



Determinantes da ocupação no mercado de trabalho de maridos e esposas

Patrick Wöhrle Guimarães ¹
Cristiane Márcia dos Santos ²

Resumo

Este artigo analisa a probabilidade de ocupação no mercado de trabalho de maridos e esposas e aponta fatores que possam estar atuando de maneira mais ou menos intensa nessa decisão. Essa análise é feita para a área urbana do Brasil através do modelo Probit Bivariado Aparentemente Não-Relacionado e utilizando os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 2006 com todas as características do seu plano amostral complexo (peso, estrato e unidade primária). Os resultados obtidos mostraram que há interação das características que determinam a ocupação de maridos e esposas no mercado de trabalho.

Palavras-chave: Mercado de trabalho, Maridos, Esposas, Modelo Probit Bivariado Aparentemente Não-Relacionado, Amostra complexa.

Recebimento: 23/4/2009 • Aceite: 19/12/2009

¹ Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa. Docente da Universidade Federal de Mato Grosso. End: Universidade Federal de Mato Grosso (UFMT/FE) Av Fernando Correa da Costa s/n - campus UFMT/FE, Coxipó, Cuiabá – MT, Brasil. E-mail: probabilidade@gmail.com

² Doutora em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (2008), e professora da Universidade Federal de Ouro Preto, Departamento de Ciências Sociais Aplicadas, Campus de Mariana, possui graduação em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Viçosa (2003) e mestrado em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (2005). E-mail: crikamarcia@hotmail.com

Determinants of occupation in employment of husbands and wives

Abstract

This article analyzes the occupation probability in the labor market of husbands and wives and factors that can be appears acting in way more or less intense in this decision. This analysis is made through the Seemingly Unrelated Bivariate Probit model and using the microdatas of the National Household Sample Survey of 2006 with all the characteristics of the complex sampling design (weight, strata and primary sampling unit). The obtained results showed that there is interaction of the characteristics that determine the occupation of husbands and wives in the labor market.

Keywords: Labor market, Husbands, Wives, Seemingly Unrelated Bivariate Probit Model, Complex sample.

Introdução

A literatura que analisa o mercado de trabalho tem produzido um grande número de estudos numa perspectiva de gênero. No Brasil, os estudos prévios nessa área têm analisado a relação entre participação das mulheres e salários dos chefes de família (SEDLACEK; SANTOS, 1991; JATOBÁ, 1994), a elasticidade de oferta de trabalho dos homens brasileiros (RIBEIRO, 2000), a elasticidade da oferta de trabalho feminino com relação a modificações de salários (AVELINO; MENEZES-FILHO, 2003) e o efeito trabalhador adicional no mercado de trabalho (FERNANDES; FELICIO, 2005).

Essa perspectiva de gênero tem recebido ainda maior atenção devido ao crescimento da participação da mulher no mercado de trabalho e à relativa redução das diferenças salariais entre os sexos. O processo de crescimento da participação da mulher no mercado de trabalho tem sido analisado por diferentes vias e alguns desses estudos se concentram na dinâmica do comportamento das famílias de núcleo composto (marido e esposa)³.

Marri e Wajzman (2007) 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. 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.

Fernandes e Felicio (2005) estabelecem que a perda de emprego por parte do homem tem um impacto significativo na probabilidade da mulher aumentar sua participação no mercado de trabalho, passando a fazer parte da força de trabalho, em relação ao grupo de mulheres cujos maridos permanecem empregados. Spletzer (1997) ressalta o fato de que mulheres casadas que se encontram fora da força de trabalho, mas que antes eram integradas ao mercado serem mais propensas a voltar para o mercado de trabalho quando seus maridos perdem o emprego.

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.

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

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 de se adaptar a crise no mercado de trabalho brasileiro ou às diversas fases do ciclo econômico.

