

MERCADO DE TRABALHO E RENDIMENTO NO MEIO RURAL BRASILEIRO

GILNEI C. SANTOS*
ROSA M. O. FONTES†
PATRÍCIA M. A. BASTOS‡
JOÃO E. DE LIMA§

Resumo

O presente trabalho analisa a entrada de homens e mulheres no mercado de trabalho rural e gera equações de rendimento para o meio rural brasileiro em 2007 com os microdados da PNAD. O procedimento de Heckman é adotado para se evitar viés de seletividade. Os resultados mostraram *gaps* ou diferenciais na seleção e rendimentos por gênero e raça. Apesar das mulheres apresentarem um nível de qualificação maior que o dos homens, observa-se que o rendimento destes tende a ser mais elevado do que o feminino. Adicionalmente, mulheres contempladas com o Bolsa Família tendem a reduzir a oferta de trabalho.

Palavras-chave: Mercado de trabalho rural, rendimento do trabalho, gênero, Bolsa Família, PNAD.

Abstract

This paper analyzes the entrance of men and women into the rural labor market and generates earning equations for the Brazilian rural areas in 2007 with the PNAD microdata. The Heckman procedure is adopted to avoid selectivity bias. Results had also shown the Brazilian rural labor market. Besides the fact that female workers on average have a higher level of qualification than male workers, male's earnings are higher than the female's. Women that receive the governmental transfer program *Bolsa Família*, tend to offer less work in the rural labor market.

Keywords: Earnings, gender, Bolsa Família, PNAD, Rural labor market.

JEL classification: J2, J3, J7

* Universidade Federal de Viçosa (MG), Departamento de Economia. e-mail: ektans@gmail.com.

† Universidade Federal de Viçosa (MG), Departamento de Economia. e-mail: rfontes@ufv.br.

‡ Universidade Federal de Viçosa (MG), Departamento de Economia. e-mail: patia-brita@yahoo.com.br.

§ Universidade Federal de Viçosa (MG), Departamento de Economia Rural. e-mail: je-lima@ufv.br.

1 Introdução

Vários são os fatores que afetam os rendimentos de um indivíduo, como a distribuição de renda no país ou região de origem, o estoque de capital humano, ou seja, o nível de escolaridade e/ou experiência, dentre outros como os não relacionados à produtividade do mesmo, como por exemplo os diferenciais de remuneração por gênero ou raça. No entanto, deve-se considerar que boa parte da renda dos indivíduos é proveniente do trabalho. Como destaca estudo do IPEA (2009) no Brasil, os rendimentos do trabalho representaram, em 2007, cerca de 41,7% da renda nacional. Neste sentido, os fatores citados anteriormente, ao menos indiretamente, são afetados pelo mercado de trabalho.

Na literatura mundial, o mercado de trabalho é foco de diversos estudos. Por exemplo, em pesquisa sobre o Reino Unido, Davies & Joshi (1998) discutem a desigualdade de rendimento entre homens e mulheres e os impactos sobre a família e os níveis de pobreza, enfatizando a participação feminina no mercado de trabalho. Neste mesmo estudo, os autores demonstram que, em 1990, o rendimento feminino foi um importante fator para manter a família fora dos níveis de pobreza, mas, por outro lado, famílias chefiadas por mulheres tenderam a apresentar maior grau de pobreza do que as chefiadas por homens.

Em outro estudo, Entwisle et al. (1995) analisam o mercado de trabalho rural na China através da visão de *"family businesses"*, enfocando o papel da mulher neste mercado. Os autores constataam que, para o ano de 1989, os negócios familiares onde existia elevado número de mulheres tendiam a permanecer pequenos. Ademais, as atividades das mulheres predominantes neste meio figuravam entre jardinagem e criação de animais, ou seja, atividades secundárias.

Browne (1997) analisa os diferenciais de rendimento entre raça, mais especificamente entre mulheres negras e brancas. A autora destaca que, dentre os fatores que geram os diferenciais, encontra-se primeiro o capital humano e os conflitos na tomada de decisão de entrada no mercado de trabalho, como o cuidado com filhos pequenos e/ou cuidados domésticos. Um segundo fator seria a estrutura industrial a que estas mulheres estão inseridas, ou seja, áreas onde a oportunidade de emprego são menos favoráveis. E, por fim, verifica-se a segmentação do mercado, onde os negros tenderiam a assumir empregos de baixa remuneração.

Em estudo sobre o mercado de trabalho nos Estados Unidos, Pettersen & Morgan (1995) argumentam que a segmentação ocupacional entre homens e mulheres explica a maior parcela da desigualdade de renda, contribuindo ainda para a segmentação no próprio local de trabalho. Ademais, os autores verificam que o hiato de renda entre os sexos aumenta de acordo com o status da ocupação dentro das firmas. No caso brasileiro, Posthuma & Lombardi (1996) chegam a resultados semelhantes, concluindo que no âmago das empresas as mulheres, de modo geral, são destinadas a atividades que demandam pouca capacitação e responsabilidade e, conseqüentemente, com menor remuneração. Lovell (1994) conclui que os diferenciais de renda e prestígio na ocupação entre raça e gênero, para o Brasil, aparecem a partir de cinco anos ou mais de escolaridade. Hasenbalg (1992) afirma que a raça e o sexo marcam a oportunidade do indivíduo inserir-se no mercado de trabalho. Ademais, verifica-se que mulheres são canalizadas a algumas atividades econômicas de menor remuneração e responsabilidade. Por outro lado, os negros, de modo

geral, apresentam uma gama maior de atividades, porém com empregos de baixa remuneração, baixa qualificação e reduzido prestígio social.

Em trabalho mais recente, Gandra (2002) verifica que atributos como raça, sexo, idade, etnia, e credenciais formais são variáveis determinantes no processo de seleção de trabalhadores e determinação de salários no Brasil. Relacionado a isso, Hoffmann & Leone (2004) destacam que as ocupações menos valorizadas e tradicionalmente femininas do mercado de trabalho continuam se reproduzindo, implicando na persistência de nichos ocupacionais, como por exemplo o emprego doméstico. Ademais, de acordo com o relatório de desenvolvimento humano (PNUD 2005), de 1992 a 2003, para o Brasil, a proporção de mulheres desempregadas foi sempre superior à de homens na mesma condição.

Segundo PNUD (2005), ao longo do período de 1992 a 2003, para o mesmo grupo etário, a taxa de desemprego da população negra foi, em média, 23% superior à da população branca. Todas estas características apresentam dinâmicas distintas quando considerados dentro do meio rural ou urbano brasileiro.

O presente trabalho tem como foco principal analisar o mercado de trabalho rural brasileiro. A escolha deste corte justifica-se devido às profundas mudanças que tem alterado a dinâmica do meio, como por exemplo a modernização agrícola, que, ao substituir mão de obra pela mecanização, promove o processo de mercantilização do tempo livre, onde as famílias rurais procuram alternativas para complementar sua renda. Na medida em que as atividades agrícolas não mais demandam tempo integral, as atividades de uso doméstico, como artesanato, cultivo de flores, entre outras, são transformadas em fonte de renda, alterando o perfil ocupacional dos indivíduos e, deste modo, viabilizando a permanência no campo.

Além da modernização, a agricultura brasileira passou, na década de 90, por transformações estruturais importantes, tais como: redução de incentivos do governo, abertura comercial, sobrevalorização do câmbio, queda do preço dos produtos agrícolas, que impactaram de forma negativa na agricultura, diminuindo sua importância quanto à geração de empregos. De acordo com da Silva & Grossi (2001), em 1998 o total das rendas não-agrícolas do Brasil ultrapassou o montante das rendas agrícolas recebidas pelos moradores rurais. Alguns estudos, como Barros & Mendonça (1995), demonstram que há uma grande disparidade na alocação da renda segundo a localização do domicílio, quando se comparam os meios urbanos e os rurais.

Dentro deste contexto, o presente trabalho analisará alguns fatores que determinam a entrada de homens e mulheres no mercado de trabalho rural e identificará os fatores que mais impactam sobre a renda, utilizando os microdados da PNAD 2007. Ademais, incorpora-se nas equações algumas variáveis que dizem respeito à segmentação e discriminação no mercado de trabalho rural e que impactam diretamente sobre a unidade familiar, como cor ou raça, gênero, região geográfica, pai ou mãe solteira etc. Adicionalmente, verifica-se se a desconsideração da PNAD como uma amostra complexa gera viés sobre os resultados.

Além desta introdução e das conclusões, o trabalho encontra-se organizado em mais três seções. A primeira apresenta o modelo teórico. No tópico subsequente, desenvolve-se a metodologia, e, por fim, na quarta seção, são descritos e analisados os principais resultados.

