



[Trabalho 751]
APRESENTAÇÃO ORAL

JOÃO RICARDO FERREIRA DE LIMA; ADRIANO NASCIMENTO DA PAIXÃO; JULIANA DE SALES SILVA.

*EMBRAPA SEMIARIDO/FACAPE-PETROLINA, PETROLINA - PE - BRASIL;
UNIVERSIDADE FEDERAL DE TOCANTINS, PALMAS - TO - BRASIL; UNIVERSIDADE
FEDERAL DE PERNAMBUCO, CARUARU - PE - BRASIL.*

Determinantes da (in)segurança alimentar nos domicílios rurais dos municípios não autorrepresentativos da região Nordeste.

Grupo de Pesquisa: Desenvolvimento Rural, Territorial e Regional.

Resumo

A temática da segurança alimentar é pauta de discussão mundial. O mundo produz quantidade suficiente de alimentos e, então, todas as pessoas devem ter condições de acesso a alimentos básicos de qualidade, em quantidade suficiente, de modo permanente e sem comprometer o acesso a outras necessidades básicas. Este trabalho busca analisar, no nível micro, os determinantes da segurança (e insegurança) alimentar nos domicílios dos municípios não autorrepresentativos do meio rural da região Nordeste, que abriga a maior parte dos pobres brasileiros. A fonte dos dados é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2009 que possui um suplemento sobre segurança alimentar. O procedimento metodológico é estimar as probabilidades a partir de um modelo *logit* ordenado e analisar os efeitos marginais. As estimações são feitas considerando o plano amostral (complexo) da Pnad e os resultados indicam que as mulheres e as pessoas da raça negra tem maior probabilidade de residir em domicílios com insegurança alimentar, assim como os que se dedicam as atividades agrícolas e tem baixo nível de escolaridade.

Palavras-chaves: Capital Humano, Pobreza, Desnutrição, *Logit* Ordenado, Amostra Complexa.

Abstract

The issue of food security is an agenda for global discussion. The world produces enough food, thus everyone should be able to have access to basic quality food in sufficient quantity, permanently and without compromising the access to other basic needs. This paper seeks to analyze, at the micro level, the determinants of food security (and insecurity) in the households of rural not self-representative municipalities of the Northeast region, which holds

most of the Brazilian poorness. The source of data is the National Household Sample Survey (Pnad) of 2009 that has a supplement on food safety. The methodological approach is to estimate the probabilities from an ordered logit model and analyze the marginal effects. The estimates are made considering the (complex) sampling plan of Pnad and the results indicates that women and afro-descendent people are more likely to live in households with food insecurity, as well as those persons dedicated to agricultural activities and has low schooling.

Keywords: Human Capital, Poverty, Malnutrition, Ordered Logit, Complex Sample.

1. INTRODUÇÃO

As temática da insegurança alimentar e da pobreza estão intimamente ligadas, caminham juntas e se espera que políticas públicas para a redução da pobreza tragam maior segurança alimentar às famílias. A proporção de pobres na zona rural do Nordeste reduziu entre os anos de 1995 e 2005, como demonstra Sobel *et al* (2010) mas ainda é a região que concentra grande parte da pobreza nacional. De acordo com documento do Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome, com base nos dados do Censo Demográfico de 2010, 52,5% da população em extrema pobreza¹ do Nordeste (mais de 5 milhões de pessoas) vivem no meio rural (MDS, 2011). Estas pessoas não tem acesso adequado a alimentos.

Quanto mais pobre/desigual uma sociedade, menor sua capacidade de demandar alimentos. Contudo, deve ser observado que esta relação é de mão dupla. A insegurança alimentar também impacta na pobreza (MALUF, 2001).

Na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) de 2009 existe um suplemento sobre segurança alimentar, vitimização e justiça que possibilita analisar, para a região Nordeste, no seu meio rural, que fatores afetam mais significativamente a probabilidade do domicílio ter insegurança alimentar. Assim, o estudo se desenvolve em nível micro, apesar do entendimento de que para se ter segurança alimentar é necessário um conjunto de medidas macroeconômicas e mesoeconômicas como demonstrados em Maluf (2001).

Dada a relevância da temática para o desenvolvimento social e econômico regional e nacional, conseqüentemente, o objetivo geral deste trabalho é analisar os determinantes da (in)segurança alimentar nos domicílios rurais dos municípios não autorrepresentativos da região Nordeste, ou seja, que fatores elevam ou diminuem a probabilidade do domicílio ter insegurança e segurança alimentar, a partir dos dados da Pnad de 2009.

Após esta breve introdução, o presente artigo está dividido em mais quatro partes: revisão de literatura, os procedimentos metodológicos, a análise e discussão dos resultados e, por fim, as considerações finais.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Em 1996, em Roma, representantes de cerca de 180 países se reuniram para debater na Cúpula Mundial de Alimentação, formas de erradicar a fome no mundo. A meta estabelecida foi reduzir pela metade o número de pessoas desnutridas em 2015, com base na quantidade de 1990. Dez anos depois, a FAO publicou um documento enfatizando que pouco havia sido feito, mesmo com o aumento na disponibilidade de alimentos e com as tecnologias geradas que possibilitam produzir mais sem elevar preços (FAO, 2006). Os preços das *commodities* alimentares nos mercados mundiais reduziram até 2006 e depois subiram por diversos fatores (aumento da demanda, baixos níveis de estoques, baixo crescimento da produção de cereais, aumento dos custos de produção, etc.). Este aumento dos preços dos alimentos tem pontos positivos relacionados a aumento da rentabilidade e dos lucros dos produtores e a

¹ A linha da pobreza extrema foi estabelecida em R\$ 70,00 per capita considerando o rendimento nominal mensal do domicílio. Para maiores informações vide MDS (2011).



possibilidade de gerar novos investimentos na agricultura. Por outro lado, tem efeito negativo sobre a pobreza, a segurança alimentar e a nutrição (FAO, 2011).

De acordo com a definição do documento brasileiro à Cúpula Mundial de Alimentação, segurança alimentar

“significa garantir, a todos, condições de acesso a alimentos básicos de qualidade, em quantidade suficiente, de modo permanente e sem comprometer o acesso a outras necessidades básicas, com base em práticas alimentares saudáveis, contribuindo, assim, para uma existência digna, em um contexto de desenvolvimento integral da pessoa humana” (BRASIL, 1996, p.4).

Com base neste conceito, certamente que a renda domiciliar *per capita* é uma variável fundamental para determinar a segurança alimentar. A insegurança não está relacionada com a escassez de alimentos ou mesmo com a sua qualidade (segurança do alimento), mas sim com a indisponibilidade financeira de adquirir os bens em quantidade suficiente para satisfazer suas necessidades nutricionais. Como é muito utilizada para analisar a pobreza a criação de uma linha baseada igualmente na renda *per capita*, existe uma forte correlação entre as duas variáveis.