As considerações expostas ao longo desse item mostram que a participação no mercado de trabalho de maridos e esposas é marcada por forte interdependência das decisões do núcleo familiar e que essa decisão também é influenciada por alguns atributos individuais. Adicionalmente, deve-se ressaltar também que estudos focados em perspectivas de gênero e também de raça são muito utilizados porque permitem a elaboração de políticas públicas que visam erradicar desigualdades e discriminações. No entanto, no mercado de trabalho tais perspectivas podem desprezar interações que determinam a estrutura ocupacional.

Neste trabalho, através dos dados da Pesquisa por Amostra de Domicílios, do IBGE, para 2006, busca-se captar os aspectos que afetam as decisões de ocupação de maridos e esposas utilizando uma perspectiva de gênero (feminino) e de raça (negra). Especificamente, o principal objetivo é analisar a probabilidade de ocupação no mercado de trabalho de maridos e esposas e apontar fatores que possam estar atuando de maneira mais ou menos intensa nesta decisão.

Este 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 de maridos e esposas. Por fim, a quinta seção apresenta os resultados e o último item as conclusões obtidas.

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. O efeito trabalhador adicional 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 trabalhador adicional 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 trabalhar adicional (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 trabalhador adicional 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 emprego⁴. Adicionalmente, o efeito trabalhar adicional 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.

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 2006. A PNAD é uma pesquisa que incorpora todos os aspectos que definem um “plano amostral complexo”⁵: estratificação das unidades de amostragem, conglomeração (seleção da amostra em vários estágios, com unidades compostas de amostragem)⁶, 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 (PSU ou UPA)⁷. Esse conjunto de informações permite mensurar o efeito do desenho amostral nas estimativas e deve ser selecionado junto com as variáveis de interesse na PNAD⁸.

Os dados selecionados para o cálculo das equações da ocupação de maridos e esposas no mercado de trabalho brasileiro foram obtidos

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

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

⁶ 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.

⁷ PSU é a abreviação de *primary sample unit* que em português recebe a denominação de unidade primária de amostragem (UPA).

⁸ 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.

da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do ano de 2006 e levando em conta apenas a região urbana do Brasil⁹. Em relação à composição do núcleo familiar, foram consideradas apenas famílias com chefe e cônjuge (casais) com rendimento domiciliar *per capita* não-nulo conforme a Tabela 1.

Tabela 1: Distribuição das famílias conforme a composição do núcleo Brasil – 2006*

Composição do Núcleo	Nº de famílias	% em relação ao total de famílias
Famílias com chefe e cônjuge (casais)	31.015.589	100,00
Chefes homens	28.093.487	91,58
Chefes mulheres	2.922.102	8,42
Casais com duplo rendimento do trabalho	15.980.877	51,52
Chefes homens	14.442.839	90,37
Chefes mulheres	1.538.038	9,63

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD 2006.

Notas: *Corresponde somente à área urbana.

Nesse universo de 31.015.589 famílias (casais brasileiros) foram selecionadas variáveis adicionais na PNAD de 2006 que refletissem atributos que determinassem a ocupação no mercado de trabalho brasileiro¹⁰. Para isso, as amostras (famílias) foram divididas entre maridos e esposas que estavam ocupados ou não no mercado de trabalho no ano de 2006, e a partir dessa estratificação foram consideradas as variáveis descritas pela Tabela 2.

⁹ Marri e Wajnman (2007) estabelecem que tanto a dinâmica de participação econômica quando a composição familiar da renda são muito distintos nos contextos rurais e urbanos. Tendo em vista essa diferença e para efeito de comparação com outros estudos, esse artigo se restringiu apenas a análise da área urbana.

¹⁰ As variáveis de análise foram selecionadas com base na literatura existente sobre os determinantes de ocupação entre homens e mulheres, no Brasil e no mundo.

