

## DETERMINANTES DA OCUPAÇÃO DO NÚCLEO FAMILIAR COMPOSTO NA ÁREA RURAL DO BRASIL

Adriano Marcos Rodrigues Figueiredo \*

José Manuel Carvalho Marta \*\*

Patrick Wöhrle Guimarães \*\*\*

### RESUMO

A agricultura brasileira enfrentou profundas transformações em relação ao emprego agrícola durante a década de 90. Visando investigar qual foi o impacto desse processo nos determinantes da ocupação das famílias constituídas por núcleo composto, analisa-se a probabilidade de ocupação no mercado de trabalho de maridos e esposas da área rural do Brasil. Os dados utilizados nesse estudo foram obtidos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para o ano de 2008 com todas as características do seu plano amostral complexo (peso, estrato e unidade primária) e a análise é feita para a área rural do Brasil. Adicionalmente, faz-se uso do modelo Probit Bivariado Aparentemente Não relacionado (BIPROBIT) para determinar se há interação das características que determinam a ocupação de maridos e esposas no mercado de trabalho rural brasileiro. Os resultados obtidos mostraram que há interação das características que determinam a ocupação do núcleo familiar composto rural, mas que as características relevantes para essa ocupação variam consideravelmente conforme se considere marido ou esposa.

**Palavras-chave:** Mercado de Trabalho; BIPROBIT; Amostra Complexa.

**Classificação JEL:** J10, J43, R23

### ABSTRACT

*Brazilian agriculture has presented deep changes in relation to agricultural employment during the decade of 90. In order to investigate what was the impact of this process in determining the occupancy in nuclear families, this article analyzes the probability of occupation of husbands and wives in the Brazilian rural labor market. The data used in this article was obtained from the National Household Sample Survey (PNAD) for 2008 with all the features of its complex sampling design (weight, strata and primary sampling unit) for the rural area of Brazil. Additionally, this article makes use of the Seemingly Unrelated Bivariate Probit model (BIPROBIT) to determine if there is interaction of the characteristics that determine the occupation of husbands and wives in the rural labor market in Brazil. The results showed that there is interaction of the characteristics that determine the occupation of the rural nuclear family but that those relevant for this occupation vary considerably depending on whether take into account husband or wife.*

**Key words:** Labor Market; BIPROBIT; Complex Sample.

**JEL Classification:** J10, J43, R23

\* Doutor em Economia Aplicada (UFV).

\*\* Doutor em Planejamento Energético e pesquisador catedrático em Desenvolvimento na cadeira de Sergio Buarque de Holanda junto ao IPEA.

\*\*\* Bolsista de Pós-Doutorado em Economia (CAPES/PNPD), Doutor em Economia Aplicada (UFV). E-mail: [probabilidade@gmail.com](mailto:probabilidade@gmail.com).

Recebido em: 31/08/2010.

Aceito em: 14/10/2010.

## 1. Introdução

O emprego e o trabalho na agricultura brasileira têm sido objeto de profundas análises em períodos mais recentes e uma das possíveis justificativas para isso é que o setor vem passando por profundas transformações ao longo dos últimos 30 anos. Entre tais mudanças pode-se destacar a emergência de um novo padrão de ruralidade expressada pelo aumento de populações com residência rural, mas com ocupações em atividades não agrícolas (DEL GROSSI; GRAZIANO DA SILVA, 2006).

Adicionalmente, o meio rural brasileiro incorpora contínuo progresso técnico na produção agropecuária, com aumentos da produção agrícola, da produtividade, e na demanda de qualificação de mão de obra agropecuária, com deslocamento e ampliação no espaço de determinadas culturas. Essas transformações dissociam o mercado de trabalho agrícola do mercado de trabalho rural, sendo importante analisar a origem principal da renda do domicílio (atividades agrícolas e não agrícolas) e o local da residência (rural ou urbana) <sup>1</sup>.

No entanto, a área rural ainda apresenta determinadas características tais como: menor nível de renda *per capita*; famílias mais numerosas; piores condições de moradia; piores indicadores de educação (maior analfabetismo e menor escolaridade); maior relevância das transferências de renda para composição da renda familiar; e gastos maiores das famílias em alimentação em detrimento dos gastos em educação, saúde e habitação (CAMPOLINA et al., 2009).

Santos et al. (2009) estabelecem que há traços de segmentação no mercado rural brasileiro por gênero, raça ou cor. Tais autores mostram que embora as mulheres apresentem um nível de qualificação médio maior que o dos homens, observa-se que o rendimento destes tende a ser cerca de 21% mais elevado do que o do sexo feminino e também que o efeito limiar (bônus pela qualificação) da educação gera impactos maiores para indivíduos do sexo masculino do que para as mulheres.

Essa segmentação do mercado de trabalho rural pode estar mais relacionada com a questão da pluriatividade do que um diferencial de gênero. A pluriatividade é uma estratégia das famílias caracterizada pela combinação de mais de um tipo de ocupação (agrícolas e não agrícola) por membros de uma única família rural. Arnalte (1997) ressalta que a inserção das mulheres no mercado de trabalho não agrícola e a questão da

---

<sup>1</sup> Em relação a essa dissociação, Campolina et al. (2009) estabelecem que 70% dos trabalhadores engajados em atividades agrícolas residem no campo e 73% dos moradores no campo desenvolvem atividades primárias.

pluriatividade é uma escolha das mulheres de sustentar uma qualificação e um desenvolvimento profissional e não apenas uma escolha motivada por razões econômicas como geralmente se justifica <sup>2</sup>.

De toda forma, as transformações ocorridas no espaço rural brasileiro guardam estreita relação com o que verificou nas áreas urbanas do país. Marri e Wajnman (2007) analisando o mercado de trabalho urbano mostram que o padrão “tradicional” dos casais, no qual os homens têm a função de principal provedor da renda familiar, tem dado espaço a um novo padrão em que as mulheres não só contribuem com parte significativa do orçamento familiar, como em muitos casos são seus principais provedores. Na área rural, esse padrão “tradicional” de arranjo familiar também tem se modificado e isso tem gerado uma ruptura do grupo de trabalho familiar com menor controle dos recursos de trabalho por parte do chefe da família (SCHNEIDER; RADOMSKY, 2004).

Barros e Mendonça (1989) argumentam que o desemprego do chefe de família é um forte determinante da participação no mercado de trabalho de mulheres cônjuges na área urbana. Em contrapartida, na área rural o processo de modernização tecnológica e a questão da pluriatividade têm permitido uma maior inserção da mulher no mercado de trabalho. Kreps e Clark (1975) apontam que a participação das mulheres casadas na força de trabalho é uma função: a) da idade e da escolaridade da esposa; b) do número e da idade dos filhos; c) da posição ocupacional do marido; e d) de outras fontes de renda familiar.