2 Modelo teórico

Esta seção descreve os fundamentos teóricos que corroboram a participação e rendimento do indivíduo no mercado de trabalho. Para a participação no mercado, a base teórica parte de um modelo neoclássico estático de renda-lazer, e de certa maneira segue o abordado em Berndt (n.d.). A decisão de oferta de trabalho de um indivíduo é determinada por uma função de utilidade descrita da seguinte forma:

$$\text{Max } U(G, L) \quad (1)$$

Sujeito a uma restrição orçamentária RO, também definida como:

$$P_G G = WH + V \quad (2)$$

$$T = H + L \text{ ou } H = T - L \quad (3)$$

Substituindo-se (3) e (2), tem-se:

$$P_G G = W(T - L) + V$$

ou seja, o objetivo do agente é maximizar a utilidade (U), sendo argumentos desta função (U) as quantidades de bens (G) e horas de lazer (L). A maximização está sujeita a uma restrição orçamentária (RO), cujo total de bens adquiridos $P_G G$ deve ser igual à renda não-oriunda do trabalho (V)¹, e a renda do trabalho determinada por (WH), em que (W) é a taxa salarial do indivíduo e (H) são as horas destinadas ao trabalho. A maximização está sujeita ainda a uma restrição de tempo, em que o número de horas disponíveis do indivíduo é dado por (T), o número total de horas trabalhadas (H) é definido como $H = T - L$ e L significa o total de horas dispensadas com lazer. Nesse sentido, o indivíduo deve alocar seu tempo disponível entre horas trabalhadas, que lhe permitam adquirir os bens (G), e horas de lazer.

Destarte, podem ser desenvolvidas graficamente as argumentações anteriores:

De acordo com a Figura 1, a inclinação da restrição orçamentária (RO_i) é dada por $\frac{dG}{dL} = -\frac{W}{P_g}$, em que $\frac{W}{P_g}$ representa o salário real. A curva de restrição orçamentária apresentará deslocamentos caso a renda não proveniente do trabalho se altere, podendo essa característica ser verificada nas curvas RO_0 , RO_1 e RO_2 , com $RO_2 > RO_1 > RO_0$.

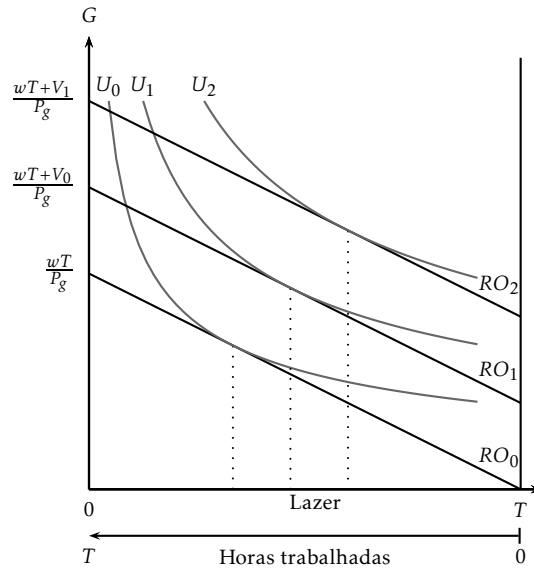
O nível máximo de utilidade será alcançado no ponto de tangência da curva de indiferença U_i com a restrição orçamentária RO_i . Neste ponto, as inclinações de ambas as curvas são iguais, ou seja, resolvendo-se o problema de maximização condicionada, obtém-se²:

$$TMS_{G,L} = \frac{dG}{dL} = \frac{UMg_L}{UMg_G} = \frac{W}{P_g} \text{ com } G \text{ e } L > 0 \text{ ou } H \text{ e } L > 0 \quad (4)$$

A utilidade marginal do lazer por unidade monetária gasta com lazer deve ser igual à utilidade marginal gerada pelos bens consumidos sobre o preço

¹Renda que pode advir de alguma transferência governamental, como o programa Bolsa Família, ou de alguma forma de investimento, como os rendimentos de juros da poupança, aluguéis etc.

²Considerando que a condição de segunda ordem é satisfeita.



RO representa a restrição orçamentária a que estão sujeitos os indivíduos.

Figura 1: Alocação do tempo do indivíduo entre trabalho e lazer

desses bens. Em outras palavras, a taxa marginal de substituição (*TMS*) de quantidades de bens (*G*) por horas de lazer (*L*) é igual aos preços relativos. Desta forma, quando a $TMS_{G,L}$, que representa o salário reserva do indivíduo for igual ao salário real oferecido no mercado (W/P_g), o indivíduo faz a escolha do montante de horas destinadas ao trabalho e ao lazer. É importante destacar que, quanto mais elevado o salário de mercado, (W/P_g), mais horas serão destinadas ao trabalho em sacrifício do lazer. Por outro lado, quanto menor o salário de mercado, tanto menor serão as horas dedicadas ao trabalho.

A decisão do indivíduo de entrar no mercado de trabalho parte, no entanto, de uma solução de canto, em que $L = T$ e $H = 0$, o que quer dizer que o agente está disposto a ofertar zero horas de trabalho. Pressupõe-se, então, que a satisfação de uma hora a mais de lazer é maior do que o preço relativo do lazer e, sendo assim, o agente não oferta trabalho, ou seja, não participa da PEA³. Pode-se afirmar, que, no caso da solução de canto, o salário reserva do indivíduo é maior do que o ofertado no mercado, sendo este a $TMS_{G,L}$. Então, $TMS_{G,L} > W/P_g$.

A regra de decisão de participação no mercado será: o agente participa da força de trabalho se o salário oferecido no mercado superar seu salário reserva. Assim, como destacam Scorzafave & Menezes-Filho (2001), o salário reserva exerce papel fundamental na determinação da entrada ou não no mercado de trabalho.

No âmbito da teoria neoclássica, diversos fatores podem afetar a oferta de trabalho. Como exemplo, indivíduos com crianças em casa tendem a ter um salário reserva menor que os demais, uma vez que as necessidades dos filhos

³População Economicamente Ativa.

pequenos são maiores que a dos demais membros da família⁴.

Para a análise dos determinantes dos rendimentos, utiliza-se a teoria do capital humano, baseada na abordagem de Mincer (1974). Esta visão parte do pressuposto de que os rendimentos individuais em qualquer período correspondem ao retorno em nível de suas habilidades, ou seja, estoque de capital humano incorporado e acumulado pelo indivíduo ao longo do tempo. No presente estudo, esta abordagem foi ampliada no que pode ser definida como um modelo híbrido da teoria do capital humano, sendo a representação desse modelo descrita na próxima seção.

3 Metodologia

Para realizar as análises econométricas, utilizou-se o procedimento de Heckman. Como destacam Hoffmann & Simão (2005), este procedimento tornou-se muito popular nas últimas décadas. Heckman (1979) desenvolveu um método relativamente simples para corrigir o possível problema de seletividade amostral⁵. O procedimento consiste em estimar duas equações. A primeira delas determina a decisão do indivíduo em participar ou não do mercado de trabalho, através de um modelo Probit onde se obtém a razão inversa de Mills. A segunda equação estimada consiste na equação de rendimentos, onde incorpora-se a razão inversa de Mills. A inclusão desta variável leva em consideração explicitamente a decisão do indivíduo de participar ou não do mercado de trabalho, eliminando-se o viés de seletividade e, por conseguinte, proporcionando estimativas consistentes dos parâmetros da equação de rendimento⁶.

Devido à característica de amostragem da PNAD⁷, a estimação do modelo de seleção amostral foi realizada por Pseudo Máxima Verossimilhança ao invés do Método de Dois Estágios. A estimação por Pseudo Máxima Verossimilhança pode gerar estimadores inconsistentes caso a variância do erro seja heterocedástica, segundo Greene (2003). Assim, realizou-se o teste para cada variável explicativa do modelo⁸.

Observa-se, ainda sobre o modelo de seleção amostral, que a equação de participação é na verdade um modelo Probit que procura analisar os fatores que influenciam na probabilidade de um indivíduo encontrar-se no mercado de trabalho. Destaca-se também que, para evitar problemas de multicolinearidade, as variáveis explicativas consideradas na equação de rendimentos são um subconjunto daquelas consideradas na equação de participação.

3.1 Descrição das Equações e Variáveis Seleccionadas

A população considerada nas análises econométricas foram os indivíduos residentes no meio rural do Brasil com idade entre 20 e 70 anos. Pessoas eco-

⁴Pode-se considerar que a mesma análise é válida também para o caso da presença de idosos na família. No entanto esta hipótese é um juízo de valor.

⁵Para maiores detalhes sobre seletividade amostral, consultar Heckman (1979), Hoffmann & Simão (2005).

⁶Outros detalhes econométricos sobre o procedimento podem ser vistos em Santos et al. (2009).

⁷O plano amostral das PNADs não é uma amostragem aleatória simples, mas sim uma amostragem complexa, como será discutido nas seções subsequentes.

⁸Apenas a variável referente a região Centro-Oeste apresentou tal problema.

economicamente ativas mas com rendimento de todos os trabalhos igual a zero foram desconsideradas, assim como os *missing values*⁹.