Tabela 2: Descrição das variáveis utilizadas nas equações de participação de maridos e esposas no mercado de trabalho brasileiro para a área urbana e no ano de 2006

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 0 caso contrário.	0.8587	0.5884
Escolaridade (escol)	Contínua	Escolaridade medida em anos.	7.1453	7.5084
Experiência (exp)	Contínua	Experiência medida em anos.	31.2056	27.2383
Experiência2(expqua)	Contínua	Experiência ao quadrado.	1238.1620	989.4222
Escol. X Exp. (escexp)	Contínua	Variável multiplicativa da escolaridade versus experiência.	187.0480	167.9770
Filho	Binária	1 se o casal possui filhos menores de 14 anos de idade e 0 caso contrário.	0.3630	0.3631
Chefe	Binária	1 se a esposa é chefe da família e 0 caso contrário.	0.0942	0.0942
Cor/raça	Binária	1 se o indivíduo for da raça negra e 0 caso contrário.	0.5335	0.5499
Renda domiciliar per capita (rdpc)	Contínua	Renda domiciliar per capita mensal medida em valores reais (R\$).	607.5607	607.8097

Fonte: Resultado da pesquisa a partir dos microdados da PNAD/IBGE – 2006

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 idéia por trás do procedimento de estimação proposto é a modelagem conjunta do comportamento de maximização de utilidade tanto dos maridos quanto das esposas.

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

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

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

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 β_1 e β_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 uma esposa empregada. A Tabela 3 apresenta algumas das notações utilizadas bem como um sumário dos eventos relevantes e as probabilidades associadas.

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: Φ_{E1} é a probabilidade marginal de a esposa estar empregada, enquanto Φ_{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.

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
Esposas (E)					
(1) E1	$\Phi_{E1,M1}$	$\Phi_{E1,M0}$	Φ_{E1}	$\Phi_{M1/E1}$	$\Phi_{M0/E1}$
(2) E0	$\Phi_{E0,M1}$	$\Phi_{E0,M0}$	Φ_{E0}	$\Phi_{M1/E0}$	$\Phi_{M0/E0}$
(3) Marginal (M)	Φ_{M1}	Φ_{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: Φ representa a função de distribuição da normal bivariada (BVN).

Definindo x como sendo o vetor composto pelos elementos não-redudantes de x_1 e x_2 , levando em conta o contexto do modelo Probit e

assumindo normalidade, a probabilidade marginal Φ_{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, Φ_{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):

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

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

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:

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

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

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

e similarmente são definidas expressões para $\phi_{M1/E0}$ e $\phi_{M0/E0}$.

O efeito de uma mudança de uma variável contínua α_k pode ser avaliado em diferentes níveis. Para tanto, assume-se que α_k aparece tanto em x_E quanto em x_M . O primeiro efeito que se pode avaliar é o

impacto de uma variação de α_k na probabilidade marginal tal como Φ_{E1} . No modelo Probit Univariado esse efeito é igual a $\phi(x_E^T \beta_E) \beta_{E11}$.

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:

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

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 ponderada 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 α_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 α_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:

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

Os demais efeitos de uma variação de α_k em outras probabilidades conjuntas na Tabela 3 são similares aos apresentados acima. As equações (16) e (17) permitem calcular o efeito marginal de

¹¹ O efeito de α_k em Φ_{M1} é obtido de maneira análoga.

uma variação de α_k na probabilidade da esposa estar empregada (Φ_{E1}):

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

A equação (18) mostra que o efeito marginal de uma variação de α_k na probabilidade da esposa estar empregada (Φ_{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 α_k nas probabilidades Φ_{E0} , Φ_{M1} e Φ_{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 $\hat{\beta}_M$.

Análise e discussão dos resultados

Os resultados da estimação do modelo Probit Bivariado Aparentemente Não-Relacionado estão apresentados na Tabela 4. O valor da estimativa do coeficiente de correlação $\rho(rho)$ entre os erros das duas equações estudadas é positivo (0,096) e estatisticamente significativo. 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 está relacionado ao componente não explicado da participação da esposa no mercado de trabalho.

