

Fatores Determinantes da Alocação de Tempo em Trabalho Não-Agrícola por Famílias do Projeto Dom Helder Câmara

RESUMO

Analisa as variáveis que influenciam a alocação de trabalho não-agrícola de famílias rurais do Nordeste brasileiro. Utiliza duas estratégias empíricas: um modelo *double hurdle* que permite a estimação conjunta das decisões de participação no mercado de trabalho não-agrícola e da quantidade de horas alocadas neste e, de modo alternativo, para estas mesmas duas decisões, estimativas separadas pelos modelos *probit* e *tobit*, respectivamente. Os resultados apontaram que algumas variáveis, destacando gênero, apresentam efeitos contrários para a decisão de participação e de quantidade de horas trabalhadas, pelo modelo *double hurdle*, o que não é possível captar quando se recorre aos outros dois modelos citados e mais comumente usados na literatura. Os resultados destacam, ainda, a importância de características individuais, tais como idade, anos de estudo e estrutura familiar (número de crianças) nas decisões de trabalho não-agrícola dos membros de famílias rurais.

PALAVRAS-CHAVE

Trabalho Não-Agrícola. Participação. Horas Alocadas. Modelo *Double Hurdle*.

Shirley Pereira de Mesquita

- Professora Auxiliar, Departamento de Economia/Universidade Federal da Paraíba (UFPB);
- Doutoranda em Economia no Programa de Pós Graduação em Economia (PPGE/UFPB).

Luciano Menezes Bezerra Sampaio

- Professor Adjunto do Departamento de Administração da Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN);
- Doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE);
- Bolsista de Produtividade do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

Hilton Martins de Brito Ramalho

- Professor Adjunto do Departamento de Economia/UFPB;
- Doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE).

1 – INTRODUÇÃO

O relatório da Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação (FAO) de 1998, apontou a importância da renda proveniente das atividades não-agrícolas como meio de reduzir a pobreza em áreas rurais. Na mesma década, Silva (1997), por exemplo, citava a necessidade de complemento de renda das famílias rurais brasileiras e o limite da expansão das atividades agrícolas, dado o fortalecimento da agroindústria no país. O último autor ainda enfatizou a importância das atividades não-agrícolas no meio rural para a redução da migração dirigida às grandes cidades.

Nesse contexto, vale destacar a crescente diversificação de atividades não-agrícolas no meio rural brasileiro nos serviços, indústria e comércio. (SCHNEIDER, 2005). Corroborando esta diversificação, os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2001 e de 2008 apontam crescimento do número de empregos não-agrícolas para famílias do meio rural brasileiro, ou seja, 26,8% da população rural ocupada dedicavam-se a atividades não-agrícolas em 2001 contra 32% em 2008.

Segundo Matshe e Young (2004), o desenvolvimento das atividades não-agrícolas, além de ser uma fonte de renda para as famílias rurais, gera implicações positivas no desempenho das atividades agrícolas. Esses rebatimentos podem ocorrer a partir da maior disponibilidade de recursos financeiros, o que relaxa as restrições de crédito da família e, conseqüentemente, possibilitam investimentos em insumos que aumentam a produtividade.

Na literatura internacional, alguns estudos recentes analisaram os fatores determinantes da alocação de trabalho não-agrícola por membros de famílias rurais. Beyene (2008), por exemplo, mostrou que, na Etiópia, as principais variáveis que afetam positivamente a decisão de participação no mercado de trabalho não-agrícola são aquelas relacionadas à saúde, treinamento profissional, disponibilidade de crédito e transferências de renda, principalmente para indivíduos do sexo masculino. Na Etiópia, Demeke (1997) também estudou o papel das atividades não-agrícolas em North Shoa, umas das regiões mais

pobres do país, e observou a importância dessas atividades como determinantes da diversificação de fontes de rendimento para a população. Já Abdulai e Delgado (1999) investigaram os determinantes da decisão dos maridos e das esposas em participar do trabalho não-agrícola no norte de *Ghana* através de um modelo *probit* bivariado. As variáveis de educação, experiência, infraestrutura, localização em relação aos grandes centros e densidade demográfica apresentaram influência positiva sobre a probabilidade de participação no mercado de trabalho não-agrícola.

Na França, Benjamin e Guyomard (1994) estudaram as variáveis que afetam a decisão dos componentes familiares (marido e esposa) em participar do mercado de trabalho não-agrícola. Os resultados desse estudo mostraram que a oferta de trabalho não-agrícola é afetada principalmente por características da propriedade rural e, para as mulheres, a decisão depende principalmente da idade, da educação e do número de crianças na família. Já no México, De Janvry e Sadoulet (2001) abordaram as atividades não-agrícolas como estratégia de rendimento para as famílias rurais. Por sua vez, encontraram evidências de que a participação nessas atividades contribui significativamente para a redução da pobreza e da desigualdade de renda, e que a educação desempenha um papel crucial no acesso a empregos não-agrícolas com bons rendimentos.

No Brasil, o crescimento das atividades não-agrícolas parece ser decorrente do processo de urbanização do campo, resultante de um “transbordamento” das cidades e do mercado de trabalho urbano nas localidades situadas no entorno das áreas rurais. (SILVA, 1997). No estudo feito em 2001, Silva e Del Grossi (2010) destacam a forte tendência de queda dos preços das principais *commodities* e a crise agrícola. Por outro lado, sugerem o aumento da ociosidade, seja devido ao tempo livre gerado pelo aumento da produtividade na agricultura ou condicionado aos períodos onde as atividades agrícolas são menos intensas. Outra razão para a expansão das atividades não-agrícolas estaria relacionada aos limites do crescimento do próprio emprego agrícola devido à alta taxa de ociosidade tecnológica e ao subemprego existente na estrutura agrária brasileira.

Na literatura nacional, alguns estudos destacam a importância das atividades não-agrícolas enquanto alternativa para a elevação da renda das famílias rurais. Carneiro (2009), por exemplo, estudou as políticas públicas e a renda na agricultura familiar do Cariri cearense. Os principais resultados evidenciaram que as atividades não-agrícolas tornam a renda média mais elevada, possibilitando condições favoráveis à manutenção da população no campo. Ferreira e Lanjouw (2001) investigaram a importância das atividades não-agrícolas rurais no Nordeste brasileiro. Os autores concluíram que a educação e a posição em relação às áreas urbanas são determinantes para a obtenção de empregos não-agrícolas e para a melhoria dos lucros em atividades não-agrícolas rurais. Schneider et al. (2009) pesquisaram sobre a crescente diversificação no meio rural brasileiro, o que permitiu destacar o crescimento de atividades não-agrícolas, como serviços, indústrias e comércio. Silva (1997), por sua vez, mostrou que as possibilidades de maiores rendimentos das atividades não-agrícolas e de acesso aos bens públicos pelas populações rurais têm amenizado as migrações e proporcionado, em vários países, maior fixação da população no campo. Segundo as estimativas de Silva (1997), o número de trabalhadores rurais e famílias dedicadas exclusivamente às atividades agrícolas vem decrescendo rapidamente, acompanhado por um crescimento de trabalhadores rurais e famílias ocupadas em atividades não-agrícolas.

