

A Oferta de Trabalho Não Agrícola no Meio Rural: Evidências para o Nordeste e Brasil

Shirley Pereira de Mesquita

Professora Assistente, Departamento de Economia, Universidade Federal da Paraíba (PPGE/UFPB), Brasil

Luciano Menezes Bezerra Sampaio

Professor Adjunto, Departamento de Administração, Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN), Brasil

Hilton Martins de Brito Ramalho

Professor Adjunto do Departamento de Economia, Universidade Federal da Paraíba (UFPB/Campus I), Brasil

Ignácio Tavares de Araújo Júnior

Professor Adjunto do Departamento de Economia, Universidade Federal da Paraíba (UFPB/Campus I), Brasil

Resumo

O estudo analisa os determinantes da alocação de trabalho não agrícola de famílias rurais do Brasil a partir dos dados da PNAD de 2008, confrontando as evidências para a região Nordeste, segundo dados do Projeto Dom Helder Câmara de 2004. Para tanto, foi estimado um modelo de determinação conjunta das decisões de participação no mercado de trabalho não agrícola e da quantidade de horas alocadas no mesmo (*double-hurdle*); e, alternativamente, para estas mesmas duas decisões, estimativas separadas pelos modelos *probit* e *tobit*, respectivamente. Os resultados apontaram que algumas variáveis, destacando o gênero, apresentam efeitos contrários para a decisão de participação e de quantidade de horas trabalhadas, conforme estimativas do modelo *double-hurdle*, o que não é possível captar quando se recorre aos outros dois modelos citados e mais comumente usados na literatura. Os achados destacaram ainda a importância da idade, dos anos de estudo e da estrutura familiar (número de crianças) nas decisões de trabalho não agrícola.

Palavras-chave: Trabalho Não Agrícola, Modelo *double-hurdle*, Brasil

Classificação JEL: Q12, C24, J22

Abstract

This paper aims to analyze the determinants of off-farm labor decisions of rural household members in Brazil and in the Northeast of Brazil using data provide by PNAD of 2008 and Dom Helder Câmara Program of 2004. In this intend, we estimate a joint determination model of off-farm labor and time allocated to work in this market (*double-hurdle*); and, alternatively, a *probit* and a *tobit* model to this same two decisions. The finds indicate that some attributes, 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 models - more used in the literature. The results also show that the importance of age, education and household members (number of child) to off-farm labor decisions.

1. Introdução

No âmbito das questões relacionadas à pobreza rural, há uma grande discussão acerca do papel da pluriatividade, especialmente, da renda oriunda de atividades não agrícolas, no combate aquele fenômeno. Segundo Matshe e Young (2004), o trabalho não agrícola permite maior renda familiar e disponibilidade de recursos para as atividades agrícolas, relaxando as restrições de crédito e, por conseguinte, investimentos em insumos que aumentam a produtividade agrícola. Tais características são reforçadas no relatório recente da Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação (FAO), que destacou as atividades não agrícolas como importante mecanismo para a redução da pobreza nas zonas rurais (FAO 1998).

Os limites de expansão das fronteiras agrícolas e o fortalecimento da agroindústria no Brasil criaram condições favoráveis para a diversificação da renda no meio rural. Conforme destacado por Schneider (2005), houve crescimento considerável de atividades relacionadas ao setor de serviços, comércio e indústria nas zonas rurais. A diversificação do emprego no meio rural brasileiro também pode ser observada a partir dos dados mais recentes da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD). Entre 2001, o número de empregos não agrícolas correspondia a 26,8% da população ocupada na zona rural, contra 30% em 2005.

Dado o referido contexto, é notória a necessidade de investigação dos fatores condicionantes da oferta de trabalho não agrícola, uma vez que permitiria o direcionamento de políticas públicas de incentivos às atividades econômicas e emprego nas zonas rurais. Na literatura internacional, contudo, há diversas evidências acerca dos determinantes do trabalho não agrícola.

Benjamin e Guyomard (1994), em estudo para a França, analisaram as variáveis que afetam a decisão dos componentes familiares (marido e esposa)

* Recebido em dezembro de 2010, aprovado em março de 2012.

E-mail address: shirley_mesquita@yahoo.com.br, lucianombsampaio@gmail.com, hiltonmbr@gmail.com, ignacio.tavares@gmail.com

em participar do mercado de trabalho não agrícola. Seus achados sugerem que a decisão de oferta de trabalho está relacionada às características da propriedade rural, e, especificamente para as mulheres, a o trabalho não agrícola está correlacionado com a idade, educação e número de crianças na família. Já Abdulai e Delgado (1999) mostraram que a educação, experiência, infraestrutura, distância dos grandes centros e densidade demográfica apresentaram influência positiva para a probabilidade de participação dos chefes de família no mercado de trabalho não agrícola do no Norte de Gana.

Em estudo para o México, De Janvry e Sadoulet (2001) encontraram evidências que a participação de trabalhadores em atividades não agrícolas contribui significativamente para a redução da pobreza e da desigualdade de renda, destacando-se o papel da educação no acesso a empregos não agrícolas com bons rendimentos. Beyene (2008), por seu turno, investigou os determinantes da participação no trabalho não agrícola em áreas rurais da Etiópia. Seus achados sugerem que as condições de saúde, o treinamento profissional, a disponibilidade de crédito e as transferências de renda, são determinantes na alocação de trabalho não agrícola, sobretudo, por parte dos homens.

No Brasil, Carneiro (2007) analisou as políticas públicas e a renda na agricultura familiar do cariri cearense. O autor encontrou evidências que corroboram a maior participação em empregos não agrícolas com a elevação da renda média, favorecendo a fixação da população no campo. Já Ferreira e Lanjouw (2001) estudaram o papel das atividades não agrícolas no meio rural do Nordeste brasileiro. Seus resultados sugerem que a educação e a posição em relação às áreas urbanas são determinantes para a chance de empregos não agrícolas e aumento dos lucros relacionados a essas atividades.

Ao investigar a relação entre pluriatividade, renda não agrícola e pobreza, Lima (2008) mostra que a pluriatividade e as rendas não agrícolas são importantes para reduzir a pobreza e a concentração de renda no meio rural nordestino. Por outro lado, os achados de Neder (2003), Mariano e Neder (2004) e Ney e Hoffmann (2008), mostram que no caso do Brasil, a renda não agrícola se correlaciona com a redução da pobreza no meio rural, por um lado, e por outro, contudo, contribui para aumentar a desigualdade de renda entre as famílias.

Dado o panorama anterior, este trabalho tem como objetivo analisar a influência das variáveis socioeconômicas (sexo, raça, idade, instrução, posição na família, etc.) na decisão de alocação de trabalho não agrícola das famílias que moram nas zonas rurais brasileiras, tomando por base os dados recentes da PNAD de 2008, e mais especificamente, investigar a decisão de alocação de trabalho não agrícola no Nordeste, através de base de dados elaborada em pesquisa de campo realizada para o Projeto Dom Helder Câmara, em 2004, dado que a região Nordeste além de apresentar a maior população rural do Brasil, ainda tem o maior percentual de trabalhadores residentes em áreas rurais inseridos no mercado de trabalho não agrícola, em comparação as demais

regiões do Brasil.

Além da possibilidade de comparação dos resultados para as famílias rurais brasileiras e nordestinas, a base derivada do Projeto Dom Helder Câmara permitiu inferências sobre algumas variáveis não constantes na PNAD de 2008, as quais, segundo a literatura internacional, são fundamentais para oferta de trabalho não agrícola.

Além desta Introdução, apresenta-se na Seção 2, uma breve fundamentação teórica; na Seção 3, detalha-se a estratégia empírica, enfatizando-se as diferenças das abordagens metodológicas; na quarta seção, descrevem-se as duas bases de dados; na quinta seção, apresentam-se os resultados empíricos referentes à alocação de trabalho não agrícola para as famílias rurais brasileiras e famílias nordestinas. Por fim, a sexta seção é dedicada às considerações finais.

2. Modelo Econômico de Oferta de Trabalho Agrícola e Não Agrícola

Nessa seção, apresenta-se um modelo econômico que formaliza o processo de escolha entre trabalho agrícola e não agrícola para famílias residentes no meio rural. O referido modelo foi proposto por Matshe e Young (2004) a partir dos trabalhos de Singh et alii (1986) e De Janvry e Sadoulet (1995) e Benjamin e Guyomard (1994).

Considere uma família representativa formada por um casal que vide na zona rural. Seus membros precisam decidir como alocar o tempo individual entre trabalho (agrícola e não agrícola) e lazer. Para tanto, o casal objetiva maximizar sua função de utilidade dada por:

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

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

Esse processo de otimização está sujeito as seguintes restrições:

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

$$L^j + i \geq 0, \quad L_0^j \geq 0, \quad L_e^j \geq 0 \quad (3)$$

onde: L_i^j é o tempo alocado em trabalho agrícola; L_0^j é o tempo alocado em trabalho não agrícola, T^j a disponibilidade de tempo de cada membro da família e j um indexador, respectivamente, para o homem e a mulher.

Adicionalmente, o processo em foco também é restrito pela equação de rendimentos:

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

Segunda a equação (4), a renda familiar (y) é decomposta em três partes:

- (i) o lucro da atividade agrícola (π), que, por sua vez, depende do preço dos produtos agrícolas (p); do preço dos insumos (v); do trabalho dos membros da família (L_i^j); dos atributos individuais (E^j); das características da família (H) e de outros insumos, por exemplo, terra (A);
- (ii) a 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 proveniente do trabalho não agrícola e L_0^j a quantidade de horas trabalhadas;
- (iii) a renda oriunda de transferências (R).

Portanto, as condições necessárias para a escolha ótima são dadas por:

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

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: λ^j denota o multiplicador de *Lagrange*.