A equação de seleção foi definida como:

$$\begin{aligned} Z_i = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{renda_fa} + \alpha_2 \text{fam_adult} + \alpha_3 \text{crianc_peq1} \\ & + \alpha_4 \text{crianc_peq2} + \alpha_5 \text{jovens_masc} + \alpha_6 \text{jovens_femi} \\ & + \alpha_7 D_{\text{gênero}} + \alpha_8 IDAD_i + \alpha_9 IDAD_i^2 + \alpha_{10} D_{\text{cor}_i} \\ & + \alpha_{11} EDU_i + \alpha_{12} ELEDU_i + \alpha_{13} D_{\text{região}_i} \\ & + \alpha_{14} D_{\text{casado}_i} + \alpha_{15} D_{\text{pm_solteira}_i} + u_i \quad (5) \end{aligned}$$

onde:

Z_i = Variável *dummy* concernente à condição de atividade do indivíduo i , ou seja, economicamente ativo (5) ou não economicamente ativo (0);

renda_fa = Rendimento familiar *per capita* mensal proveniente de outras fontes que não o trabalho;

fam_adult = Número de adultos na família do indivíduo, sendo considerados adultos os indivíduo de 18 anos ou mais ;

crianc_peq1 = Número de crianças na família com idade de 0 a 5 anos;

crianc_peq2 = Número de crianças na família com idade de 6 a 14 anos;

jovens_masc = Número de crianças do sexo masculino na família com idade entre 15 e 17 anos;

jovens_femi = Número de crianças do sexo feminino na família com idade entre 15 e 17 anos;

$D_{\text{gênero}}$ = Variável *dummy* para gênero, onde a categoria de controle é o sexo feminino;

$IDAD_i$ = Idade do indivíduo i em dezenas de anos;

$IDAD_i^2$ = Idade ao quadrado em dezenas de anos;

EDU_i = Anos de estudo do indivíduo i ;

$ELEDU_i$ = Efeito Limiar dos anos de estudo do indivíduo i ;

$D_{\text{região}_i}$ = Conjunto de variáveis *dummy* para as regiões geográficas do Brasil, divididas em Centro-Oeste, Sudeste, Norte e Sul, sendo a região Nordeste o controle;

D_{cor_i} = Conjunto de variáveis *dummy* para cor ou raça dos indivíduos, divididas em Preta e Indígena, Parda e Amarela. A cor Branca foi utilizada como controle. O agrupamento da cor ou raça foi realizado devido à baixa representatividade dos amarelos e indígenas na amostra;

⁹Missing values são os quesitos não declarados pelos indivíduos, como por exemplo o sexo, raça ou anos de estudo.

D_{casado_i} = Variável *dummy* para indivíduos casados. A condição para determinar este tipo de união consistiu em considerar as famílias onde encontrou-se a pessoa de referência e o cônjuge;

$D_{pm_solteira_i}$ = Variável *dummy* para indivíduo considerado pai ou mãe solteiro. Esta variável foi construída admitindo como condição a existência de criança de 0 a 14 anos na família e a ausência de cônjuge na mesma, ou seja, as famílias selecionadas consistiam da pessoa de referência e os demais membros, excetuando-se o cônjuge.

u_i = termo de erro aleatório.

A equação de rendimento foi especificada da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \ln_renda_i = & \beta_0 + \beta_1 D_{gênero} + \beta_2 IDAD_i + \beta_3 IDAD_i^2 + \beta_4 D_{cor_i} \\ & + \beta_5 EDU_i + \beta_6 ELEDU_i + \beta_7 D_{urbano} + \beta_8 D_{região_i} \\ & + \beta_9 D_{casado_i} + \beta_{10} D_{pm_solteira_i} + \beta_{11} \lambda_i + v_i \quad (6) \end{aligned}$$

onde:

$\ln_renda$ = logaritmo natural dos rendimentos de todos os trabalhos do indivíduo i sobre o total de horas trabalhadas do indivíduo i ;

λ_i = a razão inversa de Mills;

v_i = termo de erro aleatório.

As demais variáveis seguem as mesmas especificações anteriores.

3.2 Efeito Limiar da Educação

O efeito limiar da educação pode ser considerado como o impacto crescente dos anos de estudo sobre o rendimento a partir de determinado valor, ou seja, a escolaridade a partir do qual a taxa de retorno da escolaridade torna-se maior (Hoffmann & Simão 2005). O limiar da educação no presente artigo foi determinado em 6 anos de estudo, seguindo metodologia adotada por Ney & Hoffmann (2003)¹⁰. É importante destacar que o intuito dessa análise é o de verificar o bônus, em termos de rendimentos, sobre a qualificação formal, que homens e mulheres obtêm a partir de certo grau de escolaridade, avaliando como ele afeta homens e mulheres no mercado de trabalho rural.

¹⁰O primeiro critério foi estimar as equações com diversos níveis de limiar e a partir daí verificar o ajustamento do modelo para cada um. Como todos os modelos testados, com exceção do modelo com 1 ano de estudo, apresentaram bom ajustamento, partiu-se para o segundo critério de determinação, ou seja, estimar os modelos com dummies para os anos de estudo de 2 a 16 anos, tendo como controle os sem instrução ou com menos de um ano. A partir daí, determinou-se o efeito marginal sobre o rendimento. A escolha foi feita no nível onde se verificou incremento considerável da renda, ou seja, onde existiu uma quebra na sequência de retornos.

4 Fonte de Dados e Especificidades das PNADs¹¹

A fonte de dados do presente trabalho advém dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) adota um plano amostral estratificado e conglomerado com um, dois ou três estágios de seleção, dependendo do estrato (Silva et al. 2002). Em outras palavras, isto significa que o desenho amostral da pesquisa não é o de uma amostra aleatória simples com reposição (AASC) mas sim uma amostragem complexa¹² e o tratamento incorreto do plano amostral gera resultados viesados para erro-padrão, variância, quantil, percentil, análise de regressão, entre outros.

Quando se trata de análise estatística, as informações coletadas a partir de pesquisas com características que definem um plano amostral complexo, como a PNAD, não podem ser tratadas como se fossem observações de uma amostragem aleatória simples, ou seja, observações independentes e identicamente distribuídas (IID).

Basicamente os estudos realizados com pesquisas como a PNAD apresentam dois grupos de análise descritiva. A primeira diz respeito às análises de estimativas pontuais como média, taxas, proporções e totais. Estas são influenciadas apenas pelos pesos amostrais. Outro grupo de análise tem como objetivo a estimação de medidas de dispersão, como variância e desvio-padrão, com o intuito de calcular intervalos de confiança e realizar testes de hipóteses. Contudo, em pesquisas com desenho amostral complexo, a estimação da variância recebe influência não apenas dos pesos amostrais, mas também e conjuntamente da estratificação e conglomeração. Sendo assim, é imprescindível a consideração do desenho amostral para se obter estimativas não viciadas das variâncias da amostra.

Alguns autores desenvolveram métodos que possibilitam verificar o impacto da incorporação do desenho amostral. Kish (1965) desenvolveu um método para avaliar o efeito do plano amostral (EPA) conhecido como DEFF (*design-effect*). O método é definido como a razão da variância obtida considerando-se o plano amostral e a variância obtida ignorando-se o plano amostral (isto é, a variância estimada como se a amostra fosse AASC). Valores do DEFF afastados de 1 sugerem que ignorar o plano amostral na estimação da variância leva a estimativas viesadas e incorretas. Valores grandes (> 1) do DEFF indicam que o estimador “ingênuo” da variância, obtido ignorando-se o plano amostral complexo, subestima a variância verdadeira do estimador. Valores abaixo de um para o DEFF significam que a variância obtida desconsiderando-se o EPA superestima a verdadeira variância do estimador e, caso a estatística DEFF seja igual a um, não existe diferença entre as estimativas da variância, segundo Silva et al. (2002). Outra alternativa é a estatística MEFF (*misspecification effect*), desenvolvida por Skinner (1989), que compara a estimativa da variância do parâmetro obtida considerando-se o plano amostral com outra, do mesmo modelo, desconsiderando-se peso, conglomerado e estratificação¹³.

¹¹Esta seção consiste em uma concisa exemplificação da construção do desenho amostral e do tratamento estatístico das PNADs e é baseada principalmente nos trabalhos de Silva et al. (2002) e Guimarães (2007).

¹²A forma de construção do desenho amostral complexo das PNADs pode ser verificada em Silva et al. (2002).

¹³A análise do MEFF é similar ao DEFF.

Por fim, dado que um dos objetivos das análises feitas a partir dos microdados das PNADs consiste em estimar intervalos de confiança para a realização de testes de hipóteses, e sabendo-se que a PNAD é baseada em um processo de amostragem de domicílios com características que a definem como uma amostra complexa sujeita a erros probabilísticos, deve-se definir o método de estimação das variâncias. Para dados com as características das PNADs, a estimação das variâncias é realizada a partir de duas metodologias: linearização ou replicação. Dentre os métodos de linearização, o método de linearização de Taylor é um dos mais utilizados¹⁴, sendo usado no presente estudo. O método consiste em aproximar os estimadores de interesse, que são não-lineares, por estimadores lineares e utilizá-los para se obter a variância.