Sedlacek e Santos (1991) mostram que variações na taxa de participação das mulheres cônjuges no mercado de trabalho são um elemento fundamental para a determinação da capacidade da família se adaptar a crise no mercado de trabalho brasileiro ou às diversas fases do ciclo econômico. No entanto, as mudanças nos mercados de trabalho (flexibilidade, múltiplas ocupações) e as alterações no núcleo familiar composto (pluriatividade, mudanças nas relações de gênero) são mais complexas de serem interpretadas na área rural do que na área urbana.

Visando contribuir com essa interpretação das mudanças que ocorrem no mercado de trabalho rural e investigar quais são os aspectos que afetam as decisões de ocupação das famílias constituídas por núcleo composto<sup>3</sup> fazendo uso de uma perspectiva de gênero

---

<sup>2</sup> Como o mercado de trabalho não agrícola exige maior qualificação dos trabalhadores, nem sempre o ingresso da mulher nesse mercado implica em maiores salários comparativamente ao seu nível de educação e muitas vezes o seu cônjuge que permaneceu na atividade agrícola com menor nível de escolaridade recebe uma remuneração relativamente maior a essa variável (educação) e isso erroneamente é interpretado numa perspectiva de gênero.

<sup>3</sup> Núcleo composto ou famílias nucleares são aquelas constituídas pelo marido, a esposa e “potencialmente” pelos filhos.

(feminino) e de raça (negra), esse artigo analisa a probabilidade de ocupação no mercado de trabalho de maridos e esposas da área rural do Brasil. Os dados utilizados nesse estudo foram obtidos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para o ano de 2008 com todas as características do seu plano amostral complexo (peso, estrato e unidade primária) e a análise é feita para a área rural do Brasil. Adicionalmente, faz-se uso do modelo Probit Bivariado Aparentemente Não Relacionado (BIPROBIT) para determinar se há interação das características que determinam a ocupação de maridos e esposas no mercado de trabalho rural brasileiro.

Para atingir esses objetivos, esse artigo divide-se em cinco seções, além dessas considerações introdutórias. Na segunda seção apresenta-se uma breve revisão relacionando mercado de trabalho e determinantes da ocupação. A terceira seção apresenta a fonte de dados utilizada e a definição das variáveis. Posteriormente, a quarta seção apresenta a metodologia utilizada para estimar o impacto das variáveis consideradas sobre as probabilidades de ocupação do núcleo familiar composto (maridos e esposas). Por fim, a quinta seção apresenta os resultados e o último item as conclusões obtidas.

## **2. Mercado de trabalho e ocupação**

O núcleo familiar tem uma grande influência na decisão de um indivíduo trabalhar ou não (JATOBÁ, 1994). De acordo com as características da família (educação, número de filhos menores, raça, idade, composição sexual, etc.) e o grau de interdependência das decisões dos seus membros, há maior ou menor possibilidade de ocupação.

Um conceito oriundo da teoria da oferta de trabalho e que mostra a interdependência do núcleo familiar é o efeito ‘trabalhador adicional’ (TA). O efeito TA é normalmente estimado na literatura através do aumento na oferta de trabalho de mulheres casadas cujos maridos se tornaram desempregados. A queda na renda real das famílias em períodos de recessão faz com que haja uma entrada de outros membros da família no mercado de trabalho remunerado, com o objetivo de manter o nível de consumo domiciliar inalterado.

O efeito TA é uma simples aplicação da teoria tradicional de oferta de trabalho num contexto familiar. Em geral, um casal escolhe entre trabalho remunerado, trabalho doméstico e lazer com base na maximização de uma função utilidade conjunta. A decisão de participar da força de trabalho por parte da mulher casada se baseia na comparação entre o salário de mercado e o seu salário de reserva. Uma mulher, que não participa da força de trabalho, ao decidir ofertar ou não trabalho, compara a perda de utilidade ao

ingressar no mercado de trabalho, decorrente de menos tempo disponível para o lazer e/ou trabalho doméstico, com os ganhos auferidos no caso de encontrar um trabalho remunerado.

Considerando que a renda familiar é a soma dos salários tanto do marido quanto da esposa, há uma redução no salário de reserva da mulher casada quando seu marido perde o emprego. No caso, há um efeito renda causado pela queda na renda familiar, e um efeito substituição propiciado pelo maior tempo do marido para as tarefas domésticas (SPLETZER, 1997). Desta forma, uma mulher cujo marido se encontra desempregado tem uma maior propensão a entrar no mercado de trabalho e a aceitar uma proposta de emprego e isso configura o efeito TA (LUNDBERG, 1985).

Como as decisões de oferta de trabalho se dão num contexto intertemporal, movimentos transitórios de redução de renda, causados, por exemplo, pela perda de emprego por parte do marido, não deveriam gerar um efeito renda significativo, uma vez que a variável relevante para esta decisão é a renda permanente. No entanto, o efeito renda pode ser significativo para trabalhadores com restrições de crédito, o que é mais provável de ocorrer em economias menos desenvolvidas como a brasileira (FERNANDES; FELÍCIO, 2005).

Spletzer (1997) analisa o efeito TA no mercado de trabalho norte-americano e encontra que há evidências de uma maior taxa de transição de fora para dentro da força de trabalho entre mulheres casadas cujos maridos perderam o emprego <sup>4</sup>. Adicionalmente, o efeito TA também contribuiu com o aumento da taxa de desemprego visto que faz com que mais pessoas que antes estavam fora da força de trabalho voltem a procurar emprego.

### **3. Fonte de dados e definição das variáveis**

Os microdados utilizados nesse artigo foram extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do ano de 2008. A PNAD é uma pesquisa que incorpora todos os aspectos que definem um “plano amostral complexo” <sup>5</sup>: estratificação das unidades de amostragem, conglomeração (seleção da amostra em vários estágios, com

---

<sup>4</sup> Mesmo controlando para características pessoais da esposa, como idade, educação e número de filhos, o efeito trabalhador adicional ainda se mostra estatisticamente significativo.

<sup>5</sup> Um plano amostral complexo pode envolver estratificação, conglomeração, subamostragem, probabilidades desiguais de seleção e outras formas de seleção controlada (LEE; FORTHOFFER; LORIMOR, 1986).

unidades compostas de amostragem)<sup>6</sup>, probabilidades desiguais de seleção em um ou mais estágios e ajustes dos pesos amostrais para calibração com os totais populacionais conhecidos (NASCIMENTO SILVA; PESSOA; LILA, 2002).