No tocante à relação entre pluriatividade, renda não-agrícola e pobreza, cabe destacar as evidências encontradas a partir de importantes estudos na literatura nacional. Lima (2008) estudou os efeitos da pluriatividade e das rendas não-agrícolas sobre a pobreza e a desigualdade rural na região Nordeste do Brasil, utilizando um modelo de seleção de amostra com *logit multinomial*. Os resultados apontaram que pluriatividade e as rendas não-agrícolas são importantes para reduzir a pobreza e a concentração de renda no meio rural nordestino. Já Neder (2003); Mariano e Neder (2004) e Ney e Hoffmann (2007) mostram que no caso do Brasil, a renda não-agrícola é importante para explicar a redução do número de famílias que estão abaixo da linha de pobreza, porém, a renda gerada em atividades não-agrícolas

contribui para aumentar a desigualdade de renda entre as famílias.

Portanto, a compreensão das decisões de alocação de trabalho não-agrícola dentro das famílias rurais é de importância fundamental para a orientação de políticas voltadas ao crescimento da atividade econômica e do emprego na área rural do Brasil. Nesse contexto, encontram-se as famílias de assentamentos rurais da reforma agrária, atualmente, conforme levantamento feito pelo Sistema Nacional de Informações de Projetos de Reforma Agrária (Sipra/Incra) no ano de 2005, representando aproximadamente 602,7 mil famílias, distribuídas em 6.819 projetos, nos quais vem-se desenvolvendo uma série de novas ocupações e possibilidades de geração de renda. (BASALDI et al., 2006). Um desses projetos é denominado Dom Hélder Câmara,¹ em desenvolvimento na região do Semiárido nordestino, cuja finalidade é promover o desenvolvimento sustentável dos assentamentos da reforma agrária através de ações relacionadas à estruturação da agricultura familiar, mais especificamente, da articulação e organização dos espaços de participação social. O projeto atua na educação, saúde, capacitação, incentivos à produção e à comercialização, acesso aos serviços financeiros, gênero, etnia, segurança hídrica etc. (BRASIL, 2005).

Considerando o panorama anterior, este trabalho tem como objetivo analisar a influência de características individuais, familiares e da propriedade rural nas decisões de participação e do tempo alocado em trabalho não-agrícola, considerando famílias rurais do Semiárido nordestino situadas nas áreas de atuação do projeto Dom Helder Câmara.

Além desta introdução, apresenta-se, na segunda seção, um modelo teórico que aborda a questão da oferta de trabalho agrícola ou não-agrícola. Na terceira seção, descreve-se a estratégia empírica utilizada, assim como, o tratamento da base de dados. A quarta seção apresenta os resultados empíricos

¹ Este projeto é resultado de um acordo de empréstimo internacional firmado, entre o governo do Brasil e o Organismo de Cooperação das Nações Unidas, representado pelo FMI, para o Desenvolvimento Agrícola (Fida), estando vinculado à Secretaria de Desenvolvimento Territorial (SDT) do Ministério do Desenvolvimento Agrário (MDA).

e discussões. Por fim, a quinta e última seção é reservada à conclusão.

2 – FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1 – Decisão de Oferta de Trabalho Agrícola e Não-Agrícola

O modelo econômico para família rural, desenvolvido por Singh; Squire e Strauss (1986) e De Janvry e Sadoulet (1995), fornece uma base teórica para explorar a decisão de oferta de trabalho agrícola e não-agrícola. Apresenta-se uma versão deste modelo, sugerida por Benjamin e Guyomard (1994) e adaptada por Matshe e Young (2004). Por simplificação, assume-se uma família representativa, composta por um casal que objetiva maximizar a seguinte função utilidade familiar:

$$u(L_e^m, L_e^f, y, E^m, E^f, H) \quad (1)$$

Onde: L_e^m e L_e^f , denotam o tempo de lazer do homem e da mulher, respectivamente; E^m e E^f representam vetores de atributos pessoais (sexo, raça, idade, instrução etc.); y , a renda familiar e H , o vetor de características da família (número de componentes, filhos, posição na família etc.).

O processo de maximização da referida função de utilidade está sujeito às seguintes restrições:

$$T^j = L_i^j + L_0^j + L_e^j \quad (2)$$

$$L_i^j \geq 0, L_0^j \geq 0, L_e^j \geq 0 \quad (3)$$

Onde j indexa, respectivamente, homem e mulher; L_i^j é o tempo alocado em trabalho na agricultura; L_0^j é o tempo alocado em trabalho fora da agricultura; e T^j a disponibilidade de tempo de cada membro da família.

Por outro lado, a renda familiar é dada por:

$$y = \pi(p, v, L_i^m, L_i^f, A, E^m, E^f, H) + w_0^m L_0^m + w_0^f L_0^f + R \quad (4)$$

De acordo com a equação (4), a renda familiar (y) é decomposta em três parcelas: (i) no lucro da atividade agrícola (π), que, por seu turno, depende das seguintes variáveis: preço dos produtos agrícolas (p); preço dos insumos (v); trabalho dos membros da

família (L_i^j); atributos individuais (E^j); características da família (H) e outros insumos, por exemplo, terra (A); (ii) na renda gerada pelo trabalho não-agrícola ($w_0^m L_0^m + w_0^f L_0^f$), onde w_0^j é o salário da atividade não-agrícola e L_0^j a quantidade de horas trabalhadas; (iii) na renda proveniente de transferências.

Assumindo as propriedades regulares usuais para as funções lucro e utilidade, uma alocação ótima de tempo familiar pode ser derivada. Nesse sentido, é conveniente admitir, posteriormente, uma solução interior para todas as escolhas, exceto para (tempo de trabalho não-agrícola).

Diante disto, as condições de primeira ordem resultantes da maximização da utilidade familiar, sujeitas às restrições anteriores, são:

$$-\frac{\partial U / \partial L_i^j}{\partial U / \partial y} = \frac{\partial \pi}{\partial L_i^j} \quad (5)$$

e

$$-\frac{\partial U / \partial L_0^j}{\partial U / \partial y} - \frac{\lambda^j}{\partial U / \partial y} = w_0^j \quad (6)$$

Onde j é um indicador de sexo do trabalhador e λ^j denota o multiplicador de *Lagrange*, associado às restrições positivas do trabalho não-agrícola.

A primeira condição de maximização indica que a taxa marginal de substituição de trabalho agrícola por renda monetária deve ser igual ao preço-sombra deste trabalho, se o membro da família trabalha fora da agricultura. A segunda condição afirma que a taxa marginal de substituição do trabalho não-agrícola por renda deve ser igual à taxa de salário de mercado. Se a taxa marginal de substituição de trabalho não-agrícola por renda exceder a taxa salarial de trabalho não-agrícola, os membros da família não trabalham fora do setor agrícola.

Para um membro da família, a decisão de participar ou não de emprego não-agrícola depende de uma comparação da taxa salarial de mercado e do salário individual de reserva W_r^j , de forma que:

$$L_0^j = 0 \text{ se } W_r^i \geq W_0^j \quad (j = m, f) \quad (7)$$

$$L_0^j \neq 0 \text{ se } W_r^i < W_0^j \quad (j = m, f) \quad (8)$$

O salário de reserva é uma variável endógena que depende das outras variáveis exógenas do modelo (preços de produtos e insumos, fatores fixos de produção, características individuais e familiares). As variáveis que aumentam o salário-reserva, ou seja, que proporcionam elevação da renda dos indivíduos nas atividades agrícolas, reduzem a probabilidade de participação, enquanto variáveis que aumentam o salário de mercado, ou seja, que afetam positivamente a renda de atividades fora da agricultura, aumentam a probabilidade de ofertar emprego não-agrícola.

2.2 – Estratégia Empírica

A estratégia empírica adotada nesse estudo procura investigar os determinantes conjuntos da oferta de trabalho não-agrícola e da quantidade de horas alocadas neste trabalho.