A equação (5) sugere 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. Já a equação (6) indica que a taxa marginal de substituição do trabalho não agrícola por renda deve ser igual à taxa de salário de mercado. Portanto, se a taxa marginal de substituição de trabalho não agrícola por renda superar a taxa salarial do trabalho não agrícola, os membros da família não trabalham fora do setor agrícola.

Todavia, a decisão individual de oferta de trabalho não agrícola dependerá do confronto entre a taxa salarial de mercado e o salário pessoal de reserva (w_r^j), conforme as equações abaixo:

$$L_0^j = 0 \text{ se } w_r^j \geq w_0^j (j = m, f) \quad (7)$$

$$L_0^j \neq 0 \text{ se } w_r^j < w_0^j (j = m, f) \quad (8)$$

Nesse contexto, 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 elevam o salário de mercado, isto é, que afetam diretamente a renda de atividades fora da agricultura, aumentam a probabilidade de ofertar emprego não agrícola.

3. Estratégia Empírica

Nessa seção é apresentada a estratégia empírica adotada para a produção de evidências acerca das decisões dos trabalhadores em empregar-se em atividades não agrícolas e alocação de horas nessas atividades. Primeiro, faz-se uma breve discussão sobre os potenciais problemas envolvidos na modelagem empírica. Em seguida, apresenta-se uma estratégia que permite superar estimativas de impactos simétricos sobre as decisões investigadas no presente estudo.

3.1. *Oferta e intensidade do trabalho não agrícola: Uma breve discussão sobre estratégias empíricas*

Uma abordagem inicial para a investigação proposta no presente estudo poderia assumir que as decisões de participação no mercado de trabalho e de alocação de horas de trabalho ocorreriam de forma sequencial e independente. As razões para esta separação são duas:

- (i) o indivíduo pode preferir não empregar-se fora da agricultura devido a aspectos sociais ou psicológicos e
- (ii) apesar de ser um participante potencial do mercado de trabalho não agrícola, o indivíduo pode decidir não trabalhar fora da agricultura, considerando um conjunto relevante de variáveis.

O primeiro motivo representa uma decisão de abstenção e o último pode ser interpretado com uma solução de fronteira no processo de maximização da utilidade (Matshe e Young 2004).

As hipóteses supracitadas são consistentes com a estimação de um modelo *probit univariado*, para a decisão de participação no mercado não agrícola, seguido de um modelo *tobit*, para a decisão de alocação de horas de trabalho não agrícola. No entanto, cabe ressaltar que do uso corriqueiro dessa estratégia em vários estudos na literatura, há alguns problemas que podem mascarar potenciais achados. Primeiro, o modelo *tobit* possui a desvantagem de tratar observações nulas para horas trabalhadas como soluções de canto. Segundo, ambas as decisões em foco seriam determinadas, simetricamente, pelas mesmas variáveis, ou seja, a possibilidade de algum atributo pessoal se relacionar diretamente com a decisão de trabalho não agrícola e inversamente com o número horas trabalhadas, por exemplo, poderia não ser evidenciada.

Nesse contexto, outro potencial problema estaria condicionado a não aleatoriedade dos trabalhadores na amostra. Caso os trabalhadores que procuram emprego em atividades não agrícolas sejam autosselecionados em atributos produtivos não observados, os coeficientes estimados para a equação de horas de trabalho alocadas no emprego não agrícola seriam tendenciosos (Heckman 1979; Lee 1979). O método de Heckman (1979), envolvendo estimativas em dois estágios, poderia ser uma alternativa para contornar o referido problema. No entanto, conforme ressaltam Ghadim et alii (1999) *apud*

Matshe e Young (2004), a referido método pode permitir que alguma variável explicativa da decisão de oferta de trabalho induza zero horas de trabalho, mascarando algumas evidências.

Em geral, a discussão anterior sugere que as decisões de participação em atividades não agrícolas e horas alocadas, parecem não ser tomadas de forma simultânea. Portanto, a seguir, apresentam-se as duas estratégias adotadas nesse estudo. A primeira envolve a estimação separada de modelos *probit* e *tobit*, respectivamente, para as escolhas de emprego não agrícola e horas trabalhadas. Já a segunda considera a possibilidade de efeitos assimétricos sobre as referidas escolhas, mediante a aplicação do modelo *double-hurdle*, proposto por Cragg (1971).

3.2. Estimações separadas com efeitos simétricos

Dada a preocupação do presente estudo com os determinantes da oferta de trabalho não agrícola, os efeitos dos atributos na decisão de trabalho não agrícola podem ser capturados a partir da seguinte equação de seleção:

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

onde: Y_1^* é uma variável latente (contínua) não observada que mensura o benefício da escolha pelo emprego não agrícola, X_1 é um vetor de atributos pessoais, β é um vetor de parâmetros e u_1 um termo aleatório normalmente distribuído.

Destarte, os coeficientes da equação (9) podem ser estimados por Máxima Verossimilhança (MV) assumindo um *probit univariado*, isto é, a variável binária Y_1 recebe o valor 1 se $Y_1^* > 0$, ou seja, se o emprego não agrícola oferece ganho positivo e 0, caso contrário.

Já a decisão de quantidade de horas alocadas no emprego não agrícola, pode ser modelada, separadamente, a partir de um modelo *tobit*. Tal estratégia é pertinente uma vez que o referido modelo se adequa ao caso onde a variável de resposta é contínua e censurada, isto é, concentra-se entre determinados valores ou não pode ultrapassar algum valor limiar. No presente caso, os trabalhadores agrícolas e/ou desocupados registram horas de trabalho nulas no emprego não agrícola. Portanto, a equação de horas trabalhadas é dada por:

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

onde: Y_2^* é uma variável latente e não observada que mensura o benefício gerado por horas trabalhadas em atividades não agrícolas, X_2 é um vetor de atributos pessoais, β_2 um vetor de parâmetros e u_2 um termo randômico com distribuição normal truncada.

Portanto, a equação (10) pode ser estimada por um *tobit* assumindo que a quantidade de horas efetivamente trabalhadas no emprego não agrícola (Y_2) tem valor positivo apenas se $Y_2^* > 0$ e zero caso contrário.

3.3. Estimativas com Efeitos Assimétricos: O modelo double-hurdle

O modelo *double-hurdle* ou modelo de Cragg (1971) tem sido amplamente adotado na literatura por oferecer a vantagem de captar efeitos assimétricos das variáveis exógenas sobre as diferentes decisões (p.e., Jones 1989; Blaylock e Blissard 1992; Matshe e Young 2004).

Nessa abordagem, assume-se que o processo de escolha é dividido em dois estágios. Primeiro, o indivíduo decide participar no mercado de trabalho não agrícola, e segundo, aloca alguma quantidade de tempo neste mercado. Logo, o modelo opera com duas variáveis latentes não observadas: I_1^* é o índice 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 de distribuição de horas de trabalho não agrícola. Destarte, o sistema é composto pelas seguintes equações:

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

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

onde: Z_1 é um vetor de variáveis exógenas que afeta a decisão de participação no trabalho não agrícola; Z_2 é um vetor de variáveis que explica a distribuição de horas de trabalho; ε_1 e ε_2 são termos estocásticos normalmente distribuídos.

Vale ressaltar que a equação (11) equivale a um *probit*, uma vez que se o índice de utilidade da mesma for positivo ($I_1^* > 0$), o indivíduo oferta de trabalho em atividades não agrícolas, e, por conseguinte, a variável binária I_1 recebe 1, caso contrário, assume o valor $I_1 = 0$. Por outro lado, a equação (12), referente 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 equação (11). Caso seu índice de utilidade ofereça um benefício positivo ($I_2^* > 0$), por exemplo, o trabalhador alocará o número de horas segundo o do valor do indicador de satisfação e a variável que capta as horas efetivamente trabalhadas será positiva $Y_2 > 0$, caso contrário, será nula, independente da decisão de oferta de trabalho.

Contudo, o modelo *double-hurdle* permite que as horas de trabalho não agrícolas efetivamente empregadas (I) sejam determinadas pela interação entre as duas variáveis indicadoras:

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

Desse modo, a equação (13), o permite o registro nulo de horas de trabalho não agrícola por índices de utilidade com valor negativo, em uma, ou em ambas as equações de decisão do modelo.

A estimativa do modelo baseia-se na hipótese de que os termos randômicos de modelo (11) e (12) têm uma distribuição normal bivariada com matriz de covariância dada por:

$$(\varepsilon_1, \varepsilon_2) \sim BVN\left(0, \Sigma\right), \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & \sigma^2 \end{pmatrix}$$

onde: $\rho\sigma$ é a covariância dos termos de erro estocásticos de (11) e (12) e ρ o coeficiente de correlação linear dos mesmos.

Adicionalmente, Cragg (1971) assume 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 (Blaylock e Blissard 1992).

A estimação do modelo *double-hurdle* pode ser, a priori, obtida pela maximização da seguinte função de verossimilhança em logaritmo (Katchova e Miranda 2004):

$$\ln L = \sum_{I_1=0} \ln \phi(-\beta_1 X_1) + \sum_{I_2>0} \left\{ \ln \phi(-\beta_1 X_1) + \ln \left[\frac{1}{\sigma} \Phi \left(\frac{I_2 - \beta_2 x_2}{\sigma} \right) \right] - \ln \Phi \left(\frac{\beta_2 x_2}{\sigma} \right) \right\} \quad (14)$$

Todavia, o modelo (11)-(12) precisa ser identificado, já que algumas variáveis que entram na equação de decisão de oferta de trabalho, não afetariam a decisão de horas de trabalho. Logo, as referidas variáveis instrumentais precisam fazer-se presentes apenas na equação de participação em trabalho agrícola (identificação por exclusão de variáveis).