No entanto, como destaca Guimarães (2007), uma questão de relevância é que os dados não podem ter estratos com UPA (Unidade Primária de Amostragem) única, também conhecidos como *PSU* (*Primary Sample Unit*) único. Com PSU único, não é possível obter as estimativas da variância, uma vez que é necessário se ter variabilidade para calcular a variância. Em algumas situações, além de PSU único, deve-se observar a existência também de PSU com observação única. Para solucionar o problema de PSU único, podem-se agregar as observações de estratos com PSU único em um estrato na mesma unidade da federação (UF) que tenha o maior número de observações. No presente trabalho, os estratos com PSU único ou PSU com observação única foram agregados em sua respectiva UF no estrato com o maior número de observações.

5 Análise empírica

5.1 Estatísticas descritivas

A Tabela 1 apresenta as principais estatísticas descritivas do meio rural brasileiro em 2007. Como se vê, as pessoas economicamente ativas situadas no meio rural do Brasil, para o ano de 2007, representaram cerca de 77% da população considerada. Os indivíduos no mercado de trabalho rural possuíam renda média em torno de R\$ 357,26. A renda familiar foi de R\$ 994,34, com as famílias tendo em média quatro membros e em 51% destas existiam em média duas crianças entre zero e quatorze anos de idade. Há predominância dos indivíduos na região Nordeste e Sudeste. A cor ou raça predominante foram os pardos ou amarelos com 54% da população, seguida dos brancos com 39% e pretas ou indígenas com 7%.

Em termos de gênero no meio rural, a predominância é do sexo masculino com 60% da população, destes 89% sendo economicamente ativos. Das mulheres consideradas na amostra, em torno de 69% estavam no mercado de trabalho. Ademais, para o grupo de mulheres, cerca de 7% eram mães solteiras, enquanto apenas 3% dos homens estavam nesta situação. Aproximadamente 82% da população se encontra em algum tipo de situação conjugal estável, ou seja, casados.

Em média, a quantidade de horas semanais trabalhadas por homens no meio rural é consideravelmente maior que o das mulheres, ou seja, 37 horas contra 16. Em termos de jornada de trabalho, pode-se dizer que o homem tende a trabalhar o expediente completo, enquanto as mulheres tendem a trabalhar metade do expediente. Estes resultados são influenciados, pelo menos

¹⁴Neder (2006) utiliza este método.

Tabela 1: Estatísticas descritivas das variáveis de interesse, Brasil rural 2007*

Variáveis	TODOS			HOMENS			MULHERES		
	Prop. ou média	Desv. pad.	Prop. ou média	Prop. ou média	Desv. pad.	Prop. ou média	Desv. pad.	Prop. ou média	Desv. pad.
Economicamente ativos	0,770	0,000	0,890	0,630	0,000	0,630	0,010	0,630	0,010
Renda de Todos Trabalhos	357,260	10,370	466,420	179,570	13,560	179,570	8,010	179,570	8,010
Log da Renda de Todos Trabalhos	5,820	0,020	5,920	5,520	0,020	5,520	0,030	5,520	0,030
Rendimento Familiar	994,340	24,670	1.010,900	975,930	27,4100	975,930	23,680	975,930	23,680
Número de horas trabalhadas (semana)	27,460	0,230	37,510	16,290	0,300	16,290	0,250	16,290	0,250
Número de Componentes na Fam.	4,080	0,030	4,120	4,040	0,030	4,040	0,030	4,040	0,030
N. de crianc pequena na fam. (0-14)	1,960	0,019	1,970	1,940	0,020	1,940	0,019	1,940	0,019
Prop. de fam. com crianças peq. (0-14)	0,510	0,005	0,490	0,560	0,006	0,560	0,006	0,560	0,006
Gênero (Masculino)	0,600	0,000	—	—	—	—	—	—	—
Pai ou mãe solteira	—	—	0,030	0,070	0,002	0,070	0,003	0,070	0,003
Situação conjugal (casado)	—	—	0,820	0,820	0,004	0,820	0,004	0,820	0,004
Idade (dezenas de anos)	3,680	0,010	3,660	3,700	0,010	3,700	0,010	3,700	0,010
Cor preta ou indígena	0,070	0,000	0,070	0,070	0,000	0,070	0,000	0,070	0,000
Cor amarela ou pardas	0,540	0,010	0,550	0,520	0,010	0,520	0,010	0,520	0,010
Cor branca	0,390	0,010	0,380	0,410	0,010	0,410	0,010	0,410	0,010
Educação em anos de estudo	5,680	0,060	5,400	6,000	0,070	6,000	0,070	6,000	0,070
Região Centro Oeste	0,060	0,010	0,060	0,060	0,010	0,060	0,000	0,060	0,000
Região Sudeste	0,210	0,010	0,210	0,220	0,010	0,220	0,010	0,220	0,010
Região Norte	0,110	0,010	0,110	0,100	0,010	0,100	0,010	0,100	0,010
Região Sul	0,160	0,010	0,160	0,160	0,010	0,160	0,010	0,160	0,010
Região Nordeste	0,460	0,010	0,460	0,460	0,010	0,460	0,010	0,460	0,010

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos microdados do PNAD 2007.

* Os valores apresentados para média e desvio-padrão são concernentes à população e não à amostra. Em que, "Prop." Significa Proporção e "Desv. Pad." Desvio-Padrão.

em parte, pelos diferenciais de salário reserva entre homens e mulheres, ou seja, espera-se que as mulheres casadas com filhos pequenos e/ou com muitos filhos tenham um salário reserva maior que o dos homens na mesma condição. Ou, como destaca Becker (1985) para o caso feminino, além deste efeito espera-se também queda nos retornos do trabalho devido ao reduzido tempo e esforço gasto no mercado. Os resultados anteriores podem, ao menos em parte, explicar o diferencial de rendimentos entre mulheres e homens. Para as mulheres, a renda média mensal de todos os trabalhos era de R\$ 169,70, enquanto para os homens o valor é significativamente maior, sendo R\$ 466,40, ou seja, 2,75 vezes o recebido pelas mulheres situadas no meio rural.

Quanto às variáveis que representam o capital humano, verifica-se que a idade média amostral esteve próxima dos 37 anos de idade. Os dados também sugerem um reduzido nível de qualificação, sendo os anos de estudo, em média, em torno de 6 anos, ou seja, ensino, em média, fundamental incompleto. Os baixos valores para estas variáveis podem corroborar o pequeno rendimento médio para todos os trabalhos (R\$ 357).

Ademais, realizando o corte por gênero, verifica-se que as mulheres, em média, apresentam nível de qualificação, em anos de estudo, mais elevado do que os homens, 5,4 anos dos homens contra 6 anos de estudo para as mulheres.

5.2 Participação no mercado de trabalho rural

A presente seção descreve algumas características que impactam sobre a probabilidade do indivíduo situado no meio rural brasileiro encontrar-se economicamente ativo. Esta análise é realizada a partir de três frentes ou modelos, ou seja, um modelo para toda população, um para os homens e um para as mulheres: a primeira consiste em verificar os efeitos das variáveis selecionadas sobre a entrada no mercado de trabalho rural para a população como um todo¹⁵. Basicamente este primeiro modelo é utilizado para evidenciar a necessidade de se tratar o mercado de trabalho de forma distinta, ou seja, modelos separados para homens e mulheres. As demais frentes de análise verificam como as variáveis selecionadas impactam sobre o sexo masculino e o feminino.

Iniciada as considerações sobre a participação do indivíduo no mercado de trabalho, pode-se afirmar que, caso as estimativas desconsiderassem o plano amostral complexo da PNAD, todas as variáveis teriam suas variâncias subestimadas, de acordo com a estatística MEFF da Tabela 2. Sendo assim, a consideração do plano amostral mostrou-se necessária para se obter estimativas não viesadas das variâncias dos regressores. Quanto à significância estatística, se verificou que os coeficientes de algumas variáveis não foram estatisticamente diferentes de zero¹⁶ em alguns modelos. Um exemplo são os coeficientes das variáveis das macroregiões do país, que apresentam significância estatística para o modelo de mulheres em algumas delas, mas não para o modelo de homens ou todos, justificando-se o tratamento de modelos diferenciados por gênero. A estatística de significância global (F) para os três modelos corroborou os resultados anteriores, sendo estatisticamente significativa a 1% e sugerindo que os modelos descrevem adequadamente os determinan-

¹⁵Este modelo será tratado nas tabelas como "Todos", ou seja, toda a população sem distinção de gênero.

¹⁶A 10% de significância.

tes da probabilidade de entrada do indivíduo no mercado de trabalho rural brasileiro.

Antes de iniciar a análise propriamente dita das variáveis, deve-se considerar que para o tratamento prático do modelo de seleção é necessário se levar em conta os efeitos marginais das variáveis, que na estimação do modelo Probit, não são constantes¹⁷. Por isso, não se pode interpretar diretamente os coeficientes, segundo Long & Freese (2006).