De acordo com o estudo de Hoffmann e Kageyama (2007), entre os não-pobres a proporção de domicílios que apresentam insegurança alimentar é baixa em relação aos que não apresentam insegurança. Já quando se considera os domicílios muito pobres, a frequência de insegurança alimentar supera a de segurança. O setor de atividade das pessoas também é um determinante da in(segurança) alimentar dos domicílios. No caso de domicílios que trabalham exclusivamente com atividades agrícolas, a proporção dos que consideram ter insegurança alimentar é mais elevada em comparação com os não-agrícolas. Esta informação é importante pois como mostra Souza *et al* (2010), a pobreza aumenta, entre 2003 e 2009, justamente nas famílias que se dedicam exclusivamente as atividades agrícolas na região Nordeste. Desta forma, estas devem estar mais propensas a insegurança alimentar.

Com relação ao sexo e a raça, os resultados da regressão com modelo *logit* binário estimados por Hoffmann e Kageyama (2007) mostram que ser mulher e da raça preta ou parda aumenta a probabilidade de insegurança alimentar nos domicílios.

Com relação a região de residência, os resultados de Hoffmann (2008), com base na Pnad de 2004, mostram que residir na região Nordeste aumenta a razão de chances do domicílio ter insegurança alimentar grave, leve e moderada, comparativamente com o Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Este resultado é corroborado pela pesquisa de Gubert *et al* (2010), que demonstram ainda que intraregionalmente o Nordeste se apresenta com grande variabilidade intermunicipal na prevalência de insegurança alimentar grave.

Fritz *et al* (2008) realizaram estudos para analisar insegurança alimentar com base nos dados da Pnad 2004 e compararam o meio urbano e o rural do Rio Grande do Sul. Dentre as conclusões, chama a atenção que, neste estado, a insegurança alimentar reduz se o domicílio é localizado no meio rural. Quanto menor a renda *per capita*, pior a condição de moradia e maiores as transferências de renda, mais elevada a possibilidade de ter insegurança alimentar.

Camelo *et al* (2009) analisam o efeito do bolsa família na segurança alimentar. Segundo estes autores, o programa bolsa família eleva a probabilidade dos domicílios estarem em segurança alimentar, principalmente naqueles domicílios com insegurança alimentar leve. Já nos domicílios com insegurança grave, o efeito é mais reduzido. Este resultado é possivelmente encontrado porque nos domicílios com insegurança grave, a renda recebida pelo bolsa família não é suficiente para garantir acesso a alimentos em quantidade e qualidade suficiente.

3. PROCEDIMENTO METODOLÓGICO

3.1. Modelos de resposta ordenada

Para a análise dos determinantes da in(segurança) alimentar nos domicílio do meio rural da região Nordeste é estimado um modelo de respostas discretas ordenadas. Considerando y como uma variável ordenada que assume os valores $0, 1, 2, \dots, J$, um modelo *logit* ordenado para $y \vee x$ é comumente apresentado como um modelo de variável latente variando entre $-\infty$ a $+\infty$ podendo ser representado na forma estrutural, segundo Wooldridge (2010) como

$$y^i = x\beta + \varepsilon$$

em que β é um veto $K \times 1$ de coeficientes estimáveis e x , as variáveis explicativas. O modelo não tem constante, mas sim pontos de corte (*cut points* ou também usado parâmetros *threshold*) definidos como $\alpha_1 < \alpha_2 < \dots < \alpha_J$, sendo

$$\begin{aligned} y = 0 \text{ se } y^i \leq \alpha_1 & \quad y = 1 \text{ se } \alpha_1 < y^i \leq \alpha_2 & \quad \vdots \\ y = J \text{ se } y^i > \alpha_J & \end{aligned}$$

com J categorias, α_{J-1} pontos de corte são estimados.

Para uma determinada distribuição de probabilidade do termo estocástico do modelo, é possível derivar as probabilidades de uma categoria observada para um dado valor de x computando cada resposta possível como demonstrado em Greene (2008) e Cameron & Trivedi (2009) desta forma:

$$\begin{aligned} Pr(y=0|x) &= Pr(y^i \leq \alpha_1 | x) = Pr(x\beta + \varepsilon \leq \alpha_1 | x) = F(\alpha_1 - x\beta) \\ Pr(y=1|x) &= Pr(\alpha_1 < y^i \leq \alpha_2 | x) = F(\alpha_2 - x\beta) - F(\alpha_1 - x\beta) \end{aligned}$$

ou seja, a área sobre a curva entre um par de pontos de corte.

$$Pr(y=J-1|x) = Pr(\alpha_{J-1} < y^i \leq \alpha_J | x) = F(\alpha_J - x\beta) - F(\alpha_{J-1} - x\beta)$$

quando J é igual a 1 tem-se um modelo binário em que $-\alpha_1$ é o intercepto.

Os parâmetros do modelo podem ser estimados por verossimilhança (ou pseudoverossimilhança no caso de dados de amostra complexa). Com relação ao F, este indica a função de distribuição de probabilidade acumulada e pode ser de uma distribuição normal ou logística. No caso da distribuição Normal o modelo é denominado de *probit* ordenado. Para a distribuição logística a variância do termo de erro é igual a $\pi^2/3$ e o modelo é o *logit* ordenado. Com apenas duas categorias, o modelo *logit* ordenado e o *logit* binário é idêntico, com apenas a diferença de que a constante do binário tem o sinal inverso do *logit* ordenado. Para mais categorias é possível atribuir o valor 0 ao intercepto e estimar todos os $J-1$ interceptos ou estimar o intercepto desde que algum ponto de corte seja igual a zero.



Caso isto não ocorra o modelo não é identificado e, conseqüentemente, não é possível ser estimado (LONG & FREESE, 2006).