Cabe ressaltar que a função de máxima verossimilhança de Cragg (14) pode ser decomposta em duas parcelas:

- (i) a função de máxima verossimilhança de um *probit* (primeiro termo) e
- (ii) a função de máxima verossimilhança de uma regressão truncada (segundo termo).

Tal propriedade permite que, na prática, o modelo seja estimado por partes, isto é, a equação (11) por um *probit* e a equação (12) por uma regressão linear truncada.¹

Lin e Schmidt (1984) e Greene (2002) elaboraram um teste mais restritivo para o modelo *tobit* contra o modelo de Cragg, no intuito de verificar qual modelo é mais adequado de acordo com cada amostra. Tomando-se por hipótese nula a validade do modelo *tobit*, pode-se computar a seguinte estatística:

$$\lambda = 2 (\ln L_{probit} + \ln L_{regressao\ truncada} - \ln L_{tobit}) \quad (15)$$

onde: $\ln L$ é o valor máximo da função de verossimilhança (em logaritmo), no caso *probit* para a equação (11), e nos casos *tobit* e regressão truncada, para estimativas da equação (12); a estatística teste λ tem distribuição qui-quadrado,

¹ No caso da última regressão, a variável dependente situa-se dentro de um intervalo restrito da amostra e o termo randômico é assumido ter distribuição normal truncada. Mais especificamente, consideram-se apenas os indivíduos que decidiram alocar um número positivo de horas no trabalho não agrícola, nesse caso horas de trabalho maiores que 0.

com R de graus de liberdade, onde R é número de variáveis independentes incluindo a intercepto.

4. Descrição e Tratamento das Bases de Dados

Os dados da população rural do Brasil são provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do IBGE referente ao ano de 2008. A pesquisa abrange a população residente nas unidades domiciliares (domicílios particulares e unidades de habitação em domicílios coletivos), a abrangência geográfica da PNAD ampliou-se gradativamente e na atualidade alcança todo o território nacional. A partir desta base, para o propósito deste trabalho, foram selecionados 30.433 indivíduos residentes em áreas rurais do Brasil, economicamente ativos e com idade entre 16 e 70 anos, dos quais 32,5% têm como atividade principal o emprego não agrícola, e desse total 55,5% são de homens e 44,5% de mulheres. Assim como, variáveis correspondentes à participação no mercado de trabalho não agrícola e número de horas alocadas no mesmo, além de uma série de variáveis candidatas a influenciar estas duas decisões.

Segundo dados da PNAD (2008), pode-se verificar que a maior parte da população rural do Brasil está na região Nordeste, 42,25% do total, seguido do Norte com 17,18%, Sudeste com 16,02%, Sul com 15,72%, e por último o Centro-Oeste com 8,84%. E entre os que participam de trabalho não agrícola, a maior parcela também está no Nordeste, cerca de 33,97%. Em segundo lugar, destaca-se a região Norte (21,20%), seguido do Sudeste (18,78%), Sul (17,23%) e Centro-Oeste (8,82%). Portanto para fins de avaliar o perfil da atividade não agrícola com foco na região Nordeste, a segunda base de dados é proveniente de uma pesquisa realizada com famílias participantes do projeto Dom Helder Câmara, no ano de 2004, que compreende uma amostra de estados da região Nordeste.

A área total de atuação do projeto Dom Helder Câmara compreende os estados do Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Sergipe e Piauí, abrangendo, em sua maioria, unidades de produção familiar. A pesquisa contemplou cerca de 3.710 pessoas, pertencentes a 838 famílias, representando 5,6% das famílias participantes do projeto em 2004, a maior parte inserida em um ambiente de assentamentos, comunidades de agricultura familiar e comunidades remanescente de quilombos, localizadas no Ceará, na região do Sertão Central; no Rio Grande do Norte, na região do Apodi; na Paraíba, região do Cariri e em Sergipe, região do Sertão Sergipano. A pesquisa tinha o objetivo de elaborar o perfil socioeconômico dos participantes, para posterior análise dos efeitos do Projeto. A partir dessa base, para os fins desse estudo, foram selecionados 2.186 indivíduos residentes no meio rural nordestino, economicamente ativos e com idade entre 16 e 70 anos. Destaca-se a importância da utilização desta base, devido à presença de variáveis que não

são captadas pela PNAD, mas que segundo a literatura são importantes na explicação dessas duas decisões.

Através da base de dados do Dom Helder Câmara é possível traçar melhor um perfil do meio rural da região Nordeste e verificar a influência de outras variáveis que não estão computadas na PNAD. Avaliando a estrutura familiar, observa-se que a maior parte dos chefes de família se encontra nos estratos de 26 a 58 anos de idade, destacando 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 (Souza e Moreira 2008).

A média de anos de estudo dos indivíduos considerados é de 3,2 anos, 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 não brancos 72% do total da amostra.

No tocante a base de dados, dada à dificuldade de calcular a taxa salarial dos trabalhadores, optou-se por seguir a linha de outros estudos (p.e., Matshe e 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 as características do indivíduo, da família e da propriedade, as quais podem afetar a taxa salarial de reserva. Um problema adicional, também colocado pela literatura citada, é que o modelo teórico, destacado na Seção 2, sugere que a alocação de trabalho depende de atributos pessoais e também de características da família. Esta especificação teórica é razoavelmente simples de representar em análises empíricas de famílias que compreendem um agricultor e uma esposa, mas em ambas as bases utilizadas nesse estudo existem 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. Desta forma, a especificação final incorporou os atributos próprios da decisão, que são as características individuais dos membros adultos, características gerais da família e características de localização.

A partir das pesquisas foram geradas as duas variáveis de resposta (vide Tabela 1), participação em trabalho não agrícola (variável binária) e número de horas semanais no trabalho não agrícola (variável truncada). Para a base da PNAD, que abrange o meio rural do Brasil, também foram criadas três variáveis referentes aos setores produtivos do trabalho não agrícola: Indústria, Serviço e Social.² A finalidade foi verificar a estrutura setorial do trabalho não

² O setor industrial engloba as atividades outras atividades industriais, indústria de transformação

agrícola no Brasil e identificar diferenças no perfil dos indivíduos dados estes setores de atividade.

As variáveis explicativas dos modelos consideram um conjunto de características individuais: sexo, raça, idade, idade ao quadrado, faixas de escolaridade. As características da família incluem: número de indivíduos, número de adultos, crianças e de filhos na família, número de indivíduos na família, posição na família (chefe), indivíduos por domicílio com histórico de migração, indivíduos aposentados e estado civil (convivência com cônjuge). Por fim, as características de localização, representadas por 4 variáveis *dummies* regionais, que buscam captar as diferenças regionais, sendo a região Sudeste a categoria de referência.

Para o modelo da região Nordeste, envolvendo dados do Projeto Dom Helder Câmara, além dos atributos supracitados, incluiu-se variáveis de disponibilidade de crédito (acesso ao sistema financeiro oficial, ao crédito informal, aos fundos rotativos e as cooperativas de crédito) e transferências governamentais (bolsa família, PET, cartão cidadão, auxílio doença e seguro safra). De acordo com o estudo do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), elaborado em 2006, estas variáveis têm grande importância na distribuição de renda da região nordeste. O estudo mostrou que a região apresenta a maior concentração de municípios que dependem de transferências de verbas governamentais do país. Também foram consideradas variáveis de renda, dentre as quais renda de outras fontes, representando a renda proveniente de aposentadorias, doações, aluguel de imóveis, veículo, rendimentos de capital, etc., que atuam no sentido de elevação do salário de reserva dos indivíduos, podendo reduzir a probabilidade de participação.

Por fim, foram consideradas características de propriedade, através da variável área agrícola, características de localização, representada por uma variável *dummy*, que busca captar a influência da distância dos grandes centros na decisão de participação no trabalho não agrícola, e pela variável qualidade das estradas, utilizada para representar a infraestrutura de transporte. Segundo Reardon et alii (2001), a oferta de infraestrutura é importante para o estímulo ao crescimento do emprego não agrícola na América Latina, assim como, a utilização das características da família e da propriedade é condizente com uma série de estudos de oferta de trabalho nos países em desenvolvimento.

4.1. *Estatísticas descritivas*

A Tabela 1 reporta as estatísticas descritivas das variáveis empregadas neste estudo, com base da PNAD de 2008 e no banco de dados do projeto Dom Helder Câmara. Nas duas bases de dados a média de idade é de, aproximadamente,

e construção, no setor de serviços tem-se comércio e reparação, alojamento e alimentação, transporte, armazenagem e comunicação, e por fim o setor social tem as atividades educação, saúde e serviços sociais, serviços domésticos, outros serviços coletivos, sociais e pessoais.

38 anos. Destaca-se uma característica da amostra do projeto Dom Helder Câmara, que não aparece na Tabela 1, a partir dos 55 anos a participação no emprego não agrícola cai gradativamente em relação às demais faixas de idades. Tal fenômeno pode ser justificado pela redução da produtividade na terceira idade que reduz a chances de empregos não agrícolas.

Para os dados da PNAD observa-se que cerca de 21% desses trabalhadores não tem nenhum ano de estudo. Quanto às demais faixas de escolaridade, aproximadamente 36% com 1 a 4 anos de estudo, 29% entre 5 e 10 anos de estudo, 12% tem entre 11 a 14 anos de ensino formal, e 2% com 15 ou mais anos de estudo. Para os dados do projeto Dom Helder Câmara, aproximadamente 37%³ não tem educação formal, a maior parcela da amostra tem entre 1 e 4 anos de estudo (34%), e nas outras faixas tem-se, aproximadamente, 22% e 7% entre 5 e 10 e 11 e 14, respectivamente. Segundo dados do projeto a população com maior educação está no setor social e a menor no industrial, enquanto para os dados do Brasil, essa distribuição se concentra no setor de serviços, com menor destaque para o setor industrial.