Para o primeiro modelo, que compreende toda a amostra, verifica-se que o fato de o indivíduo ser do sexo masculino eleva a probabilidade dele encontrar-se no mercado de trabalho rural em aproximadamente 50 p.p. Este resultado tende a demonstrar certa segmentação no mercado de trabalho rural, como destacado por Gandra (2002), e também confirma o apontado pela análise das estatísticas descritivas. No entanto, deve-se destacar que no meio rural existem mais atividades manuais, que demandam considerável esforço físico, tendo os homens maior inserção nessas atividades do que as mulheres, o que também pode afetar os diferenciais de remuneração.

Quanto à situação conjugal, no modelo para toda população esta variável não apresentou significância estatística a 10%. No entanto, para os modelos compostos de homens e de mulheres, a variável tem elevada significância estatística. No primeiro, o fato do homem ser casado eleva sua probabilidade de encontrar-se no mercado de trabalho rural em cerca de 4 p.p., enquanto que para as mulheres casadas a probabilidade de estar economicamente ativa é negativa, ou seja, as casadas tem probabilidade de 9 p.p. a menos de estar no mercado de trabalho rural que as demais mulheres. Estes resultados podem ser justificados pelas características culturais de diversas economias, como é o caso brasileiro, onde o homem assume o papel de provedor da família, enquanto a mulher tende a dedicar-se ao bem-estar da família. Um fator que pode acentuar esse efeito é o fato do homem receber, em média, no meio rural brasileiro, aproximadamente 2,75 vezes a mais que as mulheres.

Considerando-se agora pais ou mães solteiras no meio rural, os resultados apontam que, para os homens, o fato de não haver um cônjuge na família reduz a probabilidade dele encontrar-se no mercado de trabalho rural em 3 p.p. Por outro lado, para as mães solteiras existe impacto considerável, aumentando a probabilidade delas estarem no mercado de trabalho rural em 7,9 p.p. Este fato pode afetar de forma negativa os rendimentos destas mulheres, uma vez que a necessidade de prover o sustento dos filhos deve reduzir o salário reserva delas, impulsionando um hiato na renda entre mães solteiras e as demais mulheres no mercado. A variável rendimento familiar *per capita* mensal, tanto para homens quanto para mulheres, tende a reduzir a oferta de trabalho destes grupos. Porém, o impacto é significativamente maior para as mulheres. A cada R\$ 1.000,00 de incremento no rendimento familiar *per capita* mensal, a probabilidade das mulheres encontrarem-se economicamente ativas reduz em 18 p.p., enquanto para os homens o efeito é menor e não passa de 6,7 p.p.

A quantidade de adultos na família afeta negativamente a probabilidade do homem estar empregado em 1 p.p., sendo este efeito relativamente pequeno. No caso feminino, não se encontrou significância estatística entre membros na família e probabilidade de se estar empregado.

¹⁷ Como é tradicionalmente utilizado na literatura nacional e internacional, os efeitos marginais foram calculados no ponto médio da amostra.

As crianças na família apresentaram resultados interessantes para os casos dos homens e mulheres. Um filho pequeno adicional na família (0 a 5 anos) eleva a probabilidade do homem encontrar-se no mercado de trabalho rural em 3 p.p. Esse valor se reduz à medida que a idade dos filhos aumenta. Para filhos de 6 a 14 anos, a probabilidade é de 1,7 e para filhos homens de 15 a 17 anos o valor é de 1,1, mostrando que historicamente o indivíduo do sexo masculino comporta-se como provedor da família, mas que a responsabilidade sobre o homem como provedor da família vai se reduzindo à medida em que o ciclo de vida dos filhos avança. Contudo, para as mulheres, filhos adicionais pequenos reduzem a probabilidade de participação na força de trabalho em aproximadamente 4,7 p.p. Para os demais filhos, o valor é positivo. Este resultado comprova a hipótese de que as mulheres são compelidas ou incentivadas a abdicar, ao menos por determinado período de tempo, do mercado de trabalho rural em prol do bem-estar dos seus descendentes, sugere também que o salário reserva feminino tende a aumentar nas famílias onde estão presentes crianças pequenas. Por outro lado, esse resultado diferenciado entre homens e mulheres pode estar ligado também às possíveis transferências governamentais, como as provenientes do Bolsa Família. Se o montante de mulheres que recebe essa transferência for consideravelmente maior do que a de homens, esse programa poderia impactar sobre os resultados, porque com menos pressão sobre as mulheres (em termos de geração de renda) estas podem permanecer um tempo maior fora do mercado. Esta possibilidade será avaliada no item 4.4 adiante.

A idade e idade ao quadrado tiveram sinais condizentes com os encontrados na literatura, como por exemplo Resende (2006). Ou seja, observou-se um formato de U invertido na interação entre elas, de tal forma que o retorno sobre a experiência apresenta um ponto de máximo a partir do qual o retorno da renda é decrescente. O comportamento destas variáveis reflete a depreciação do capital humano ao longo do ciclo de vida. No presente estudo, o ponto de máximo encontra-se entre 42 anos de idade para os homens e 41 para as mulheres, sendo os valores próximos aos encontrados por Hoffmann & Simão (2005) para as mulheres.

Quanto à cor, os resultados indicam que não existe discriminação dos indivíduos para entrada no mercado de trabalho para pessoas situadas no meio rural brasileiro. Nenhum dos coeficientes apresentou significância estatística para cor ou raça nos três modelos considerados. Apesar de ser um resultado importante, deve-se avaliar também o efeito após os indivíduos estarem no mercado de trabalho rural, o que poderá ser verificado através das equações de rendimento. Cada ano adicional investido em educação formal eleva a probabilidade das mulheres participarem do mercado de trabalho rural em 1,80 p.p. Um resultado interessante é que, para os homens, a qualificação formal do indivíduo tem efeito menor do que o da mulher, ficando em 1,20 p.p. Ainda assim, pode-se inferir que o investimento em capital humano é fator de importância para a entrada de homens e mulheres no mercado de trabalho rural.

Por fim, os resultados para as regiões geográficas guardam semelhanças estreitas ao trabalho de Hoffmann & Simão (2005), principalmente quanto aos sinais encontrados. A região Sul é o único local onde se encontra uma relação positiva quanto à probabilidade da mulher estar empregada. Ou seja, as mulheres situadas no meio rural da região Sul do país tendem a apresentar 5,0 p.p. a mais de probabilidade de estarem economicamente ativas do que as

residentes no meio rural do Nordeste.

5.3 Equação de rendimento para o meio rural do Brasil

A Tabela 3 mostra os impactos das variáveis explicativas sobre o logaritmo dos rendimentos de todos os trabalhos sobre o total de horas trabalhadas no mês. Inicialmente verifica-se que a desconsideração da estrutura do plano amostral geraria resultados viesados da variância, uma vez que a estatística Meff¹⁸ apresentou valores positivos para todas as variáveis. Quanto à significância estatística, boa parte dos coeficientes das variáveis foram significativos a 1% e a estatística F, ou seja, a que capta o ajustamento global do modelo, segue o encontrado para o modelo Probit¹⁹ na Tabela 2. A respeito da razão inversa de Mills, variável Lambda, esta também foi estatisticamente significativa a 1% em todos os modelos, mostrando que sua inclusão era necessária para evitar o viés de seletividade nos três modelos.

Comparativamente às mulheres, os indivíduos do sexo masculino tendem a apresentar rendimento cerca de 14% mais elevado. Apesar da maior qualificação das mulheres, em termos de média de anos de estudo, estas apresentam rendimentos consideravelmente inferiores aos dos homens, refutando a idéia de que a maior qualificação do sexo feminino tenderia a deixá-las com rendimentos próximos aos obtidos pelos homens. Novamente deve-se recordar que as características das atividades desenvolvidas no meio rural, como as que demandam esforço físico, geram efeitos sobre a produtividade dos indivíduos e consequentemente sobre os diferenciais de renda.

Este resultado de diferencial de rendimentos é compatível com Santos et al. (2008), que demonstram que o *gap* de rendimento no mercado de trabalho por gênero é extremamente elevado, concluindo que o rendimento médio dos homens, em 2006, foi aproximadamente 1,5 vezes maior que o das mulheres.

A Figura 2 a seguir procura elucidar o diferencial por gênero existente entre os rendimentos no meio rural brasileiro. Os retornos em reais de homens e mulheres no meio rural brasileiro são apresentados para três níveis de formação: ensino fundamental completo, ensino médio completo e superior completo. Como se vê, a remuneração masculina é consideravelmente maior que a feminina, mesmo com níveis semelhantes de qualificação. Para homens e mulheres com nível superior, no meio rural, a renda do primeiro grupo chega a ser 52% mais elevada do que a das mulheres.

O fato dos indivíduos serem pais solteiros não apresentou significância estatística a 10%, em nenhum dos modelos considerados. Porém, em termos de horas trabalhadas, as mães solteiras trabalham em média 19 horas por semana contra 16 das demais mulheres com os homens ocorre o oposto. Enquanto pais solteiros tem uma jornada média de 30,6 horas por semana, os demais homens chegam a 37 horas, de acordo com os dados da PNAD 2007. Neste sentido, as mães solteiras devem realizar mais atividades para garantir o sustento dos descendentes do que as demais mulheres.