Nesta pesquisa foi escolhido estimar um modelo *logit* ordenado pela possibilidade de interpretar os coeficientes estimados como razões de chances (exponencial do beta estimado) apesar de que o mais importante é analisar se a mudança em alguma variável faz aumentar ou reduzir a chance de estar mais próxima de alguma das categorias que estão nos extremos e a análise mais interessante serem os efeitos marginais, ou seja, o quanto determinada probabilidade varia como uma variável se altera

$$\frac{\partial Pr_0(x)}{\partial x_k} = -\beta_k f(\alpha_1 - x\beta) \quad ;$$

$$\frac{\partial Pr_1(x)}{\partial x_k} = -\beta_k [f(\alpha_2 - x\beta) - f(\alpha_1 - x\beta)] \quad ;$$

e ainda

$$\frac{\partial Pr_{J-1}(x)}{\partial x_k} = -\beta_k [f(\alpha_{J-1} - x\beta) - f(\alpha_{J-2} - x\beta)] \quad ;$$

Em modelos de respostas ordenadas é possível realizar previsões das estimativas, sendo esta definida como a categoria com a maior probabilidade de ser estimada,

$$\widehat{Pr}(y=J-1|x) = F(\hat{\alpha}_J - x\hat{\beta}) - F(\hat{\alpha}_{J-1} - x\hat{\beta})$$

com a probabilidade acumulada definida por

$$\widehat{Pr}(y \leq J|x) = F(\hat{\alpha}_J - x\hat{\beta})$$

Outra questão importante no modelo com resposta ordenada está relacionado com sua especificação e a hipótese das chances proporcionais (ou também *parallel regression*) (WOOLDRIGE, 2010; LONG & FREESE, 2006). Basicamente o que se testa neste trabalho é se o modelo é mais bem ajustado com 3, 4 ou 5 dimensões latentes. Com três categorias, ter-se-ia duas dimensões extremas (pior e melhor cenário) e uma intermediária (cenário moderado, por exemplo). Com 4 ou 5 categorias é possível alargar o leque de opções mas é preciso testar se são produzidas em acordo com uma dimensão latente, que é uma das hipóteses do modelo *logit* ordenado. Para realizar este teste deve-se colapsar algumas categorias, reestimar o modelo *logit* ordenado e comparar os coeficientes dos modelos e os pontos de corte. Basicamente, um teste no estilo dos testes de especificação de Hausman. No caso de dados de amostra complexa, isto é feito sendo estimado um teste de Wald ajustado. As informações detalhadas sobre este procedimento podem ser consultadas nos manuais *svy* e *r* do *software* Stata 12.

3.2. Fonte dos dados

Neste trabalho foram utilizados dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) para o ano de 2009. Uma questão importante com relação à Pnad é que ela possui um desenho de amostragem complexa, englobando: estratificação, conglomeração, probabilidades desiguais de seleção e ajustes de pesos amostrais para calibração com os totais populacionais. Tratar a Pnad como amostra aleatória simples significa ignorar o efeito do seu plano amostral e, com isto, as estimativas pontuais, de variância e construção de intervalos de confiança são calculados incorretamente. Para utilizar as informações do desenho amostral para realizar inferências é necessário conhecer em qual estrato e em qual Unidade Primária Amostral (PSU) está localizado o domicílio da amostra e utilizar os pesos corretamente.

A estratificação da amostra básica da Pnad é feita em duas etapas. Inicialmente, há uma estratificação geográfica que divide o país em 36 estratos. Destes, 18 Unidades da Federação formam estratos independentes. As 9 unidades restantes geram outros 18 estratos, pois em cada um desses são definidos 2 estratos naturais: um com todos os municípios da região metropolitana sediada na capital e outro com os demais municípios, conforme demonstra Faria (2006) e Lima (2008).

Conforme consta nas notas metodológicas da Pnad, o Plano de Amostragem considera três estágios de seleção: a) Unidades Primárias (PSU), os municípios; b) Unidades Secundárias (SSU), os setores censitários; e c) Unidades Terciárias, os domicílios particulares e unidades de habitação em domicílios coletivos. Na seleção de PSU e SSU (municípios e setores censitários) da Pnad, foram adotadas a divisão territorial e a malha setorial vigentes em 1º de agosto de 2000 e utilizadas para a realização do Censo Demográfico de 2000.

No primeiro estágio, os municípios são classificados em autorrepresentativos e não autorrepresentativos. Os municípios não autorrepresentativos, são estratificados e, em cada estrato, é selecionada, com reposição e com probabilidade proporcional à população residente, obtida no Censo Demográfico de 2000. No segundo estágio, são selecionadas as unidades (setores censitários), em cada município da amostra, também com probabilidade proporcional ao tamanho e com reposição. Neste caso, é utilizado, como medida de tamanho, o número de unidades domiciliares existentes por ocasião do Censo de 2000. No último estágio são selecionados, com igual probabilidade, em cada setor censitário da amostra, os domicílios particulares e as unidades de habitação em domicílios coletivos. A amostra é complementada com unidades domiciliares do cadastro de projetos de novas construções, ou seja, de projetos habitacionais com mais de 30 unidades domiciliares que surgiram após o Censo de 2000.

Com relação aos dados usados nesta pesquisa, foram feitos três recortes, além do regional para manter apenas o Nordeste. O primeiro é que os dados se referem apenas aos domicílios particulares permanentes. O segundo é que foram considerados apenas os municípios não autorrepresentativos e o terceiro é considerar apenas o meio rural. Sobre as variáveis usadas neste trabalho, a segurança alimentar foi dividida em 5 categorias: insegurança alimentar grave, moderada e leve (independente do domicílio ter ou não morador menor de 18 anos), segurança alimentar em domicílios com moradores menores de 18 anos e segurança alimentar sem moradores maiores de 18 anos. As demais variáveis são: sexo (1 para mulher e 0, homem); raça (branca, parda, preta e outros – indígena e amarela); posição na ocupação (empregado com carteira, conta própria, empregado sem carteira, doméstica sem carteira, outros – militares, funcionários públicos, emp. doméstico com carteira, empregador, não remunerado e trabalhadores no autoconsumo e autoconstrução); atividade principal (agrícola, comércio, educação, serviços domésticos e outros – outras atividades industriais, indústria de transformação, construção, alojamento/alimentação, transporte, adm. pública, outras atividades); tipo de família (casal sem filhos, casal com filhos menores de 14 anos, casal com filhos maiores de 14, casal com filhos maiores e menores de 14, mãe com filhos menores de 14, maiores de 14 e menores e maiores de 14 anos), faixas de renda (menor ou



igual a 1/4 salários mínimos (s.m.), maior que 1/4 s.m. e menor do que 1/2, maior do que 1/2 s.m. e menor ou igual a 1, entre 1 e 2 s.m., entre 2 e 3 s.m., entre 3 e 5 s.m. maior do que 5 e menor do que 10 s.m e maiores do que 10 salários mínimos), rendas domiciliares *per capita*, da escolaridade (anos de estudo), idade e número de componentes das família.

As médias, proporções, variâncias e o modelo econométrico foram calculados considerando o plano amostral da Pnad, ou seja, os pesos amostrais, sua estratificação, conglomeração e as probabilidades desiguais de seleção. No cálculo da variância dos estimadores, quando se está trabalhando com amostra complexa, se faz uso de duas metodologias: a) Linearização, e b) Replicação. Dentre os métodos de linearização, o método de linearização de Taylor (ou método Delta) é o mais usado. Na estatística, a aplicação do método de expansão de uma série de Taylor é para obter uma aproximação de um valor de uma função, a qual é difícil de calcular por ser não-linear e se basear na variância desta aproximação para obter a variância da função não-linear.

