**Participação de agricultores no mercado de trabalho não agrícola no Nordeste e no Brasil**

**Área de Interesse:** Área 10 - Economia Agrícola e do Meio Ambiente

**Classificação no JEL:** Q12; C24; J22

# 1. Shirley Pereira de Mesquita

Mestranda em Economia na Universidade Federal da Paraíba – PPGE/UFPB.

Professora Auxiliar do Departamento de Economia - UFPB/Campus I.

Email: [shirley\_mesquita@yahoo.com.br](mailto:shirley_mesquita@yahoo.com.br)

**2. Hilton Martins de Brito Ramalho**

Doutor em Economia pela Universidade Federal da Pernambuco - UFPE

Professor Adjunto do Departamento de Economia - UFPB/Campus I

Email:hiltonmbr@hotmail.com

**3. Luciano Menezes Bezerra Sampaio**

Professor Adjunto do Dept. e pós-graduação em Administração/ UFRN, Bolsista de Produtividade do CNPq, concluiu pós-doutorado na University of Illinois, em 2010, e doutorado em Economia pelo Pimes (UFPE), em 2004, com estágio doutoral na Sorbonne (Paris 1).

Email: [luciano.sampaio@pq.cnpq.br](mailto:luciano.sampaio@pq.cnpq.br)

**4. Ignácio Tavares de Araújo Júnior**

Doutor em Economia pelo PIMES

Professor Adjunto II do Departamento de Economia da UFPB

Email: [Ignacio.tavares@gmail.com](mailto:Ignacio.tavares@gmail.com)

**Resumo:** Este estudo analisou variáveis que influenciam a alocação de trabalho não agrícola de famílias rurais do Brasil, com dados da PNAD, e da região Nordeste, com dados de pesquisa feita para o Dom Helder. Foram utilizadas 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 no mesmo; e, alternativamente, 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 destacaram ainda a importância de características individuais tais como idade e anos de estudo, e da configuração familiar nas decisões de trabalho não agrícola dos membros de famílias rurais.

**Palavras-chave:** trabalho não agrícola, participação, horas alocadas, modelo *double hurdle*.

**Abstract:** This study analyzed the effects of some variables that explain the off-farm labor decisions of rural household members in Brazil and in the Northeast of Brazil. Two econometric approaches were use: a double hurdle model, approach that permits 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 indicate that a number of 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 models - more used in the literature. The results also show that the individual characterstics importance, such as gender and education, and of household structure (number of child) to the non-farm labor decisions of rural household members.

**Key-Words:** off-farm labor; participation; time allocated to work; double hurdle model.

Endereço Postal: Curso de Mestrado em Economia, Centro de Ciências Sociais Aplicadas - UFPB, Cidade Universitária - Campus I, João Pessoa, PB.

CEP: 58059-900. Fone: (83) 3216-7482/ (83) 8844-1020.

# 1. Introdução

Relatório da Food and Agriculture Organization (FAO, 1998) apontou a importância da renda proveniente das atividades não agrícolas como meio de reduzir a pobreza em áreas rurais. Pouco antes, Silva (1997) 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. Ele ainda enfatizou a importância das atividades não agrícolas no meio rural para a redução da migração para as grandes cidades.

Uma década depois, Schneider (2005) destacaram a crescente diversificação de atividades (não agrícolas) no meio rural brasileiro, nos serviços, indústria e comércio.

Corroborando esta diversificação, dados das PNADs, de 2001 e 2005, indicaram o crescimento do número de empregos não agrícolas para famílias do meio rural brasileiro – 26,8% da população rural ocupada, em 2001, contra 30%, em 2005, trabalhavam em atividades não agrícolas.

Segundo Matshe e Young (2004), as atividades não agrícolas, além de constituir uma fonte de renda para as famílias rurais, permitem maior disponibilidade de recursos para as atividades agrícolas, relaxando as restrições de crédito da família e, consequentemente, possibilitando investimentos em insumos que aumentam a produtividade agrícola. Diante disto, eles enfatizaram a importância do entendimento dos fatores que levam famílias a alocarem trabalho não agrícola para a definição de política de incentivo a atividades econômicas locais e concomitante geração de empregos em áreas rurais.

Na literatura internacional, diversos estudos analisaram os fatores determinantes da alocação de trabalho não agrícola por membros de famílias rurais. Beyene (2008) estudou os determinantes da participação no trabalho não agrícola em áreas rurais da Etiópia através de um modelo *probit* multivariado. Segundo ele, 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. Também para a Etiópia, Demeke (1997) destacou 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 Gana, através de um modelo *probit* bivariado. As variáveis de educação, experiência, infraestrutura, distância dos grandes centros e densidade demográfica apresentaram influência positiva para a probabilidade de participação do indivíduo no mercado de trabalho não agrícola.

Benjamin e Guyomard (1994) analisaram as variáveis que afetam a decisão dos componentes familiares (marido e esposa) em participar do mercado de trabalho não agrícola na França. Os resultados mostraram que a oferta de trabalho não agrícola é afetada principalmente por características da propriedade rural, e especificamente para as mulheres, a decisão depende principalmente da idade, da educação e do número de crianças na família.

De Janvry e Sadoulet (2001) abordaram as atividades não agrícolas como estratégia de rendimento para famílias rurais do México. Os resultados indicaram que a participação nessas atividades 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.

Para o Brasil, Carneiro (2007) estudou as políticas públicas e a renda na agricultura familiar do cariri cearense. Seus principais resultados evidenciaram que aquelas atividades tornam a renda média mais elevada, possibilitando condições favoráveis para a 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 fora da agricultura e para a melhoria dos lucros em atividades não agrícolas rurais. Schneider et al. (2008), 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 do referido autor, 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.

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 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.

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 Câmera, 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, esta segunda base permitiu inferências sobre algumas variáveis não constantes na PNAD de 2008, e que são importantes nessa decisão, segundo a literatura internacional. Foram usadas duas abordagens metodológicas para tanto: um *probit* associado a um *tobit*, para estimar a importância das variáveis socioeconômicas sobre as decisões de alocar trabalho não agrícola e de quantas horas alocar neste trabalho, respectivamente; e, alternativamente, o modelo double hurdle, onde estas duas decisões são consideradas de forma simultânea.

Além desta introdução, apresenta-se na seção 2, uma breve fundamentação teórica; em 3, detalha-se a estratégia empírica, enfatizando-se as diferenças das abordagens metodológicas citadas; na quarta seção, descrevem-se as duas bases de dados; na quinta seção, apresentam-se os resultados para os determinantes da alocação de trabalho não agrícola para as famílias rurais brasileiras (subseção 5.1) e para as famílias nordestinas (subseção 5.2). A sexta seção traz as conclusões.