No meio rural, as mulheres casadas apresentam rendimento menor em comparação com as demais, em média 3,51%. Isso pode ser explicado pelo

¹⁸Misspecification Effect.

¹⁹Isso ocorre porque a equação de seleção e a equação de rendimento são estimadas conjuntamente pelo procedimento de Heckman.

Tabela 2: Equação de participação no mercado de trabalho rural utilizando o procedimento de Heckman, Brasil rural 2007*.

Variáveis explicativas	TODOS		HOMENS		MULHERES	
	COEF.	M.E.	COEF.	M.E.	COEF.	M.E.
Constante	-2,523	—	-0,960	—	-2,630	—
Gênero (Masculino)	1,470	1,950	—	—	—	—
Pai ou Mãe solteira	0,231	11,530	—	—	—	—
Situação conj. (casado)	0,010 ^{ns}	0,063	-0,022*	-0,030*	0,190	0,079
Rendimento Familiar ²	-1,000	0,004 ^{ns}	0,289	0,040	-0,220	-0,090
Num. adultos na Fam.	-0,041	-0,150	-0,460	-0,067	-0,450	-0,180
Crianças (0-5 anos)	-0,020 ^{ns}	-0,012	-0,070	-0,010	-0,010 ^{ns}	-0,000 ^{ns}
Crianças (6-14 anos)	0,070	-0,007 ^{ns}	0,210	0,030	-0,120	-0,047
Jovens Fam. Masculino	0,059*	0,020	0,120	0,017	0,040	0,015
Jovens Fam. Feminino	0,132	0,018*	0,070**	0,011**	0,020 ^{ns}	0,010 ^{ns}
Idade ² (dez. de anos)	1,193	0,039	0,110*	0,017*	0,090*	0,037*
Idade ² (dez. de anos)	-0,142	42 anos	1,070	42 anos	1,300	41 anos
Cor Amarela ou pardas	-0,020 ^{ns}	—	-0,128	—	-0,156	—
Cor preta ou indígena	-0,010 ^{ns}	-0,006 ^{ns}	-0,010 ^{ns}	-0,002 ^{ns}	-0,020 ^{ns}	-0,010 ^{ns}
Educação em anos	0,053	-0,004 ^{ns}	-0,020 ^{ns}	-0,003 ^{ns}	0,020 ^{ns}	0,010 ^{ns}
Efeito Limiar da Edu.	0,016 ^{ns}	0,016	0,080	0,012	0,047	0,018
Região Sudeste	-0,060 ^{ns}	0,005 ^{ns}	-0,090	-0,013	0,042*	0,016
Região Sul	0,069**	-0,010 ^{ns}	-0,08 ^{ns}	-0,01 ^{ns}	-0,070 ^{ns}	-0,020 ^{ns}
Região Centro-Oeste	-0,065 ^{ns}	0,020 ^{ns}	-0,040 ^{ns}	-0,006 ^{ns}	0,126**	0,050**
Região Norte	-0,050 ^{ns}	-0,020 ^{ns}	0,030 ^{ns}	0,004 ^{ns}	-0,120**	-0,050**
		-0,010 ^{ns}	0,030 ^{ns}	0,005 ^{ns}	-0,150*	-0,060*
Num. obs	26.124		15.672		10.452	
Pop. Considerada	12.825.634		7.652.810		5.172.824	
Estatística F (Prob)	0,00		0,00		0,00	

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos microdados da PNAD 2007.

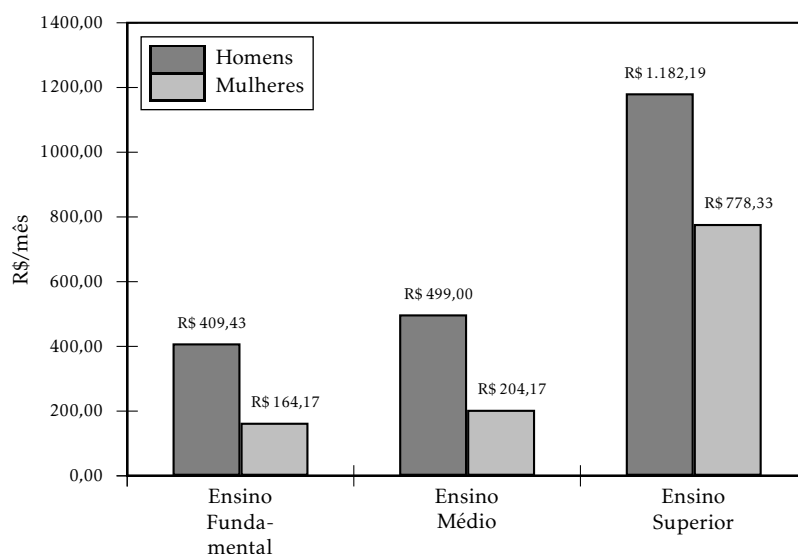
¹ M.E. significa *Marginal Effect* ou Efeito Marginal. MEFF significa *Misspecification Effect*.² O valor do efeito marginal da variável rendimento familiar encontra-se multiplicada por 1.000.

* Valor significativo a 5% de significância.

** Valor significativo a 10% de significância.

^{ns} Valor não significativo a 10% de significância.

Nota: Os valores não assinalados são significativos a 1% de significância.



Fonte: Elaboração dos autores a partir dos microdados da PNAD 2007.

*Ensino superior completo foi considerado para indivíduos com 15 anos de estudo.

Figura 2: Rendimento médio de todos os trabalhos para homens e mulheres no meio rural, 2007*

fato de que as casadas ofertam menos trabalho do que as demais, sendo esperado esse diferencial. No outro extremo, os homens casados tem rendimentos superiores aos demais na ordem de 2,54%.

Apesar da cor ou raça do indivíduo não afetar sua entrada no mercado de trabalho rural, este mesmo atributo influencia os rendimentos recebidos de todos os trabalhos, porém com efeitos bastante reduzidos. Este efeito é sentido tanto para homens como para mulheres, excetuando-se as mulheres pretas ou indígenas. Homens pardos ou amarelos possuem, em média, rendimentos 1,86% menores do que os brancos, enquanto que entre os pretos ou indígenas o efeito gira em torno de -1,72%. É interessante observar que este diferencial é maior para o caso das mulheres pardas, as quais recebem em média 2,64% a menos do que as brancas. Estes resultados mostram certa segmentação no mercado de trabalho rural quanto à cor ou raça, tanto para homens como para mulheres. Contudo, deve-se considerar que, em termos de anos de estudo médio, os brancos tem aproximadamente 6,12 anos contra 4,97 e 4,70 anos dos pretos ou indígenas e pardos ou amarelos. Para as mulheres, as brancas tem 6,6 anos de estudo enquanto as pretas ou indígenas e pardas ou amarelas ficam com 5,61 e 5,28 anos.

Quanto à análise sobre as regiões geográficas, os homens residentes no meio rural da região Norte do país são os que apresentam maiores rendimentos²⁰, comparativamente à região Nordeste, seguidos de Sul, Centro-Oeste e Sudeste, com valores em torno de 11,7%, 11,2%, 11,05% e 9,33%. Para as mulheres, a dinâmica é um pouco distinta, sendo as residentes na região Sul as que possuem os maiores rendimentos, com quase 17% a mais de renda do que as nordestinas.

²⁰O baixo número de observações para esta região pode ter influenciado os resultados.

Considerando-se os dados da variável “anos de estudo” e o limiar da educação, aqui considerado como o bônus recebido pelo indivíduo sobre seu investimento em qualificação, verifica-se que, até 5 anos de escolaridade, um ano adicional representa acréscimo, em média, de 1,4% no rendimento dos homens no meio rural. Todavia, levando-se em consideração os efeitos do limiar a partir de 6 anos de estudo, o acréscimo não apresentou significância estatística. Por outro lado, esses efeitos são maiores para as mulheres. Por exemplo, até 5 anos de escolaridade o retorno é de 2,16%, e a partir de 6 anos de estudo gera acréscimo em torno de 3,60%. Esses resultados demonstram que o investimento na aquisição de capital tem efeito maior sobre as mulheres.

Santos et al. (2008) afirmam que, para o mercado de trabalho como um todo, os retornos da educação apresentaram redução contínua entre 2002 e 2006. Embora a educação seja extremamente importante para explicar o nível de renda, o seu efeito tem reduzido com o tempo. Quanto à experiência, esta apresentou o sinal esperado para idade e idade ao quadrado, mostrando a relação em formato de U invertido, evidenciando que o capital humano deprecia-se ao passar do tempo, e que o retorno máximo no meio rural seria alcançado aos 45 anos.