A análise de dados amostrais complexos deve ser feita utilizando todas as informações do desenho amostral da pesquisa e mensurando os efeitos dessa estrutura nas estimativas. O desenho amostral da PNAD é definido através de três informações complementares: os pesos de expansão da amostra, o estrato e a unidade primária de amostragem (UPA ou PSU<sup>7</sup>). Esse conjunto de informações permite mensurar o efeito do desenho amostral nas estimativas e deve ser selecionado junto com as variáveis de interesse na PNAD<sup>8</sup>.

Os dados selecionados para o cálculo das equações de ocupação do núcleo familiar composto (maridos e esposas) no mercado de trabalho brasileiro foram obtidos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do ano de 2008 e levando em conta apenas a região rural do Brasil<sup>9</sup>. Em relação à composição do núcleo familiar composto, foram consideradas apenas famílias com chefe e cônjuge (casais) com rendimento domiciliar *per capita* não nulo conforme a Tabela 1.

Nesse universo de 6.852.580 famílias da área rural (casais brasileiros) foram selecionadas variáveis adicionais na PNAD de 2008 que refletissem atributos que determinassem a ocupação no mercado de trabalho rural brasileiro<sup>10</sup>. Para isso, as amostras (famílias) foram divididas entre maridos e esposas que estavam ocupados ou não no mercado de trabalho no ano de 2008, e a partir dessa estratificação foram consideradas as variáveis descritas pela Tabela 2.

---

<sup>6</sup> Um conglomerado pode ser definido como unidades amostrais que contêm um conjunto de elementos de uma população. Por exemplo, ao procurar estimar a proporção de pessoas analfabetas em um município, podem-se considerar como conglomerados os bairros, as ruas, os quarteirões ou as residências.

<sup>7</sup> PSU é a abreviação de *primary sampling unit* que em português recebe a denominação de unidade primária de amostragem (UPA).

<sup>8</sup> Skinner, Holt e Smith (1989) desenvolveram uma medida intitulada EPA Ampliado (*Meff* – *Misspecification effect*) que permite mensurar os efeitos de especificação incorreta tanto do plano amostral quanto do modelo ajustado.

<sup>9</sup> Marri e Wajnman (2007) estabelecem que tanto a dinâmica de participação econômica quando a composição familiar da renda são muito distintas nos contextos rurais e urbanos. Guimarães e Santos (2010) analisaram os determinantes de ocupação do núcleo familiar composto apenas na área urbana e o presente artigo complementa essa análise.

<sup>10</sup> Para fins de comparação entre a área urbana e a área rural, as variáveis utilizadas nesse estudo foram as mesmas selecionadas em Guimarães e Santos (2010). A escolha de tais autores por esse bloco de variáveis foi feita após uma profunda revisão da literatura sobre os determinantes de ocupação do núcleo familiar composto no Brasil e no mundo.

Tabela 1. Distribuição das famílias conforme a composição do núcleo familiar composto da região rural do Brasil para o ano de 2008\*.

<b>Composição do Núcleo</b>	<b>Nº de famílias</b>	<b>% em relação ao total de famílias**</b>
<b>Famílias com chefe e cônjuge (casais)</b>	<b>6.852.580,00</b>	<b>100</b>
Chefes homens	6.431.364,00	93,85
Chefes mulheres	421.216,00	6,15
<b>Casais com duplo rendimento do trabalho</b>	<b>4.320.474,00</b>	<b>63,05</b>
Chefes homens	4.074.622,00	59,46
Chefes mulheres	242.852,00	3,59

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 2008.

Notas: \*Corresponde somente à área rural do Brasil, \*\*=% em relação ao total de famílias.

Tabela 2. Descrição das variáveis utilizadas nas equações de participação de maridos e esposas no mercado de trabalho brasileiro para a área rural no ano de 2008.

Variáveis	Tipo	Descrição das variáveis	Marido	Esposa
			Média	
Ocupação no mercado de trabalho (ocup)	Binária	1 se o indivíduo está ocupado na semana de referência e zero caso contrário.	0,9248	0,6737
Escolaridade (escol)	Contínua	Escolaridade medida em anos.	3,8014	4,6804
Experiência (exp)	Contínua	Experiência medida em anos.	35,6238	30,4102
Experiência <sup>2</sup> (expqua)	Contínua	Experiência ao quadrado.	1554,889	1206,046
Escol. X Exp. (esceexp)	Contínua	Variável multiplicativa da escolaridade versus experiência.	102,4629	104,5826
Filho	Binária	1 se o casal possui filhos menores de 14 anos de idade e zero caso contrário.	0,3662	0,3662
Chefe	Binária	1 se a esposa é chefe da família e zero caso contrário.	0,0611	0,0614
Cor/raça	Binária	1 se o indivíduo for da raça negra e zero caso contrário.	0,4162	0,4168
Renda domiciliar <i>per capita</i> (rdpc)	Contínua	Renda domiciliar per capita mensal medida em valores reais (R\$).	325,5868	325,5300

Fonte: Resultado da pesquisa a partir dos microdados da PNAD/IBGE – 2008.

#### 4. Modelo Probit Bivariado

O modelo Probit Bivariado (BIPROBIT) consiste em uma generalização do modelo Probit clássico, considerando duas variáveis dependentes em duas equações diferentes correlacionadas pelos erros. A principal ideia por trás deste procedimento é a modelagem conjunta do comportamento de maximização de utilidade do núcleo familiar composto, ou seja, tanto dos maridos quanto das esposas.

A formulação básica do modelo apresenta a seguinte estrutura geral (GREENE, 2003):

$$y_1^* = x_1^T \beta_1 + u_1, \quad \text{onde } y_1 = 1 \text{ se } y_1^* > 0 \text{ e zero, caso contrário} \quad (1)$$

$$y_2^* = x_2^T \beta_2 + u_2, \quad \text{onde } y_2 = 1 \text{ se } y_2^* > 0 \text{ e zero, caso contrário} \quad (2)$$

As pressuposições adicionais em relação ao modelo são:

$$E(u_1) = E(u_2) = 0 \quad (3)$$

$$\text{var}(u_1) = \text{var}(u_2) = 1 \quad (4)$$

$$\text{cov}(u_1, u_2) = \rho \quad (5)$$

$$[u_1, u_2] \sim \text{BVN}[0, 0, 1, 1, \rho] \quad (6)$$

O modelo que envolve as equações (1) e (2) é um modelo de regressão Aparentemente Não Relacionada (SUR) porque os regressores não incluem variáveis endógenas e o erro pode ser correlacionado. Como o modelo envolve duas equações do tipo Probit, a literatura nomeia esse modelo como Probit Bivariado Aparentemente Não Relacionado.