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

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 urbana e no ano de 2006

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	t	P> t	Intervalo de confiança de 95%	
Marido						
Constante	1,503156	0,110312	13,63	0,000	1,286892	1,719420
Escolaridade	0,074837	0,007645	9,79	0,000	0,059847	0,089826
Experiência	0,034076	0,004655	7,32	0,000	0,024949	0,043203
Filho	0,156469	0,024568	6,37	0,000	0,108302	0,204635
Chefe	-0,205221	0,026785	-7,66	0,000	-0,257733	-0,152709
Raça/cor	-0,053213	0,017739	-3,00	0,003	-0,087990	-0,018436
Renda Dom.	0,000157	0,000017	9,10	0,000	0,000123	0,000190
Experiência ²	-0,000934	0,000048	-19,43	0,000	-0,001029	-0,000840
Escol. X Exp.	-0,003379	0,000200	-16,85	0,000	-0,003772	-0,002986
Esposa						
Constante	-1,369014	0,050210	-27,27	0,000	-1,467451	-1,270578
Escolaridade	0,161079	0,003913	41,16	0,000	0,153407	0,168752
Experiência	0,095792	0,002487	38,52	0,000	0,090916	0,100668
Filho	-0,190003	0,013998	13,57	0,000	-0,217446	-0,162559
Chefe	0,312193	0,019164	16,29	0,000	0,274621	0,349764
Raça/cor	-0,050370	0,012567	-4,01	0,000	-0,075009	-0,025731
Renda Dom.	0,000096	0,000012	7,98	0,000	0,000072	0,000120
Experiência ²	-0,001429	0,000031	-45,13	0,000	-0,001491	-0,001367
Escol. X Exp.	-0,004756	0,000128	-37,06	0,000	-0,005008	-0,004505
ρ (rho)	0,096444	0,011044	8,73	0,000	0,074792	0,118096
ρ (athrho)	0,092383	0,011154	8,28	0,000	0,070515	0,114251

Fonte: Cálculo dos autores.

Notas: athrho (*arc-hyperbolic tangent*) é a transformação de Fisher (Fisher's Z transformation) do coeficiente de correlação ou transformação tangente hiperbólica inversa (transformação-z).

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.

As variáveis consideradas para a estimação do modelo Probit Bivariado Aparentemente Não-Relacionado tanto na equação de maridos quanto na equação de esposas se mostraram estatisticamente significativas conforme a Tabela 4. Algumas considerações devem ser feitas em relação aos efeitos dessas variáveis e aos sinais obtidos.

O efeito da escolaridade na equação tanto de maridos como na de esposas foi positivo e mais elevado em relação a essa última categoria. Esta relação está refletindo condições favoráveis de inserção para maridos e esposas com maior nível educacional e também que essa variável tem mais influência na ocupação das esposas (0,161079) do que na ocupação dos maridos (0,074837).

A variável experiência apresentou um efeito positivo tanto para os maridos quanto para as esposas enquanto que seu valor ao quadrado apresentou um efeito negativo na probabilidade de ocupação de maridos e esposas. Tem-se, portanto, que um aumento da experiência do trabalhador induz uma maior participação no mercado de trabalho, contudo a taxas decrescentes.

A interação entre a escolaridade e a experiência com a probabilidade dos casais estarem ocupados no mercado de trabalho se mostrou negativa, apresentando coeficiente de -0,003 para os maridos e -0,004 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 foi positivo e significativo, na magnitude de 0,157. Já na equação da ocupação das esposas o sinal foi negativo, -0,190, comprovando a interferência da presença de filhos pequenos na participação feminina no mercado de trabalho. Esse resultado mostra que a existência de filhos menores de 14 anos na família impõe resultados bastante diferenciados para os casais, 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.

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 -0,205. Já na participação da esposa apresentou uma relação positiva com a probabilidade de estarem ocupadas em 0,312. Quando a mulher é a pessoa de referência na família, sua probabilidade de fazer parte da força de trabalho é maior.