Para os dados a amostra da PNAD 2008, entre os trabalhadores analisados, a maior quantidade de horas alocadas está no setor industrial, seguido de serviço e social, respectivamente. Quanto às regiões, embora os dados não estejam apresentados na tabela, uma análise da amostra apontou que no Nordeste a distribuição de horas alocadas em atividades não agrícolas é relativamente uniforme entre os setores de atividade, cerca de 37% está no setor de serviço, 35% no social e 33% na industrial. Entre os três setores estudados, no Sudeste e Centro-Oeste a maior parte dos empregados em atividades não agrícolas está no setor social, enquanto no Sul e Norte, indústria se destaca.

No período de amostragem, um total de 65 famílias no Projeto Dom Helder Câmara, tiveram a presença de indivíduos que alocaram trabalho em atividades não agrícolas, formal ou informalmente. Considerando as horas alocadas tem-se uma média de 32, horas semanais, apesar dos dados não estarem expostos na Tabela 1, do total de indivíduos (24%) trabalham 40 horas semanais e apesar da maior parte da amostra ser do sexo masculino, 54% do total, entre os que alocaram horas fora da agricultura, 68% são do sexo feminino.

Uma restrição adicional ao modelo, considerando a base do Dom Helder Câmara, 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 truncada, não afetando sistematicamente a confiabilidade dos resultados.

³ Segundo dados da PNAD (2008), o Nordeste é a região onde a população rural ocupada em atividades não agrícolas tem o menor grau de escolaridade, cerca 30% da população não tem educação formal. Em comparação as demais regiões, o Norte tem 20%, o Centro-Oeste com 15%, o Sudeste 12% e o menor índice está no Sul com 7%.

Tabela 1

Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas regressões

Variável	Descrição	Pnad 2008 DHC 2004			
		Média ^a	DP	Média ^a	DP
Participação					
Total	Trabalho não agrícola nos setores indústria, serviço e social	0,33	0,47	0,03	0,18
Indústria	Trabalho não agrícola no setor da indústria	0,12	0,32		
Serviço	Trabalho não agrícola no setor de serviços	0,08	0,28		
Social	Trabalho não agrícola no setor social	0,95	0,29		
Horas de trabalho					
Total	Horas/semana em trabalho não agrícola nos setores indústria, serviço e social	38,77	14,25	32,32	13,77
Indústria	Horas/semana em trabalho não agrícola	40,09	11,61		
Serviço	Horas/semana em trabalho não agrícola	42,41	16,26		
Social	Horas/semana em trabalho não agrícola	33,75	14,87		
Características individuais					
Homem	Gênero dos indivíduos da família (1=masculino e 0=feminino)	0,49	0,54	0,5	
Branco	Etnia dos indivíduos da família (1=branco e 0= c.c)	0,38	0,48	0,28	0,45
Idade	Idade dos indivíduos da família	38,07	14,21	37,36	14,47
Estudo.1a4	Indivíduos com 1 a 4 anos de estudo	0,36	0,48	0,34	0,47
Estudo.5a10	Indivíduos com 5 a 10 anos de estudo	0,29	0,45	0,22	0,41
Estudo.11a14	Indivíduos com 11 a 14 anos de estudo	0,12	0,32	0,07	0,25
Estudo.15M	Indivíduos com mais de 15 anos de estudo	0,02	0,14	0	0,05
Características da família					
Chefe	Posição no domicílio (1=chefe e 0=demais membros)	0,48	0,5		
Aposentado	Indivíduos aposentados (1=aposentado e 0=c.c)	0,09	0,29		
Casado	Indivíduos casados (1=casado e 0=solteiro)	0,67	0,47		
Nº.Crianças.0a14	Crianças menores de 14 anos (1=sim e 0=não)	0,46	0,5		
Nº.Filhos	Número de filhos nascidos vivos e que estão no domicílio	0,57	1,21		
Nº.Membros da Família	Número de componentes da família	3,91	1,81		
Nº.Migrantes	Número migrantes por domicílio	63,71	47,26		
Nº.Adultos	Nº de adultos na família (17 anos acima)			3,23	1,41
Nº.Crianças.0a3	Nº de crianças entre 0 e 3 anos de idade			0,34	0,6
Nº.Crianças.4a9	Nº de crianças entre 4 e 9 anos de idade			0,61	0,91
Nº.Crianças.10a16	Nº de crianças entre 10 e 16 anos de idade			0,86	1,09
Crédito total	Acesso ao crédito (1=sim e 0=c.c)			0,81	0,39
Transferências	Recebimento médio mensal de programas governamentais (R\$)			37,84	40,41
Outras rendas	Renda proveniente de outras fontes			9,47	47,18
Características da propriedade					
Área agrícola	Área utilizada na agricultura/lote (ha)			4,26	5,02
Características de localização					
D4	Dummy 1(1 para o município que tem pelo menos 1 vizinho com população acima de 15.000 e 0 para c.c)			0,97	0,16
Infra-estrutura	Qualidades das estradas (1= boa e 0 = c.c)			0,26	0,44

Tabela 1
Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas regressões (cont.)

Variável	Descrição	Pnad 2008 DHC 2004		
		Média ^a	DP	Média ^a DP
Dummies regionais: Categoria de referencia Sudeste				
Norte	Norte	0,17	0,38	
Nordeste	Nordeste	0,42	0,49	
Sul	Sul	0,16	0,36	
Centro-Oeste	Centro-Oeste	0,09	0,28	

Fonte: Dados da PNAD 2008 e Projeto Dom Helder Câmara 2004.

^a Nas variáveis dummy a média representa as proporções de cada variável em relação a categoria de referência.

5. Análise dos Resultados

Com o intuito de comparar especificações alternativas e assim verificar a estabilidade dos parâmetros, apresentam-se os modelos *probit* (com efeitos marginais), *tobit* e *double-hurdle* para o Brasil (a partir dos dados da PNAD) e para a região Nordeste (a partir dos dados do Projeto Dom Helder Câmara). Os resultados para a decisão de participação são os mesmos, independente do método de estimação, no entanto na segunda decisão têm-se algumas diferenças significativas entre os sinais e a significância dos parâmetros.

5.1. Alocação de trabalho não agrícola para famílias rurais do Brasil

A Tabela 2, apresenta os coeficientes estimados das regressões do modelo *probit* para Brasil rural, inicialmente considerando todos os indivíduos da amostra, e depois separando por setores produtivos do trabalho não agrícola, totalizando 4 regressões. A tabela em foco encontra-se dividida em 4 blocos para cada regressão, e cada bloco dividido em duas colunas, a primeira apresenta os coeficientes estimados e a segundo o efeito marginal da regressão.

Os coeficientes das variáveis do modelo *double-hurdle* 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. Por exemplo, para a variável idade, conforme os resultados da estimação para todos os setores – indústria, serviço e social – (Tabela 2), em cada acréscimo de um ano na idade de um indivíduo ocorre um acréscimo no índice *probit* de 0.0391 desvios padrões. No entanto, para as análises econômicas e possíveis implicações nas políticas, observam-se os sinais dos parâmetros e os efeitos marginais, para identificar qual a influência das variáveis nas duas decisões.

Os resultados da primeira regressão, com os setores de atividade agregados, aponta que os indivíduos do sexo masculino e os brancos são menos propensos a trabalhar fora da agricultura, em relação à categoria omitida, mulheres e não brancos, respectivamente. Na análise dos setores desagregados, os homens estão