Considere, por exemplo, a expansão de $g(\hat{Y})$ em torno de Y , até o termo de primeira ordem, desprezando o resto, com g sendo não-linear e Y um vetor de totais de R variáveis de pesquisa, além de $\theta = g(Y)$,

$$\hat{\theta} \approx \hat{\theta}_L = \frac{g(Y)}{0!} + \frac{\Delta g(Y)(\hat{Y} - Y)}{1!} \quad (3)$$

com $\Delta g(Y)$ sendo uma matriz Jacobiana (matriz com as derivadas parciais) $K \times R$, com $K=R$ cuja r -ésima coluna é $\partial g(Y)/\partial Y_r$, para $r=1, \dots, R$.

Tomando a $V(\hat{\theta})$, dado que $g(Y)$ não possui variância de aleatorização (variância referente à distribuição de probabilidade $p(s)$ induzida pelo plano amostral) é possível demonstrar que um estimador consistente de $V(\hat{\theta})$ pode ser obtido por

$$\hat{V}(\hat{\theta}) = a' \Sigma a \quad (4)$$

com $a = \Delta g(\hat{Y})$ e $\Sigma = \hat{V}(\hat{Y}) = \sum_{i \in s} \sum_{j \in s} \frac{\pi_{ij} - \pi_i \pi_j}{\pi_{ij}} \frac{y_i y_j}{\pi_i \pi_j}$ é o estimador de variância de aleatorização não-viesado de \hat{Y} (PESSOA e SILVA, 1998).

Uma questão importante é que os dados não podem ter estratos com PSU único. Com PSU único não se tem como calcular variância. Para solucionar o problema de PSU único, foram agregadas as observações de estratos com PSU único em estrato na mesma UF com maior número de observações.

De acordo com Lima (2008), existem algumas estatísticas para avaliar o impacto da incorporação do plano amostral, denominado de EPA (**Efeito do Plano Amostral**). O primeiro a ser desenvolvido foi o **DEFF** (*design-effect*) e posteriormente foi criado um conceito ampliado de DEFF, bem mais simples de calcular, denominado **MEFF** (*Misspecification Effect*). O MEFF compara a estimativa da variância do parâmetro obtida considerando o plano amostral com outra estimativa do mesmo modelo, só que desconsiderando peso, conglomerado e estratificação.

$$MEFF = \frac{\widehat{V}(\widehat{\theta})}{\widehat{V}_{DPA}(\widehat{\theta}_{DPA})} \quad (5)$$

Quanto mais o valor calculado do MEFF estiver distante da unidade, mais incorreta será a estimação da variância se não for considerado o plano amostral. Quando o valor do MEFF é superior à unidade, desconsiderar o plano amostral subestima a variância verdadeira (denominador menor do que o numerador). Se o MEFF é menor do que um, não considerar o desenho amostral superestima (inflaciona) a variância verdadeira (denominador maior do que o numerado). Os valores calculados para esta estatística são demonstrados nos resultados após as estimações.

As análises foram realizadas no *software* Stata 12.1 da Statacorp com uso dos comandos *svy*.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 1 reporta as estatísticas descritivas (média e erro-padrão) das variáveis contínuas idade, escolaridade, número de componentes da família e renda *per capita* para as pessoas residentes no meio rural do Nordeste em 2009. A média da idade é de aproximadamente 30 anos, com pouco mais de 4 anos de escolaridade e uma família composta por cerca de 4 pessoas. A renda *per capita* média é R\$ 205,00, com um intervalo de confiança com limite inferior igual a R\$ 196,00 e superior de R\$ 214,00.

Tabela 1: Estatísticas descritivas das variáveis quantitativas, por pessoa residente no meio rural na região Nordeste, 2009.

Variável	Média	Erro-Padrão Linearização de Taylor	Int. de Confiança (95%)	
Idade	29,6656	0,2610	29,1485	30,1828
Escolaridade	4,1854	0,0680	4,0506	4,3202
Número componentes	4,3555	0,0433	4,2697	4,4412
Renda <i>per capita</i>	204,6576	4,5642	195,6158	213,6993

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da Pnad 2009.

A Tabela 2 mostra informações das estatísticas (proporção, erro-padrão e intervalo de confiança) para as variáveis qualitativas. No meio rural do Nordeste, a proporção de homens (0,52) supera a de mulheres (0,48), com a maior parte se definindo como da raça parda (0,69) ou branca (0,25). Para a posição na ocupação, em torno de 0,27 trabalham por conta própria, 0,07 são empregados que trabalham com carteira assinada e 0,21 sem carteira assinada. Cerca de 0,03 são trabalhadores domésticos que não possuem carteira assinada. As demais categorias constituem a proporção de 0,42. Com relação à atividade principal, aproximadamente 0,75 trabalham em atividades agrícolas, 0,04 no comércio, 0,04 na educação e 0,03 nos serviços domésticos. Os demais grupamentos agregados formam os 0,13 restantes da proporção. Sobre o tipo de família, a maior proporção é de casal com filhos menores de 14 anos (0,31), seguindo por casal com filhos maiores e menores de 14 anos (0,21). Em torno de 0,11 são casais sem filhos. A menor proporção é a de mãe com filhos menores e maiores de 14 anos. Na análise das faixas de renda, 93% estão entre menos de 1/4 salário mínimo à 1 salário mínimo e quase a totalidade das pessoas ganha menos de 2 salários-mínimos de renda *per capita*. A maior parte das pessoas considera que seu domicílio



tem uma situação de insegurança alimentar, sendo 0,27 de insegurança leve, 0,16 de moderada e 0,12 com grave insegurança. Pouco mais de 0,32 consideram que vivem com segurança alimentar em domicílio sem moradores menores de 18 anos e 0,13 em domicílio com menores de 18 anos.

Tabela 2: Estatísticas descritivas das variáveis qualitativas, por pessoa residente no meio rural na região Nordeste, 2009.