Uma abordagem inicial, para este tipo de análise, seria a estimativa de modelos separados, isto é, assumindo que as decisões ocorreriam de forma sequencial. Assim, as decisões seriam: (i) participar ou não do mercado de trabalho; e (ii) a quantidade de tempo que o participante aloca no trabalho não-agrícola. As razões para esta separação são duas: primeiro, devido a aspectos sociais ou psicológicos, o indivíduo pode preferir não ofertar trabalho não-agrícola sejam quais forem os valores das variáveis exógenas; segundo, um indivíduo pode ser um participante potencial do mercado de trabalho não-agrícola e decidir não trabalhar fora da agricultura, considerando um conjunto relevante de variáveis. O primeiro representa abstenção e o último uma solução de canto. (MATSHE; YOUNG, 2004).

Portanto, considerando as hipóteses anteriores, caberia, em primeiro lugar, a estimação de um modelo *probit*, com o intuito de fazer inferências sobre a influência de algumas variáveis na probabilidade de participar do mercado de trabalho não-agrícola. O segundo modelo abordaria a decisão de alocação de horas de trabalho, sendo que, como tal variável é censurada para alguns indivíduos na amostra, a regressão adequada seria através de um *tobit*. (GREENE, 2002).

Apesar de a referida estratégia ser atrativa e utilizada em vários estudos na literatura, o modelo

tobit possui a desvantagem de tratar observações nulas para horas trabalhadas como soluções de canto, isto é, o indivíduo é assumido como um participante do mercado de trabalho não-agrícola e opta por não trabalhar nos níveis correntes das variáveis exógenas, como salários. Outra restrição, inerente à estratégia de estimação por modelos empíricos separados é que ambas as decisões de participação e de alocação de horas de trabalho nas atividades não-agrícolas seriam determinadas pelas mesmas variáveis, ou seja, uma variável que aumenta a probabilidade de oferta também aumenta o número de horas trabalhadas. Dito de outra forma, a possibilidade de uma variável ter um impacto positivo sobre a decisão de trabalhar no campo, mas um impacto negativo no número de horas trabalhadas poderia ser encoberta.

Outro problema potencial que permeia esse tipo de análise é o provável efeito de variáveis não-observadas. Caso os trabalhadores que procuram emprego fora das atividades agrícolas sejam distribuídos de forma não-aleatória na amostra, isto é, autosselecionados a partir de atributos produtivos favoráveis, as estimativas a respeito da determinação das horas de trabalho alocadas por um *tobit* não considerariam as probabilidades individuais de participação na oferta de trabalho e, portanto, forneceriam estimadores tendenciosos. (HECKMAN, 1979; LEE; 1979).

Uma alternativa para contornar tal problema é a abordagem proposta por Heckman (1979). Sucintamente, o referido método consiste na utilização de um modelo de seleção de amostra, que também envolve um procedimento de estimação em dois estágios. Não obstante as estimativas consistentes dos parâmetros produzidas por esse procedimento, os desvios-padrão não são eficientes devido à presença do termo de correção na regressão do segundo estágio, o que requer a imputação de uma matriz de covariância robusta. (NELSON, 1984).

Logo, se por um lado tal metodologia é preferível ao *tobit* por corrigir as estimativas para viés de seleção na amostra, por outro, não trata observações nulas de horas de trabalho como solução de canto. Conforme ressaltam Ghadim; Burton e Pannell (1999 apud

MATSHE; YOUNG, 2004), a aplicação da metodologia de Heckman (1979) permitiria que uma variável explicativa presente na equação de participação e que estimula o emprego do indivíduo atuasse de forma inversa na determinação das horas de trabalho até zerá-las, o que poderia prejudicar a análise dos resultados.

Portanto, diante da discussão anterior, a decisão de participação em atividades não-agrícolas e horas alocadas parece não ser tomada de forma simultânea. Contudo, existe a possibilidade de que as variáveis determinantes das decisões de oferta de trabalho não-agrícola e horas trabalhadas tenham efeito assimétrico sobre as referidas escolhas. Neste caso, a aplicação do modelo *double hurdle*, que já incorpora o fato de tais decisões procederem de forma sequencial, seria mais adequado, pois captaria as potenciais diferenças reportadas. (CABRAL, 2007).

2.3 – Modelo Empírico e Estratégia de Estimação

Dada a discussão anterior sobre alternativas de modelagem e estimação acerca das decisões de trabalho não-agrícola e horas trabalhadas, nessa subseção, apresentam-se duas estratégias adotadas nesse estudo. A primeira consiste em estimativas separadas para os determinantes das escolhas reportadas. No caso, a participação individual em trabalho não-agrícola é modelada a partir de *probit* univariado, enquanto a escolha de horas alocadas nesse tipo de emprego, por um *tobit*. Nessa abordagem, não é possível captar efeitos assimétricos das variáveis exógenas sobre as probabilidades de emprego e horas de trabalho. Para romper essa restrição, a segunda estratégia de estimação será feita pelo modelo *double hurdle*, o qual admite uma estrutura de correlação entre os termos não-observados das equações de participação em trabalho não-agrícola e de horas trabalhadas. A seguir discutem-se tais estratégias empíricas.

2.3.1 – Estimações separadas

A primeira estratégia de estimação, adotada nesse trabalho, busca identificar os determinantes da oferta de trabalho não-agrícola na zona rural e das horas trabalhadas, desconsiderando a possibilidade de efeitos assimétricos dos atributos produtivos sobre as duas decisões mencionadas.

Com o intuito de investigar as influências das características pessoais e familiares na decisão de trabalho não-agrícola, pode-se estimar um modelo *probit* univariado:

$$Y_1^* = \beta_1 X_1 + u_1 \quad (9)$$

Onde Y_1^* é uma variável latente (não observada) que mede o ganho de utilidade advindo da escolha, X_1 é um vetor de atributos pessoais e familiares, β_1 é um vetor de parâmetros e u_1 um termo aleatório. Mais especificamente, tem-se $Y_1 = 1$ se $Y_1^* > 0$ e $Y_1 = 0$ se $Y_1^* < 0$, ou seja, se o emprego não-agrícola oferece ganho positivo $Y_1^* > 0$, isto é, se o salário de mercado superar o salário de reserva, a variável binária Y_1 assume o valor 1, e 0, caso contrário.

Já os determinantes da quantidade de horas alocadas no emprego não-agrícola podem ser estimados, em um segundo momento, por um modelo *tobit*. Segundo Greene (2002), esse modelo é utilizado para os casos onde a variável dependente está compreendida entre certos valores ou concentrada em pontos iguais a um valor-limite. No presente caso, os trabalhadores agrícolas e/ou desempregados registram horas de trabalho nulas no emprego não-agrícola, enquanto os trabalhadores não-agrícolas valores positivos, caracterizando uma censura na variável “horas trabalhadas”. Logo, a equação de horas trabalhadas em emprego não-agrícola é dada por:

$$Y_2^* = \beta_2 X_2 + u_2 \quad (10)$$

Onde Y_2^* é uma variável latente (não-observada) que mensura o benefício gerado por horas trabalhadas em atividades não-agrícolas; X_2 é um vetor de atributos pessoais e da família, β_2 um vetor de parâmetros e u_2 um termo randômico.

Destarte, a quantidade de horas efetivamente trabalhadas no emprego não-agrícola (Y_2) tem valor positivo apenas se $Y_2^* > 0$, e zero, caso contrário.