# Fundamentação Teórica

* 1. **Decisão de oferta de trabalho agrícola e não agrícola**

O modelo econômico para família rural, desenvolvido por Singh et al. (1986) e De Janvry e Sadoulet (1995), fornece uma base teórica para explorar a decisão individual 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:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (1) |

Onde: , denotam o tempo de lazer do homem e da mulher, respectivamente; , representam vetores de atributos pessoais (sexo, raça, idade, instrução etc); a renda familiar e 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 as seguintes restrições:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | (j= masculino, feminino) | (2) |
|  | (j= masculino, feminino) | (3) |

Onde: é o tempo alocado em trabalho na agricultura; é o tempo alocado em trabalho fora da agricultura e a disponibilidade de tempo de cada membro da família.

E à renda familiar, dada por:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (4) |

A renda familiar () é função do lucro condicionado (π), que por seu turno, depende, das seguintes variáveis: preço dos produtos agrícolas ; preço dos insumos ; trabalho dos membros da família ; atributos individuais ; características da família e outros insumos (como, por exemplo, terra - A); da renda familiar – composta pelo tempo de trabalho não agrícola , avaliado por seu respectivo salário , e da 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 assumir, 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:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (5) |
| e |  | (6) |

Onde: é um indicador de sexo do trabalhador e 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 indivíduo, 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 , de forma que:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | se | (7) |
|  | se | (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.

# Estratégia Empírica

Este estudo investiga os determinantes das decisões de indivíduos adultos em alocar trabalho não agrícola e da quantidade de horas alocadas neste trabalho, por setor de atividade (indústria, serviço e social) para o caso do Brasil e de forma geral para o Nordeste. Assume-se que a decisão de participação no mercado de trabalho é dicotômica, ou seja, o indivíduo tem possibilidade de escolha entre dois setores: (i) setor agrícola e (ii) setor não agrícola. Todavia, a decisão sobre a quantidade de horas alocadas no trabalho não agrícola possui natureza contínua, e, por outro lado, truncada, uma vez que assume-se uma regra para incluir unidades na amostra, neste caso apenas se observam horas de trabalho não negativas.

Uma abordagem inicial a problemática em foco seria a estimativa de modelos separados, isto é, assumindo que as decisões de participação no mercado de trabalho e de alocação de horas de trabalho ocorreriam de forma sequencial. As razões para esta separação são duas: primeiro, devido a aspectos sociais ou psicológicos, o indivíduo pode preferir não empregar-se fora da agricultura 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 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).

Portanto, considerando as hipóteses anteriores, caberia, em primeiro lugar, estimar um modelo *probit univariado*, para a decisão de participação, e em seguida um modelo *tobit*, para a decisão de alocação de horas de trabalho não agrícola. 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. Outra restrição inerente à estratégia acima citadaé que ambas as decisões, seriam determinadas simetricamente pelas mesmas variáveis, portanto a possibilidade de uma variável ter, por um lado, impacto positivo sobre a decisão de trabalhar no campo, e, por outro, rebatimento negativo no número de horas trabalhadas, poderia ser encoberta.

Não obstante, outro potencial problema que permeia esse tipo de análise é o provável efeito de atributos não observados na distribuição da amostra. 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 da determinação das horas de trabalho alocadas no emprego não agrícola não considerariam as probabilidades individuais de participação na oferta de trabalho, e, portanto, forneceriam estimadores tendenciosos (HECKMAN, 1979; LEE; 1979; GREENE, 2002).

Portanto, diante da discussão anterior, as decisões individuais de ofertar trabalho não agrícola e de quantas horas trabalhar parecem ser tomadas de forma sequencial. Contudo, existe a possibilidade de que as variáveis determinantes das decisões de oferta de trabalho e horas trabalhadas tenham efeito assimétrico sobre as referidas escolhas ou ainda as influencie em sentido contrário. Neste caso, a aplicação do modelo *double-hurdle*, proposto por Cragg (1971), parece ser mais adequado, uma vez que já incorpora o fato de tais decisões procederem de forma seqüencial, embora a estimação seja realizada conjuntamente (CABRAL, 2007). Este modelo admite uma estrutura de correlação entre os termos aleatórios não observados das equações de participação em trabalho não agrícola e de horas trabalhadas.

### Modelo Empírico e Estratégias de Estimação

Dada a discussão anterior sobre alternativas de modelagem e estimação acerca das decisões de trabalho não agrícola e horas trabalhadas, nessa seção apresentam-se as duas estratégias adotadas nesse estudo. A primeira estratégia de estimação consiste em estimativas separadas para os determinantes das escolhas reportadas, e a segunda será feita pelo modelo *double hurdle*, o qual admite uma estrutura de correlação entre os termos aleatórios não observados das equações de participação em trabalho não agrícola e de horas trabalhadas. A seguir discutem-se tais estratégias empíricas.

* + 1. Estimações Separadas com Efeitos Simétricos

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

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (9) |

Onde: é um vetor de parâmetros, um vetor de atributos pessoais e familiares, um termo aleatório e uma variável latente que mede o ganho de utilidade advindo da escolha. Mais especificamente, tem-se:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (10) |

Ou seja, se o emprego não agrícola oferece ganho positivo , isto é, se o salário de mercado superar o salário de reserva, a variável binária assume o valor 1, e 0 caso contrário.

Considerando a decisão da quantidade de horas alocadas no emprego não agrícola, utilizou-se um modelo *Tobit*. Com a seguinte equação de horas trabalhadas em emprego não agrícola:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (11) |

Onde: é quantidade de horas potencialmente empregadas no trabalho não agrícola e é o erro aleatório da equação. Por sua vez, os valores truncados da variável dependente são denotados por . Assim, a quantidade de horas trabalhadas efetivamente alocadas em emprego não agrícola e observadas para cada indivíduo na amostra é dada por:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (12) |

* + 1. Estimativas com Efeitos Assimétricos: o Modelo *double-hurdle*

O modelo *double-hurdle* ou modelo de Cragg (1971), é uma abordagem que tem sido amplamente adotada 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).

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. Nesse contexto, o modelo opera com duas variáveis latentes: é o índice de utilidade que mensura o benefício associado à decisão individual de participar do mercado de trabalho não agrícola e o índice de utilidade relacionado com a decisão de distribuição de horas de trabalho não agrícola. Formalmente, o sistema é formado por duas equações:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (13) |
|  |  | (14) |

Onde: representa as variáveis exógenas que afetam a decisão de participação; é um vetor de variáveis que explicam a decisão de alocação de horas de trabalho; e termos estocásticos normalmente distribuídos.

Sob a hipótese de distribuição normal a equação (13) equivale a um *probit*. Portanto, em relação à primeira escolha, caso o índice de utilidade da mesma seja positivo, o indivíduo opta pela oferta de trabalho em atividades não agrícolas, e, logo, a variável binária (indicadora) recebe o valor , caso contrário, assume o valor . Resumidamente:

|  |  |
| --- | --- |
|  | (15) |

Caso o índice de utilidade da equação (14) ofereça um benefício positivo, o indivíduo decide o número de horas a partir do valor da satisfação e a variável contínua assume os valores:

|  |  |
| --- | --- |
|  | (16) |

A equação (14) pode assumir a forma de *Tobit*, uma vez que é censurada para trabalhadores não empregados fora da agricultura ou desempregados. Nesse caso, pode ter valor zero independente do valor da variável latente . Por outro lado, também pode assumir a forma de uma regressão truncada, quando se considera uma regra para incluir unidades na amostra.