Variável	Categoria	Proporção	Erro-Padrão Linearização de Taylor	Int. de Confiança (95%)	
Sexo	Homem	0,5190	0,0022	0,5146	0,5233
	Mulher	0,4810	0,0022	0,4767	0,4854
Raça	Branca	0,2502	0,0089	0,2325	0,2679
	Parda	0,6892	0,0091	0,6711	0,7073
	Preta	0,0570	0,0046	0,0479	0,0660
	Outros	0,0036	0,0017	0,0002	0,0070
Posição Ocupação	Empr. c/ carteira	0,0740	0,0083	0,0576	0,0904
	Conta própria	0,2664	0,0095	0,2475	0,2853
	Empr. s/ carteira	0,2134	0,0101	0,1933	0,2335
	Dome. s/ carteira	0,0283	0,0025	0,0234	0,0332
	Outros	0,4180	0,0142	0,3898	0,4462
Atividade Principal	Agrícola	0,7528	0,0175	0,7181	0,7875
	Comércio	0,0428	0,0048	0,0333	0,0522
	Educação	0,0399	0,0021	0,0358	0,0440
	Serv. Domest	0,0307	0,0027	0,0253	0,0361
	Outros	0,1338	0,0114	0,1112	0,1564
Tipo Família	Casal s/ filhos	0,1088	0,0042	0,1006	0,1170
	Casal filhos < 14	0,3067	0,0072	0,2924	0,3210
	Casal filhos > 14	0,1954	0,0055	0,1844	0,2063
	Casal filhos < e > 14	0,2053	0,0065	0,1923	0,2182
	Mãe filhos < 14	0,0350	0,0022	0,0305	0,0394
	Mãe filhos > 14	0,0508	0,0033	0,0443	0,0573
	Mãe < e > 14	0,0238	0,0021	0,0197	0,0280
	Outros	0,0743	0,0033	0,0677	0,0808
Faixa de Renda <i>per capita</i> em salários mínimos (s.m.)	>1 e <=2	0,0569	0,0030	0,0510	0,0629
	<=0,25	0,4159	0,0111	0,3938	0,4379
	>0,25 e < 0,5	0,2926	0,0077	0,2773	0,3079
	> 0,5 e <=1	0,2228	0,0065	0,2100	0,2356
	>2 e <=3	0,0086	0,0015	0,0056	0,0116
	>3 e <=5	0,0019	0,0005	0,0009	0,0029
	>5 e <=10	0,0010	0,0003	0,0003	0,0016
	>10	0,0004	0,0002	0,0000	0,0007

Segur. Alimentar	Inseg. Grave	0,1208	0,0108	0,0993	0,1422
	Inseg. Modera	0,1563	0,0085	0,1394	0,1733
	Inseg. Leve	0,2680	0,0139	0,2404	0,2956
	Seg. mora <18	0,1308	0,0063	0,1184	0,1432
	Seg. não mora <18	0,3241	0,0161	0,2921	0,3560

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da Pnad 2009.

Foi analisada a questão da multicolinearidade e o fator de inflação de variância mais elevado encontrado foi 1,45, indicando um baixo grau de correlação entre as variáveis explicativas do modelo. O teste F calculado foi 13,33, estatisticamente significativo a 1% de probabilidade. Foi realizado o teste de especificação considerando dados de amostra complexa para analisar a hipótese das chances proporcionais. Foram estimados dois modelos em forma reduzida, com 4 e 3 categorias da variável dependente e comparados com o modelo com 5 categorias. Em ambos os casos as hipóteses nulas (para a igualdade dos betas e da igualdade dos pontos de corte) foram rejeitadas com grande significância. Assim, é considerado que o modelo com 5 categorias se ajusta bem aos dados.

Na Tabela 3, estão apresentadas as razões de chance para o modelo *logit* ordenado estimado com o objetivo de analisar os determinantes da situação de segurança alimentar dos domicílios no meio rural do Nordeste, considerando apenas as pessoas com idade superior a 10 anos. Com relação à significância dos parâmetros, para todas as variáveis categóricas pelo menos 1 coeficiente é estatisticamente significativo. As variáveis quantitativas idade, escolaridade e número de componentes da família foram todas bastante significativas. Como esperado e da mesma forma que Hoffmann e Kageyama (2007), com relação a sexo, ser mulher reduz a chance em favor de ter segurança alimentar e aumenta a de ter insegurança alimentar grave. Para a raça, em comparação com a categoria de referência (brancos), ser da preta ou outros diminui a chance em favor de ter segurança alimentar e eleva a de ter insegurança alimentar grave a 10% de significância estatística. No mesmo sentido, com relação à posição na ocupação, os que trabalham como conta própria ou empregado sem carteira tem maior chance em favor de ter insegurança alimentar grave no domicílio, em comparação a categoria de referência que são os empregados com carteira assinada.

Tabela 3: Razões de Chances estimados pelo *logit* ordenado para analisar os determinantes da situação de (in)segurança alimentar nos domicílios do meio rural do Nordeste, 2009.

	Razão Chances	Erro-Padrão	t	P> t	Int. de Confiança (95%)	
Sexo	0,8755	0,0477	-2,4400	0,0160	0,7858	0,9754
Raça						
parda	0,9378	0,0508	-1,1900	0,2380	0,8424	1,0440
preta	0,8022	0,0944	-1,8700	0,0640	0,6354	1,0128
outros	6,1368	6,1179	1,8200	0,0710	0,8513	44,2374
Posi. Ocup.						
Conta própria	0,7161	0,1031	-2,3200	0,0220	0,5384	0,9526
Empr. s/ carteira	0,5906	0,0818	-3,8000	0,0000	0,4489	0,7771
Dome. s/ carteira	1,1739	0,3601	0,5200	0,6020	0,6393	2,1558
Outros	0,7952	0,1254	-1,4500	0,1490	0,5819	1,0868
Ativi. Princ.						
comércio	1,2654	0,1651	1,8000	0,0740	0,9772	1,6386
educação	0,9751	0,1078	-0,2300	0,8200	0,7832	1,2139



Serv. domest	0,5437	0,1517	-2,1800	0,0310	0,3128	0,9451
outros	1,0638	0,1103	0,6000	0,5520	0,8663	1,3064
Tipo Família						
Casal filhos < 14	2,4038	0,2533	8,3200	0,0000	1,9509	2,9620
Casal filhos >14	1,4073	0,1346	3,5700	0,0010	1,1644	1,7008
Casal filhos < e > 14	1,9763	0,2722	4,9500	0,0000	1,5043	2,5964
Mae filhos < 14	1,1782	0,2647	0,7300	0,4670	0,7550	1,8387
Mae filhos >14	1,1344	0,1342	1,0700	0,2890	0,8973	1,4341
Mae < e > 14	1,8781	0,5184	2,2800	0,0240	1,0869	3,2453
Outros	1,0698	0,0862	0,8400	0,4040	0,9119	1,2550
Faixas Renda						
<=0,25	0,3751	0,0491	-7,4900	0,0000	0,2894	0,4861
>0.25 e < 0.5	0,7362	0,0782	-2,8800	0,0050	0,5966	0,9086
> 0.5 e <=1	1,0218	0,0873	0,2500	0,8010	0,8627	1,2103
>2 e <=3	1,5935	0,2454	3,0300	0,0030	1,1745	2,1619
>3 e <=5	1,2366	0,1967	1,3300	0,1850	0,9023	1,6947
>5 e <=10	1,1579	0,3361	0,5100	0,6150	0,6515	2,0579
>10	0,5776	0,1626	-1,9500	0,0540	0,3306	1,0090
Idade	1,0258	0,0065	4,0100	0,0000	1,0130	1,0388
Idade^2	0,9998	0,0001	-3,4200	0,0010	0,9996	0,9999
Escolaridade	1,0553	0,0087	6,5300	0,0000	1,0382	1,0727
Num. Comp. Fam.	0,9104	0,0253	-3,3700	0,0010	0,8616	0,9620
/cut1	-2,1334	0,2314	-9,2200	0,0000	-2,5918	-1,6750
/cut2	-1,0094	0,2183	-4,6200	0,0000	-1,4419	-0,5770
/cut3	0,2746	0,2120	1,3000	0,1980	-0,1454	0,6947
/cut4	1,0405	0,2128	4,8900	0,0000	0,6189	1,4620

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da Pnad 2009.