Tabela 2

Regressões para participação em trabalho não agrícola por setores – *probit*

	Todos ^a	EM ^b	Indústria	EM	Serviços	EM	Social	EM
Homem	-0.3256*** (0.0245)	-0.1158 (0.0087)	0.4077*** (0.0339)	0.0694 (0.0542)	-0.0279 (0.0337)	-0.0038 (0.0046)	-1.1073*** (0.0340)	-0.1599 (0.0057)
Branco	-0.0355* (0.0181)	-0.0124 (0.0063)	-0.0144 (0.0225)	-0.0025 (0.0040)	0.0349 (0.0243)	0.0047 (0.0033)	-0.1023*** (0.0259)	-0.0113 (0.0028)
Idade	0.0391*** (0.0043)	0.0137 (0.0015)	0.0217*** (0.0053)	0.0039 (0.0009)	0.0128* (0.0058)	0.0017 (0.0008)	0.0377*** (0.0065)	0.0042 (0.0007)
Idade2	-0.0005*** (0.0001)	-0.0001 (0.0000)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0000 (0.0000)	-0.0002** (0.0001)	-0.0000 (0.0000)	-0.0004*** (0.0001)	-0.000 (0.0000)
Estudo.1a4	0.2216*** (0.0245)	0.0787 (0.0088)	0.0719* (0.0301)	0.0131 (0.0055)	0.2173*** (0.0378)	0.0310 (0.0056)	0.2530*** (0.0405)	0.0304 (0.0051)
Estudo.5a10	0.6433*** (0.0266)	0.2356 (0.0098)	0.2326*** (0.0323)	0.0444 (0.006)	0.5832*** (0.0392)	0.0953 (0.0074)	0.4933*** (0.0428)	0.0660 (0.0065)
Estudo.11a14	1.2083*** (0.0315)	0.4536 (0.0107)	0.2991*** (0.0379)	0.0617 (0.0088)	0.8473*** (0.0433)	0.1768 (0.0120)	0.8421*** (0.0466)	0.1523 (0.0116)
Estudo.15M	1.2801*** (0.0593)	0.4754 (0.0179)	-0.0883 (0.0831)	-0.0150 (0.0133)	0.1969* (0.0910)	0.0307 (0.0160)	1.4149*** (0.0674)	0.3675 (0.0256)
Chefe	0.1825*** (0.0223)	0.0640 (0.0078)	-0.0332 (0.0293)	-0.0059 (0.0052)	0.1191*** (0.0314)	0.0163 (0.0043)	0.2215*** (0.0307)	0.0252 (0.0035)
Aposentado	-0.4782*** (0.0463)	-0.1480 (0.0122)	-0.1818** (0.0617)	-0.0297 (0.0090)	-0.1703* (0.0667)	-0.0209 (0.0073)	-0.7647*** (0.0822)	-0.0531 (0.0030)
Casado	-0.0142 (0.0207)	-0.0049 (0.0072)	0.1199*** (0.0280)	0.0210 (0.0047)	0.0161 (0.0281)	0.0021 (0.0038)	-0.1408*** (0.0285)	-0.0165 (0.0034)
Nº.Crianças.0a14	0.0040 (0.0208)	0.0014 (0.0072)	0.0011 (0.0257)	0.0002 (0.0046)	0.0035 (0.0284)	0.0004 (0.0038)	-0.0062 (0.0294)	-0.0007 (0.0033)
Nº.Filhos	-0.0430*** (0.0094)	-0.0150 (0.0033)	-0.0198 (0.0137)	-0.0035 (0.0024)	-0.0414** (0.0143)	-0.0056 (0.0019)	-0.0094 (0.0119)	-0.0010 (0.0013)
Nº.Membros da Família	-0.0165** (0.0056)	0.0057 (0.0019)	-0.0035 (0.0066)	-0.0006 (0.0011)	-0.0236** (0.0078)	-0.0032 (0.0010)	-0.0253** (0.0088)	-0.0028 (0.001)
Nº.Migrantes	0.0184* (0.0090)	0.0064 (0.0031)	-0.0509*** (0.0118)	-0.0091 (0.0021)	0.0668*** (0.0113)	0.0091 (0.0015)	0.0409*** (0.0123)	0.0046 (0.0013)
Norte	0.1158*** (0.0274)	0.0413 (0.0099)	0.2563*** (0.0331)	0.0511 (0.0072)	0.0178 (0.0365)	0.0024 (0.0050)	-0.1240** (0.0386)	-0.0131 (0.0038)
Nordeste	-0.2086*** (0.0233)	-0.0724 (0.008)	-0.1379*** (0.0293)	-0.0245 (0.0051)	-0.0535 (0.0312)	-0.0072 (0.0042)	-0.1812*** (0.0326)	-0.0200 (0.0035)
Sul	-0.0997*** (0.0280)	-0.0343 (0.0094)	0.1564*** (0.0338)	0.0300 (0.0069)	-0.1152** (0.0374)	-0.0148 (0.0045)	-0.2110*** (0.0400)	-0.0212 (0.0035)
Centro-Oeste	-0.1896*** (0.0335)	-0.0636 (0.0107)	-0.1717*** (0.0443)	-0.0282 (0.0066)	-0.2530*** (0.0465)	-0.0296 (0.0045)	0.0482 (0.0442)	0.0056 (0.0053)
Intercepto	-1.2043*** (0.0845)	-	-1.8382*** (0.1045)	-	-1.8890*** (0.1140)	-	-1.6690*** (0.1246)	-

Fonte: Elaborado pelos autores a partir da base de dados da PNAD 2008.

Notas: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses.

*** Estatisticamente significativo a 1%. ** Estatisticamente significativo a 5%.

* Estatisticamente significativo a 10%.

^a Na coluna "Todos" estão expostos os resultados considerando os três setores de análise

(indústria, serviço e social).

^b A sigla "EM" significa efeito marginal.

mais propensos a ofertar trabalho no setor industrial, enquanto as mulheres no setor social. Quanto à raça, destaca-se o resultado do setor social indicando que a probabilidade é maior entre os não brancos.

Considerando o efeito marginal, observa-se que a mulher registra 11,58 p.p a mais de probabilidade de participação no setor de atividade não agrícola. Analisando a decisão por setor de atividade, observa-se que as mulheres têm maior propensão a trabalhar fora da agricultura no setor social (15,9 p.p) e os homens no setor industrial (6,9 p.p). No tocante a raça, ser não branco aumenta em 1,24 p.p a probabilidade de trabalhar fora da agricultura, em relação aos não brancos.

A idade do trabalhador aumenta a chance de ofertar emprego fora do setor agrícola, em todos os setores de atividade analisados. Tal resultado é esperado, pois a idade pode indicar quão experiente é o trabalhador e, conseqüentemente, aumenta as suas chances de conseguir um posto de trabalho fora do meio agrícola. Para a variável idade ao quadrado, que representa o efeito do crescimento não linear da produtividade no ciclo de vida, o resultado indica que a probabilidade de participação em atividades não agrícolas cresce a taxas decrescentes com a experiência do trabalhado, corroborando o achado de Abdulai e Delgado (1999).

Considerando o efeito da educação por faixas de escolaridade, na regressão para todos os setores agregados, observa-se que para um indivíduo na faixa de 1 a 4 anos de educação formal, a probabilidade de participação em atividades não agrícola aumenta 7,8 p.p, entre 5 e 10 anos de estudo, está probabilidade aumenta para 23,5 p.p, para a faixa de 11 a 14 anos a probabilidade quase duplica, passando para 45,3 p.p, e para 15 anos ou mais de educação aumenta para 47,5 p.p. Considerando os setores de atividade, os anos de estudo reduzem a probabilidade de participação em atividades do setor industrial, em comparação aos demais setores. Entre os setores, a faixa de 5 a 10 anos de estudo, tem maior impacto no setor de serviços, seguido por social e indústria. Já para 15 anos ou mais de educação formal, o impacto é maior no setor social. Portanto, a escolaridade tanto aumenta a probabilidade de participação, quanto proporciona uma ocupação de melhor qualidade dentro dos setores de trabalho não agrícola, podendo gerar melhores níveis salariais.

O trabalho de Lanjouw (2001) já tinha destacado que uma melhora no 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 não tipicamente agrícolas, atenuando-se a pobreza (Balsadi et alii 2006).

Quanto às características de família, tem-se que os chefes de família são mais propensos a trabalhar fora da agricultura que os demais membros da família, com exceção do setor industrial, onde o coeficiente não é significativo estatisticamente. Para os casados o parâmetro não é significativo. No entanto quanto considerado os setores, os casados estão mais propensos a participar do trabalho não agrícola, em relação à categoria omitida (solteiros), no setor da

indústria, e menos propensos no setor social. Já os aposentados estão menos propensos a trabalhar fora da agricultura em todos os setores analisados, esse resultado condiz com o coeficiente da idade ao quadrado, indicando que a produtividade é decrescente ao longo do tempo. Para este grupo de famílias o número de crianças entre 0 e 14 anos não afeta a decisão de participação, no entanto a variável número de filhos residente no domicílio reduz essa probabilidade. Ressalta-se que as estimações foram feitas para indivíduos de ambos os sexo, 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. O número de componentes na família reduz a probabilidade de participação em atividades não agrícolas, já nas famílias com migrantes a propensão a participar é maior em relação à categoria omitida (família onde não há presença de migrantes), resultado presente nos setores industrial, social e serviço.

Nas regiões do Brasil, observa-se que, em comparação ao Sudeste, o indivíduo residir em áreas rurais da região Norte aumenta a sua probabilidade de participação em atividades não agrícolas. Nas outras regiões, a probabilidade de participar de atividades fora do meio rural diminui, quando comparadas com a região Sudeste. Considerando os setores de atividade, estar na zona rural da região Norte, aumenta a probabilidade do indivíduo participar do setor industrial e reduz as chances trabalhar no setor social.⁴ No Nordeste, a probabilidade do morador da zona rural participar dos setores industrial e social é menor com relação ao sudeste. A probabilidade associada ao setor serviço não apresenta significância estatística. No Sul, as probabilidades de estar nos setores serviço e social são menores, com relação ao Sudeste e na indústria, esta probabilidade é maior, embora numa intensidade menor do que na região Norte. No Centro Oeste, apenas no setor social a probabilidade de participação é maior quando comparado com o Sudeste.

A Tabela 3, apresenta os coeficientes das estimações separadas com efeitos simétricos, regressão *tobit*, e as estimações simultâneas com efeitos assimétricos, regressão truncada, para Brasil rural, inicialmente separado por setores produtivos do trabalho não agrícola, e depois agregando todos os setores, totalizando 4 regressões.

No caso da decisão de horas alocadas, considerando a modelagem separada, os resultados do modelo *tobit*, mostram que a maioria das variáveis que afetam a decisão de participação são as mesmas que afetam a quantidade de horas dedicadas ao trabalho não agrícola. A única diferença é a variável raça, cujo coeficiente estimado não apresenta significância estatística. De forma geral, tem-se o resultado previsto na metodologia, considerando a estimação separada, ambas as decisões são determinadas simetricamente pelas mesmas variáveis.

⁴ Os resultados desse modelo apontam a probabilidade de participação em atividades não agrícolas para cada setor de atividade, não fazendo parte de seu escopo a indicação do local onde será exercida a atividade. Portanto o indivíduo, por exemplo, pode residir na zona rural da região Norte e ofertar emprego não agrícola na zona urbana, ou até em outras regiões vizinhas.