Todavia, ao contrário das estimativas separadas de (13) e (14), respectivamente, por um *probit* e *tobit*, o modelo *double-hurdle* permite que as horas de trabalho não agrícolas efetivamente empregadas sejam determinadas pela interação entre as duas variáveis indicadoras:

|  |  |
| --- | --- |
|  | (17) |

Por esta especificação, caso se observe um indivíduo trabalhando fora da agricultura, este deverá ter alocado um número positivo de horas de trabalho. Valores nulos de horas de trabalho não agrícola podem ser gerados por índices de utilidade negativos, em uma, ou ambas as equações de decisão do modelo, ao contrário de (16).

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

|  |  |
| --- | --- |
|  | (18) |

O modelo de Cragg pode ser estimado maximizando essa função de verossimilhança, no entanto, precisa ser identificado, já que algumas variáveis que entram na decisão de oferta de trabalho, não afetariam a decisão de horas de trabalho (variáveis instrumentais).

Note-se que a função de máxima verossimilhança de Cragg pode ser decomposta em duas funções: (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 e considere uma interação entre as duas decisões, a partir de um *probit* (equação (13)) e de uma regressão linear truncada (equação (14)). No caso da última regressão, a variável dependente situa-se dentro de um intervalo restrito da amostra. 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.

Lin e Schmidt (1984), e Grenne (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:

(19)

Onde tem distribuição qui-quadrada, com R de graus de liberdade (R é número de variáveis independentes incluindo a constante).

Assume-se que as variáveis latentes do modelo (13)-(14) têm uma distribuição normal bivariada com matriz de covariância dada por:

|  |  |
| --- | --- |
|  |  |

Onde: é a covariância dos termos de erro estocásticos de (13) e (14) e o coeficiente de correlação linear dos mesmos.

Adicionalmente, o modelo de Cragg assume a ausência de correlação entre os erros das equações de oferta de trabalho não agrícola e horas trabalhadas (, ou seja, supõe-se que as referidas decisões não são tomadas de forma simultânea, e sim, sequencialmente (BLAYLOCK e BLISSARD, 1992).

1. **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, e suas 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.

A segunda base é proveniente de uma pesquisa realizada com famílias participantes do projeto Dom Helder Câmara, no ano de 2004. A área total de atuação do projeto 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 sócio-econômico 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.

Dada a 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 o preço sombra individual do tempo e 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 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 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 números 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 (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, para o Brasil, também foram criadas três variáveis referentes aos setores produtivos do trabalho não agrícola: Indústria, Serviço e Social[[1]](#footnote-1). A finalidade foi verificar a estrutura setorial do trabalho não agrícola no Brasil e identificar diferenças no perfil dos indivíduos dados estes setores de atividade.

As variáveis explicativas dos modelos (tabela 1) 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, a região base para comparação é a Sudeste.

Para o modelo da região Nordeste, além das variáveis acima, incluiu-se as 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 as características de propriedade, através da variável área agrícola, as 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 infra-estrutura de transporte que, segundo Reardon et al. (2001), é importante no estímulo ao crescimento do emprego não agrícola na América Latina. 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[[2]](#footnote-2)**

Dos residentes em áreas rurais do Brasil, 32,58% têm como atividade principal o emprego não agrícola, a maior parcela destes é do sexo masculino 55,50%, contra 44,50% de mulheres, e com relação a etnia 60,23%, que se declaram não brancos, contra 39,77% de brancos. A média de idade é de 38 anos, sendo que a partir dos 55 anos a participação apresenta uma tendência de redução em relação às demais idades, o que pode ser justificado pela redução da produtividade na terceira idade, o que reduz a chances de empregos não agrícolas. Mais da metade (65%), são casados e cerca de 45% são chefes de família.

Com relação à educação apenas 10% desses trabalhadores não tem nenhum ano de estudo, o que fornece um indicativo de que a educação tem forte influência na decisão de participação do trabalho não agrícola. Os 90% restantes estão divididos entre as 4 faixas etárias de escolaridade, sendo a maioria 35,4% com 5 a 10 anos de estudo, 26,56% tem entre 1 a 4 anos, 24% entre 11 e 14 anos, e 4% com 15 ou mais de estudo.

No tocante as horas alocadas 43% da amostra apresenta uma quantidade positiva de horas de trabalho não agrícola, a população se distribui de forma quase linear entre a quantidade de horas, sendo o maior percentual 8,3 %, que alocam 40 horas de trabalho por semana. A maior quantidade de horas alocadas está no setor industrial, seguido de serviço e social, respectivamente.

Na analise por região, 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 a região Norte (21,20%), seguido do Sudeste (18,78%), Sul (17,23%) e Centro-Oeste (8,82%).

No tocante aos setores de atividade, no Nordeste a distribuição é relativamente uniforme, 37% do trabalho não agrícola 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 do não agrícola esta empregado no setor social, e no Sul e Norte o maior parte está na indústria.

O Nordeste é a região onde a população rural ocupada em atividades não agrícolas tem o menor grau de escolaridade, 30 % da população não têm estudo, 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%. Outro agravante do Nordeste é que entre os educados a maior parcela tem entre 1 e 4 anos de estudo (34%), apenas 0,85 % tem 15 anos ou mais de estudo, e nas outras faixas tem-se 25% e 9,5%, entre 5 e 10 e 11 e 14, respectivamente. No nordeste a população com maior educação esta no setor social e a menor no industrial, enquanto no Brasil, a maior parte está no setor de serviços e a menor no industrial.

Através da base de dados do Dom Helder é possível traçar melhor um perfil do meio rural da região Nordeste (tabela 1) e verificar a influência de outras variáveis que não estão computadas na PNAD. No tocante a estrutura familiar, observa-se que a maior parte dos chefes de família está compreendida 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, 2008).

Em relação às médias, para a variável anos de estudo (3,2 anos), 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 não-brancos 72% do total da amostra.

No período de amostragem, um total de 65 famílias no Projeto Dom Helder Câmara, teve a presença de indivíduos que alocam trabalho em atividades não agrícolas, formal ou informalmente. Considerando as horas alocadas tem-se uma média de 32,32 horas semanais, com o maior valor sendo de 60 e o menor 7, horas semanais. Do total de indivíduos (24%) trabalham 40 horas semanais e a pesar da maior parte da amostra ser do sexo masculino, 54% do total, entre os que alocaram horas fora da agricultura, 68,5% 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.

1. **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 Dom Helder). 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**

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 a magnitude do coeficiente. Por exemplo, para a variável idade, conforme os resultados da estimação para todos os setores (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.