2.3.2 – Modelo *double hurdle*

O modelo *double hurdle*, desenvolvido por Cragg (1971), oferece uma abordagem mais geral para modelar a participação no mercado de trabalho e horas trabalhadas. A abordagem tem sido amplamente adotada na literatura, oferecendo a vantagem de captar

efeitos assimétricos das variáveis exógenas sobre as diferentes decisões. (JONES, 1989; BLAYLOCK; BLISSARD, 1992; MATSHE; YOUNG, 2004).

Na aplicação do modelo *double hurdle*, o processo de escolha é dividido em dois estágios. Primeiro, o indivíduo decide participar no mercado de trabalho não-agrícola e, em seguida, aloca alguma quantidade de tempo neste mercado. Nesse contexto, o modelo opera assumindo a existência de duas variáveis latentes não-observadas: I_1^* é o índice de utilidade que mensura o benefício associado à decisão individual de participar do mercado de trabalho não-agrícola; e I_2^* o índice de utilidade relacionado com a decisão da quantidade de horas alocadas no trabalho não-agrícola. Formalmente, o sistema é formado por duas equações de seleção:

$$I_1^* = \alpha_1 Z_1 + \varepsilon_1 \quad (11)$$

$$I_2^* = \alpha_2 Z_2 + \varepsilon_2 \quad (12)$$

Onde Z_1 é um vetor de variáveis exógenas que afetam a decisão de participação; Z_2 é um vetor de variáveis que explicam a decisão de alocação de horas de trabalho; ε_1 e ε_2 termos estocásticos normalmente distribuídos.

Na especificação *double hurdle*, a primeira parte do modelo equivale a um *probit*. Portanto, em relação à primeira escolha, caso o índice de utilidade da equação (11) seja positivo ($I_1^* > 0$), o indivíduo opta pela oferta de trabalho em atividades não-agrícolas e, logo, a variável *dummy* (indicadora) recebe o valor $I_1 = 1$; caso contrário, a variável indicadora assume o valor $I_1 = 0$.

Já a equação (12), relacionada às horas de trabalho não-agrícola, toma a forma de um modelo *tobit* e é capaz de gerar níveis zero de trabalho não-agrícola, independente da primeira equação. Caso o índice de utilidade ofereça um benefício positivo ($I_2^* > 0$), o indivíduo decide o número de horas a partir do valor da satisfação e a variável que capta as horas efetivamente trabalhadas terá valor positivo $Y_2 > 0$; caso contrário, será nula, independente da decisão de oferta de trabalho (I_1^*).

Todavia, ao contrário das estimativas separadas de (11) e (12), respectivamente, por um *Probit* e *Tobit*, o modelo *double-hurdle* permite que as horas

de trabalho não-agrícola efetivamente empregadas sejam determinadas pela interação entre as duas variáveis indicadoras:

$$I = I_1 I_2 \quad (13)$$

De acordo com a equação (13), o registro nulo de horas de trabalho não-agrícola pode ser gerado por índices de utilidade com valor negativo, em uma, ou ambas as equações de decisão do modelo.

Por fim, assume-se que os termos estocásticos de (11) e (12) têm uma distribuição normal bivariada com matriz de covariância dada por:

$$(u_1, u_2) \sim \text{BVN}(0, \Sigma), \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & \sigma^2 \end{pmatrix} \quad (14)$$

Onde $\rho\sigma$ é a covariância dos termos de erro estocásticos e ρ o coeficiente de correlação linear destes.

Como proposto por Blaylock e Blissard (1992), este modelo geral ramifica um número de outras formulações. Por exemplo, uma restrição comumente imposta e que é assumida nesse estudo é a ausência de correlação entre os erros das equações de oferta de trabalho não-agrícola e horas trabalhadas $\rho = 0$, ou seja, supõe-se que as referidas decisões não são tomadas de forma simultânea, e sim sequencialmente.

2.4 – Descrição e Tratamento da Base de Dados

A base de dados utilizada neste trabalho é proveniente de uma pesquisa realizada com famílias participantes do projeto Dom Helder Câmara, no ano de 2004, que tinha como objetivo a elaboração do perfil socioeconômico dos participantes para posterior análise dos efeitos do projeto.

A área total de atuação do projeto compreende os Estados do Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Sergipe e Piauí, que representam aproximadamente 33% dos 900.000km² do Semiárido nordestino, onde estão inseridas cerca de 15.000 famílias de agricultores(as) e assentados(as) da reforma agrária. (BRASIL, 2008).

De uma forma geral, a área de abrangência do projeto Dom Helder Câmara corresponde a unidades de produção familiar, podendo-se destacar a presença de

relações de parentesco entre as pessoas que trabalham e vivem no local; em sua grande maioria são famílias nucleares, ou seja, que não abrigam outras pessoas além de pai mãe e filhos. (UNESP, 2004). No tocante à estrutura familiar, observa-se que a maior parte dos chefes de família está compreendida nos estratos de 26 a 58 anos de idade, destacando-se a presença de chefes jovens, principalmente no Ceará e em Sergipe, e de chefes com idade superior a 60 anos, que, em sua maioria, são beneficiários de aposentadoria rural. (SOUSA, 2008).

A amostra utilizada neste estudo é constituída de 2.187 pessoas pertencentes a 838 famílias, representando 5,6% das famílias participantes do projeto em 2004; a maior parte está inserida em um ambiente de assentamentos, comunidades de agricultura familiar e comunidades remanescente de quilombos, localizadas no Ceará, na região do Sertão Central (Pedra Branca, Quixeramobim, Ibicuitinga, Quixadá, Choró e Banabuiú); no Rio Grande do Norte, na região do Apodi (Itaú, Upanema, Caraúbas, Felipe Guerra, Apodi, Governador Dix-Sept Rosado e Campo Grande); na Paraíba, região do Cariri (Monteiro, Prata, Camalaú, Coxixola, Sumé, Soledade, São João do Cariri, Serra Branca e Amparo); e em Sergipe, região do Sertão Sergipano (Porto da Folha, Carira, Nossa Senhora da Glória, Garuru e Poço Redondo). A partir desta, foram criadas variáveis correspondentes à participação no mercado de trabalho não-agrícola e número de horas alocadas nele, além de uma série de variáveis candidatas a influenciar nestas duas decisões (vide Tabela 1, em apêndice).

Dada a dificuldade de calcular a taxa salarial dos trabalhadores, optou-se por seguir a linha de outros estudos (MATSHE; YOUNG, 2004), escolhendo-se explicar a participação em atividades não-agrícolas e o número de horas alocadas em função de um conjunto de variáveis exógenas, como características do indivíduo, da família e da propriedade, que podem afetar o preço-sombra individual do tempo e a taxa salarial de reserva.

Um problema adicional, destacado na seção 2, é que o modelo teórico sugere que a alocação de trabalho individual depende de seus atributos e também do vetor de características familiares. Esta especificação teórica é razoavelmente simples de

representar em análises empíricas de famílias que compreendem um agricultor e uma esposa, mas, como já citado anteriormente, na base de dados, existe uma variedade de tipos de famílias (agricultores sem esposa e sem filhos, apenas com filhos, famílias lideradas por mulheres, com apenas indivíduos jovens, um casal e um grande número de filhos etc.). Neste caso, não fica claro como as características dos outros membros da família podem ser representadas para modelar as decisões de trabalhar de um indivíduo. Portanto, depois de experimentar algumas possíveis abordagens, foi decidido que o modelo empírico incluiria apenas as características individuais dos membros adultos das famílias. Desta forma, a especificação final incorporou os atributos próprios da decisão, que são as características individuais dos membros adultos, características gerais da família, características de propriedade e de localização.