Tabela 3. Regressões para horas alocadas em trabalho não agrícola por setores – tobit e regressão truncada

	Todos ^a						Indústria		Serviços		Social	
	Tobit	Truncada	Tobit	Truncada	Tobit	Truncada	Tobit	Truncada	Tobit	Truncada	Tobit	Truncada
	Homem	-9.0358*** (0.8963)	7.4104*** (0.4038)	27.9439*** (0.4038)	8.1800*** (0.6752)	-17.659 (0.9430)	6.7584*** (0.9430)	-59.7147*** (1.5427)	5.7562*** (0.9089)			
Branco	-11.798 (0.7311)	0.4783 (0.3138)	-0.7041 (0.4440)	0.6920 (0.4187)	29.007 (18.585)	0.0893 (0.7160)	-5.1862*** (1.3609)	-0.0596 (0.6495)				
Idade	1.8588*** (0.1795)	0.5316*** (0.0805)	1.6066*** (0.3457)	0.6039*** (0.1022)	1.2715** (0.4472)	0.8879*** (0.1834)	2.0496*** (0.3489)	0.2031 (0.1844)				
Idade2	-0.0251*** (0.0023)	-0.0069*** (0.0011)	-0.0271*** (0.0045)	-0.0082*** (0.0014)	-0.0183** (0.0058)	-0.0105*** (0.0024)	-0.0241*** (0.0046)	-0.0025 (0.0024)				
Estudo.1a4	10.0150*** (10.965)	-0.1593 (0.5177)	4.7637* (19.604)	-0.4973 (0.5585)	17.2320*** (29.424)	0.9445 (3.0144*)	13.6208*** (2.2328)	-0.9429 (1.2908)				
Estudo.5a10	27.9665*** (11.389)	1.0576* (0.5231)	15.2603*** (20.812)	0.4747 (0.5803)	46.3383*** (30.173)	3.0144* (13.994)	26.0580*** (2.3201)	-1.2185 (1.3092)				
Estudo.11a14	47.5988*** (11.966)	1.6110** (0.5491)	20.0084*** (24.283)	2.2818*** (0.6601)	66.8045*** (32.502)	4.9679*** (14.542)	43.6789*** (2.4377)	-2.1745 (1.3144)				
Estudo.15M	46.7952*** (18.375)	-0.8025 (0.8387)	-53.039 (54.831)	0.9905 (12.855)	18.2089* (71.505)	8.3903** (30.460)	69.0405*** (3.1062)	-3.2708* (1.5185)				
Chefe	8.3701*** (0.8501)	2.7455*** (0.3604)	-10.753 (18.216)	1.8531*** (0.4909)	10.4571*** (22.778)	16.491 (0.8484)	14.2468*** (1.5482)	3.9509*** (0.8036)				
Aposentado	-21.2600*** (20.464)	-2.7374* (11.606)	-12.3967** (40.542)	-24.974 (14.103)	-13.8066** (51.458)	-5.0921* (25.904)	-41.0555*** (4.5388)	-1.3809 (3.1352)				

Tabela 3. Regressões para horas alocadas em trabalho não agrícola por setores – *tobit* e regressão truncada (cont.)

	Todos ^a		Indústria		Serviços		Social	
	Tobit	Truncada	Tobit	Truncada	Tobit	Truncada	Tobit	Truncada
Casado	-0.2279 (0.8247)	-0.8771* (0.3489)	7.9638*** -18.166	0.3195 (0.5183)	19.108 -21.360	-0.2511 (0.8301)	-7.2406*** (1.4928)	-2.0506*** (0.7298)
Nº.Crianças.0a14	-10.538 (0.7716)	-0.5573 (0.3146)	-0.4684 -14.942	-0.7897* (0.3928)	-20.696 -19.473	0.2940 (0.7378)	-2.2361 (1.4785)	-0.8421 (0.7059)
Nº.Filhos	-2.4711*** (0.3665)	-1.2990*** (0.1976)	-1.8571* (0.8643)	-1.4344*** (0.2850)	-4.0372*** -10.448	-10.433 (0.5519)	-1.5453*** (0.5598)	-1.3505*** (0.3021)
Norte	4.3122*** -10.505	-0.8992* (0.4244)	14.2488*** -20.469	-2.2198*** (0.5364)	29.621 -27.088	-0.6619 (0.9843)	-5.4967** (1.9958)	0.9830 (0.9183)
Nordeste	-9.5252*** (0.9290)	-1.8062*** (0.3915)	-8.6354*** -18.954	-1.4918** (0.5305)	-6.6065** -23.707	-2.9270*** (0.8559)	-10.8863*** (1.7088)	-1.2677 (0.8228)
Sul	-2.4592* -11.064	2.0199*** (0.4209)	11.2749*** -21.719	2.1477*** (0.5310)	-9.1059** -28.531	2.6420*** (0.9319)	-10.8280*** (2.1059)	1.5342 (0.9835)
Centro-Oeste	-6.4733*** -13.266	0.6824 (0.5662)	-13.4669*** -28.354	0.9920 (0.8807)	-14.5104*** -34.964	22.036 -13.557	4.4305* (2.2473)	0.3788 (1.0284)
Intercepto	-57.3743*** -33.826	25.2778*** -15.176	-126.4163*** -66.400	23.6568*** -19.265	-157.0737*** -86.600	19.0225*** -34.720	-94.3161*** (6.4400)	31.6258*** (3.4815)
Sigma	44.9853*** (0.2643)	13.2969*** (0.1372)	66.9685*** (0.4405)	10.1813*** (0.1941)	78.6995*** (0.7077)	15.6242*** (0.2928)	55.7836*** (0.6467)	14.7393*** (0.2675)
Lambda		10281.339***		5957.4629***		2631.8138***		2450.8643***

Fonte: Elaborado pelos autores a partir da base de dados da PNAD 2008.

Notas: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses.

* Estatisticamente significativo a 1%. ** Estatisticamente significativo a 5%.

*** Estatisticamente significativo a 10%.

^a Na coluna "Todos" estão expostos os resultados considerando os três setores de análise (indústria, serviço e social).

A sigla "EM" significa efeito marginal.

Na modelagem em conjunto, *double-hurdle*, para a decisão de participação (Tabela 2) os resultados são os mesmos do *probit*, as principais diferenças estão na decisão de horas alocadas, e o diferencial dessa modelagem está na análise da interação entre as duas decisões. Considerando a regressão truncada para as horas de trabalho, para as características individuais, sexo, idade e escolaridade apresentam significância estatística. Os homens estão dispostos a alocar uma quantidade maior de horas de trabalho não agrícola, em comparação aos do sexo feminino em todos os setores de atividade, no entanto com maior intensidade no setor industrial. Os resultados para as variáveis idade e idade ao quadrado, indicam que a primeira aumenta o número de horas disponíveis em atividades não agrícolas, enquanto para a segunda o efeito é inverso, a alocação de horas de trabalho crescem a taxas decrescentes com a experiência do trabalhador.

Os resultados para os anos de estudo, indicam que indivíduos na faixa de 5 a 10 anos de estudo, apresentam maior propensão para alocar uma quantidade maior de horas no trabalho não agrícola. Apenas no setor social os indivíduos com mais de 15 anos de estudo estão dispostos a ofertar menos horas que os demais. No industrial apenas para o nível médio, os resultados apontam para uma maior propensão a ofertar horas de trabalho não agrícola, já em serviço esse resultado ocorre para as faixas de escolaridade fundamental 2, médio e superior.

Para as características de família, os resultados mostram que os chefes de famílias estão dispostos a alocar uma quantidade maior de horas de trabalho que os demais membros, em todos os setores de atividade. Os casados e os aposentados, estão dispostos a ofertar menos horas que os solteiros e os não aposentados. No caso da aposentadoria, destaca-se que a renda proveniente dessa condição aumenta o salário de reservado dos indivíduos. O número de crianças reduz a quantidade de horas, mas o parâmetro não foi significativamente estatístico, já o número de filhos é significativo e afeta negativamente. Residir no Norte e Nordeste reduz a oferta de horas de trabalho não agrícola, no Sul aumenta e no Centro Oeste o parâmetro não foi significativo.

Na comparação entre as duas modelagens, os resultados para o Brasil apresentaram algumas diferenças importantes entre as variáveis que afetam as duas decisões, e que não são captadas na estimação separada. Por exemplo, o impacto da variável gênero sobre a participação é oposto ao das horas alocadas em todos os setores de atividade, neste caso as mulheres tem uma probabilidade maior de trabalhar fora da agricultura, mas quando os homens decidem trabalhar estão dispostos a ofertar uma quantidade maior de horas que as mulheres, independente do setor de atividade. Para a idade e idade ao quadrado, o *tobit* apresenta os mesmos resultados do *double-hurdle*, para a decisão de quantidade de horas, independente do setor de atividade, no entanto existe diferença na magnitude dos parâmetros em todos os setores. Ou seja, pela regressão truncada, os indivíduos ofertam menos horas de trabalho não agrícola. Para os anos de estudo, a modelagem separada pode não ter

captado corretamente o efeito da escolaridade no tempo destinado ao trabalho não agrícola, pois uma vez que o indivíduo decide participar do mercado de trabalho fora do meio rural, os anos de estudo só influenciam na quantidade de horas alocadas para as faixas de 5 a 10 e de 11 a 14 anos de estudo, segundo a estimação do *double-hurdle*. Para as características de família, como chefe, aposentado, casado e número de filhos, o sinal são os mesmos nos dois modelos, mas todos os coeficientes estimados pelo *double-hurdle* (Tabela 3) apresentam valores inferiores aos obtidos na estimação separada. Possivelmente, isto mostra que a regressão pelo *tobit* está superestimando a importância destas variáveis.

Entre as regiões do Brasil os resultados também apresentam assimetria quanto às duas decisões em análise. Enquanto residir na região Norte aumenta a probabilidade de participar do mercado não agrícola, em relação ao Sudeste, na segunda decisão, a quantidade de horas alocadas nesse trabalho, os resultados apontam que os residentes no Norte, alocam menos horas em relação aos que estão no Sudeste. Para a região Sul o resultado é inverso ao apresentado no Norte. Para o Nordeste os resultados são simétricos quanto à direção do efeito (sinal do coeficiente), mas sofrem alteração quanto à intensidade. Na decisão de horas alocadas, o efeito apresenta menor intensidade, em relação aos resultados do *tobit*.