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 0,0009 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. Assim, quanto maior essa renda mais as pessoas tendem a se apresentar no mercado de trabalho, tendo em vista que no conjunto da renda domiciliar está incluído o rendimento do próprio trabalhador.

Na Tabela 5 estão as probabilidades de ocorrência das quatro combinações da situação de ocupação de maridos e esposas estimados por meio do modelo Probit Bivariado Aparentemente Não-Relacionado. 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 de maridos e esposas no mercado de trabalho brasileiro de acordo com o modelo Probit Bivariado Aparentemente Não-Relacionado para a área urbana e no ano de 2006

Maridos	Esposas		Total
	Ocupadas	Desocupadas	
Ocupados	51,71	34,29	86,00
Desocupados	7,19	6,81	14,00
Total	58,90	41,10	100,00

Fonte: Resultado da pesquisa.

Uma vez que os parâmetros do modelo Probit Bivariado Aparentemente Não-Relacionado tenham sido obtidos, pode-se considerar os efeitos marginais das variáveis sobre as probabilidades

de ocupação de maridos e esposas e tais resultados são apresentados na Tabela 6. Os efeitos marginais das variáveis explicativas contínuas sobre a probabilidade de ocupação de 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 mostra que quanto maior o nível de escolaridade maior é a probabilidade dos maridos estarem ocupados no mercado de trabalho. Especificamente, o aumento de 1 ano de estudo para os maridos aumentaria em 0,005 a probabilidade de participação dos maridos no mercado de trabalho. Já na equação das esposas, a variável escolaridade também possui sinal positivo, indicando que quanto maior o grau de escolaridade maior é a probabilidade das esposas participarem do mercado de trabalho, ou seja, o aumento de um ano de escolaridade para as esposas aumentaria em 0,05 a sua probabilidade de ocupação no mercado de trabalho. O efeito marginal da escolaridade na probabilidade de ocupação em relação às esposas é cerca de 10 vezes maior do que em relação aos maridos.

O efeito marginal da variável experiência na equação de ocupação dos maridos foi significativo e positivo, indicando que uma variação de uma unidade na experiência causaria uma variação de 0,002 na probabilidade do marido participar do mercado de trabalho. Na equação de ocupação das esposas a variável experiência também apresentou sinal positivo, indicando que um aumento de uma unidade na experiência iria aumentar a probabilidade da ocupação das esposas em 0,003.

O coeficiente da variável que representa a presença de filhos menores de 14 anos, na equação de ocupação dos maridos no mercado de trabalho é positivo, indicando que se a posição passar de não ter filhos menores de 14 anos para ter, sua probabilidade de ocupação aumentaria em 0,012. E para as esposas esta mudança seria negativa, ou seja, a ocupação das esposas cairia em - 0,068, mostrando a interferência da presença de filhos pequenos na participação feminina no mercado de trabalho.

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 urbana e no ano de 2006

Variável	dy/dx	Desvio-padrão	Z	P> z	Intervalo de confiança de 95%	
Marido						
Escaridade	0.005886	0.00061	9.61	0.000	0.004685	0.007087
Experiência	0.002682	0.00038	6.99	0.000	0.001930	0.003435
Filho (*)	0.012012	0.00184	6.54	0.000	0.008414	0.015610
Chefe (*)	-0.018231	0.00268	-6.81	0.000	-0.023476	0.094214
Raça/cor (*)	-0.004177	0.00140	-2.98	0.003	-0.006927	-0.001426
Renda Dom.	0.000012	0.00000	9.23	0.000	0.000000	0.000015
Experiência2	-0.000074	0.00000	-16.62	0.000	-0.000082	-0.000065
Escol. X Exp.	-0.000266	0.00002	-16.14	0.000	-0.000299	-0.000234
Esposa						
Escaridade	0.057574	0.00141	40.98	0.000	0.054821	0.060328
Experiência	0.034248	0.00090	38.18	0.000	0.032490	0.036006
Filho (*)	-0.068189	0.00503	-13.54	0.000	-0.078057	-0.058323
Chefe (*)	0.107086	0.00621	17.24	0.000	0.094901	0.119263
Raça/cor (*)	-0.017923	0.00449	-4.00	0.000	-0.026716	-0.009131
Renda Dom.	0.000035	0.00000	8.13	0.000	0.000026	0.000043
Experiência2	-0.000511	0.00001	-44.60	0.000	-0.000534	-0.000489
Escol. X Exp.	-0.001701	0.00005	-36.88	0.000	-0.001791	-0.001610

Fonte: Cálculo dos autores.