A composição das características gerais da família inclui números de indivíduos em vários grupos etários; disponibilidade de crédito total, que representa acesso ao sistema financeiro oficial, ao crédito informal, aos fundos rotativos e às cooperativas de crédito; e ainda, a variável “transferências”, a qual representa os programas governamentais (bolsa-família, PET, cartão cidadão, auxílio-doença e seguro-safra). Por último, a renda de outras fontes, representando a renda proveniente de aposentadorias, doações, aluguel de imóveis, veículo, rendimentos de capital etc. As transferências estão incluídas por serem de grande importância na distribuição de renda da região Nordeste. Estudos do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), elaborados em 2006, mostraram que a região apresentou a maior concentração de municípios que dependem de transferências de verbas governamentais do país. As rendas de outras fontes atuam de forma a elevar o salário-reserva dos indivíduos, podendo reduzir a probabilidade de participação.

Para representar as características de propriedade, utilizou-se a variável área agrícola. A utilização das características da família e da propriedade é condizente com uma série de estudos de oferta de trabalho nos países em desenvolvimento. Por fim, as características de localização, representadas pela variável qualidade das estradas, utilizada para

representar a infraestrutura de transporte, que, segundo Reardon; Berdegue e Escobar (2001), é importante no estímulo ao crescimento do emprego não-agrícola na América Latina. Outras quatro variáveis *dummies* foram incluídas para captar o efeito das cidades vizinhas sobre a decisão de participação. A hipótese é de que, quanto maior a população, maior o grau de desenvolvimento da região e maiores as oportunidades de emprego não-agrícola e, portanto, aumentaria a probabilidade de participação nessas atividades.

No tocante às médias apresentadas das variáveis (vide Tabela 1 em apêndice), para a variável “anos de estudo”, tem-se que o valor está abaixo do apresentado no país e na região Nordeste, que, segundo dados da PNAD de 2004, é de 5,3 e 6,6 anos de estudo, respectivamente. No entanto, segundo um estudo realizado por Hoffmann e Ney (2003) sobre a desigualdade de renda na agricultura para os trabalhadores agrícolas da zona rural oficial brasileira, a média de escolaridade é de três anos de estudo. A média de idade da população está em torno de 38,67. Em sua maioria, os indivíduos se declararam pardos e brancos em percentuais de 68% e 28,5% do total da amostra, respectivamente.

No período de amostragem, um total de 65 famílias, representadas por 76 indivíduos, alocou algum tempo em atividade não-agrícola, formal ou informalmente. A média de horas de trabalho não-agrícola é de, aproximadamente, 31,45 horas semanais, com o maior valor sendo de 60 horas e o menor, 7 horas semanais. Dentre os 76 indivíduos que participaram de atividades não-agrícolas, apenas 24% trabalharam 40 horas semanais. Embora 54% da amostra seja composta de indivíduos do sexo masculino, a maior parcela dos que alocaram horas fora da agricultura é de mulheres (aproximadamente 68,5%).²

3 – RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção, apresentam-se os resultados do modelo *double hurdle*, *probit* e *tobit*, com o intuito de

² Uma restrição adicional ao modelo está na existência de uma desproporção amostral, pois apenas 3,4% da amostra alocam alguma quantidade de horas no trabalho não-agrícola; no entanto, isto é comum em modelos com amostra censurada, não afetando sistematicamente a confiabilidade dos resultados.

comparar a especificação escolhida com alternativas mais convencionais e verificar se ocorrem mudanças nos parâmetros. Os resultados das estimações encontram-se na Tabela 2 (vide Apêndice A).

Analisando os resultados obtidos através da estimação do modelo *probit*, verifica-se que as variáveis que influenciam a decisão de participação no mercado de trabalho não-agrícola são idade, anos de estudo, gênero, transferências e outras rendas. Os resultados mostram que os indivíduos do sexo feminino estão mais dispostos a trabalhar fora da agricultura. A idade ao quadrado, que representa o efeito do crescimento não-linear da produtividade no ciclo de vida, apresenta sinal negativo, indicando que os indivíduos mais velhos tem uma probabilidade reduzida de participação. Já a variável idade apresenta sinal negativo; logo, o efeito total da idade é positivo, mas decrescente.

O nível de escolaridade aumenta a probabilidade de participar do mercado não-agrícola. Isto implica que anos adicionais de estudo aumentam o salário de atividades não-agrícolas mais que seu salário-reserva para atividades agrícolas e domésticas. Neste caso, a hipótese de que anos de educação formal tornam os membros da família mais empregáveis é confirmada. O trabalho de Lanjouw (2001) já tinha destacado que a elevação do nível educacional da população rural facilitaria seu acesso às ocupações não-agrícolas, uma vez que aumentaria sua resposta às oportunidades de mercado e, principalmente, estimularia as famílias a desenvolverem empreendimentos tipicamente não-agrícolas, atenuando-se a pobreza. (BALSADI et al., 2006).

As transferências do governo e as outras rendas afetam negativamente a decisão de participação em atividades não-agrícolas. Este resultado já era esperado, pois os rendimentos não-oriundos do trabalho tendem a aumentar o salário-reserva e também elevam a restrição orçamentária das famílias, o que reduz a necessidade de procurar outras fontes de renda fora da agricultura.

Na região Nordeste do Brasil, a participação dos programas governamentais na renda das famílias rurais tem crescido entre os anos de 1998 e 2004,

passando de 0,6% para 3,34%. (HOFFMANN, 2006). Apesar de contribuir para a redução da insegurança alimentar através da elevação e diversificação do consumo das famílias, um estudo feito pela Fundação Getúlio Vargas, em 2006 (BOLSA FAMÍLIA..., 2008), mostrou que o programa Bolsa-família não tem promovido aumento do nível de emprego e grande parte das cidades com alto índice de cobertura pelo programa vive da agricultura de subsistência. Outro fator importante que explica esta influência negativa é a presença das rendas de aposentadoria, componente importante do orçamento familiar de trabalhadores rurais desta região.

A área agrícola e as características de localização não apresentaram parâmetros significativos para nenhuma das decisões em todos os modelos considerados. Talvez a utilização de variáveis *dummy*, por captar a distância entre o município em questão e outros com vários níveis populacionais (potenciais mercados de trabalho), ao invés de distância ao centro mais próximo (como comumente se usa na literatura), não tenha sido muito adequada.

A estimação do *tobit* para as horas alocadas aponta as mesmas variáveis que determinam a participação no trabalho não-agrícola, como determinantes da decisão de horas alocadas, com exceção das transferências governamentais, que não apresentam significância estatística. Tem-se o efeito total da idade positivo, porém decrescente; anos de estudo influenciando positivamente; e idade ao quadrado e gênero, negativamente.

Os coeficientes das variáveis do modelo *double hurdle* (vide Tabela 2 em Apêndice A) estabelecem a magnitude dos efeitos de uma mudança na variável explanatória. A interpretação é dada da seguinte forma: para cada unidade de acréscimo em uma determinada variável, tem-se um acréscimo no índice *probit* por desvios-padrões iguais à magnitude do coeficiente. Conforme os resultados, por exemplo, para cada acréscimo de um ano na idade de um indivíduo, ocorre um aumento no índice *probit* de 0,1027 desvios-padrões. No entanto, para a análise econômica e possíveis implicações nas políticas, observam-se os sinais dos parâmetros no intuito de identificar qual a influência das variáveis nas duas decisões, bem como

na comparação com a estimação dos modelos *probit* e *tobit*, separadamente.

