinte forma: i) modelo completo com dummies que captam o efeito de cada federação no retorno à educação, grupo ocupacional, e nível de atividade da mulher. ii) No segundo modelo retiramos as dummies de federação. iii) modelo não considera grupo ocupacional e dummies de federação.

**Tabela 1 - Estatísticas Descritivas das Mulheres no Setor rural segundo a PNAD de 2007**

	Observações	Média	Desvio	Min	Max
Educação	4730	6.58	4.26	0	15
Raça Branca	4730	41.59	49.29	0	1
Idade	4730	35	11.52	10	60
Renda	4730	389	492	1	10000
<b>Empregado com Carteira</b>	4730	16.32	39.96	0	1
<b>Funcionário Público</b>	4730	10.24	30.31	0	1
<b>Outro empregado sem Carteira</b>	4730	22.14	41.52	0	1
<b>Doméstico com Carteira</b>	4730	4.44	20.6	0	1
<b>Doméstico sem Carteira</b>	4730	17.42	37.93	0	1
<b>Conta própria</b>	4730	28.03	44.92	0	1
<b>Empregador</b>	4730	1.42	11.82	0	1
Agrícola	4730	21.46	41.06	0	1
Outras Atividades Industriais	4730	0.19	4.36	0	1
Indústria da transformação	4730	13.19	33.84	0	1
Construção	4730	0.23	4.82	0	1
Comércio e Reparação	4730	10.93	31.2	0	1
Alojamento e Alimentação	4730	3.6	18.61	0	1
Transporte, Armazém, Comunicação	4730	0.7	20.6	0	1
Administração Pública	4730	4.44	20.6	0	1
Educação, Saúde, Serviços Sociais	4730	17.79	38.24	0	1
Serviços Domésticos	4730	21.86	41.33	0	1
Outros Serviços Coletivos	4730	3.57	18.56	0	1
Outras Atividades	4730	2.03	14.1	0	1
Atividades Mal definidas	4730	0.002	1.45	0	1
<b>Contribuinte com a Previdência</b>	4730	38.73	48.72	0	1

Fonte: Elaboração própria.

Como dummy de comparação para posição de ocupação utilizamos a variável empregada com carteira de trabalho assinada, já como dummy de comparação para grupamento de atividade no trabalho consideramos o setor agrícola.

No modelo completo (1) o retorno à educação das mulheres no setor rural está acima de 6%, ou seja, um ano de estudo ocasiona em média o aumento de 6% nos salários das mulheres. O efeito de raça é atenuado quando se considerar o modelo completo.

Em relação ao nível de atividade, todas as ocupações tiveram um resultado negativo com relação à carteira assinada, exceto conta própria. Logo, o fato de ter carteira assinada não está necessariamente relacionado aos ganhos de mulheres no setor rural, pois o empreendedorismo das mulheres neste setor tem que ser considerado. Trabalhar por conta própria está em média relacionado a maiores rendimentos salariais das mulheres rurais do que no setor agrícola.

Em relação aos grupamentos de atividade em que a mulher rural trabalha podemos destacar, independente do modelo utilizado, que em média a maioria dos setores apresenta um maior retorno à educação do que o setor agrícola, exceto pelas atividades da indústria da transformação, serviços domésticos, e serviços coletivos.

Então, observando a diferença de salários entre os níveis de atividade, podemos afirmar que apesar das vantagens comparativas do setor agrícola, não há incentivos para o trabalhador migrar do setor terciário e secundário para o setor primário. O diferencial de salários ainda persiste apesar de o setor agrícola apresentar uma maior quantidade de trabalhadores.

O que é interessante notar que o retorno à educação aumenta significativamente quando comparamos os modelos 1, 2, e 3. Desta feita, quanto menos particular e desagregado for o modelo a ser estimado, maior o retorno à educação.

Entretanto, não podemos considerar apenas os anos de estudo como fatores predominantes no retorno à educação, há outros fatores que podem afetar a educação, tais como: participação do PIB estadual no PIB nacional, população estadual, que devem afetar consideravelmente o retorno à educação de mulheres no setor rural. Então, as próximas estimações mostrarão o impacto que o retorno à educação das mulheres do setor rural considerando endogeneidade e viés de seleção.