A equação (6) estabelece que os erros  $u_1$  e  $u_2$  têm uma distribuição normal bivariada (BVN) e são independentes de  $x_1$  e  $x_2$ . As dimensões de  $x_1$  e  $x_2$  e  $\beta_1$  e  $\beta_2$  são respectivamente de  $p_1 \times 1$  e  $p_2 \times 1$ . Além disso,  $y_1^*$  e  $y_2^*$  denotam variáveis latentes, enquanto  $y_1$  e  $y_2$  denotam variáveis binárias assumindo valor 1 se o marido (esposa) está empregado (a) no ano de referência e 0 se o marido (esposa) está desempregado (a).

Para fins ilustrativos utiliza-se por convenção que o subscrito 1 (um) representa o marido (M) e o subscrito 2 (dois) representa a esposa (E), então  $y_M = 1$  denota um marido empregado e  $y_E = 1$  denota um esposa empregada. A Tabela 3 apresenta algumas das notações utilizadas bem como um sumário dos eventos relevantes e as probabilidades associadas.



Tabela 3. Probabilidades dos eventos no Modelo Probit Bivariado.

	Maridos (M)				
	Distribuição Conjunta		Marginal (E)	Condicional em (E)	
	(1) M1	(2) M0	(3)	(4) M1	(5) M0
<b>Esposas (E)</b>					
(1) E1	$\Phi_{E1,M1}$	$\Phi_{E1,M0}$	$\Phi_{E1}$	$\Phi_{M1/E1}$	$\Phi_{M0/E1}$
(2) E0	$\Phi_{E0,M1}$	$\Phi_{E0,M0}$	$\Phi_{E0}$	$\Phi_{M1/E0}$	$\Phi_{M0/E0}$
(3) Marginal (M)	$\Phi_{M1}$	$\Phi_{M0}$			
Condicional em (M)					
(4) E1	$\Phi_{E1/M1}$	$\Phi_{E1/M0}$			
(5) E0	$\Phi_{E0/M1}$	$\Phi_{E0/M0}$			

Fonte: Christofides, Thanasis e Swidinsky (1997, 2000).

Notas:  $\Phi$  representa a função de distribuição da normal bivariada (BVN).

As intersecções das duas primeiras linhas e colunas da Tabela 3 representam as distribuições conjuntas de probabilidade, por exemplo,  $\Phi_{E1,M1}$  é a probabilidade de uma esposa e um marido estarem empregados, enquanto  $\Phi_{E1,M0}$  é a probabilidade de uma esposa estar empregada e de um marido estar desempregado. A linha três e a coluna três reportam as probabilidades marginais:  $\Phi_{E1}$  é a probabilidade marginal de a esposa estar empregada, enquanto  $\Phi_{M0}$  é a probabilidade marginal do marido estar desempregado. Por fim, as linhas 4 e 5 bem como as colunas 4 e 5 representam as probabilidades condicionais, por exemplo,  $\Phi_{M1/E1}$  é a probabilidade de o marido estar empregado dado que a esposa também se encontra empregada.

Definindo  $x$  como sendo o vetor composto pelos elementos não redundantes de  $x_1$  e  $x_2$ , levando em conta o contexto do modelo Probit e assumindo normalidade, a probabilidade marginal  $\Phi_{E1}$  é definida como:

$$\Phi_{E1} \equiv \Pr(y_E = 1 / x) = \Pr(u_E > -x_E^T \beta_E / x) = \Phi(x_E^T \beta_E) \tag{7}$$

Adicionalmente,  $\Phi_{M0}$  é definido como:

$$\Phi_{M0} \equiv \Pr(y_M = 0 / x) = \Pr(u_M \leq -x_M^T \beta_M / x) = \Phi(-x_M^T \beta_M) \tag{8}$$

Outros elementos da Tabela 3 incluem as distribuições conjuntas:

$$\Phi_{E1,M1} \equiv \Pr(y_E = 1, y_M = 1 / x) = \Phi(x_E^T \beta_E, x_M^T \beta_M, \rho) \tag{9}$$

$$\Phi_{E1,M0} \equiv \Pr(y_E = 1, y_M = 0 / x) = \Phi(x_E^T \beta_E, -x_M^T \beta_M, -\rho) \tag{10}$$

e similarmente são definidos  $\Phi_{E0,M1}$  e  $\Phi_{E0,M0}$ .

As probabilidades condicionais são definidas como (CHRISTOFIDES; STENGOS; SWIDINSKY, 1997, 2000):

$$\Phi_{M1/E1} \equiv \Pr(y_M = 1 / y_E = 1 / x) = \Phi[(x_M^T \beta_M - \rho x_E^T \beta_E) / (1 - \rho^2)^{1/2}], e \tag{11}$$

$$\Phi_{M0/E1} \equiv \Pr(y_M = 0 / y_E = 1 / x) = \Phi[(-x_M^T \beta_M + \rho x_E^T \beta_E) / (1 - \rho^2)^{1/2}] \tag{12}$$

e similarmente são definidos  $\Phi_{M1/E0}$  e  $\Phi_{M0/E0}$ .

Adicionalmente aos elementos definidos na Tabela 3, recorre-se aos conceitos correspondentes ao nível da função de densidade normal bivariada:

$$\phi_{E1} = \phi(x_E^T \beta_E) \tag{13}$$

$$\phi_{M1/E1} = \phi[(x_M^T \beta_M - \rho x_E^T \beta_E) / (1 - \rho^2)^{1/2}], e \tag{14}$$

$$\phi_{M0/E1} = \phi[(-x_M^T \beta_M + \rho x_E^T \beta_E) / (1 - \rho^2)^{1/2}] \tag{15}$$

e, similarmente são definidas expressões para  $\phi_{M1/E0}$  e  $\phi_{M0/E0}$ . O efeito de uma mudança de uma variável contínua  $\alpha_k$  pode ser avaliado em diferentes níveis. Para tanto, assume-se que  $\alpha_k$  aparece tanto em  $x_E$  quanto em  $x_M$ . O primeiro efeito que se pode avaliar é o impacto de uma variação de  $\alpha_k$  na probabilidade marginal tal como  $\Phi_{E1}$ . No modelo Probit Univariado esse efeito é igual a  $\phi(x_E^T \beta_E) \beta_E$ <sup>11</sup>.