5.4 Participação no mercado de trabalho rural das pessoas contempladas pelo programa bolsa família

Esta seção tem por objetivo verificar o possível efeito dos programas governamentais de transferência de renda sobre a decisão de participação de homens e mulheres no mercado de trabalho rural brasileiro. Como a PNAD (2007) não possui uma variável que possa ser utilizada para tal objetivo, desenvolveu-se a análise a partir de uma analogia entre as variáveis existentes. Ou seja, a variável “rendimentos de outras fontes” abarca várias formas de rendimentos não provenientes do trabalho, como por exemplo “outros rendimentos”. Inclui-se neste “outros rendimentos” o rendimento mensal normalmente recebido de programa oficial de auxílio educacional (como o Bolsa-Escola) ou social (Renda Mínima, Bolsa-Família, Benefício Assistencial de Prestação Continuada – BPC, Programa de Erradicação do Trabalho Infantil – PETI) e outros²¹.

Então, considerando-se que a categoria “outros rendimentos” abrange as transferências do Programa Bolsa Família, foi feito um corte na amostra para considerar apenas as pessoas que eram possíveis candidatas a receberem esses recursos. Os valores pagos pelo programa Bolsa Família são, conforme descreve o Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome, de acordo com a Lei n. 10.836 de 9 de Janeiro de 2004, entre R\$ 20,00 e R\$ 182,00, por família²². O corte realizado consistiu em considerar apenas as famílias que tiveram renda de outras fontes entre R\$ 20,00 e R\$ 182,00, retirando ou ao menos minimizando a possível ocorrência de rendimentos como os provenientes de pensão, aluguel etc.

A Tabela 4 a seguir é um indicativo de que o diferencial de sinal para homens e mulheres na oferta de trabalho está altamente relacionado aos recursos recebidos das transferências do governo. Do total de 2.404.783 de pessoas que receberam estes recursos de transferências do governo, mais de 85% eram

²¹ Conforme definição das notas metodológicas da PNAD 2007.

²² Os detalhes sobre os critérios de elegibilidade das famílias podem ser encontrados junto ao Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome.

Tabela 3: Equação de rendimento utilizando o procedimento de Heckman, Brasil rural 2007*.

Variáveis explicativas	TODOS		HOMENS		MULHERES	
	COEF.	M.E.	COEF.	M.E.	COEF.	M.E.
Constante	0,5100 ^{ns}	—	0,7300	—	-0,0300 ^{ns}	—
Gênero (Masculino)	0,1300 ^{**}	13,87%	—	—	—	—
Pai ou Mãe solteira	0,0090 ^{ns}	—	—	—	—	—
Situa. conj. (casado)	0,0120 [*]	1,25%	0,0250	2,54%	0,0120 ^{ns}	—
Idade (dez de anos)	0,1720	45 anos	0,1240	45 anos	-0,0350	-3,51%
idade*2 (dez anos)	-0,0190	—	-0,0136	—	0,3930	44,6 anos
Cor amar. ou pardas	-0,0200	-1,98%	-0,0180	-1,86%	-0,0450	—
Cor preta ou ind.	-0,0000 ^{ns}	—	-0,0170	-1,72%	-0,0260	-2,64%
Educação (anos)	0,0140	1,39%	0,0130	1,40%	0,0200 ^{ns}	—
Efeito Limiar (edu)	0,0080	2,24%	0,0010 ^{ns}	—	0,0200	2,16%
Região Sudeste	0,0890	9,35%	0,0890	9,33%	0,0130	3,59%
Região Sul	0,1140	12,13%	0,1000	11,28%	0,1000	10,62%
Região Centro-Oeste	0,1050	11,03%	0,1000	11,05%	0,1500	16,75%
Região Norte	0,1060	11,14%	0,1100	11,72%	0,1400	12,12%
Lambda	0,9420	—	0,9800	—	0,0900	10,09%
Num. obs	26.124	—	15.672	—	1.4200	—
Pop. Considerada	12.825.634	—	07.652.810	—	10.452	—
Estatística F (Prob)	0,00	—	0,00	—	05.172.824	—
					0,00	—

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos microdados da PNAD 2007.

A variável dependente considerada é o logaritmo do rendimento de todos os trabalhos sobre o total de horas trabalhadas. M.E. significa *Marginal Effect* ou Efeito Marginal. MEFF significa *Misspecification Effect*.

* valor significativo a 5% de significância.

** valor significativo a 10% de significância.

ns valor não significativo a 10% de significância.

os valores não assinalados são significativos a 1% de significância.

mulheres. Ao se considerar apenas as famílias, ou seja, através do chefe destas, ainda assim as mulheres apresentam o maior montante, com 51%. Então, imaginando que o recurso recebido pelo programa reduz a vulnerabilidade da família e do indivíduo, pode-se considerar que estes programas também afetam a decisão de oferta de trabalho, principalmente para as mulheres, que correspondem a 85% dos contemplados.

Tabela 4: Total de pessoas que receberam recursos do Bolsa Família, Brasil rural 2007.

Contemplados com o Bolsa Família	Total	Percentual (%)
Homens	349.817	14,55
Mulheres	2.054.966	85,45
Homens chefes de família	279.628	49,10
Mulheres chefes de família	289.885	50,90

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos microdados da PNAD 2007.

Utilizando a equação de participação para este corte, pode-se chegar a algumas conclusões adicionais. A Tabela 5 a seguir mostra os resultados para algumas variáveis selecionadas²³ da equação de participação, considerando o corte de indivíduos que receberam os recursos do Bolsa Família. Primeiramente não será possível fazer nenhuma comparação entre homens e mulheres, uma vez que a variável "*Lambda*" para os homens não foi estatisticamente diferente de zero, sugerindo que não existe correlação entre a equação de participação e a de rendimentos. Contudo, pode-se fazer uma comparação entre as mulheres que recebem essas transferências em relação ao universo de mulheres, ou seja, comparar os resultados das Tabelas 2 e 5.

Inicialmente, nas três variáveis comparadas, os efeitos foram mais fortes para as que recebiam recursos do programa Bolsa Família. Por exemplo, no grupo mais geral das mulheres, o fato da mulher ser casada reduz sua oferta de trabalho em 9 p.p., enquanto para as que recebem recursos do programa Bolsa Família a oferta reduz em 12 p.p. Considerando-se o rendimento familiar *per-capita* mensal, os efeitos são ainda maiores. Enquanto que cada R\$ 1.000,00 de incremento no rendimento familiar reduz a probabilidade de uma mulher encontrar-se economicamente ativa em 18 p.p., para as que recebem os recursos do governo o efeito é mais que o dobro, alcançando 50 p.p. Finalizando, ao se considerar a existência de criança pequena na família, novamente o efeito é maior para as mulheres que receberam recursos do Bolsa Família, no sentido de redução da oferta de trabalho em 7 p.p. contra 4,7 p.p. das demais mulheres.

Como as famílias pobres e em extrema pobreza são o foco do programa Bolsa Família, pode-se inferir que esse tipo de transferência tem um efeito renda muito mais elevado sobre as mulheres que o recebem do que o que seria sentido se as demais mulheres da população tivessem um incremento de renda de, por exemplo, R\$ 182,00, podendo-se então justificar os diferenciais na magnitude das variáveis. A título de exemplo, a renda média de todos os trabalhos das mulheres que receberam o Bolsa Família na PNAD 2007 foi de

²³Esta equação foi gerada como as demais, ou seja, utilizando-se o procedimento de Heckman. A Tabela 5 é apenas um resumo de todos os resultados. Este procedimento foi adotado porque a grande maioria das variáveis não foram estatisticamente diferentes de zero.

Tabela 5: Equação de participação no mercado de trabalho rural para indivíduos que receberam recursos do Bolsa Família, Brasil rural 2007* variáveis selecionadas.

Variáveis explicativas	TODOS		HOMENS		MULHERES	
	COEF.	M.E.	COEF.	M.E.	COEF.	M.E.
Constante	-3,080	-	-4,260	-	-2,570	-
Situação conj. (casado)	NS	NS	NS	NS	-0,030**	-0,120**
Rendimento Familiar ²	-0,103**	-0,040**	NS	NS	-0,120	-0,050
Crianças (0-5 anos)	-0,160	-0,064	NS	NS	-0,170	-0,070
Crianças (6-14 anos)	NS	NS	0,310**	0,001**	NS	NS
Lambda ³	-0,060*	-	NS	NS	-0,110*	NS
Num. obs	2.726		527		2.199	
Pop. Considerada	1.327.350		263.726		1.063.624	
Estatística F (Prob)	0.00		0.00		0.00	

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos microdados da PNAD 2007.

1 M.E. significa *Marginal Effect* ou Efeito Marginal. MEFF significa *Misspecification Effect*.

2 O valor do efeito marginal da variável rendimento familiar encontra-se multiplicada por 100.

3 A variável Lambda foi apresentada nesta equação apenas por conveniência de análise.

* valor significativo a 5% de significância.

**

valor significativo a 10% de significância.

NS valor não significativo a 10% de significância.

os valores não assinalados são significativos a 1% de significância.

R\$ 77,72. Ou seja, uma adição na renda de até R\$ 182,00, corresponde a mais de 2 vezes a renda média, gerando assim grande impacto sobre a tomada de decisão feminina de ofertar ou não trabalho.