Na tabela 3 estimamos 4 modelos da seguinte maneira: i) o modelo completo que considera endogeneidade, mas não considera viés de seleção; ii) modelo completo que corrige o viés de seleção via Heckman; iii) modelo sem dummies de federação, mas corrige o viés de seleção; iv) modelo sem dummies de federação e sem grupamento ocupacional, mas corrige o viés de seleção via Heckman.

O primeiro modelo considera a endogeneidade da educação, desta forma a educação é uma variável que depende não apenas dos anos de estudo, mas também da participação do PIB estadual e da população estadual no ano e data de nascimento do indivíduo. No primeiro modelo não obtemos um sinal significativo para a variável educação, desta feita não se pode fazer a análise considerando apenas o problema de endogeneidade.

Nos modelos completo, ou seja, no modelo 2 o retorno à educação é atenuado de maneira significativa, e, além disso, podemos destacar que há viés de seleção, pois o coeficiente da razão de Mills é estatisticamente diferente de zero. Dito isso, há evidências de seleção da amostra. As variáveis: Participação do PIB estadual no PIB nacional, e população estadual foram adicionadas no segundo passo.

Independente do modelo que corrige o viés de seleção, os resultados seguem as estimativas apontadas na tabela 2, ou seja, conta própria apresenta um retorno salarial mais alto que agrícola. Trabalhar no setor agrícola é vantajoso apenas em relação a serviços domésticos e serviços coletivos.

Então, se a trabalhadora rural pudesse escolher entre ter um negócio ou tiver carteira assinada, provavelmente escolheria conta própria. Além disso, se a trabalhadora só escolheria trabalhar no setor agrícola se não tivesse opção no setor industrial e de serviços não domésticos e coletivos.

Segue na próxima página a tabela 3 em que mostra as explicações arroladas anteriormente. Desta forma, pode-se constatar que há viés de seleção, pois a razão de Mills aponta para este viés de seleção no modelo principal, ou seja, no modelo 2.

Logo, quando consideramos os impactos de unidade de federação, grupo ocupacional, e nível de atividade, temos que estimar a equação de salários das mulheres do setor rural via Heckman.

Conforme o que foi discutido, o trabalho vai ao encontro do que discutido na literatura, ou seja, é errôneo estimar uma equação de salários para mulheres sem considerar o viés de seleção. A novidade do trabalho consiste em estudar apenas as mulheres do setor rural e ver os efeitos de grupo de ocupação e grupo de atividade. Além disso, a contribuição principal é as estimativas de retorno à educação para mulheres no setor rural.

**Tabela 2 - Equações de salários das mulheres no setor rural**

	1	2	3
Educa	0.059 (0.003)***	0.071 (0.004)***	0.089 (0.004)***
Raça Branca	0.066 (0.023)***	0.224 (0.023)***	0.284 (0.026)***
Dummies de Unidade de Federação	Sim	Não	Não
Funcionário Público	-0.128 (0.035)***	-0.144 (0.034)***	
Trabalhador sem Carteira	-0.443 (0.027)***	-0.515 (0.027)***	
Domestico com Carteira	-0.71 (0.037)***	-0.813 (0.037)***	
Doméstico sem Carteira	-0.838 (0.036)***	-1.015 (0.037)***	
Conta própria	0.393 (0.117)***	0.347 (0.115)***	
Outras Atividades Industriais	0.411 (0.216)*	0.298 (0.183)***	0.759 (0.220)***
Indústria da Transformação	-0.134 (0.045)***	-0.186 (0.051)***	-0.163 (0.057)***
Construção	0.458 (0.086)***	0.599 (0.093)***	0.999 (0.104)***
Comércio e Reparação	0.133 (0.046)***	0.161 (0.051)***	0.173 (0.054)***
Alojamento e Alimentação	0.176 (0.059)***	0.233 (0.063)***	0.34 (0.068)***
Administração Pública	0.302 (0.046)***	0.183 (0.052)***	0.532 (0.053)***
Educação, Saúde, e Serviços Sociais	0.241 (0.042)***	0.074 (0.042)***	0.405 (0.045)***
Outros Serviços Coletivos, Sociais, e pessoais	-0.075 (0.042)*	0.032 (0.084)	-0.075 (0.086)***
Outras Atividades	0.163 (0.070)***	0.196 (0.071)***	0.557 (0.072)***
Atividades mal definidas	1.162 (0.102)***	1.863 (0.036)***	2.003 (0.039)***
_constante	4.467 (0.115)***	3.958 (0.119)***	2.872 (0.122)***
Observações	4367	4367	4667
R2	0.5329	0.4256	0.309
EQM	0.70686	0.78161	0.85687