Uma vantagem da aplicação do modelo Probit Bivariado sobre formulações alternativas é a possibilidade de obtenção explícita da probabilidade conjunta e a maneira simplificada de se calcular os efeitos marginais sobre essa distribuição. Por exemplo, usando a identidade  $\Phi_{E1,M1} = \Phi_{E1} \Phi_{M1/E1}$ , o efeito marginal na probabilidade conjunta  $\Phi_{E1,M1}$  da esposa estar empregada e do marido estar empregado é dado por:

$$\begin{aligned} \partial \Phi_{E1,M1} / \partial \alpha_k &= \partial (\Phi_{E1} \Phi_{M1/E1}) / \partial \alpha_k \\ &= \Phi_{M1/E1} \phi_{E1} \beta_{Ek} + \Phi_{E1/M1} \phi_{M1} \beta_{Mk} \end{aligned} \tag{16}$$

<sup>11</sup> O efeito de  $\alpha_k$  em  $\Phi_{M1}$  é obtido de maneira análoga.

O primeiro termo do lado direito da igualdade na equação (16) é o efeito de um aumento em  $x_k$  na probabilidade da esposa estar empregada, ponderado pela probabilidade do marido estar empregado dado que a esposa está empregada. Deve-se observar que um efeito marginal não nulo pode ser obtido em relação ao termo  $\Phi_{E1,M1}$  mesmo quando  $\alpha_k$  não está presente em  $x_E$  e por isso nenhum efeito direto na probabilidade marginal da esposa estar empregada existe. A justificativa para tal fato é que um efeito indireto pode estar presente se  $\alpha_k$  está em  $x_M$  e então no termo  $\Phi_{E1,M1}$ , o segundo termo na equação (16).

Levando em conta que  $\Phi_{E1,M0} = \Phi_{M0,E1}$ , o efeito de uma variação em  $x_k$  no termo  $\Phi_{E1,M0}$  é dado por:

$$\begin{aligned} \partial\Phi_{E1,M0} / \partial\alpha_k &= \partial(\Phi_{E1} \Phi_{M0/E1}) / \partial\alpha_k \\ &= \Phi_{M0/E1} \phi_{E1} \beta_{Ek} + \Phi_{E1/M0} \phi_{M0} (-\beta_{Mk}) \end{aligned} \tag{17}$$

Os demais efeitos de uma variação de  $\alpha_k$  em outras probabilidades conjuntas na Tabela 3 são similares aos apresentados acima. As equações (16) e (17) permitem calcular o efeito marginal de uma variação de  $\alpha_k$  na probabilidade da esposa estar empregada ( $\Phi_{E1}$ ):

$$\begin{aligned} \partial\Phi_{E1} / \partial\alpha_k &= \partial\Phi_{E1,M1} / \partial\alpha_k + \partial\Phi_{E1,M0} / \partial\alpha_k \tag{12} \\ &= \Phi_{M1/E1} \phi_{E1} \beta_{Ek} + \Phi_{E1/M1} \phi_{M1} \beta_{Mk} + \Phi_{M0/E1} \phi_{E1} \beta_{Ek} + \Phi_{E1/M0} \phi_{M0} (-\beta_{Mk}) \\ &= \phi_{E1} \beta_{Ek} + \Phi_{E1/M1} \phi_{M1} \beta_{Mk} - \Phi_{E1/M0} \phi_{M0} \beta_{Mk} \end{aligned} \tag{18}$$

A equação (18) mostra que o efeito marginal de uma variação de  $\alpha_k$  na probabilidade da esposa estar empregada ( $\Phi_{E1}$ ) só será igual ao modelo Probit Univariado quando  $\rho = 0$ . De maneira análoga, os demais efeitos listados na Tabela 3 de uma variação marginal de  $\alpha_k$  nas probabilidades  $\Phi_{E0}$ ,  $\Phi_{M1}$  e  $\Phi_{M0}$  são obtidos.

As derivadas listadas acima que determinam os efeitos marginais são estimadas em pontos específicos do espaço amostral, tais como as médias amostrais de  $x_E$  e  $x_M$ , e são obtidas fazendo uso dos estimadores de Máxima Pseudo Verossimilhança (MPV) para determinar  $\hat{\beta}_E$  e  $\hat{\beta}_M$ .

<sup>12</sup> A derivada de  $\Phi_{E1}$  com respeito à  $\alpha_k$  é composta de quatro termos e para obtê-los deve-se utilizar a identidade:  $\Phi_{E1} = \Phi_{E1,M1} + \Phi_{E1,M0}$ .

## 5. Análise e discussão dos resultados

Os resultados da estimação do modelo Probit Bivariado Aparentemente Não Relacionado (BIPROBIT) estão apresentados na Tabela 4. O valor da estimativa do coeficiente de correlação  $\rho(rho)$  entre os erros das duas equações estudadas é positivo (0,1599) e estatisticamente significativo<sup>13</sup>. O coeficiente de correlação  $\rho(rho)$  mede a correlação entre os termos de distúrbio das duas equações e ressalta o fato de que o componente não explicado da decisão do marido participar no mercado de trabalho rural está relacionado ao componente não explicado da participação da esposa no mercado de trabalho rural.

Esse resultado valida a escolha do modelo utilizado e reafirma que as duas decisões têm algum grau de associação. Por esse motivo, as equações devem ser estimadas conjuntamente em um modelo Probit Bivariado ao invés de equações Probit separadas. No entanto, este vínculo não excludente entre as duas escolhas não permite estabelecer nenhuma relação causal, ou seja, não se pode afirmar que o marido não trabalha porque a esposa está trabalhando e nem que a esposa não trabalha porque o marido está trabalhando.

Adicionalmente, a modelagem utilizada também permite uma reflexão sobre a independência da mulher no mercado de trabalho rural a partir da questão da pluriatividade. Embora a mulher que resida na área rural tenha maiores opções de empregos não agrícolas e a multiplicidade de rendas modifique as relações familiares, a Tabela 4 mostra que existe dependência nas escolhas do núcleo familiar composto no mercado de trabalho da área rural.

Em relação à significância das variáveis que mostram quais são os principais determinantes da ocupação do núcleo familiar composto (maridos e esposas), a Tabela 4, mostra que esse comportamento é bastante heterogêneo e algumas considerações devem ser feitas em relação aos efeitos dessas variáveis e aos sinais obtidos.

---

<sup>13</sup> O nível de significância estatística dos coeficientes adotados nesse artigo é da ordem de 5%. Para se evitar repetição constante desse nível (5%), todas as análises serão feitas com esse valor.

Tabela 4. Coeficientes estimados do modelo Probit Bivariado Aparentemente Não Relacionado da ocupação de maridos e esposas no mercado de trabalho brasileiro para a área rural do Brasil no ano de 2008.