Os resultados sugerem que, quanto maior a idade, mais alta é a probabilidade de trabalhar fora da agricultura e maior é a quantidade de horas alocadas para este trabalho, o que era esperado, visto que a idade representa os anos de experiência e que, neste caso, ela é importante para ambas as decisões. Para a idade ao quadrado, tanto a probabilidade de participação quanto a de alocação de mais horas de trabalho crescem a taxas decrescentes com a idade (experiência), corroborando os achados em vários estudos da literatura, entre eles Abdulai e Delgado (1999). Os indivíduos do sexo masculino são menos propensos a trabalhar fora da agricultura, mas, no entanto, quando decidem ofertar trabalho não-agrícola, estão dispostos a ofertar mais horas que um indivíduo do sexo feminino.

O sinal do parâmetro associado ao grau de instrução é positivo para a decisão de participação, mas não apresenta significância estatística para a decisão de horas alocadas. A presença de crianças com idade até 3 anos não teve efeito significativo na decisão de participação em atividades não-agrícolas, para todos os modelos. No entanto, quando um indivíduo decide participar do mercado de trabalho não-agrícola, a sua propensão de horas para o trabalho, captada pelo modelo *double hurdle*, é negativamente afetada pelo número de crianças de 0 a 3 anos.³

Na comparação entre as duas especificações, é importante destacar que o modelo *double hurdle* capta efeitos de mudanças de sinal e significância entre os parâmetros, para as duas decisões, que são encobertos na estimação separada, *probit* e *tobit*. Nota-se que o impacto do gênero sobre a participação é oposto ao das horas alocadas, mostrando que a estimação através de uma única regressão, como o *tobit*, pode mascarar os efeitos e gerar resultados incorretos.

³ Ressalta-se que as estimações foram feitas para indivíduos de ambos os sexos, diferentemente de Abdulai e Delgado (1999), que estimaram a probabilidade de participação no mercado não-agrícola separadamente para homens e mulheres, mas que encontraram o mesmo resultado.

Na decisão de número de horas de trabalho alocadas, o sinal no parâmetro associado ao grau de instrução é negativo, no modelo *double hurdle*, mas não é significativo estatisticamente, diferindo do resultado para o *tobit* que apresenta sinal positivo, indicando que a propensão de um indivíduo a elevar suas horas de trabalho não-agrícola aumenta com os anos de estudo. Portanto, como visto na seção 3, uma variável que aumenta a probabilidade de participação também aumenta o número de horas trabalhadas quando se estimam os parâmetros com os modelos *probit/tobit*, mascarando algumas evidências.

Uma crítica mais geral à forma de modelagem, segundo Matshe e Young (2004), é que este tipo de abordagem assume como ilimitada a disponibilidade de trabalho. Por exemplo, se um indivíduo está propenso a trabalhar e têm as características requisitadas, seu tempo de trabalho será alocado em alguma atividade, seja na produção de bens ou de serviços, isto é, existe trabalho remunerado para todo indivíduo que oferta horas de trabalho. Entretanto, há limites para a disponibilidade de trabalho, e uma sugestão seria inserir estes limites no modelo. A taxa de desemprego local ou a densidade populacional são variáveis que poderiam ser incluídas, contudo, em estudos baseados em dados de corte transversal no tempo. Cabe ressaltar que o uso desse tipo de variável pode levar a superestimar o efeito locacional.

Algumas outras variáveis podem ter implicações nas decisões de alocação de trabalho, como, por exemplo, o valor da produtividade das famílias, os termos de troca dos produtos agrícolas e não-agrícolas e a periodicidade da produção agrícola. No entanto, encontram-se uma limitação na coleta dos dados e também dificuldades de incorporar estes fatores em um estudo com dados de corte.

3.1 – Implicações para Políticas Rurais de Desenvolvimento

Um dos principais focos das políticas direcionadas ao setor agrícola brasileiro tem como objetivo o desenvolvimento das áreas rurais e a elevação do nível de emprego formal, visando à redução das desigualdades de renda. Alguns estudos mostraram que, apesar de a modernização da agricultura ter promovido o desenvolvimento de atividades dos dois

tipos (agrícola e não-agrícola) na área rural brasileira, a região Nordeste representa o setor mais arcaico da agricultura do país. (ELIAS; MUNIZ; BEZERRA, 2005; BALSADI et al., 2006). Sua estrutura está baseada no uso intensivo de mão de obra, com baixa capitalização tanto por trabalhador quanto por unidade de área, e há predominância de não-assalariados e semiassalariados.

Em alguns países desenvolvidos, o crescimento da atividade agropecuária está atrelado ao desenvolvimento das atividades rurais não-agrícolas. Segundo Silva (1997), a criação de empregos não-agrícolas nas zonas rurais pode ser utilizada como uma estratégia para que as políticas de emprego e melhorias sociais na área rural consigam, simultaneamente, reduzir os efeitos negativos da migração rural-urbana e elevar o nível de renda desta população. No entanto, as ações têm sido direcionadas apenas para as atividades ligadas à agricultura, sendo que uma das principais e mais importantes políticas públicas direcionadas a este setor é a previdência social, ou seja, a elevação do número de beneficiários da aposentadoria rural. Conforme visto nos testes econométricos, esta ação reduz a propensão de participação no mercado de trabalho não-agrícola, que é uma importante alternativa para o desenvolvimento do setor agrícola.

Uma estratégia mais eficiente seria promover o crescimento do meio rural, como um todo, através de investimentos em capital humano e criação de empregos qualificados nas zonas rurais, pois, como visto neste estudo, os indivíduos com maior nível educacional estão mais propensos a trabalhar nas atividades não-agrícolas. Apesar de o acesso ao crédito não ter apresentado significância estatística, a criação de um sistema de crédito direcionado para investimentos na mudança da estrutura do sistema de produção agrícola poderia promover o desenvolvimento das atividades não-agrícolas nas áreas rurais.

5 – CONCLUSÃO

As decisões de alocação de trabalho dos adultos de famílias rurais do Semiárido nordestino foram modeladas através do modelo *double hurdle*, o qual estima conjuntamente, porém, sem correlação em fatores não-observados, as decisões de participação e de quantidade de horas alocadas em atividades

não-agrícolas. Alternativamente, estas decisões foram modeladas por um modelo *probit* e um *tobit*, estimados separadamente, como mais usualmente se encontram na literatura. A principal vantagem do *double hurdle* é evitar que alguns resultados sejam encobertos, ou seja, ele permite a identificação, em separado, das influências das variáveis nas duas decisões, qual seja, alocar tempo na atividade não-agrícola e, posteriormente, decidir quantas horas trabalhar nesta atividade. Como visto, algumas variáveis têm efeitos diferentes nas duas decisões; por exemplo, a variável gênero.

Os resultados apontaram como principais determinantes da decisão de participação em atividades não-agrícolas: a idade, o gênero e os anos de estudo. Na decisão de quantidade de horas alocadas, destaca-se a idade e o número de crianças de 0 a 3 anos de idade. A escolaridade (anos de estudo), apesar de ser uma variável importante na decisão de participação em atividades não-agrícolas, não mostrou influência na decisão de números de horas trabalhadas nestas mesmas atividades.

De acordo com os resultados, qualquer tipo de renda não-proveniente do trabalho, o que inclui tanto aposentadorias como transferências diretas de programas sociais, desestimula atividades dos indivíduos no mercado de trabalho não-agrícola, porém, de forma muito restrita, com alterações percentuais de participação no mercado não-agrícola próximas a zero.