Por fim, é importante destacar que todos os valores do lambda (λ) (Tabela 3) apontam para a rejeição da hipótese nula. Ou seja, de que o modelo *tobit* é o ideal, em favor da aceitação da hipótese alternativa de que o modelo proposto por Cragg, o *double-hurdle*, é o mais adequado para esta amostra, como sugerem Lin e Schmidt (1984) e Greene (2002).

Todavia, segundo Matshe e Young (2004), 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 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. Variáveis como a taxa de desemprego para cada localidade ou a densidade populacional, poderiam ser incluídas. Contudo, em estudos com dados de corte este tipo de variável poderia superestimar o efeito locacional.

Inúmeras 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, encontra-se uma limitação na coleta dos dados e também dificuldades de incorporar estes fatores em um estudo com dados de corte, fato que decorre da análise ser realizada em apenas um período.

5.2. Alocação de trabalho não agrícola para famílias do Nordeste

Nesta subseção, tem-se como objetivo fazer uma análise específica da região Nordeste, com o intuito de identificar as principais variáveis que afetam as decisões de participação no trabalho não agrícola e a quantidade de horas alocadas neste trabalho e verificar as principais diferenças na comparação com o Brasil.

A Tabela 4, apresenta os coeficientes das estimações para a área rural da região Nordeste. A tabela está dividida em dois grandes blocos, o primeiro apresenta os resultados para decisão de participação e o segundo o número de horas alocadas em atividades não agrícolas. O primeiro bloco está dividido em duas colunas, a primeira apresenta os resultados do modelo *probit* e a segunda os efeitos marginais. O segundo bloco, tem na primeira coluna os coeficientes da regressão separada com efeitos simétricos (*probit*) e a segunda da regressão simultânea com efeitos assimétricos (regressão truncada).

Os resultados do *probit* apontam como principais variáveis na determinação da participação em trabalho não agrícola dos residentes no rural do Nordeste, o sexo, a idade e a escolaridade. As mulheres estão mais propensas a participar do mercado de trabalho não agrícola que os homens, como no Brasil. A literatura sobre o assunto destaca esse fenômeno da maior participação das mulheres, de forma geral e ao longo do tempo, para as mulheres residentes nas áreas rurais, as ocupações não agrícolas passaram a ter um peso muito mais importante do que a agricultura (SEADE 2007). Uma das explicações pode ser o fato das mulheres serem menos produtivas que os homens nas atividades agrícolas, portanto conseguem melhores condições de trabalho fora da agricultura. A idade aumenta a probabilidade de participação em atividades não agrícolas. Quanto à idade ao quadrado, representando o efeito da redução da produtividade, o aumento na idade reduz a probabilidade de participação no setor. As variáveis de localização e de família não apresentaram significância estatística para essa amostra, no tocante a decisão de participação.

O resultado de maior destaque trata-se da influência da escolaridade sobre a decisão de participação. A probabilidade de participação cresce significativamente com os níveis de escolaridade, no fundamental 1 o acréscimo de um ano de estudo aumenta a probabilidade de participação em 1,6 p.p, no fundamental 2 para 3,6 p.p, no nível médio em 17,3 p.p, e no nível superior a probabilidade de participação da um salto para 54,3 p.p. Esse é um importante resultado, que pode ser incorporado na formação de políticas públicas de desenvolvimento para a região Nordeste. Através do investimento em capital humano e da criação de empregos qualificados nas zonas rurais, a probabilidade da população de ofertar trabalho em atividades não agrícolas aumentaria. Como discutido anteriormente, o desenvolvimento de atividades não agrícolas promove aumento do nível de renda da população do rural, e, conseqüentemente, pode propiciar uma melhor qualidade de vida.

Tabela 4

Regressões para participação e horas alocadas em trabalho não agrícola no Nordeste – *probit*, *tobit* e regressão truncada

	Participação		Horas alocadas	
	Probit	EM ^a	Tobit	Truncada
Homem	-0.2983** (0.1141)	-0.0161 (0.0063)	-19.0695* (7.4658)	6.8538* (3.2547)
Branco	0.0565 (0.1212)	0.0030 (0.0066)	3.2270 (7.8825)	-5.5224 (4.0092)
Idade	0.0991*** (0.0297)	0.0051 (0.0014)	6.7542*** (1.9938)	0.9296 (0.7268)
Idade2	-0.0012** (0.0004)	-0.0000 (0.0000)	-0.0823** (0.0258)	-0.0142 (0.0094)
Estudo.1a4	0.2871* (0.1521)	0.0165 (0.0095)	21.8543* (10.3473)	6.1455 (5.5736)
Estudo.5a10	0.5104** (0.1678)	0.0362 (0.0153)	35.4792** (11.1764)	0.5078 (6.4342)
Estudo.11a14	1.2288*** (0.1824)	0.1738 (0.0446)	81.0036*** (10.9282)	-1.6159 (6.1543)
Estudo.15M	2.1864*** (0.5827)	0.5434 (0.2282)	102.9357*** (29.3816)	6.4307 (10.6833)
Nº. Adultos	-0.0491 (0.0390)	-0.0025 (0.0020)	-3.1401 (2.7525)	-1.7706 (1.1283)
Nº. Crianças.0a3	0.0524 (0.0953)	0.0027 (0.0049)	0.6329 (6.2277)	-8.7672** (3.1587)
Nº. Crianças.4a9	-0.0567 (0.0721)	-0.0029 (0.0037)	-2.0551 (4.7588)	-2.6063 (2.1480)
Nº. Crianças.10a16	0.0527 (0.0477)	0.0027 (0.0024)	14.783 (3.1439)	-0.7717 (1.9649)
Crédito total	-0.0258 (0.1321)	-0.0013 (0.0071)	-	-
Transferências	-0.0019 (0.0015)	-0.0000 (0.0000)	-0.1161 (0.0971)	-0.0745 (0.0488)
Outras rendas	0.0012 (0.0008)	0.0000 (0.0000)	-	-
Área agrícola	-0.0032 (0.0118)	-0.0001 (0.0006)	-0.2396 (0.8363)	-0.0566 (0.3059)
D4	0.0333 (0.3106)	0.0016 (0.0151)	-3.6733 (19.0679)	3.4574 (5.4780)
Infra-estrutura	0.1134 (0.1238)	0.0062 (0.0071)	-	-
Intercepto	-3.7976*** (0.6719)	-	-247.7031*** (44.1432)	26.5293 (17.6822)
Sigma	-	-	67.2473*** (3.9084)	12.0634*** (0.9528)
Lambda	-	-	-	78.4376 (0.0000)

Fonte: Elaborado pelos autores a partir da base de dados do Dom Helder Câmara 2004.

Notas: Desvios-padrão robustos à heteroscedasticidade entre parênteses.

***Estatisticamente significativo a 1%. **Estatisticamente significativo a 5%.

*Estatisticamente significativo a 10%. A sigla "EM" significa efeito marginal.

A despeito do acesso ao crédito não ter apresentado significância estatística, alguns estudos apontam a criação de um sistema de crédito direcionado para mudança da estrutura do sistema de produção agrícola, como importante ferramenta no desenvolvimento das atividades não agrícolas nas áreas rurais do Nordeste, o que pode afetar positivamente a probabilidade de participação.

A regressão para as horas alocadas através do *tobit* (Tabela 4) apresentou a mesma particularidade dos resultados para o Brasil, qual seja, as variáveis que influenciam as horas alocadas são as mesmas da participação, e também no mesmo sentido. Através do teste proposto por Lin e Schmidt (1984), e Greene (2002), o valor do (λ) (Tabela 4), também indicou o modelo proposto por Cragg, o *double-hurdle*, como sendo o mais adequado para a amostra do Nordeste.

No modelo *double-hurdle* (Tabela 4), os resultados apontam apenas sexo e número de crianças de 0 a 3, como significativas na decisão de horas alocadas. Os homens alocam mais horas que as mulheres, e quanto maior o número de crianças de 0 a 3 anos menor o número de horas alocadas.

Na comparação no *tobit* com o *double-hurdle*, destaca-se o diferencial da variável sexo, apesar dos homens serem mais propensas a participar, quando decidem alocam uma quantidade maior de horas que as mulheres, resultado que não é captado pelo *tobit*, da mesma forma que acontece no modelo do Brasil. A idade e a idade ao quadrado são significativas na decisão de participação, mas não influenciam a decisão de horas alocadas, pelo *double-hurdle*. Quanto a escolaridade pelo *probit*, todas as faixas de escolaridade afetam positivamente a quantidade de horas alocadas, pelo *double-hurdle*, uma vez que os indivíduos decidem participar de trabalho não agrícola, a escolaridade não afeta a decisão de horas alocadas.

O número de crianças de 0 a 3 anos não afeta a decisão de participação, no entanto uma vez que os indivíduos decidem participar, essa variável reduz o número de horas de trabalho, na estimação do *probit* e do *tobit* esta variável é insignificante para as duas decisões.

Embora a literatura nacional apresente fortes evidências da importância das variáveis área agrícola e localização da propriedade agrícola na decisão de participação, para essa amostra, tais variáveis não apresentaram significância estatística.

6. Conclusão

O objetivo do presente estudo é analisar a influência de variáveis socioeconômicas na decisão de alocação de trabalho não agrícola das famílias que moram nas zonas rurais brasileiras. O estudo abordou as decisões de participação e a quantidade de horas alocadas nesse emprego, com dois enfoques, uma análise para o rural do Brasil, destacando as diferenças na alocação de trabalho não agrícola entre os setores industrial, serviço e social, e outra mais específica, considerando uma amostra apenas do rural do Nordeste.