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	t	P> t	Intervalos de confiança de 95%	
<b>Marido</b>						
Constante	2,0880	0,2585	8,07	0,000	1,5795	2,5966
Escolaridade	0,0043	0,0197	0,22	0,827	-0,0345	0,0432
Experiência	0,0239	0,0096	2,48	0,014	0,0049	0,0430
Filho	0,1320	0,0661	2,00	0,047	0,0019	0,2620
Chefe	-0,5023	0,0807	-6,22	0,000	-0,6611	-0,3434
Raça/cor	0,0039	0,0411	0,10	0,923	-0,0768	0,0848
Renda Dom.	0,0002	0,0001	3,39	0,001	0,0001	0,0003
Experiência <sup>2</sup>	-0,0007	0,0001	-8,14	0,000	-0,0009	-0,0005
Escol. X Exp.	-0,0016	0,0004	-3,67	0,000	-0,0025	-0,0007
<b>Esposa</b>						
Constante	-0,9531	0,1230	-7,74	0,000	-1,1952	-0,7111
Escolaridade	0,1035	0,0100	10,30	0,000	0,0837	0,1232
Experiência	0,0848	0,0052	16,29	0,000	0,0746	0,0951
Filho	-0,0697	0,0287	-2,42	0,016	-0,1262	-0,0131
Chefe	-0,0988	0,0757	-1,31	0,192	-0,2477	0,0500
Raça/cor	0,0607	0,0323	1,88	0,061	-0,0028	0,1244
Renda Dom.	0,0001	0,0001	1,96	0,050	-0,0001	0,0001
Experiência <sup>2</sup>	-0,0011	0,0001	-18,29	0,000	-0,0012	-0,0131
Escol. X Exp.	-0,0029	0,0003	-9,55	0,000	-0,0036	-0,0023
$\rho$ (rho)	0,1599	0,0264	6,04	0,0000	0,1079	0,2119
$\rho$ (athrho)	0,1613	0,0271	5,94	0,0000	0,1079	0,2147

Fonte: Cálculo dos autores.

Notas: Athrho (*arc-hyperbolic tangent*) é a transformação de Fisher do coeficiente de correlação ou transformação tangente hiperbólica inversa (transformação-z).

Muitos estudos que analisam o mercado de trabalho rural apontam que o grau de escolaridade das mulheres é maior na área rural e que por causa de questões como a pluriatividade nem sempre isso se reflete em termos salariais. Por outro lado, o nível de escolaridade exigido nas tarefas agrárias para o homem é menor. Na Tabela 04, mostra-se que o efeito da escolaridade na equação tanto de maridos como na de esposas foi positivo,

mas tal efeito é estatisticamente significativo apenas no caso das esposas com coeficiente estimado da ordem de (0,1035). Esta relação está refletindo que o nível educacional implica numa condição favorável para as esposas estarem empregadas e que no caso dos maridos isso não é relevante para sua ocupação.

A variável experiência apresentou um efeito positivo tanto para os maridos (0,0239) quanto para as esposas (0,0848) enquanto que seu valor ao quadrado apresentou um efeito negativo na probabilidade de ocupação de maridos (-0,0007) e esposas (-0,0011). Tem-se, portanto, que um aumento da experiência do trabalhador induz uma maior participação no mercado de trabalho rural, contudo a taxas decrescentes e que tais efeitos são mais acentuados no caso das esposas.

A interação entre a escolaridade e a experiência com a probabilidade dos casais estarem ocupados no mercado de trabalho rural se mostrou negativa, apresentando coeficiente de (-0,0016) para os maridos e (-0,0029) para as esposas. Menezes, Fernandez e Dedecca (2005) argumentam que esta relação negativa ocorre porque a experiência de trabalho, na maioria das vezes e em especial para as mulheres, tem uma maior importância vis-à-vis à condição de escolaridade.

O coeficiente da variável que representa a presença de filhos menores de 14 anos, na equação da ocupação dos maridos no mercado de trabalho rural foi positivo e significativo, com magnitude de (0,1320). Por outro lado, na equação de ocupação das esposas o sinal foi negativo (-0,0697), comprovando a interferência da presença de filhos pequenos na participação feminina no mercado de trabalho rural. Esse resultado mostra que a existência de filhos menores de 14 anos na família impõe resultados bastante diferenciados para os casais tanto na área urbana quanto na rural, uma vez que a esposa tem uma restrição maior à participação no mercado de trabalho quando o casal possui filhos pequenos, pois esta é a principal responsável pelos mesmos enquanto que ao marido cabe o papel de proporcionar um maior bem-estar a sua família e, em virtude disso, tem mais incentivos em participar do mercado de trabalho e esse fator é ainda mais presente na área rural.

Quanto ao coeficiente da variável que representa a posição da esposa na família (chefe) verificou-se que a posição da mulher na família como chefe refletiu negativamente na participação do marido no mercado de trabalho apresentando o coeficiente igual a (-0,5023). De mesma maneira, a participação da esposa apresentou uma relação negativa com a probabilidade de estarem ocupadas em (-0,0988), mas a variável se mostrou não significativa. Guimarães e Santos (2010) estabelecem que quando a mulher é a pessoa de

referência na família, sua probabilidade de fazer parte da força de trabalho é maior. No entanto, para a área rural a Tabela 4 só permite estabelecer que se a mulher é a chefe da família a probabilidade do homem estar ocupado é menor.

Os resultados da Tabela 4 revelam também que a renda domiciliar *per capita* foi estatisticamente significativa e positivamente correlacionada com a participação tanto do marido quanto da esposa no mercado de trabalho, apresentando os coeficiente na magnitude de (0,0002) para os maridos e (0,0001) para as esposas. Apesar da magnitude dos coeficientes parecerem baixa, valores semelhantes também foram encontrados em Menezes, Fernandez e Dedecca (2005), cujos coeficientes foram de (0,0008) para homens e (0,0002) para as mulheres, na região metropolitana de São Paulo e Salvador.

Guimarães e Santos (2010) analisando apenas a área urbana e fazendo uso da PNAD 2006, encontraram os coeficientes com magnitude de (0,0002) para os maridos e (0,0009) para as esposas e tal resultado mostra que a renda é um determinante mais importante para a ocupação na área urbana do que na área rural para as esposas e igual para os maridos. De maneira geral, quanto maior essa renda mais as pessoas tendem a se apresentar no mercado de trabalho urbano ou rural, tendo em vista que no conjunto da renda domiciliar está incluído o rendimento do próprio trabalhador.