Inicialmente serão analisados os resultados do modelo *probit* para o rural do Brasil (tabela 2). Considerando a variável “Todos” (tabela 1), as características individuais de sexo e raça, são significativas e apresentam sinal negativo, ou seja, nessa amostra os indivíduos do sexo masculino são menos propensos a trabalhar fora da agricultura que as mulheres. Considerando o efeito marginal, tem-se que o indivíduo ser do sexo feminino aumenta em 11,58% a probabilidade de participação. Considerando a decisão por setor de atividade, as mulheres têm maior propensão a trabalhar fora da agricultura nos setores de serviço e social e os homens no setor industrial. No tocante a raça os indivíduos brancos estão menos propensos que os não-brancos a participar do trabalho não agrícola.

Para a variável idade, o coeficiente positivo, indica que quanto maior a idade, mais alta é a probabilidade de trabalhar fora da agricultura e maior é o número de horas disponíveis (tabela 3) neste trabalho, o que é esperado, visto que a idade representa os anos de experiência e que, neste caso, é importante para ambas as decisões. Para a variável idade ao quadrado, que representa o efeito do crescimento não linear da produtividade no ciclo de vida, o efeito é o mesmo nas duas decisões. Assim, tanto a probabilidade de participação quanto a de alocação de mais horas de trabalho crescem a taxas decrescentes com a experiência do trabalhado, corroborando os achados em vários estudos da literatura entre eles Abdulai e Delgado (1999).

A escolaridade tem uma influência positiva na decisão de participar do mercado não agrícola, como esperado, sugerindo que quanto maior os anos de estudo, maior a probabilidade de participação neste mercado. 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 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 al., 2006).

Considerando as faixas de escolaridade para todos os setores, tem-se que para um indivíduo no fundamental 1, um acréscimo de uma ano de escolaridade aumenta a probabilidade de participação em 7,8%, no fundamental 2 está probabilidade aumenta para 23,5%, no médio quase duplica, passando para 45,3% e no superior aumenta para 47,5%. Considerando os setores de atividade, quanto maior o grau de escolaridade menos a probabilidade de participar no setor industrial, em comparação aos demais setores. Para os indivíduos no nível médio, enquanto no setor industrial um ano a mais de estudo aumenta a probabilidade de participação em 6,1%, no setor de serviço aumenta em 17,6% e no social 15,2%. Já no nível superior, o setor social é o que apresenta a maior probabilidade, cerca de 37%. 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.

No tocante as características de família têm-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 que os solteiros no setor da indústria e menos no 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 a decisão de participação, já 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 e nas famílias com migrantes a propensão a participar é maior que naquelas onde não há presença de migrantes, isso em todos os setores de atividade.

Analisando a decisão de participação por regiões do Brasil (tabela 2) tem-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, em quanto nas outras regiões o sinal é inverso. Considerando os setores de atividade, o indivíduo estar no rural da região Norte, aumenta sua probabilidade de participar no setor industrial e reduz no setor social. No Nordeste a probabilidade reduz nos setores indústria e social, enquanto serviço não apresenta significância estatística. No Sul a probabilidade reduz em serviço e social e aumenta na indústria, embora numa intensidade menor do que na região Norte. No Centro Oeste a propensão é reduzida nos setores industrial e serviço.

No caso da decisão de horas alocadas, considerando a modelagem separada, os resultados do modelo *tobit* (tabela 3), apontam como variáveis significativas, em sua maioria, as mesmas que afetam a decisão de participação e no mesmo sentido. A única diferença é a variável raça, apenas quanto à significância, que nesta decisão não apresenta influencia. De forma geral, tem-se o resultado previsto na metodologia, considerando a estimação separada, ambas as decisões são determinadas simetricamente pelas mesmas variáveis.

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 analise da interação entre as duas decisões. Considerando a regressão truncada para as horas de trabalho (tabela 3), para as características individuais, sexo, idade e escolaridade apresentam significância estatística. No tocante ao sexo tem-se que os indivíduos do sexo masculino 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. Para as variáveis de idade e idade ao quadrado, a primeira aumenta e segunda diminui as horas de trabalho não agrícola. O sinal no parâmetro associado ao grau de instrução é negativo em duas faixas de escolaridade, mas não é significativo estatisticamente. Para os indivíduos entre 5 e 10 anos de estudo o sinal é positivo, portanto os indivíduos com escolaridade média, estão mais propensos a 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 o nível médio afeta as horas de trabalho e positivamente, e em serviço fundamental 2, médio e superior afetam positivamente a decisão.

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. No tocante as regiões, 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 tem-se que os indivíduos ofertariam uma quantidade menor de horas de trabalho não agrícola. Para os anos de estudo, a modelagem separada encobriu a mudança de significância e de sinal de algumas variáveis, pois uma vez que o indivíduo decide participar do mercado de trabalho não agrícola, 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 e a significância são os mesmos nos dois modelos, mas todos os coeficientes estimados pelo *double hurdle* (tabela 3), são menores em intensidade, isto significa que a regressão pelo *tobit* está superestimando a importância destas variáveis.

No tocante as regiões, para o Norte, a probabilidade de participação é maior em comparação ao Sudeste, mas uma vez que participam os que residem no Norte alocam menos horas, no Sul ocorre o inverso. Para o Nordeste o resultado é o mesmo nos dois modelos, seja, tanto estão menos dispostos a participar quanto alocam menos horas que os do Sudeste, mas a redução de horas é em menor intensidade, em comparação ao resultado do *tobit*. E ainda analisando o texto proposto por Lin e Schmidt (1984), e Grenne (2002), todos os valores do lambda () (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.

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 se reflete na análise de apenas um período.

**5.2 Alocação de trabalho não agrícola para famílias do Nordeste**

Nesta sub-seção 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.

Os resultados do *probit* (tabela 4) 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 tem 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 tem influência positiva na probabilidade de participação, quanto maior a idade maior a probabilidade de participação. A idade ao quadrado tem efeito negativo, representando o efeito da redução da produtividade, que ocorre com o aumento da idade. 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%, no fundamental 2 esse número passa para 3,62%, no nível médio o valor é de 17,3%, e no nível superior a probabilidade de participação da um salto para 54,3%. Esse é um importante resultado, que pode ser incorporado na formação de políticas públicas de desenvolvimento para a região Nordeste, que é a região mais pobre do país. 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 consequentemente uma melhor qualidade de vida.

A despeito do acesso ao crédito não ter apresentado significância estatística, alguns estudo 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 Grenne (2002), o valor do () (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 fora 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, mais 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.

As variáveis de área agrícola e de localização, embora a literatura nacional apresente fortes evidências da importância dessas variáveis da decisão de participação, para essa amostra as variáveis não apresentaram significância estatística.