As decisões de alocação de trabalho das famílias do rural brasileiro e nordestino foram modeladas através do modelo *double-hurdle* que modela conjuntamente, mas tratando de forma separada, as decisões de participação e de quantidade horas alocadas em atividades não agrícolas. Alternativamente, estas decisões foram modeladas por um modelo *probit* e um *tobit*, separadamente, como mais usualmente se encontra 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, quais sejam, alocar tempo na atividade não agrícola e posteriormente decidir quantas horas trabalhar nesta atividade. Os resultados mostraram que a estimação separada encobriu mudanças de significância estatística, sinal e magnitude dos coeficientes estimados de algumas variáveis associadas às duas decisões, com destaque para o gênero. Ademais, em ambas as amostras o teste proposto por Lin e Schmidt (1984), e Greene (2002), apontaram o modelo *double-hurdle*, como sendo mais adequado que o *tobit*.

Os resultados do *double-hurdle* para participação, mostram que as mulheres estão mais propensas a trabalhar fora da agricultura que os homens, e a educação é a variável de maior destaque na decisão de participação, atuando no sentido de aumento da participação, no Brasil e Nordeste. Considerando apenas o Brasil, características importantes, como idade, número de migrantes e a posição de chefe na família, aumentam a probabilidade de participação em atividades não agrícolas.

Entre os setores de atividade o perfil dos trabalhadores é diferente, no setor industrial a probabilidade de participação cresce, se o indivíduo for do sexo, masculino, com escolaridade entre 5 e 10 anos, não chefes de família e casados. No setor de serviço, a probabilidade de participação cresce para os indivíduos com escolaridade entre 5 e 10 anos, chefes de família e menos número de filhos. Por fim no setor social, tem-se maior probabilidade para mulheres, não brancos, escolaridade entre 10 e 15 anos ou mais de estudo, chefes de família e solteiros. Considerando as regiões, residir na região Norte promove à maior probabilidade de participação, em comparação as demais regiões do país.

Para a decisão de horas alocadas, no Brasil e no Nordeste, os resultado do *double-hurdle* mostram que os homens estão dispostos a trabalhar mais horas que as mulheres. As variáveis de idade, escolaridade e algumas características de família afetam a decisão, considerando a amostra para o Brasil. Para o Nordeste destaca-se apenas o número de crianças entre 0 e 3 anos, que reduz a quantidade de horas.

A utilização da base do Dom Helder Câmara para o Nordeste permitiu avaliar a influência de variáveis de destaque em estudos internacionais, na decisão de alocação de trabalho não agrícola, e que não estão dentro da base de dados da PNAD, como por exemplo, acesso ao crédito, infraestrutura, área agrícola e transferências do governo. Considerando esses dados, nenhuma das variáveis apresentou significância estatística, portanto não afetam a decisão de alocação em trabalho não agrícola no Nordeste brasileiro.

De forma geral a educação é a variável de maior importância na alocação de trabalho não agrícola no rural de todo o Brasil, portanto o investimento em capital humano (educação) seria a política ideal para promover a expansão da participação em trabalhos não agrícolas na zona rural, os 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, os 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 da mesma. Outro resultado importante é com relação à qualidade da ocupação entre os empregos não agrícolas que também é afetado pela escolaridade, a partir dessa amostra quanto maior a escolaridade maior a probabilidade dos indivíduos trabalhem no setor social e de serviços, em detrimento do setor industrial.

Por fim, observa-se uma consistência entre os resultados para o Nordeste, utilizando a base de dados do Projeto Dom Helder Câmara (2004), e o Brasil, através dos dados da PNAD (2008). Os resultados em geral apontam na mesma direção, destacando que mulheres tem uma maior probabilidade de participação em atividades não agrícolas, em relação aos homens, e como dito no parágrafo anterior, a educação é um dos principais determinantes nas duas decisões, participação e horas alocadas em atividades não agrícolas.

Referências bibliográficas

- Abdulai, A. & Delgado, C. L. (1999). Determinants of non-farm earnings of farm based husbands and wives in Northern Ghana. *American Journal of Agricultural Economics*, 81:117–130.
- Balsadi, O. V., Ferreira, B., Freitas, R. E., & Almeida, A. N. (2006). Ocupações agrícolas e não agrícolas: Trajetória e rendimentos no meio rural brasileiro. In *Anais do XLIV Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*, volume 1, Fortaleza. Sober.
- Benjamin, C. & Guyomard, H. (1994). Off-farm work decisions of French agricultural households. In Caillaudet, F., Guromard, H., & Litran, R., editors, *Agricultural household modeling and family economics*, pages 65–85. Elsevier, Amsterdam.
- Beyene, A. D. (2008). Determinants of off-farm participation decision of farm households in Ethiopia. *Agrekon*, 47:140–161.
- Blaylock, J. R. & Blissard, W. N. (1992). U.S. cigarette consumption: The case of low-income women. *American Journal of Agricultural Economics*, 74:698–705.
- Carneiro, W. M. A. (2007). Políticas pública e renda na agricultura familiar: A influência do polo de desenvolvimento de agronegócios do Cariri cearense. In *Anais do XLI Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*, Londrina. Sober.
- Cragg, J. G. (1971). Some statistical models for limited dependent variables with applications to the demand for durable goods. *Econometrica*, 39:829–844.
- De Janvry, A. & Sadoulet, E. (1995). Household models. In *Quantitative Development Policy Analysis*, chapter 6, pages 140–173. John Hopkins University

- Press, Baltimore and London.
- De Janvry, A. & Sadoulet, E. (2001). Income strategies among rural households in Mexico: The role of off-farm activities. *World Development*, 29:467–480.
- FAO (1998). The state of food and agriculture. Food and Agriculture Organization. Agriculture Series, n. 31.
- Ferreira, F. & Lanjouw, P. (2001). Rural poverty and nonfarm employment in Brazil. *World Development*, 29:509–528.
- Greene, W. H. (2002). Limited dependent variable and duration models. In *Econometrics Analysis*, chapter 22, pages 746–766. Prentice-Hall, New Jersey, 5th edition.
- Heckman, J. (1979). Sample selection bias as specification error. *Econometrica*, 47:153–161.
- Hoffmann, R. & Ney, M. G. (2003). Desigualdade de renda na agricultura: O efeito da posse da terra. *Economia*, 4:113–152. Disponível em: http://www.anpec.org.br/revista/vol14/v4n1p113_152.pdf. Acesso em: 03 jul. 2008.
- Jones, A. M. (1989). A *double-hurdle* model of cigarette consumption. *Journal of Applied Econometrics*, 4:23–39.
- Katchova, A. L. & Miranda, M. J. (2004). Two-step econometric estimation of farm characteristics affecting marketing contract decisions. *American Journal Agricultural Economics*, 86:88–102.
- Lanjouw, P. (2001). Nonfarm employment and poverty in rural El Salvador. *World Development*, 23:529–547.
- Lee, L.-F. (1979). Identification and estimation in binary choice models with limited (censored) dependent variables. *Econometrica*, 47:977–996.
- Lima, J. R. F. (2008). *Efeitos da pluriatividade e rendas não agrícolas sobre a pobreza e desigualdade rural na região Nordeste*. PhD thesis, Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada – Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais.
- Lin, T. F. & Schmidt, P. (1984). A test of the *tobit* specification against an alternative suggested by Cragg. *Review of Economics and Statistics*, 66:174–77.
- Mariano, J. L. & Neder, H. D. (2004). Renda e pobreza entre famílias no meio rural do nordeste. In *Anais do 42º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural*, Cuiabá, MT. Dinâmicas Setoriais e Desenvolvimento Regional.
- Matshe, I. & Young, T. (2004). Off-farm labour allocation decisions in small-scale rural households in Zimbabwe. *Agricultural Economics*, 30:175–186.
- Neder, H. D. (2003). Os efeitos das atividades não agrícolas na distribuição de renda do meio rural do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 41:259–278.
- Ney, M. G. & Hoffmann, R. (2008). A contribuição das atividades agrícolas e não-agrícolas para a desigualdade de renda no Brasil rural. *Revista de Economia Aplicada*, 12:365–393.
- PNAD (2005). Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Trabalho e Rendimento, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2005>. Acesso em: 15 jul. 2008.
- PNAD (2008). IBGE. Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Trabalho e Rendimento, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2004. Disponível em: http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2004/defaulttab_hist.shtm. Acesso em: 15 jul. 2008.

- PNUD (2006). Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil. Disponível em: http://www.pnud.org.br/pobreza_desigualdade/reportagens_especiais/index.php?id01=46&lay=pdf. Acesso em: 7 jul. 2008.
- Reardon, T., Berdegue, J., & Escobar, G. (2001). Rural nonfarm employment and incomes in Latin America: Overview and policy implications. *World Development*, 29:395–409.
- Schneider, S. (2005). As novas formas sociais do trabalho no meio rural: A pluriatividade e as atividades rurais não-agrícolas. *Redes (Santa Cruz do Sul)*, 9:75–109.
- SEADE (2007). Rural não mais sinônimo de agrícola. Disponível em: <http://www.seade.gov.br/produtos/mulher/index.php?bole=06&tip=01>. Acesso em: 05 abr. 2010.
- Singh, I., Squire, L., & Strauss, J. (1986). *Agricultural Household Models*. John Hopkins University Press, Baltimore.
- Souza, M. M. M. & Moreira, I. T. (2008). Projeto Dom Hélder Câmara e sustentabilidade dos projetos de assentamento no semi-árido nordestino. In *Semi-Luso – Seminário sobre agricultura familiar e desertificação, 2*, João Pessoa.