6 Conclusões

Sobre a participação no mercado de trabalho rural, os resultados mostram que um filho pequeno adicional na família eleva a probabilidade do homem encontrar-se no mercado de trabalho rural, indicando que historicamente o indivíduo do sexo masculino comporta-se como provedor da família. Para as mulheres, filhos adicionais reduzem a probabilidade de participação na força de trabalho, comprovando que as mulheres são compelidas a abdicar, ao menos por determinado período de tempo, do mercado de trabalho rural, em prol do bem-estar dos seus descendentes, o que permite inferir que o salário reserva da mulher tende a aumentar nas famílias onde estão presentes crianças. Ademais, mulheres casadas tendem a reduzir sua participação no mercado de trabalho rural. Este efeito pode ser ampliado ainda pelas transferências de renda governamentais. Os resultados indicaram adicionalmente que existem diferenciais ou *gaps* na seleção e nos rendimentos de indivíduos no mercado de trabalho rural por gênero e raça ou cor, não se podendo afirmar com certeza até que ponto eles são ocasionados por discriminação ou segmentação. Alguns fatores apontam para existência de discriminação por gênero no meio rural brasileiro. Como exemplo, o rendimento médio dos homens é praticamente três vezes superior ao das mulheres, sendo superior também quando comparado em termos de horas trabalhadas no mês. Mas, por outro lado, no meio rural a demanda por trabalhos manuais tende a ser elevada, e neste caso, por questões fisiológicas, a produtividade masculina é superior, o que corrobora, ao menos em parte, o maior rendimento. Porém, quando comparados homens e mulheres com o mesmo nível de escolaridade, novamente verificam-se retornos maiores para os homens.

Por outro lado, ao se considerar os resultados para as equações de rendimento, o incremento de renda devido ao investimento em capital humano gera efeitos maiores sobre a renda feminina do que para os homens. Contudo, deve ficar claro que, como a análise é feita em relação a ganhos percentuais, isso não significa que os rendimentos são equilibrados, como constatado anteriormente. Ainda sobre esta questão, o bônus sobre a qualificação não apresentou significância estatística para os homens, mas foi positivo para as mulheres.

Outra questão relevante são os diferenciais entre mães solteiras e as demais mulheres. As mães solteiras têm maior necessidade de encontrar alguma atividade para garantir o sustento da família, aumentando a probabilidade de estarem no mercado de trabalho rural. Elas trabalham em média 3 horas a mais por semana que as demais mulheres. Adicionalmente, foi possível constatar que os recursos provenientes do Bolsa Família geram grande influência sobre a decisão de oferta de trabalho das mulheres no meio rural.

Em termos de cor ou raça, apesar de não se verificar restrições à entrada no mercado, os rendimentos apresentam resultados distintos, porém com reduzida magnitude. Os negros tem em média rendimentos 1,72% mais baixos que os brancos. O impacto é maior para os pardos, com rendas cerca de 1,86% menores que os brancos, e as mulheres pardas cerca de 2,64% menores. No

entanto, o montante de anos de estudo dos brancos é relativamente mais elevado que os demais grupos, sendo 6,1 anos de estudo em média contra 4,7 dos pardos e 4,9 dos negros. O mesmo ocorre com as mulheres brancas frente às demais, sendo 6,6 anos contra 5,2 e 5,6 de pardas e negras. Pode-se dizer então que os diferenciais de rendimentos entre negros e brancos ou pardos e brancos seriam decorrentes do desnível educacional, o que remeteria a uma análise sobre desigualdades de oportunidades.

Por fim, analisando-se os investimentos em capital humano, ou seja, as variáveis escolaridade e efeito limiar da educação, idade e idade ao quadrado, constatou-se que a *proxy* de experiência apresentou o comportamento esperado de uma trajetória parabólica, indicando que os retornos da experiência são crescentes até um ponto de máximo e, a partir deste, tornam-se decrescentes, corroborando a teoria de que o capital humano se deprecia ao longo do tempo. Quanto à educação, confirmou-se que os retornos dos rendimentos de todos os trabalhos sobre o nível de escolaridade têm incrementos a partir de seis anos de estudo para o caso feminino, sugerindo que investimento em educação é uma importante fonte de geração de renda feminina²⁴.

Referências Bibliográficas

- Barros, R. P. & Mendonça, R. (1995), Bem-estar, pobreza e desigualdade de renda: uma avaliação da evolução histórica e das disparidades regionais, Technical report, IPEA.
- Becker, G. S. (1985), 'Human capital, effort, and sexual division of labor', *Journal of Labor Economics* 3, 33–58.
- Berndt, E. (n.d.), *The practice of econometrics . classic and contemporary*, Addison-Wesley Publishers.
- Browne, I. (1997), 'Explaining the black-white gap in labor force participation among women heading households', *American Sociological Review* 62, 236–252.
- da Silva, J. G. & Grossi, E. D. (2001), O novo rural brasileiro: uma atualização para 1992-98, Technical report, UNICAMP.
- Davies, H. & Joshi, H. (1998), 'Gender and income inequality in the uk 1968-1990: The feminization of earnings or poverty?', *Journal of The Royal Statistical Society* 161, 33–61.
- Entwistle, B., Henderson, G. E., Short, S. E., Bouma, J. & Fengying, Z. (1995), 'Gender and family businesses in rural china', *American Sociological Review* 60, 36–57.
- Gandra, R. M. (2002), O debate sobre a desigualdade de renda no Brasil: da controvérsia dos anos 70 ao pensamento hegemônico nos anos 90, Master's thesis, UFF.

²⁴Cabe por último ressaltar que, em termos metodológicos, dois pontos garantiram robustez aos resultados da pesquisa. Primeiramente, a consideração do plano amostral é fator extremamente importante para obter estatísticas não viesadas da variância dos regressores. Ademais, a incorporação da razão inversa de Mills evitou o viés de seletividade na estimação da equação de rendimento. Finalmente, a separação dos modelos em termos de gênero foi relevante para se captar os diferentes impactos no mercado de trabalho rural masculino e feminino.

Greene, W. H. (2003), *Econometric Analysis*, Prentice-hall.

Guimarães, P. W. (2007), Variação de renda familiar, desigualdade e pobreza no Brasil., PhD thesis, Universidade Federal de Viçosa.

Hasenbalg, C. A. (1992), A pesquisa das desigualdades raciais no Brasil., in 'Relações raciais no Brasil contemporâneo', Fundo Editora.

Heckman, J. J. (1979), 'Sample selection bias as a specification error', *Econometrica* **47**, 153–161.

Hoffmann, R. & Leone, E. T. (2004), 'Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade da renda domiciliar per capita no Brasil: 1981-2002', *Nova Economia* **14**, 35–58.

Hoffmann, R. & Simão, R. C. S. (2005), 'Determinantes do rendimento das pessoas ocupadas em minas gerais em 2000: o limiar no efeito da escolaridade e as diferenças entre mesorregiões.', *Nova Economia* **15**, 35–62.

Kish, L. (1965), *Survey Sampling*, Wiley.

Long, J. S. & Freese, J. (2006), *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata.*, College Station Texas.

Lovell, P. (1994), 'Race, gender and development in Brazil.', *Latin American Research Review* **29**, 7–35.

Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, National Bureau of Economic Research.

Neder, H. D. (2006), 'Indicadores sociais no Brasil: uma análise de sua evolução em período recente', *Parcerias Estratégicas* **11**(22).

Ney, M. G. & Hoffmann, R. (2003), 'Desigualdade de renda na agricultura: o efeito da posse da terra.', *Economia* **4**, 113–152.

Pettersen, T. & Morgan, L. (1995), 'Separate and unequal: Occupation-establishment sex segregation and gender wage gap.', *American Journal of Sociology* **101**, 329–365.

PNUD (2005), Relatório do desenvolvimento humano 2005, Technical report, PNUD.

Posthuma, A. C. & Lombardi, M. R. (1996), Gênero e exclusão no novo paradigma produtivo, in 'XX Encontro Anual de ANPOCS'.

Resende, J. L. (2006), Metas de inflação, câmbio flexível e autonomia de política monetária, Master's thesis, CEDEPLAR/UFMG.

Santos, G. C., Bastos, P. M. A. & Rocha, L. E. V. (2008), Determinantes da renda do trabalho no Brasil no período de 2002 a 2006, in 'XLVI Congresso da SOBER'.

Santos, G. C., Fontes, R. M. O., Bastos, P. M. A. & Lima, J. E. (2009), Inequality in the Brazilian labor market: A heckman's procedure analysis, in '16th Symposium on Public Economics, The Financial Crisis and Public Sector'.

Scorzafave, L. G. & Menezes-Filho, N. A. (2001), 'Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **31**, 441–447.

Silva, P. L. N., Pessoa, D. G. C. & Lila, M. F. (2002), 'Análise estatística de dados da pnad: incorporando a estrutura do plano amostral', *Ciência Saúde Coletiva* **7**, 659–670.

Skinner, C. (1989), *Analysis of Complex Surveys*, John Wiley & Sons.