Investimento em capital humano (educação) possibilita a expansão das atividades não-agrícolas, as quais são uma alternativa para aumento da renda nas zonas rurais, complementando ou substituindo a renda agrícola. Além de proporcionar melhores condições de vida através de maior acesso aos bens de subsistência, como por exemplo, aos alimentos, o desenvolvimento do trabalho não-agrícola em áreas rurais tem ainda o potencial de aumentar a produtividade agrícola, uma vez que disponibiliza maior capital para aquisição de insumos daquela.

ABSTRACT

The main goal of this paper is to analyse the variables that influence the off-farm labor in rural

households localized in the Northeast of Brazil. It uses two empirical strategies: a double hurdle model, that allows the joint modeling of the decision to participate in the labor market and the decision regarding the amount of time allocated to work in this market, and, alternatively, a probit and a tobit model to this same two decisions. Results indicated that some variables, notably gender, have opposite effects in terms of participation and hours worked, when the double hurdle model is used, what is not possible with the other two mentioned models more used in the literature. The results also showed the importance of individual characteristics such as age, education and family structure (number of children) on the off-farm labor decisions.

KEY WORDS

Off-farm Labor. Time Allocated to Work. Double Hurdle Model.

REFERÊNCIAS

ABDULAI, A.; DELGADO, C. L. Determinants of non-farm earnings of farmbased husbands and wives in Northern Ghana. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 81, n. 1, p. 117-130, 1999.

BALSADI, O. V. et al. Ocupações agrícolas e não agrícolas: trajetória e rendimentos no meio rural brasileiro. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 44., 2006, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Sober, 2006. V. 1.

BENJAMIN, C.; GUYOMARD, H. Off-farm work decisions of French agricultural households. In: CAILLAVET F.; GUROMARD, H.; LITRAN, R. (Ed.). **Agricultural household modeling and family economics**. Amsterdam: Elsevier, 1994. p. 65-85.

BEYENE, A. D. Determinants of off-farm participation decision of farm households in Ethiopia. **Agrekon**, v. 47, n.1, p. 140-161, 2008.

BLAYLOCK, J. R.; BLISSARD, W. N. U.S. cigarette consumption: the case of low-income

women. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 74, n. 3, p. 698-705, 1992.

BOLSA Família não estimula emprego no Nordeste. **Valor Notícias**, São Paulo, 18 set. 2006. Disponível em: <http://www4.fgv.br/cps/simulador/impacto_2006/ic548.pdf>. Acesso em: 17 jul. 2008.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Agrário. **Projeto Dom Hélder Câmara**. Disponível em: <<http://www.projetodomhelder.gov.br/>>. Acesso em: 8 jun. 2008.

_____. **Projeto Dom Hélder Câmara: relatório das ações desenvolvidas em 2004**. Recife, 2005.

CABRAL, J. E. O. Determinantes da propensão para inovar e da intensidade inovativa em empresas da indústria de alimentos do Brasil. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 11, p. 87-108, 2007.

CARNEIRO, W. M. A. **Política pública e renda na agricultura familiar: a influência do pólo de desenvolvimento de agronegócios no cariri cearense**. Disponível em: <http://www.cnpat.embrapa.br/sbsp/anais/Trab_Format_PDF/87.pdf>. Acesso em: 10 maio 2009.

CRAGG, J. G. Some statistical models for limited dependent variables with applications to the demand for durable goods. **Econometrica Society**, v. 39, n. 5, p. 829-844, 1971.

DE JANVRY, A.; SADOULET, E. Income strategies among rural households in Mexico: the role of off-farm activities. **World Development**, v. 29, n. 3, p. 467-480, 2001.

_____. **Quantitative development policy analysis**. Baltimore: John Hopkins University Press, 1995.

DEMEKE, M. **Rural non-farm activities in impoverished agricultural communities: the case of North Shoa Ethiopia**. Leiden: African Studies Centre, 1997.

ELIAS, D. S.; MUNIZ, A. M. V.; BEZERRA, J. E. Agronegócio e reorganização das relações de

trabalho agrícola no Baixo Jaguaribe (CE). **Revista Econômica do Nordeste**, v. 38, p. 32-47, 2005.

FERREIRA, F. H. G.; LANJOUW, P. Rural Nonfarm activities and poverty in the Brazilian northeast. **World Development**, v. 29, n. 3, p. 509-528, 2001.

GHADIM, A. A.; BURTON, M.; PANNELL, D. More evidence on the adoption of chick peas in Western Australia or different ways of thinking about nothing. In: ANNUAL CONFERENCE OF AUSTRALIAN AGRICULTURAL AND RESOURCE ECONOMICS SOCIETY, 43., 1999, Christchurch. **Proceedings...** Christchurch, 1999.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 4th ed. New Jersey: Prentice-Hall, 2002.

HECKMAN, J. Sample selection bias as specification error. **Econometrica**, p. 153-161, v. 47, n. 1, 1979.

HOFFMANN, R.; NEY, M. G. Desigualdade de renda na agricultura: o efeito da posse da terra. **Economia**, Recife, v. 4, n. 1, p. 113-152, 2003.

HOFFMANN, R. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Econômica**, Niterói, v. 8, p. 55-81, 2006.

IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2005>>. Acesso em: 15 jul. 2008.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2004**. Rio de Janeiro, 2005. 1 CD-ROM.

JONES, A. M. A double hurdle model of cigarette consumption. **Journal of Applied Econometrics**, v. 4, n. 1, p. 23-39, 1989.

LANJOUW, P. Nonfarm employment and poverty in rural El Salvador. **World Development**, v. 23, n. 3, p. 529-547, 2001.

LEE, L. Identification and estimation in binary choice models with limited (censored) dependent variables.

Econometrica, v. 47, n. 4, p. 977-996, 1979.

LIMA, J. R. F. **Efeitos da pluriatividade e renda não agrícolas sobre a pobreza e desigualdade rural na região Nordeste**. 2008. 157 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, 2008.

MARIANO, J. L.; NEDER, H. D. Renda e pobreza entre famílias no meio rural do Nordeste. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 42., 2004, Cuiabá. **Anais...** Brasília, DF: Sober, 2004. 19 p. CD-ROM.

MATSHE, I.; YOUNG, T. Off-farm labour allocation decisions in small-scale rural households in Zimbabwe. **Agricultural Economics**, v. 30, n. 3, p. 175-186, 2004.

NEDER, H. D. Os efeitos das atividades não agrícolas na distribuição de renda do meio rural do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 41, n. 1, p. 265-290, 2003.

NELSON, F. D. Efficiency of the two-step estimator for models with endogenous sample selection. **Journal of Econometrics**, v. 24, p. 181-196, 1984.

NEY, M. G.; HOFFMANN, R. Atividades não agrícolas e desigualdade de renda no meio rural brasileiro. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 45., 2007, Londrina. **Anais...** Brasília, DF: Sober, 2007. 21 p. CD-ROM.

PNUD. **Atlas do desenvolvimento humano no Brasil**. São Paulo, 2004. Disponível em: <http://www.pnud.org.br/pobreza_desigualdade/reportagens_especiais/index.php?id01=46&lay=pde>. Acesso em: 7 jul. 2008.

REARDON, T.; BERDEGUÉ, J.; ESCOBAR, G. Rural nonfarm employment and incomes in Latin

America: overview and policy implications. **World Development**, v. 23, p. 395-409, 2001.