Normalmente aqueles com carteira assinada possuem uma renda estável e benefícios, já os conta-própria, em sua maior parte, são agricultores que dependem da produção agropecuária para gerar renda e, principalmente o segundo semestre de 2009, houve uma escassez de chuvas, prejudicando a atividade (ALVES *et al.*, 2010).

Sobre a atividade principal, com relação a atividade agrícola, trabalhar no comércio aumenta a chance em favor do domicílio ter segurança alimentar. Por outro lado, trabalhar com serviços domésticos, reduz a chance em favor de o domicílio ter segurança alimentar e aumenta a de ter insegurança. O número de famílias no meio rural do Nordeste com pelo menos um membro ocupado em serviços domésticos cresceu significativamente nos anos 90, sendo considerada uma estratégia familiar melhor do que se dedicar exclusivamente as atividades agrícolas (NASCIMENTO, 2004). Mesmo considerando isto como algo importante, o serviço doméstico é uma ocupação de baixa remuneração e que possivelmente não faz com que a família sinta-se em condição de segurança alimentar em seu domicílio. No caso do tipo de família, em comparação com o casal sem filhos, nos demais tipos de famílias

aumenta a chance em favor de ter segurança alimentar nos domicílios com moradores maiores de 18 anos. Ao analisar as faixas de renda, em comparação com as famílias que recebem mais de 1 e menos de 2 salários mínimos, receber até meio salário mínimo aumenta a chance em favor da pessoa considerar o domicílio como tendo insegurança alimentar grave.

Para as variáveis quantitativas, concluindo a análise da Tabela 3, observa-se o comportamento quadrático da idade atingindo o ponto de máximo em 55 anos, aproximadamente. Assim, até esta idade aumenta a chance em favor de que o domicílio tenha segurança alimentar. O aumento da escolaridade eleva a chance em favor do domicílio ter segurança alimentar e o aumento do número de componente da família reduz esta chance, como esperado.

A Tabela 4 mostra os efeitos marginais calculados, ou seja, a variação na probabilidade, a partir do modelo *logit* ordenado estimado. Com relação ao sexo, ser mulher aumenta a probabilidade de que o domicílio tenha insegurança alimentar, principalmente moderada, cujo valor do efeito foi 0,013. Os efeitos marginais para as categorias de segurança alimentar são negativos, ou seja, ser mulher reduz a probabilidade de que o domicílio tenha segurança alimentar. Para a variável sexo, todos os efeitos marginais foram significativos a 5% de probabilidade. O mesmo comportamento é apresentado para a categoria negra da variável raça, sendo os efeitos significativos a 10%, e também para as pessoas com posição na ocupação do tipo conta própria e empregados sem carteira.

No caso da atividade principal, trabalhar com serviços domésticos eleva a probabilidade do domicílio ter insegurança alimentar grave em 0,07 pontos percentuais e reduz ter segurança alimentar em domicílios que não tem morador com menos de 18 anos e tem segurança alimentar em 0,11 pontos percentuais. Na análise das faixas de renda, todos os efeitos marginais são significativos nas categorias “menor ou igual a 1/4 de salario mínimo” de renda per capita e “maior que 1/4 mas menor que 1/2 salário mínimo”. Nestas 2 faixas, os efeitos mostram que aumenta a probabilidade de ter situação de insegurança alimentar e reduz a probabilidade do domicílio ter segurança alimentar. Receber entre 2 e 3 salários mínimos *per capita* reduz a probabilidade de ter insegurança alimentar e eleva em 0,11 pontos percentuais a probabilidade de ter segurança alimentar no domicílio.

Para idade, escolaridade e número de componentes da família, todos os efeitos marginais foram significativos e demonstram que o aumento da idade e da escolaridade tem efeito de elevar as probabilidades de o domicílio ter segurança alimentar e reduz a probabilidade de não ter segurança alimentar. Principalmente a escolaridade, cujos efeitos marginais são mais altos na comparação com a idade. Já para número de componentes da família, uma alteração positiva desta variável faz com que se reduza a probabilidade do domicílio ter segurança alimentar e aumenta em 0,0092 pontos percentuais a probabilidade de ter insegurança alimentar moderada e 0,0079 de ter insegurança alimentar grave.

Tabela 4: Efeitos marginais do modelo *logit* ordenado para analisar os determinantes da situação de (in)segurança alimentar nos domicílios do meio rural do Nordeste, 2009.

	Inseg. Grave		Inseg. Moderada		Inseg. Leve		Seg Alim mora <18		Seg Alim não mora <18	
	dy/dx	P> t	dy/dx	P> t	dy/dx	P> t	dy/dx	P> t	dy/dx	P> t
Sexo	0,0113	0,0160	0,0131	0,0160	0,0087	0,0260	-0,0058	0,0230	-0,0272	0,0160
Raça										
parda	0,0053	0,2290	0,0062	0,2320	0,0045	0,2680	-0,0026	0,2120	-0,0134	0,2460
preta	0,0194	0,0750	0,0218	0,0720	0,0134	0,0470	-0,0102	0,0990	-0,0444	0,0560
-										
outros	0,0726	0,0000	-0,1104	0,0000	0,1859	0,0340	-0,0556	0,4220	0,4244	0,0350
Posi. Ocup.										
Conta própria	0,0253	0,0180	0,0313	0,0160	0,0267	0,0430	-0,0110	0,0060	-0,0723	0,0290