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \*\*\* significante a 1% \*\* significante a 5% \*significante a 10%

**Tabela 3 - Retorno à educação de mulheres no setor rural considerando endogeneidade e viés de seleção**

	1	2	3	4
Educa	0.421 (0.722)	0.055 (0.010)***	0.061 (0.023)***	0.08 (0.026)***
Age	0.081 (0.042)*	0.071 (0.018)***	0.095 (0.044)***	0.118 (0.052)***
age2	-2.51E-04 (7.13e-04)	-7.66E-04 (2.51e-04)***	-0.001 (6.02e-04)*	-0.001 (7.22e-04)***
raca2	-0.13 (0.395)	0.043 (0.076)***	0.166 (0.154)	0.223 (0.176)***
Trabalhador sem Carteira	-0.13 (0.395)	-0.447 (0.114)***	-0.525 (0.240)**	
Domestico com Carteira	-0.497 (0.438)	-0.78 (0.179)***	-0.941 (0.39)**	
Doméstico sem Carteira	-0.457 (0.765)	-0.89 (0.117)***	-1.133 (0.261)***	
Conta própria	-0.273 (1.34)	0.46 (0.289)***	0.513 (0.643)***	
Outras Atividades Industriais	-0.816 (2.494)	0.542 (0.752)	0.637 (1.662)	1.213 (-1.907)
Comércio e Reparação	-0.849 (1.957)	0.27 (0.146)*	0.462 (0.358)	0.524 (0.437)
Alojamento e Alimentação	-0.472 (1.295)	0.264 (0.194)	0.432 (0.438)	0.664 (0.52)
Administração Pública	-1.181 (2.956)	0.455 (0.211)***	0.546 (0.505)	0.994 (0.598)
Educação,Saúde,ServSociais	-1.486 (3.44)	0.352 (0.150)***	0.347 (0.362)	0.764 (0.431)
Serviços Domésticos	-0.241 (0.349)	0.072 (0.207)***	0.265 (0.476)	0.284 (0.363)
Outras Atividades	-1.532 (3.382)	0.246 (0.256)***	0.339 (0.559)	0.77 (0.77)
Atividades mal definidas	0.541 (1.247)	1.25 (2.24)	2.148 (4.892)	2.387 (5.578)
Dummies de federação	Sim	Sim	não	não

**Tabela 3 - Continuação**

Constante	0.783 (7.331)	4.093 (0.411)***	3.313 (0.885)***	2.016 (1.077)
Mills lambda		2.22 (1.13)**	4.88 (3.68)	6.72 (5.80)
Observações	4667	4730	4730	4730
Observações Censuradas	-	63	63	63
Obs não Censuradas	-	4667	4667	4667
Wald chi2	-	610.18	135.12	97.37

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \*\*\* significante a 1% \*\* significante a 5% \*significante a 10%

## 5. Conclusões

As mulheres do setor rural completam o primeiro grau quando atingem mais que 20 anos de idade, ou seja, não há correspondência entre idade e série quando se faz um gráfico da escolaridade média das mulheres ao longo de gerações. Mesmo quando se observa a geração recente de pessoas nascidas entre 1995 e 1998 pode-se observar que a escolaridade das mulheres é de apenas 3 anos, ou seja, mulheres com 11, 12 e 13 anos que já deveriam ter completado o ensino primário, não estão conseguindo completar na idade certa.