**5. 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* o qual 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, sinal e intensidade de algumas variáveis entre as duas decisões, com destaque para o gênero. E em ambas as amostras o teste proposto por Lin e Schmidt (1984), e Grenne (2000), 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, tem-se outras variáveis importantes como idade, número de migrantes e a posição de chefe na família, que aumentam a probabilidade de participação em atividades não agrícolas, e idade ao quadrado, número de crianças e aposentadoria, que afetam negativamente.

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, infra-estrutura, 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.

# REFERÊNCIAS

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

BALSADI, O.V.; FERREIRA, B.; FREITAS, R.E.; ALMEIDA, A.N. Ocupações Agrícolas e não agrícolas: Trajetória e Rendimentos no Meio Rural Brasileiro. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, XLIV, 2006, Fortaleza. **Anais ...** Fortaleza: Sober, v. 1, 2006.

BENJAMIN, C.; GUYOMARD, H. Off-farm work decisions of French agricultural households.In: Caillavet F; Guromard H & Litran R (eds). **Agricultural household modeling and family economics**. Amsterdam: Elsevier. p. 65- 85, 1994.

BEYENE, AD. Determinants of off-farm participation decision of farm households in Ethiopia. **Agrekon**, v. 47, n.1, 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.

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**, Curitiba, v.11, n.4, p. 87-108, 2007.

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

CARNEIRO, W. M. A. Políticos pública e renda na agricultura familiar: a influência do Poló de desenvolvimento de agronegócios do Cariri Cearense. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, XLI, 2007, Londrina. **Anais ...** Londrina: Sober, 2007.

DE JANVRY, A., SADOULET, E. Household Models. In: \_\_\_\_\_\_. **Quantitative Development Policy Analysis**.Baltimore and London:John Hopkins University Press*,* cáp. 6, p. 140-173*,* 1995.

\_\_\_\_\_\_. Income strategies among rural households in Mexico: The role of off-farm activities. **World Development**, v. 29, n. 3, p. 467-480, 2001.

DEMEKE, M., REGASSA, T. Non-farm activities in Ethiopia: the case of North Shoa. In: Kebede B; Taddesse M (eds). Fifth Annual Conference on the Ethiopian Economy: The Ethiopian economy, poverty and poverty alleviation, Addis Ababa, Ethiopia, p.125-162, 1996.

FAO. The State of Food and Agriculture. Food and Agriculture Organization. Agriculture Series, n. 31, 1998.

FERREIRA, F.; LANJOUW, P. Rural Poverty and Nonfarm Employment in Brazil. **World Development** (2001), 29/3, 509-528.

GREENE, W. H. Limited dependent variable and duration models. In: \_\_\_\_\_\_. **Econometrics Analysis.** 5 ed. New Jersey: Prentice-Hall, cáp. 22, p. 746-766, 2002.

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

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

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

KATCHOVA, A.L.; MIRANDA, M. J. 2004. Two-Step econometric estimation of farm characteristics affecting marketing contract decisions. **American Jornal Agricultural Economics**. 86 (1) (February 2004): 88-102.

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

LEE, Lung-Fei. 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. Tese apresentada à Universidade de Viçosa. Viçosa, MG, 2008

LIN, T. F.; SCHMIDT, P. A test of the *tobit* specification against an alternative suggested by Cragg. **Review of Economics and Statistics**. 66(1984): 174-77.

MARIANO, J. L. e 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 (CD-ROM) Brasília, SOBER, 2004. 19 p.

MATSHE, I., YOUNG, T. ***Off-farm labour allocation decisions in small-scale rural households in Zimbabwe.*** *Agricultural Economics*, p. 175-186, v. 30, nº 3, 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, 2003a.

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** (CD-ROM) Brasília, SOBER, 2007. 21 p.

PNAD. IBGE. **Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Trabalho e Rendimento, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2004**.

\_\_\_\_\_\_. **Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Trabalho e Rendimento, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2005.**

PNUD. [**Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil**](http://www.pnud.org.br/default1.asp?par=1). São Paulo, 2006.

REARDON, T.; BERDEGUÉ, J.; ESCOBAR, G. Rural nonfarm employment and incomes in Latin America: overview and policy implications. **World Development**, v. 29, n. 3, 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), Santa Cruz do Sul - RS, v. 9, n. 3, p. 75-109, 2005

SEADE. Rural não mais sinônimo de agrícola. 2007.

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

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

SOUZA, M. M. M.; MOREIRA, I. T. **Projeto Dom Hélder Câmara e sustentabilidade dos projetos de assentamento no semi-árido nordestino**. In: Semi-Luso - Seminário sobre agricultura familiar e desertificação, 2, 2008, João Pessoa. Agricultura familiar, emprego e renda em regiões com risco de desertificação, 2008.

**APÊNDICE**

**Tabela 1. – Descrição das variáveis**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | **Pnad 2008** | | **DHC 2004** | |
| **Variável** | **Descrição** | **Média** | **DP** | **Média** | **DP** |
| **Participação** |  |  |  |  |  |
| Total | Trabalho não agrícola nos setores indústria, serviço e social | 0.3258 | 0.4686 | 0.0343 | 0.1820 |
| Indústria | Trabalho não agrícola no setor da indústria | 0.1169 | 0.3213 |  |  |
| Serviço | Trabalho não agrícola no setor de serviços | 0.0827 | 0.2754 |  |  |
| Social | Trabalho não agrícola no setor social | 0.9450 | 0.2925 |  |  |
| **Horas de Trabalho** | |  |  |  |  |
| Total | Horas/semana em trabalho não agrícola nos setores indústria, serviço e social | 38.771 | 14.248 | 32.3243 | 13.7712 |
| Indústria | Horas/semana em trabalho não agrícola | 40.090 | 11.606 |  |  |
| Serviço | Horas/semana em trabalho não agrícola | 42.410 | 16.256 |  |  |
| Social | Horas/semana em trabalho não agrícola | 33.750 | 14.874 |  |  |
| **Características individuais** | | | |  |  |
| Sexo | Gênero dos indivíduos da família  (1=masculino e 0=feminino) | 0.6139 | 0.4868 | 0.5420 | 0.4983 |
| Raça | Etnia dos indivíduos da família  (1=branco e 0= c.c) | 0.3770 | 0.4846 | 0.2808 | 0.4495 |
| Idade | Idade dos indivíduos da família | 38.073 | 14.209 | 37.3600 | 14.4749 |
| Idade2 | Idade ao quadrado | 1651.5 | 1165.9 | 1605.19 | 1172.53 |
| Fundamental 1 | Indivíduos com 1 a 4 anos de estudo | 0.3557 | 0.4787 | 0.3376 | 0.4730 |
| Fundamental 2 | Indivíduos com 5 a 10 anos de estudo | 0.2925 | 0.4549 | 0.2159 | 0.4115 |
| Médio | Indivíduos com 11 a 14 anos de estudo | 0.1232 | 0.3235 | 0.0672 | 0.2505 |
| Superior | Indivíduos com mais de 15 anos de estudo | 0.0190 | 0.1368 | 0.0022 | 0.0477 |
| **Características da família** | | | |  |  |
| Chefe | Posição no domicilio (1=chefe e 0=demais membros) | 0.4814 | 0.4996 |  |  |
| Aposentado | Indivíduos aposentados (1=aposentado e 0=c.c) | 0.0896 | 0.2856 |  |  |
| Casado | Indivíduos casados (1=casado e 0=solteiro) | 0.6704 | 0.4700 |  |  |
| Crianças | Crianças menores de 14 anos (1=sim e 0=não) | 0.4635 | 0.4986 |  |  |
| Filhos | Número de filhos nascidos vivos e que estão no domicílio | 0.5735 | 1.206 |  |  |
| Família | Número de componentes da família | 3.9095 | 1.8055 |  |  |
| Migrantes | Número migrantes por domicílio | 63.710 | 47.262 |  |  |
| Adultos | Nº de adultos na família (17 anos acima) |  |  | 3.2287 | 1.4102 |
| Crianças 1 | Nº de crianças entre 0 e 3 anos de idade |  |  | 0.3362 | 0.5989 |
| Crianças 2 | Nº de crianças entre 4 e 9 anos de idade |  |  | 0.6056 | 0.9101 |
| Crianças 3 | Nº de crianças entre 10 e 16 anos de idade |  |  | 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 (R$) |  |  | 37.8357 | 40.4125 |
| Outras rendas | Renda proveniente de outras fontes |  |  | 9.4666 | 47.1777 |
| **Características da propriedade** | |  |  |  |  |
| Área agrícola | Área utilizada na agricultura/lote (ha) |  |  | 4.2638 | 5.0184 |
| **Características de localização** | |  |  |  |  |
| D4 | Dummy 1(1para o município que tem pelo menos 1 vizinho com população acima de 15.000 e 0 para c.c) |  |  | 0.9730 | 0.1620 |
| Infra-estrutura | Qualidades das estradas (1= boa e 0 = c.c) |  |  | 0.2644 | 0.4411 |
| **Dummies regionais** | |  |  |  |  |
| NO | Norte | 0.1717 | 0.3771 |  |  |
| NE | Nordeste | 0.4225 | 0.4939 |  |  |
| SUL | Sul | 0.1571 | 0.3639 |  |  |
| CO | Centro-Oeste | 0.0883 | 0.2838 |  |  |