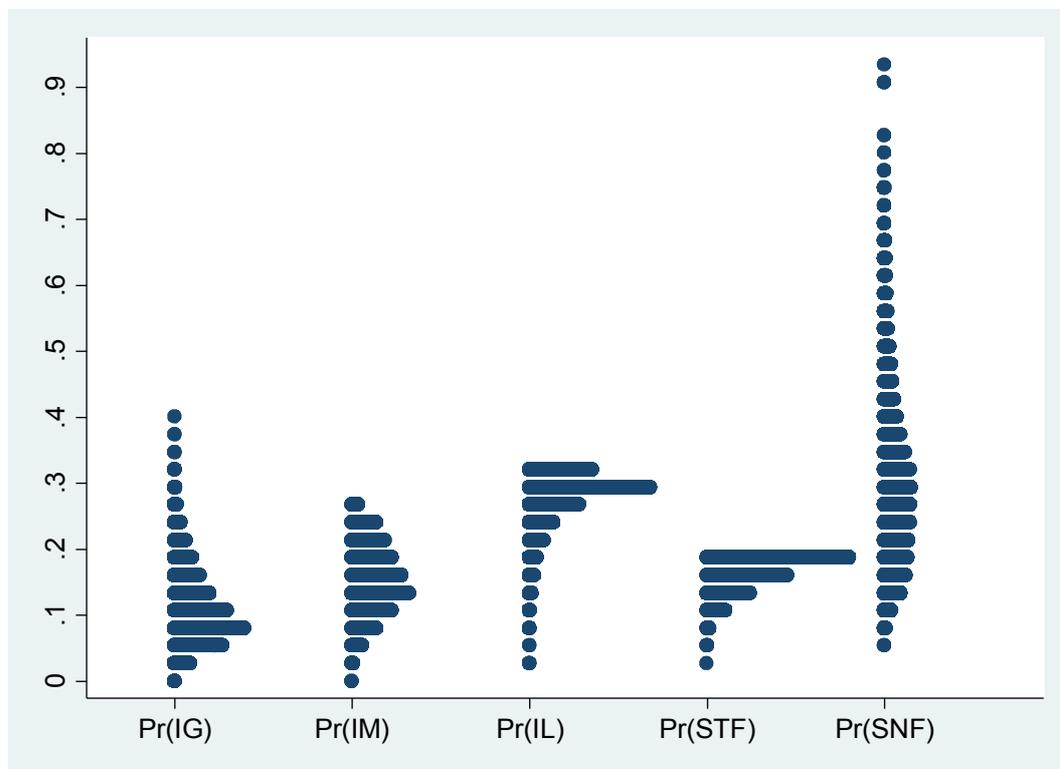


Empr. s/ carteira	0,0433	0,0000	0,0507	0,0000	0,0366	0,0050	-0,0209	0,0000	-0,1097	0,0010
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Dome. s/ carteira	0,0098	0,5850	-0,0136	0,5930	0,0160	0,6140	0,0019	0,5310	0,0375	0,6060
Outros	0,0166	0,1410	0,0211	0,1410	0,0195	0,1680	-0,0066	0,1070	-0,0506	0,1580
Ativi. Princ.	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
comércio	0,0179	0,0620	-0,0221	0,0630	0,0187	0,1070	0,0079	0,0310	0,0509	0,0850
educação	0,0021	0,8220	0,0025	0,8200	0,0017	0,8160	-0,0011	0,8230	-0,0052	0,8190
Serv. domest	0,0652	0,0660	0,0617	0,0320	0,0178	0,0030	-0,0359	0,0660	-0,1088	0,0130
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
outros	0,0051	0,5470	-0,0060	0,5490	0,0044	0,5640	0,0025	0,5320	0,0129	0,5560
Tipo Família	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Casal filhos < 14	0,0761	0,0000	-0,0846	0,0000	0,0540	0,0000	0,0368	0,0000	0,1779	0,0000
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Casal filhos >14	0,0361	0,0020	-0,0349	0,0000	0,0106	0,0070	0,0203	0,0010	0,0614	0,0000
Casal filhos < e > 14	0,0635	0,0000	-0,0676	0,0000	0,0351	0,0010	0,0334	0,0000	0,1328	0,0000
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Mãe filhos < 14	0,0185	0,4410	-0,0168	0,4700	0,0032	0,6540	0,0104	0,4450	0,0281	0,4860
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Mãe filhos >14	0,0144	0,2850	-0,0129	0,2880	0,0021	0,4700	0,0081	0,2790	0,0214	0,2980
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Mãe < e > 14	0,0599	0,0120	-0,0629	0,0140	0,0307	0,1600	0,0320	0,0020	0,1215	0,0430
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Outros	0,0079	0,3960	-0,0069	0,4050	0,0008	0,6030	0,0044	0,3980	0,0112	0,4120
Faixas Renda	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
<=0,25	0,0884	0,0000	0,0949	0,0000	0,0551	0,0000	-0,0432	0,0000	-0,1951	0,0000
>0.25 e < 0.5	0,0205	0,0080	0,0271	0,0050	0,0283	0,0050	-0,0064	0,0470	-0,0696	0,0050
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
> 0.5 e <=1	0,0013	0,8010	-0,0018	0,8020	0,0022	0,8010	0,0001	0,8090	0,0051	0,8010
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
>2 e <=3	0,0223	0,0030	-0,0338	0,0030	0,0520	0,0030	-0,0063	0,1400	0,1144	0,0030
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
>3 e <=5	-0,0113	0,1580	-0,0166	0,1630	0,0230	0,2010	-0,0005	0,8460	0,0514	0,1900
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
>5 e <=10	0,0081	0,5960	-0,0117	0,6040	0,0157	0,6220	0,0001	0,9510	0,0353	0,6180
>10	0,0409	0,1190	0,0509	0,0760	0,0445	0,0060	-0,0168	0,2500	-0,1196	0,0330
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Idade	0,0007	0,0000	-0,0008	0,0000	0,0005	0,0010	0,0003	0,0010	0,0017	0,0000
-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Escolaridade	0,0045	0,0000	-0,0053	0,0000	0,0036	0,0000	0,0023	0,0000	0,0111	0,0000
Num. Comp. Fam.	0,0079	0,0020	0,0092	0,0010	0,0063	0,0020	-0,0040	0,0030	-0,0194	0,0010

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da Pnad 2009.

A Figura 1 demonstra um gráfico com as probabilidades previstas para as 5 categorias da variável dependente do modelo *logit* ordenado. Para a categoria insegurança alimentar

grave (IG), as probabilidades previstas tendem a ser menores do que 0,20, com a maior parte das previsões em torno de 0,10. Para a insegurança moderada (IM), as probabilidades previstas estão mais concentradas entre 0,10 e 0,20. Apenas no caso da categoria segurança alimentar sem moradores menores do que 18 anos que existem probabilidades maiores do que 0,5.



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da Pnad 2009.

Figura 1: Probabilidades previstas por categoria da variável dependente do modelo *logit* ordenado estimado.