As mulheres do setor rural ganham em média um pouco mais do que um salário mínimo, quando se considera a PNAD de 2007, ou seja, a base de dados utilizada pela pesquisa. A renda das mulheres está relacionada à educação, pois a escolaridade média é de pouco mais que 6 anos de estudo, e grande maioria é não branca, ou seja, chegando a quase 60%. A grande maioria das mulheres do setor rural trabalha por conta própria, e, relacionado à atividade econômica podemos dizer que boa parte delas trabalha com atividade agrícola e serviços domésticos.

Constatou-se o problema de viés de seleção para a estimação do modelo completo, ou seja, a metodologia de Heckman (1979) deve ser utilizada quando certos valores da variável dependente e do regressor não são observados para parte da amostra. O problema ocorre quando a censura depende de características não observáveis, pois isso faz com que as observações não censuradas componham uma amostra não aleatória da população de interesse.

Quando as mulheres não reportam salários isso ocorre porque provavelmente o salário de reserva das mulheres é maior do que o salário de mercado. Além disso, as mulheres que reportam horas positivas para um dado salário têm em média preferências por trabalhar, ou seja, retirar da amostra as observações censuradas provoca viés amostral.

Então, estimamos equações de salários considerando que a participação do PIB e a população, considerando viés de seleção, observamos que o retorno à educação das mulheres do setor rural é atenuado. Além disso, pudemos constatar que a mulher rural que trabalha por conta própria obtém um salário maior que com carteira assinada. Além disso, outras atividades industriais teriam um maior retorno a educação do que a atividade agrícola, exceto as atividades domésticas e de cunho social.

O retorno à educação das mulheres do setor rural no presente estudo varia entre 5,5% e 9%. Mas, quando consideramos o modelo completo, ou seja, controlando por Unidades de Federação, Grupamento de Ocupação, Grupamento de atividade, raça, idade, idade ao quadrado, observamos que o retorno a educação das mulheres, sendo estimado pelo método de Heckman, afirma que há viés de seleção, então o retorno à educação das mulheres deve ser pouco acima de 5,5%. Cada ano de estudo tem apenas o impacto de pouco mais 5,5% sobre a renda.

## Referências

- Angrist, J.; Lavy, V. *Does Teacher Training Affect Pupil Learning? Evidence from Matched Comparisons in Jerusalem Public Schools*, National Bureau of Economic Research, Inc, 1998. (NBER Working Papers 6781).
- Ashenfelter, O.; Harmon, C.; Oosterbeek, H. A review of estimates of the schooling/earnings relationship, with tests for publication bias, *Labour Economics*, v. 6, n. 4, p. 453-470, 1999.
- Azzoni, C.; Servo, L. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil. *Papers in Regional Science*, 2001.
- Barros, R.; Ramos, L. A note on the temporal evolution of the relationship between wages and education among Brazilian primeage males — 1976/89, In: Mendonça, R.; Urani, A. *Estudos Sociais e do Trabalho*. Rio de Janeiro: IPEA, p. 31-53, 1994.
- Barros, R.; Ramos, L.; Santos, E. Gender differences in Brazilian Labor market. In: Shultz, P. *Investments in women's human capital*. Chicargo University Press, 1995.
- Becker, G. S. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education* (3rd ed.). Chicago, University of Chicago Press, 1964.