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

**Tabela 2. Regressões para participação em trabalho não agrícola por setores – *probit***

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | **Indústria** | **Efeito Marginal** | **Serviços** | **Efeito Marginal** | **Social** | **Efeito Marginal** | **Todos** | **Efeito Marginal** |
| Sexo | 0.4077\*\*\* | 0.0694 | -0.0279 | -0.0038 | -1.1073\*\*\* | -0.1599 | -0.3256\*\*\* | -0.1158 |
|  | (0.0339) | (.00542) | (0.0337) | (0.0046) | (0.0340) | (0.0057) | (0.0245) | (0.0087) |
| Raça | -0.0144 | -0.0025 | 0.0349 | 0.0047 | -0.1023\*\*\* | -0.0113 | -0.0355\* | -0.0124 |
|  | (0.0225) | (0.0040) | (0.0243) | (0.0033) | (0.0259) | (0.0028) | (0.0181) | (0.0063) |
| Idade | 0.0217\*\*\* | 0.0039 | 0.0128\* | 0.0017 | 0.0377\*\*\* | 0.0042 | 0.0391\*\*\* | 0.0137 |
|  | (0.0053) | (0.0009) | (0.0058) | (0.0008) | (0.0065) | (0.0007) | (0.0043) | (0.0015) |
| Idade2 | -0.0004\*\*\* | -0.0000 | -0.0002\*\* | -0.0000 | -0.0004\*\*\* | -0.000 | -0.0005\*\*\* | -0.0001 |
|  | (0.0001) | (0.0000) | (0.0001) | (0.0000) | (0.0001) | (0.0000) | (0.0001) | (0.0000) |
| Fundamental 1 | 0.0719\* | 0.0131 | 0.2173\*\*\* | 0.0310 | 0.2530\*\*\* | 0.0304 | 0.2216\*\*\* | 0.0787 |
|  | (0.0301) | (0.0055) | (0.0378) | (0.0056) | (0.0405) | (0.0051) | (0.0245) | (0.0088) |
| Fundamental 2 | 0.2326\*\*\* | 0.0444 | 0.5832\*\*\* | 0.0953 | 0.4933\*\*\* | 0.0660 | 0.6433\*\*\* | 0.2356 |
|  | (0.0323) | (0.006) | (0.0392) | (0.0074) | (0.0428) | (0.0065) | (0.0266) | (0.0098) |
| Médio | 0.2991\*\*\* | 0.0617 | 0.8473\*\*\* | 0.1768 | 0.8421\*\*\* | 0.1523 | 1.2083\*\*\* | 0.4536 |
|  | (0.0379) | (0.0088) | (0.0433) | (0.0120) | (0.0466) | (0.0116) | (0.0315) | (0.0107) |
| Superior | -0.0883 | -0.0150 | 0.1969\* | 0.0307 | 1.4149\*\*\* | 0.3675 | 1.2801\*\*\* | 0.4754 |
|  | (0.0831) | (0.0133) | (0.0910) | (0.0160) | (0.0674) | (0.0256) | (0.0593) | (0.0179) |
| Chefe | -0.0332 | -0.0059 | 0.1191\*\*\* | 0.0163 | 0.2215\*\*\* | 0.0252 | 0.1825\*\*\* | 0.0640 |
|  | (0.0293) | (0.0052) | (0.0314) | (0.0043) | (0.0307) | (0.0035) | (0.0223) | (0.0078) |
| Aposentado | -0.1818\*\* | -0.0297 | -0.1703\* | -0.0209 | -0.7647\*\*\* | -0.0531 | -0.4782\*\*\* | -0.1480 |
|  | (0.0617) | (0.0090) | (0.0667) | (0.0073) | (0.0822) | (0.0030) | (0.0463) | (0.0122) |
| Casado | 0.1199\*\*\* | 0.0210 | 0.0161 | 0.0021 | -0.1408\*\*\* | -0.0165 | -0.0142 | -0.0049 |
|  | (0.0280) | (0.0047) | (0.0281) | (0.0038) | (0.0285) | (0.0034) | (0.0207) | (0.0072) |
| Crianças | 0.0011 | 0.0002 | 0.0035 | 0.0004 | -0.0062 | -0.0007 | 0.0040 | 0.0014 |
|  | (0.0257) | (0.0046) | (0.0284) | (0.0038) | (0.0294) | (0.0033) | (0.0208) | (0.0072) |
| Filhos | -0.0198 | -0.0035 | -0.0414\*\* | -0.0056 | -0.0094 | -0.0010 | -0.0430\*\*\* | -0.0150 |
|  | (0.0137) | (0.0024) | (0.0143) | (0.0019) | (0.0119) | (0.0013) | (0.0094) | (0.0033) |
| Família | -0.0035 | -0.0006 | -0.0236\*\* | -0.0032 | -0.0253\*\* | -0.0028 | -0.0165\*\* | 0.0057 |
|  | (0.0066) | (0.0011) | (0.0078) | (0.0010) | (0.0088) | (0.001) | (0.0056) | (0.0019) |
| Migrantes | -0.0509\*\*\* | -0.0091 | 0.0668\*\*\* | 0.0091 | 0.0409\*\*\* | 0.0046 | 0.0184\* | 0.0064 |
|  | (0.0118) | (0.0021) | (0.0113) | (0.0015) | (0.0123) | (0.0013) | (0.0090) | (0.0031) |
| NO | 0.2563\*\*\* | 0.0511 | 0.0178 | 0.0024 | -0.1240\*\* | -0.0131 | 0.1158\*\*\* | 0.0413 |
|  | (0.0331) | (0.0072) | (0.0365) | (0.0050) | (0.0386) | (0.0038) | (0.0274) | (0.0099) |
| NE | -0.1379\*\*\* | -0.0245 | -0.0535 | -0.0072 | -0.1812\*\*\* | -0.0200 | -0.2086\*\*\* | -0.0724 |
|  | (0.0293) | (0.0051) | (0.0312) | (0.0042) | (0.0326) | (0.0035) | (0.0233) | (0.008) |
| SUL | 0.1564\*\*\* | 0.0300 | -0.1152\*\* | -0.0148 | -0.2110\*\*\* | -0.0212 | -0.0997\*\*\* | -0.0343 |
|  | (0.0338) | (0.0069) | (0.0374) | (0.0045) | (0.0400) | (0.0035) | (0.0280) | (0.0094) |
| CO | -0.1717\*\*\* | -0.0282 | -0.2530\*\*\* | -0.0296 | 0.0482 | 0.0056 | -0.1896\*\*\* | -0.0636 |
|  | (0.0443) | (0.0066) | (0.0465) | (0.0045) | (0.0442) | (0.0053) | (0.0335) | (0.0107) |
| Intercepto | -1.8382\*\*\* | - | -1.8890\*\*\* | - | -1.6690\*\*\* | - | -1.2043\*\*\* | - |
|  | (0.1045) |  | (0.1140) |  | (0.1246) |  | (0.0845) |  |