SCHNEIDER, S. As novas formas sociais do trabalho no meio rural: a pluriatividade e as atividades rurais não-agrícolas. **Redes**, Santa Cruz do Sul, v. 9, n. 3, p. 75-109, 2005.

SCHNEIDER, S. et al. **O novo rural brasileiro**. [S.l.], 2008. V. 5. Disponível em: <livraria.sct.embrapa.br>. Acesso em: 7 maio 2009.

SILVA, G. J.; DEL GROSSI, M. E. A evolução das rendas e atividades rurais não agrícolas no Brasil. In: SEMINÁRIO SOBRE O NOVO RURAL BRASILEIRO: A DINÂMICA DAS ATIVIDADES AGRÍCOLAS E NÃO AGRÍCOLAS NO NOVO RURAL BRASILEIRO: FASE III DO PROJETO RURBANO, 2., 2001, Campinas. **Anais...** Campinas, 2001. Disponível em: <<http://www.eco.unicamp.br/nea/rurbano/rurbanw.html>>. Acesso em: 20 maio 2010.

SILVA, G. J. O novo rural brasileiro. **Revista Nova Economia**, v. 7, n. 1, p. 43-81, 1997.

SINGH, I.; SQUIRE, L.; STRAUSS, J. **Agricultural household models**. Baltimore: John Hopkins University Press, 1986.

SOUSA, M. M. M.; MOREIRA, I. T. Projeto Dom Helder Câmara e sustentabilidade dos projetos de assentamento no Semi-árido Nordeste. In: SEMI-LUSO - SEMINÁRIO SOBRE AGRICULTURA FAMILIAR E DESERTIFICAÇÃO, 2., 2008, João Pessoa. **Anais...** João Pessoa: Agricultura Familiar, Emprego e Renda em Regiões com Risco de Desertificação, 2008.

UNESP. **Impacto dos assentamentos rurais: um estudo sobre o meio rural brasileiro**. São Paulo: Editora Unesp, 2004.

Recebido para publicação em 28.07.2010.

APÊNDICE A

Tabela 1A – Descrição das Variáveis do Modelo e Estatísticas Descritivas

Variável	Descrição	Média	Desvio-Padrão
Variáveis dependentes			
Participação	Participação (1 = participação no trabalho Não-agrícola e 0 = caso contrário)	0.0335	0.1802
Horas de trabalho não-agrícola	Tempo alocado no trabalho não-agrícola (horas)	31.447	14.6099
Características individuais			
Idade	Idade do indivíduo (17 anos acima)	37.360	14.474
Anos de estudo	Número de anos de estudos dos indivíduos	3.2282	3.5699
Gênero	Gênero do indivíduo (1 = masculino e 0 = feminino)	0.5406	0.4984
Etnia	Etnia do indivíduo (1 = Branco e 0 = c.c.)	0.2855	0.4517
Características da família			
Adultos	Nº de adultos na família (17 anos acima)	3.2356	1.4053
Crianças 1	Nº de crianças entre 0 e 3 anos de idade na família	0.3306	0.5935
Crianças 2	Nº de crianças entre 4 e 9 anos de idade na família	0.6056	0.9101
Crianças 3	Nº de crianças entre 10 e 16 anos de idade na família	0.8563	1.0889
Crédito total	Acesso ao crédito (1 = sim e 0 = c.c.)	0.8119	0.3908
Transferências	Recebimento médio mensal de programas governamentais da família (R\$)	37.835	40.412
Outras rendas	Renda proveniente de outras fontes	145.73	120.38
Características da propriedade			
Área agrícola	Área utilizada na agricultura/lote (ha)	4.2916	5.0184
Características locais			
D1	Dummy 1 (1 = o município tem pelo menos 1 vizinho com população de 0 a 5.000 e 0 para c.c.)	0,4801	0,4997
D2	Dummy 1 (1 = o município tem pelo menos 1 vizinho com população de 5.000 a 10.000 e 0 para c.c.)	0,6861	0,4617
D3	Dummy 1 (1 = o município tem pelo menos 1 vizinho com população de 10.000 a 15.000 e 0 para c.c.)	0,7161	0,4509
D4	Dummy 1 (1 para o município tem pelo menos 1 vizinho com população acima de 15.000 e 0 para c.c.)	0,9739	0,1594
Infraestrutura	Qualidades das estradas (1 = boa e 0 = c.c.)	0.2639	0.4411

Fonte: Dados da Pesquisa.

Tabela 2A – Regressões para Participação e Horas Alocadas em Trabalho Não-Agrícola – Probit, Tobit e Double Hurdle

	Probit		Double hurdle	
	Participação	Horas alocadas	Participação	Horas alocadas
Idade	0.1059*** (0.0288)	7.4442*** (1.9204)	0.1027*** (0.0307)	1.5211** (0.7420)
Idade2	-0.0012*** (0.0003)	-0.0891*** (0.0246)	-0.0011*** (0.0004)	-0.0221** (0.0094)
Anos de estudo	0.1078*** (0.0150)	6.6867*** (0.8301)	0.1099*** (0.0154)	-0.3269 (0.6885)
Gênero	-0.2908** (0.1147)	-18.7347* (7.4746)	-0.3085*** (0.1153)	7.0983* (4.2272)
Etnia	0.0539 (0.1207)	-	0.0529 (0.1217)	-
Adultos	-0.0304 (0.0402)	-3.1730 (2.7298)	-0.0261 (0.1466)	-0.7292 (1.3997)
Crianças 1	0.0371 (0.0949)	0.5738 (6.3348)	0.1113 (0.1297)	-12.2813** (5.8830)
Crianças 2	-0.0330 (0.0737)	-1.8337 (4.7969)	-0.0159 (0.0760)	-2.3305 (3.1701)
Crianças 3	0.0543 (0.0494)	1.7954 (3.2308)	0.0588 (0.0509)	-1.8829 (2.3932)
Crédito total	-0.0439 (0.1306)	-	-0.0439 (0.1312)	-
Transferências	-0.0026* (0.0014)	-0.1324 (0.0944)	-0.0026* (0.0015)	-0.0269 (0.0619)
Outras rendas	-0.0005* (0.0003)	-	-0.0005* (0.0003)	-
Área agrícola	-0.0017 (0.0109)	-0.3017 (0.8213)	-0.0000 (0.0113)	-0.2023 (0.5056)
D1	-0.0497 (0.1456)	-1.9413 (9.5302)	-0.0401 (0.1497)	2.1277 (5.9454)
D2	-0.0390 (0.1296)	-4.6510 (8.1136)	-0.0310 (0.1324)	-3.8117 (5.5365)
D3	0.0399 (0.1551)	1.4024 (9.8696)	0.0552 (0.1564)	-2.5816 (6.0193)
D4	-0.0652 (0.3283)	-8.7439 (19.3051)	-0.0610 (0.3318)	2.0263 (8.7542)
Infraestrutura	0.0598 (0.1348)	-	0.0638 (0.1361)	-
Intercepto	-3.9105*** (0.6907)	-254.611*** (45.143)	-3.9390*** (0.7252)	19.6165 (22.0767)
Sigma	-	67.261*** (3.8321)	-	-
Insigma	-	-	-	2.5978*** (0.0851)

Fonte: Elaboração Própria dos Autores a partir da Base de Dados da Pesquisa.

Notas: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade. Para o double hurdle, log likelihood = -580.7689.

Para o probit o log likelihood = -281.6614 e para o tobit, log likelihood = -607.3362.