A variável raça/cor não apresentou significância estatística em nenhuma das equações do núcleo familiar composto da área rural (maridos e esposas) e isso corrobora o fato de que a discriminação racial é menor no mercado de trabalho rural. No entanto, esse efeito (não significância) é mais forte na equação de maridos (ocupações em sua maioria agrícolas) do que na equação de esposas (maior possibilidade de pluriatividade) e isso parece refletir o fato de discriminação racial aumenta da área rural para área urbana.

Na Tabela 5 estão as probabilidades de ocorrência das quatro combinações da situação de ocupação do núcleo familiar composto (maridos e esposas) estimados por meio do modelo Probit Bivariado Aparentemente Não Relacionado (BIPROBIT). As probabilidades da Tabela 5 são calculadas usando sempre os valores médios das variáveis incluídas nos vetores  $x_E$  e  $x_M$ .

Tabela 5. Probabilidades (em porcentagem) de ocupação do núcleo familiar composto (maridos e esposas) no mercado de trabalho brasileiro de acordo com o modelo Probit Bivariado Aparentemente Não Relacionado (BIPROBIT) para a área rural do Brasil no ano de 2008.

Maridos	Esposas		Total
	Ocupadas	Desocupadas	
Ocupados	63,01	29,47	92,48
Desocupados	4,38	3,14	7,52
Total	67,39	32,61	100,00

Fonte: Resultado da pesquisa.

Uma vez que os parâmetros do modelo Probit Bivariado Aparentemente Não Relacionado (BIPROBIT) tenham sido obtidos, podem-se considerar os efeitos marginais das variáveis sobre as probabilidades de ocupação do núcleo familiar composto (maridos e esposas) e tais resultados são apresentados na Tabela 6. Os efeitos marginais das variáveis explicativas contínuas sobre a probabilidade de ocupação do núcleo familiar composto (maridos e esposas) foram calculados no ponto médio da amostra enquanto que no caso das variáveis binárias, os efeitos marginais correspondem a uma variação discreta de 0 para 1.

O resultado dos efeitos marginais para a escolaridade deve ser levado em conta apenas para as esposas visto que o coeficiente de elasticidade não é significativo para os maridos. Esse coeficiente de elasticidade da escolaridade mostra que quanto maior o nível de escolaridade maior é a probabilidade das esposas estarem ocupadas no mercado de trabalho rural. Especificamente, o aumento de 1 (um) ano de estudo para as esposas aumentaria em (0,0353) a probabilidade de participação das esposas no mercado de trabalho rural.

O efeito marginal da variável experiência na equação de ocupação dos maridos foi significativo e positivo, indicando que uma variação de 1 (uma) unidade na experiência causaria uma variação de (0,0012) na probabilidade do marido participar do mercado de trabalho rural. Na equação de ocupação das esposas a variável experiência também apresentou sinal positivo, indicando que um aumento de 1 (uma) unidade na experiência iria aumentar a probabilidade da ocupação das esposas em (0,0290). A elasticidade da variável experiência é cerca de 24 (vinte e quatro) vezes maior para as esposas do que para os maridos no mercado de trabalho rural.



Tabela 6. Efeito marginal do modelo Probit Bivariado Aparentemente Não Relacionado da ocupação de maridos e esposas no mercado de trabalho brasileiro para a área rural do Brasil no ano de 2008.

Variável	$dy/dx$	Desvio- padrão	Z	P> z	Intervalo de confiança de 95%	
<b>Marido</b>						
Escolaridade	0,0002	0,0009	0,22	0,827	-0,0017	0,0021
Experiência	0,0012	0,0005	2,40	0,016	0,0002	0,0021
Filho (*)	0,0064	0,0031	2,04	0,041	0,0002	0,0126
Chefe (*)	-0,0376	0,0086	-4,36	0,000	-0,0546	-0,0207
Raça/cor (*)	0,0001	0,0020	0,10	0,923	-0,0038	0,0042
Renda Dom.	0,0001	0,0000	3,40	0,001	0,0001	0,0002
Experiência <sup>2</sup>	-0,0001	0,0001	-7,15	0,000	-0,0002	-0,0001
Escol. X Exp.	-0,0001	0,0001	-3,58	0,000	-0,0002	-0,0001
<b>Esposa</b>						
Escolaridade	0,0353	0,0036	9,78	0,000	0,0282	0,0424
Experiência	0,0290	0,0018	15,39	0,000	0,0253	0,0327
Filho (*)	-0,0239	0,0099	-2,42	0,016	-0,0433	-0,0045
Chefe (*)	-0,0344	0,0268	-1,28	0,200	-0,0871	0,0182
Raça/cor (*)	0,0207	0,0110	1,87	0,061	-0,0009	0,0424
Renda Dom.	0,0001	0,0001	1,95	0,050	-0,0001	0,0001
Experiência <sup>2</sup>	-0,0003	0,0001	-17,37	0,000	-0,0004	-0,0003
Escol. X Exp.	-0,0010	0,0001	-9,24	0,000	-0,0012	-0,0008

Fonte: Cálculo dos autores.

Notas: (\*)  $dy/dx$  é calculado para uma mudança discreta da variável binária de 0 para 1.

O coeficiente da variável que representa a presença de filhos menores de 14 anos, na equação de ocupação dos maridos no mercado de trabalho rural é positivo, indicando que se a posição passar de não ter filhos menores de 14 anos para ter, sua probabilidade de ocupação aumentaria em (0,0064). Por outro lado, para as esposas esta mudança seria negativa, ou seja, a ocupação das esposas cairia em (-0,0239) mostrando a interferência da presença de filhos pequenos na participação feminina no mercado de trabalho rural.

Quanto ao efeito marginal da variável chefe na posição de família, o seu efeito na equação de ocupação do núcleo familiar composto (maridos e esposas) deve ser analisado apenas no caso dos maridos visto que a elasticidade de tal coeficiente no caso das esposas é não significativa. O coeficiente de elasticidade para a variável chefe no caso de maridos foi

negativo (-0,0376), indicando que se a esposa passasse de não chefe a chefe, a probabilidade de ocupação do marido decresceria. Este resultado mostra a relevância do comando do núcleo familiar tanto na área urbana quanto na rural e a contrapartida de ocupação no mercado de trabalho rural.

A variável raça/cor apresentou efeitos marginais não significativos em ambas as equações de ocupação do núcleo familiar composto (maridos e esposas) e isso indica que, a princípio, não existe discriminação racial para os maridos e esposas que são de cor negra no mercado de trabalho rural. Finalmente, a variável renda domiciliar *per capita* apresentou efeitos marginais positivos, mas bastante reduzidos tanto na equação de ocupação de maridos quanto na de esposas. Se houvesse um aumento na renda domiciliar *per capita* de 1 (uma) unidade, a probabilidade de ocupação dos maridos e esposas no mercado de trabalho cresceria de maneira igual e com magnitude de (0,0001).