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%.

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

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | **Indústria** | | **Serviços** | | **Social** | | **Todos** | |
|  | ***Tobit*** | **Truncada** | ***Tobit*** | **Truncada** | ***Tobit*** | **Truncada** | ***Tobit*** | **Truncada** |
| Sexo | 27.9439\*\*\* | 8.1800\*\*\* | -1.7659 | 6.7584\*\*\* | -59.7147\*\*\* | 5.7562\*\*\* | -9.0358\*\*\* | 7.4104\*\*\* |
|  | (2.0922) | (0.6752) | (2.3996) | (0.9430) | (1.5427) | (0.9089) | (0.8963) | (0.4038) |
| Raça | -0.7041 | 0.6920 | 2.9007 | 0.0893 | -5.1862\*\*\* | -0.0596 | -1.1798 | 0.4783 |
|  | (1.4440) | (0.4187) | (1.8585) | (0.7160) | (1.3609) | (0.6495) | (0.7311) | (0.3138) |
| Idade | 1.6066\*\*\* | 0.6039\*\*\* | 1.2715\*\* | 0.8879\*\*\* | 2.0496\*\*\* | 0.2031 | 1.8588\*\*\* | 0.5316\*\*\* |
|  | (0.3457) | (0.1022) | (0.4472) | (0.1834) | (0.3489) | (0.1844) | (0.1795) | (0.0805) |
| Idade2 | -0.0271\*\*\* | -0.0082\*\*\* | -0.0183\*\* | -0.0105\*\*\* | -0.0241\*\*\* | -0.0025 | -0.0251\*\*\* | -0.0069\*\*\* |
|  | (0.0045) | (0.0014) | (0.0058) | (0.0024) | (0.0046) | (0.0024) | (0.0023) | (0.0011) |
| Fund. 1 | 4.7637\* | -0.4973 | 17.2320\*\*\* | 0.9445 | 13.6208\*\*\* | -0.9429 | 10.0150\*\*\* | -0.1593 |
|  | (1.9604) | (0.5585) | (2.9424) | (1.4136) | (2.2328) | (1.2908) | (1.0965) | (0.5177) |
| Fund. 2 | 15.2603\*\*\* | 0.4747 | 46.3383\*\*\* | 3.0144\* | 26.0580\*\*\* | -1.2185 | 27.9665\*\*\* | 1.0576\* |
|  | (2.0812) | (0.5803) | (3.0173) | (1.3994) | (2.3201) | (1.3092) | (1.1389) | (0.5231) |
| Médio | 20.0084\*\*\* | 2.2818\*\*\* | 66.8045\*\*\* | 4.9679\*\*\* | 43.6789\*\*\* | -2.1745 | 47.5988\*\*\* | 1.6110\*\* |
|  | (2.4283) | (0.6601) | (3.2502) | (1.4542) | (2.4377) | (1.3144) | (1.1966) | (0.5491) |
| Superior | -5.3039 | 0.9905 | 18.2089\* | 8.3903\*\* | 69.0405\*\*\* | -3.2708\* | 46.7952\*\*\* | -0.8025 |
|  | (5.4831) | (1.2855) | (7.1505) | (3.0460) | (3.1062) | (1.5185) | (1.8375) | (0.8387) |
| Chefe | -1.0753 | 1.8531\*\*\* | 10.4571\*\*\* | 1.6491 | 14.2468\*\*\* | 3.9509\*\*\* | 8.3701\*\*\* | 2.7455\*\*\* |
|  | (1.8216) | (0.4909) | (2.2778) | (0.8484) | (1.5482) | (0.8036) | (0.8501) | (0.3604) |
| Aposentado | -12.3967\*\* | -2.4974 | -13.8066\*\* | -5.0921\* | -41.0555\*\*\* | -1.3809 | -21.2600\*\*\* | -2.7374\* |
|  | (4.0542) | (1.4103) | (5.1458) | (2.5904) | (4.5388) | (3.1352) | (2.0464) | (1.1606) |
| Casado | 7.9638\*\*\* | 0.3195 | 1.9108 | -0.2511 | -7.2406\*\*\* | -2.0506\*\* | -0.2279 | -0.8771\* |
|  | (1.8166) | (0.5183) | (2.1360) | (0.8301) | (1.4928) | (0.7298) | (0.8247) | (0.3489) |
| Criança | -0.4684 | -0.7897\* | -2.0696 | 0.2940 | -2.2361 | -0.8421 | -1.0538 | -0.5573 |
|  | (1.4942) | (0.3928) | (1.9473) | (0.7378) | (1.4785) | (0.7059) | (0.7716) | (0.3146) |
| Filhos | -1.8571\* | -1.4344\*\*\* | -4.0372\*\*\* | -1.0433 | -1.5453\*\* | -1.3505\*\*\* | -2.4711\*\*\* | -1.2990\*\*\* |
|  | (0.8643) | (0.2850) | (1.0448) | (0.5519) | (0.5598) | (0.3021) | (0.3665) | (0.1976) |
| NO | 14.2488\*\*\* | -2.2198\*\*\* | 2.9621 | -0.6619 | -5.4967\*\* | 0.9830 | 4.3122\*\*\* | -0.8992\* |
|  | (2.0469) | (0.5364) | (2.7088) | (0.9843) | (1.9958) | (0.9183) | (1.0505) | (0.4244) |
| NE | -8.6354\*\*\* | -1.4918\*\* | -6.6065\*\* | -2.9270\*\*\* | -10.8863\*\*\* | -1.2677 | -9.5252\*\*\* | -1.8062\*\*\* |
|  | (1.8954) | (0.5305) | (2.3707) | (0.8559) | (1.7088) | (0.8228) | (0.9290) | (0.3915) |
| SUL | 11.2749\*\*\* | 2.1477\*\*\* | -9.1059\*\* | 2.6420\*\* | -10.8280\*\*\* | 1.5342 | -2.4592\* | 2.0199\*\*\* |
|  | (2.1719) | (0.5310) | (2.8531) | (0.9319) | (2.1059) | (0.9835) | (1.1064) | (0.4209) |
| CO | -13.4669\*\*\* | 0.9920 | -14.5104\*\*\* | 2.2036 | 4.4305\* | 0.3788 | -6.4733\*\*\* | 0.6824 |
|  | (2.8354) | (0.8807) | (3.4964) | (1.3557) | (2.2473) | (1.0284) | (1.3266) | (0.5662) |
| Intercepto | -126.4163\*\*\* | 23.6568\*\*\* | -157.0737\*\*\* | 19.0225\*\*\* | -94.3161\*\*\* | 31.6258\*\*\* | -57.3743\*\*\* | 25.2778\*\*\* |
|  | (6.6400) | (1.9265) | (8.6600) | (3.4720) | (6.4400) | (3.4815) | (3.3826) | (1.5176) |
| Sigma | 66.9685\*\*\* | 10.1813\*\*\* | 78.6995\*\*\* | 15.6242\*\*\* | 55.7836\*\*\* | 14.7393\*\*\* | 44.9853\*\*\* | 13.2969\*\*\* |
|  | (0.4405) | (0.1941) | (0.7077) | (0.2928) | (0.6467) | (0.2675) | (0.2643) | (0.1372) |
| Lambda | - | 5957.4629\*\*\* | - | 2631.8138\*\*\* | - | 2450.8643\*\*\* | - | 10281.339\*\*\* |