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

Quanto ao efeito marginal da variável chefe na posição de família, o seu efeito na equação de ocupação dos maridos foi negativo (-0,018), indicando que se a esposa passasse de não chefe a chefe, a probabilidade de ocupação do marido decresceria enquanto que a probabilidade de ocupação das esposas aumentaria em 0,107. Este resultado mostra a relevância do comando do núcleo familiar e a contrapartida de ocupação no mercado de trabalho.

A variável raça/cor apresentou efeitos marginais negativos, tanto na equação de ocupação dos maridos quanto das esposas, indicando a existência de discriminação racial para os maridos e esposas que são de cor negra, ou seja, se a cor passasse de não negra a negra, a probabilidade dos maridos estarem participando do mercado de trabalho reduziria em 0,004, já o fato da esposa passasse de não negra a negra, a sua probabilidade de ocupação no mercado de trabalho seria reduzida em 0,018.

Finalmente, a variável renda domiciliar *per capita* apresentou efeitos marginais positivos, mas bastante reduzidos tanto na equação de ocupação de maridos quanto de esposas. Se houvesse um aumento na renda domiciliar *per capita*, a probabilidade de ocupação dos

maridos no mercado de trabalho cresceria 0,00001 enquanto que a ocupação das esposas aumentaria em 0,00003.

Considerações finais

Este artigo mostra como um modelo Probit Bivariado Aparentemente Não-Relacionado pode ser utilizado na análise dos fatores que afetam a probabilidade de ocupação de maridos e esposas. No modelo estimado, permanece uma correlação positiva entre os erros das equações de ocupação de maridos e esposas, certamente associada a 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.

Dentre as variáveis analisadas, observou-se que a variável que tem maior impacto, positivo, na equação de ocupação dos maridos é a variável filhos menores de 14 anos, uma vez que os maridos têm maior probabilidade de estarem participando do mercado de trabalho quando possuem filhos menores. Por outro lado, esta variável foi a que obteve maior impacto negativo na participação do mercado de trabalho das esposas, mostrando que as mulheres com filhos mostram-se menos inclinadas a exercer alguma atividade ocupacional. Assim, pode-se concluir que a presença de filhos na família, efetivamente, restringe a capacidade das pessoas de participarem do mercado de trabalho, notadamente as mulheres, as quais, tradicionalmente, são as maiores responsáveis pela criação dos filhos, ficando, muitas vezes, obrigadas a se retirarem do mercado de trabalho diante das necessidades de sua presença no lar.

Na equação das esposas a variável de maior impacto é a variável chefe de família, uma vez que quando a mulher exerce este papel ela tem maiores obrigações em relação à renda domiciliar, e passa a ser a pessoa que “mantém” a casa. Neste estudo também foi mostrado que a raça/cor do indivíduo também influencia na ocupação do mercado de trabalho, pois indivíduos que se declararam negros (esposas ou maridos) têm suas probabilidades de estarem inseridos no mercado de trabalho reduzidas.

Referências

AVELINO, R.; MENEZES-FILHO, N. Estimação da oferta de trabalho das mulheres no Brasil. **Estudos Econômicos**, v.54, n.3, p.639-664, Out./Dez.2003.

BARROS, R. P. de.; 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)

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.

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.

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.; FORTHOFER, 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.; DEDECCA, 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.

RIBEIRO, E. P. Asymmetric labor supply. **Empirical Economics**, v.26, n.1, p.183-197, 2000.

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.