## 6. Considerações finais

A literatura que analisa o mercado de trabalho mostra que existem características bastante diferenciadas à medida que o foco seja a área urbana ou a área rural. Adicionalmente, a análise do mercado de trabalho rural é mais complexa e envolve questões como a pluriatividade, alterações do núcleo familiar e mudanças no mercado de trabalho decorrentes do avanço tecnológico. Esse artigo buscou captar essas mudanças fazendo uso do modelo Probit Bivariado Aparentemente Não Relacionado (BIPROBIT).

No modelo estimado, permanece uma correlação positiva entre os erros das equações de ocupação de maridos e esposas, certamente associada às variáveis omitidas. Essa permanência mostra a relevância de se estimar um modelo do tipo bivariado para se determinar as equações de ocupação e os efeitos marginais. Do ponto de vista menos técnico, o modelo mostra que mesmo com uma maior “independência” da esposa no mercado de trabalho rural, as suas escolhas no que tangem a ocupação ainda guardam estreita correlação com o chefe do núcleo familiar composto (o marido).

O modelo também foi capaz de captar uma série de considerações estabelecidas na literatura sobre o mercado de trabalho rural. A primeira é que o nível de escolaridade é mais importante para a esposa do que para o marido no mercado de trabalho rural e esse nível é inclusive maior por parte destas no núcleo familiar composto. A esposa também tem um nível de experiência maior em relação ao marido no núcleo familiar composto e esse fator para ambos opera a taxas decrescentes.

A renda domiciliar *per capita* tem um efeito muito reduzido nos determinantes da ocupação do núcleo familiar composto e isso pode ser visto no modelo tanto em termos da magnitude dos coeficientes estimados quanto das elasticidades obtidas. Por outro lado, ‘a variável filho menor de 14 anos’ tem um efeito diferenciado conforme se considere marido (efeito positivo, 0,0064) ou esposa (efeito negativo, -0,0239) no núcleo familiar composto. Também se comprovou que não existe discriminação racial nos determinantes da ocupação do núcleo familiar composto do mercado de trabalho rural.

### Referências bibliográficas

- ARNALTE, E. Formas de producción y tipos de explotaciones en la agricultura española: viejas y nuevas líneas de diferenciación. In: GOMES, B.; GONZALEZ RODRIGUES, J. J. (Orgs.). *Agricultura y sociedad en la España contemporánea*. Madrid: CIS-MAPA, 1997. p.501-531.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. S. P. *Família e distribuição de renda: o impacto da participação das esposas no mercado de trabalho*. Rio de Janeiro: IPEA. 1989. 38p. (Texto para discussão, 164)
- CAMPOLINA, B.; SILVEIRA, F. G.; MAGALHÃES, L. C. G. de. *O mercado de trabalho rural: evolução recente, composição da renda e dimensão regional*. Rio de Janeiro: IPEA, 2009. 29p. (Texto para discussão, 1398)
- CHRISTOFIDES, L. N.; STENGOS, T.; SWIDINSKY, R. On the calculation of marginal effects in the bivariate probit model. *Economics Letters*, v.54, p.203-208, 1997.
- CHRISTOFIDES, L. N.; STENGOS, T.; SWIDINSKY, R. Corrigendum “On the calculation of marginal effects in the bivariate probit model”. *Economics Letters*, v.68, p.339, 2000.
- DEL GROSSI, M.; GRAZIANO DA SILVA, J. Mudanças recentes no mercado de trabalho rural. *Parcerias Estratégicas*, n.22, Jun.2006.
- FERNANDES, R.; FELÍCIO, F. The entry of wives into the labor force as a response to the husband’s unemployment: a study on the Brazilian metropolitan areas. *Economic Development and Cultural Change*, v.53, n.4, p.887-911, Jul.2005.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 5.ed. New Jersey: Prentice Hall. 2003. 1026p.
- GUIMARÃES, P. W.; SANTOS, C. M. Determinantes da ocupação no mercado de trabalho de maridos e esposas. *Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional*, v.6, n.2, p.23-43, mai./ago. 2010.
- JATOBA, J. A família brasileira na força de trabalho: um estudo de oferta de trabalho - 1978/88. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.24, n.1, p.1-34, Abr.1994.
- KREPS, J.; CLARK, R. *Sex, age and work: the changing composition of the labor force*. Baltimore: The Johns Hopkins University, 1975. 95p.
- LEE, E. S.; FORTHOFFER, R. N.; LORIMOR, R. J. Analysis of complex sample survey data: problems and strategies. *Sociological Methods & Research*, v.15, n.1-2, p.69-100, 1986.
- LUNDBERG, S. The Added Worker Effect. *Journal of Labor Economics*, v.3, n.1, p.11-37, Jan.1985.
- MARRI, I. G.; WAJNMAN, S. Esposas como principais provedoras da renda familiar. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v.24, n.1, p.19-35, jan./jun. 2007.

- MENEZES, W. F.; FERNANDEZ, J. C.; DEDECÇA, C. Diferenciações regionais de rendimentos do trabalho: uma análise das regiões metropolitanas de São Paulo e de Salvador. *Estudos Econômicos*, v.35, n.2, p.271-296, Abr./Jun.2005.
- NASCIMENTO SILVA, P. L.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. *Ciência e Saúde Coletiva*, v.7, n.4, p.659-670, 2002.
- SANTOS, G. C.; FONTES, R. M. O.; BASTOS, P. M. A. Mercado de trabalho e rendimento no meio rural brasileiro. In: 47º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER). *Anais do 47º Congresso da SOBER*. Porto Alegre, 2009.
- SCHNEIDER, S.; RADOMSKY, G. F. W. Diferenciação social e mercado de trabalho rural no Rio Grande do Sul: um estudo de caso no município de Barão. *Cadernos de Economia*, v.8, n.14, p.121-151, 2004.
- SEDLACEK, G.; SANTOS, E. A mulher cônjuge no mercado de trabalho como estratégia de geração da renda familiar. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.21, n.3, p.449-470, Dez.1991.
- SKINNER, C. J.; HOLT, D.; SMITH, T. M. F. *Analysis of complex surveys*. Chichester: John Wiley & Sons, 1989. 309p.
- SPLETZER, J. Reexamining the Added Worker Effect. *Economic Inquiry*, v.35, n.2, p. 417-427, Apr.1997.