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%.

**Tabela 4. Regressões para participação e horas alocadas em trabalho não agrícola no Nordeste – *probit*, *tobit* e regressão truncada**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | **Participação** | | **Horas alocadas** | |
|  | ***Probit*** | **Efeito**  **Marginal** | ***Tobit*** | **Truncada** |
| Sexo | -0.2983\*\* | -0.0161 | -19.0695\* | 6.8538\* |
|  | (0.1141) | (0.0063) | (7.4658) | (3.2547) |
| Raça | 0.0565 | 0.0030 | 3.2270 | -5.5224 |
|  | (0.1212) | (0.0066) | (7.8825) | (4.0092) |
| Idade | 0.0991\*\*\* | 0.0051 | 6.7542\*\*\* | 0.9296 |
|  | (0.0297) | (0.0014) | (1.9938) | (0.7268) |
| Idade2 | -0.0012\*\* | -0.0000 | -0.0823\*\* | -0.0142 |
|  | (0.0004) | (0.0000) | (0.0258) | (0.0094) |
| Fundamental 1 | 0.2871\* | 0.0165 | 21.8543\* | 6.1455 |
|  | (0.1521) | (0.0095) | (10.3473) | (5.5736) |
| Fundamental 2 | 0.5104\*\* | 0.0362 | 35.4792\*\* | 0.5078 |
|  | (0.1678) | (0.0153) | (11.1764) | (6.4342) |
| Médio | 1.2288\*\*\* | 0.1738 | 81.0036\*\*\* | -1.6159 |
|  | (0.1824) | (0.0446) | (10.9282) | (6.1543) |
| Superior | 2.1864\*\*\* | 0.5434 | 102.9357\*\*\* | 6.4307 |
|  | (0.5827) | (0.2282) | (29.3816) | (10.6833) |
| Adultos | -0.0491 | -0.0025 | -3.1401 | -1.7706 |
|  | (0.0390) | (0.0020) | (2.7525) | (1.1283) |
| Crianças 1 | 0.0524 | 0.0027 | 0.6329 | -8.7672\*\* |
|  | (0.0953) | (0.0049) | (6.2277) | (3.1587) |
| Crianças 2 | -0.0567 | -0.0029 | -2.0551 | -2.6063 |
|  | (0.0721) | (0.0037) | (4.7588) | (2.1480) |
| Crianças 3 | 0.0527 | 0.0027 | 1.4783 | -0.7717 |
|  | (0.0477) | (0.0024) | (3.1439) | (1.9649) |
| Crédito total | -0.0258 | -0.0013 | - | - |
|  | (0.1321) | (0.0071) |  |  |
| Transferências | -0.0019 | -0.0000 | -0.1161 | -0.0745 |
|  | (0.0015) | (0.0000) | (0.0971) | (0.0488) |
| Outras rendas | 0.0012 | 0.0000 | - | - |
|  | (0.0008) | (0.0000) |  |  |
| Área agrícola | -0.0032 | -0.0001 | -0.2396 | -0.0566 |
|  | (0.0118) | (0.0006) | (0.8363) | (0.3059) |
| D4 | 0.0333 | 0.0016 | -3.6733 | 3.4574 |
|  | (0.3106) | (0.0151) | (19.0679) | (5.4780) |
| Infra-estrutura | 0.1134 | 0.0062 | - | - |
|  | (0.1238) | (0.0071) |  |  |
| Intercepto | -3.7976\*\*\* | - | -247.7031\*\*\* | 26.5293 |
|  | (0.6719) |  | (44.1432) | (17.6822) |
| Sigma | - | - | 67.2473\*\*\* | 12.0634\*\*\* |
|  |  |  | (3.9084) | (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 heterocedasticidade entre parênteses. \*\*\* Estatisticamente significativo a 1%. \*\* Estatisticamente significativo a 5%. \* Estatisticamente significativo a 10%.

1. O setor industrial engloba as atividades outras atividades industriais, indústria de transformação 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. [↑](#footnote-ref-1)
2. As informações para o Brasil estão baseadas na PNAD 2008 e para o Nordeste da pesquisa do Dom Helder Câmara de 2004. [↑](#footnote-ref-2)