- Behrman, J.; Birdsall, N. The quality of schooling: quantity alone is misleading. *American Economic Review*, v. 73, p. 928-946, 1983.
- Bound, J.; Jager, D. A. *On the Validity of season of birth as an instrument in wage equation*. November, 1996. (NBER Working Paper no 5835)
- Card, D. The Causal Effect of Education on Earnings. In: Ashenfelter, O.; Card, D. (ed). *Handbook of Labor Economics*, v. 3A. Amsterdam: Elsevier, 1999.
- Card, D.; Lemieux, T. Going to College to Avoid the Draft: The Unintended Legacy of the Vietnam War, *American Economic Review*, v. 91, May 2001.
- Card, D.; Lemieux, T.; Riddell, W. C. *Unionization and Wage Inequality: A Comparative Study of the U.S., the U.K., and Canada*. January 2003. (NBER Working Paper 9473)
- Cavaliere, C.; Fernandes, R. Diferenciais de salários por gênero e cor: uma comparação entre regiões metropolitanas brasileiras. *Revista de Economia Política*, v 18, n.1, 1998.
- Corseuil, C.; Foguel, M. *Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE*, Julho, 2002. (Texto para Discussão 897)
- Fernandes, R. Desigualdade salarial: Aspectos teóricos. In: Corseuil et al. *Estrutura Salarial: Aspectos Conceituais e Novos Resultados para o Brasil*. IPEA. p. 1-50, 2002.
- Griliches, Z. Estimating the returns to schooling: some econometric problems. *Econometrica*, v. 45, n. 1, p. 1-22, 1977.
- Hahn, J.; Hausman, J. Weak Instruments: Diagnosis and Cures in Empirical Econometrics. *AEA Papers and Proceedings*. Recent Advances in Econometric Methodology. v. 93, n. 2, 2003.
- Hausman, J. A.; Taylor, W. Panel data and unobservable individual effects. *Econometrica*, v. 49, n. 6, p. 1377-1398, 1981.
- Heckman, J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, v. 47, n. 1, p. 153-61, 1979.
- Hoffmann, R. Income distribution in Brazil and the regional and sectoral contrasts. In: Guilhoto, J. J. M.; Hewings, G. J. D. (Org.). *Structure and structural change in the Brazilian Economy*. 1 ed. Burlington, VT: Ashgate, p. 85-106, 2001.
- Hoffmann, R.; Ometto, A. M. H.; Alves, M. C. Participação da mulher no mercado de trabalho: discriminação em PE e SP. *Revista Brasileira de Economia*, v. 53, n. 3, p. 287-322, 1999.
- IBGE. Estatísticas do Século XX, 2004. Disponível em <http://www.ibge.gov.br>. Acesso em: Agosto de 2004.

- Kassouf, A. L. Wage Gender discrimination and segmentation in the Brazilian labor market. *Economia Aplicada*, 1998.
- Leal, C e Werlang, S. Retornos à educação no Brasil: 1976/89. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 21, n.3, p. 423-448, 1991.
- Maddala, G; Jeong, J. On the exact small sample distribution of the instrumental variable estimator. *Econometrica*. V. 60, n. 1, p. 1981-1983, 1992.
- Menezes-Filho, N. *Aceleração Recente da Educação no Brasil*. Seminários Acadêmicos de 5ª feira. Seminário nº 15. Universidade de São Paulo. Instituto de Pesquisas Econômicas. (mimeo), 2003.
- Menezes-Filho, N. *Equações de Rendimentos: Questões Metodológicas*. In: Corseuil, C. et al. *Estrutura Salarial: Aspectos Conceituais e Novos Resultados para o Brasil*. IPEA. p. 51-66, 2002.
- Menezes-Filho, N; Fernandes, R; Pichetti. *Wage inequality in Brazil; some stylized facts*. In: XVI Encontro de Econometria, *Anais...*, Belém-PA, 1999.
- Mincer, J. *Schooling, experience e earnings*. Columbia University Press, 1974.
- Ramos, L. Educação, desigualdade de renda e ciclo econômico no Brasil, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 21, n. 3, p. 559-574, 1991.
- Savedoff, W. Wage dynamics in urban Brazil: evidence of regional segmentation or national markets. *Revista Econometrica*, v. 11, n. 2. 1991.
- Silva, N. O preço da cor: diferenciais raciais na distribuição de renda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v.10, n.2, 1980.
- Staigner, D; Stock, J. Instrumental Variables regression with weak instruments. *Econometrica*, v. 65, n. 3, 1997.