A Tabela 4 reporta os valores calculados das estatísticas MEFF e DEFF para o modelo *logit* ordenado, sendo importante para avaliar o efeito do plano amostral. Na maior parte das estimativas o MEFF e o DEFF são superiores a unidade, ou seja, não considerar o plano amostral da PNAD (pesos, estratos e unidades primárias amostrais) subestima a variância verdadeira do parâmetro.

Tabela 4: Estatísticas DEFF e MEFF do modelo *logit* ordenado para analisar os determinantes da situação de (in)segurança alimentar nos domicílios do meio rural do Nordeste, 2009.

	DEFF	MEFF
Sexo	1,9053	1,8693
Raça		
parda	2,1720	2,0221
preta	2,6701	2,7027
outros	6,3633	8,8634
Posi. Ocup.		
Conta própria	4,0354	4,1257
Empr. s/ carteira	3,4892	3,7357
Dome. s/ carteira	1,2957	0,8169



	Outros	4,5768	4,6712
Ativi. Princ.			
	comércio	2,7533	2,4423
	educação	1,5828	1,4006
	Serv. Domest.	1,3428	0,7720
	outros	4,0651	4,0093
Tipo Família			
	Casal filhos < 14	2,8976	2,7993
	Casal filhos >14	3,3596	2,7525
	Casal filhos < e > 14	3,2301	3,4012
	Mãe filhos < 14	1,6863	2,3587
	Mãe filhos >14	2,4272	2,1291
	Mãe < e > 14	2,6701	3,6177
	Outros	1,8199	1,3825
Faixas Renda			
	<=0,25	4,4638	3,4430
	>0.25 e < 0.5	3,7827	2,6231
	> 0.5 e <=1	3,4189	1,9176
	>2 e <=3	2,8520	1,1075
	>3 e <=5	1,3944	0,3246
	>5 e <=10	1,4170	0,4845
	>10	2,0809	0,2850
Idade		1,8011	1,7302
Escolaridade		2,4248	2,3918
Num. Comp. Fam.		4,0258	5,0520

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da Pnad 2009.

Assim, nas análises feitas com dados de amostra complexa, como a Pnad, deve-se incorporar as informações do plano amostral para que as estimativas pontuais estejam corretas assim como os erros-padrões calculados.

5. CONCLUSÕES

Este artigo analisou os determinantes da segurança (e insegurança) alimentar para os domicílios rurais da região Nordeste com uso dos microdados da Pnad de 2009 e através da estimação de um modelo *logit* ordenado. Com base nos resultados conclui-se que atenção especial deve ser dada à condição da mulher e as pessoas da raça preta que possuem maior probabilidade de residir em domicílio com insegurança alimentar. Ter carteira assinada, além de garantir um conjunto de benefícios aos trabalhadores, é muito importante para aumentar a segurança alimentar dos domicílios. Estar ocupado em atividades não agrícolas como comércio, reduz a probabilidade do domicílio ter insegurança alimentar comparativamente aqueles que se dedicam as atividades agrícolas. Os serviços domésticos, apesar de gerarem

ocupação e renda para as pessoas que moram no meio rural, não reduz a pobreza significativamente a ponto de diminuir a probabilidade de residir em domicílio com segurança alimentar. Quanto maior for o número de pessoas residentes, maior a probabilidade de ter segurança alimentar. Educação é fundamental para mudar a condição familiar e elevar a probabilidade do domicílio ter segurança alimentar. Políticas públicas que façam aumentar o capital humano, então, são estratégicas para melhorar a condição das pessoas que residem no meio rural nordestino.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVES, L. M., COELHO, C.A.dos S. MELO, A. B. C. de, PESQUERO, J.F.. **Condições climáticas observadas no Brasil em 2009**. Acesso em: 03/2012. Disponível em: << http://clima1.cptec.inpe.br/~rclima1/pdf/Sintese_Climatica_2009.pdf>>

BRASIL. **Relatório Nacional brasileiro à cúpula mundial da alimentação**. Brasília: **Governo do Brasil** – Ministério da Relações Exteriores, 1996. 77p. Acesso em 02/2012. Disponível em: << <http://www2.mre.gov.br/dts/relatoriobras-CMA96.doc>>>

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics using Stata**. College Station, Texas: Stata Press, 2009. 692p.

CAVALCANTI, D. M.; MARIANO, J. L.. Uma análise da evolução da pobreza e da desigualdade de renda urbana e rural do Nordeste no período de 2001 a 2009. **Bahia Análise & Dados**, v. 21, p. 595-612, 2011.

FARIA, A. L. C.. **Aplicação do teste de elegibilidade multidimensional na definição do público alvo beneficiário de políticas públicas**. 2006. 187f. Dissertação (Mestrado em Estudos Populacionais e Pesquisas Sociais) – Escola Nacional de Ciências Estatísticas, Rio de Janeiro, 2006.

FAO – Food and Agriculture Organization of the United Nations. **The state of food agriculture in the world**. Italy: FAO, 2006. 44p. Acesso em 12/2011. Disponível em: << <ftp://ftp.fao.org/docrep/fao/009/a0750e/a0750e00.pdf>>>

FAO – Food and Agriculture Organization of the United Nations. **The state of food agriculture in the world**. Italy: FAO, 2011. 55p. Acesso em: 12/2011. Disponível em: << <http://www.fao.org/docrep/014/i2330e/i2330e.pdf>>>

FRITZ, Karen Beltrame; WAQUIL, Paulo Dabdab; MATTOS, Ely José de . A insegurança alimentar no Rio Grande do Sul - uma análise comparativa entre o rural e o urbano. In: 4º Encontro de Economia Gaúcha, 2008, Porto Alegre. **Anais do 4º Encontro de Economia Gaúcha**. Porto Alegre - RS : PUCRS/FEE, 2008. p. 1-26.

GUBERT, M. B.; BENICIO, M. H. D.; SANTOS, LMP . Estimativas de Insegurança Alimentar Grave nos Municípios Brasileiros. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 26, p. 1595-1605, 2010.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 7th. New York: Pearson, 2008. 1178p.



HOFFMANN, R.; KAGEYAMA, A. A.. Pobreza, insegurança alimentar e pluriatividade no Brasil. **Teoria e Evidência Econômica**. Passo Fundo, v. 14, p. 9-35, 2007.

HOFFMANN, R. Determinantes da insegurança alimentar no Brasil: Análise dos dados da PNAD de 2004. **Segurança Alimentar e Nutricional**. Campinas. v. 15, n.1. p. 49-61, 2008.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Pnad 2009.

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

LONG, J. S. & FREESE J.. **Regression models for categorical dependent variables using Stata**. 2nd ed. College Station, Texas: Stata Press, 2006. p. 527.

MALUF, R. S.. Políticas agrícolas e de desenvolvimento rural e a segurança alimentar. In: Sérgio P. Leite. (Org.). **Políticas públicas e agricultura no Brasil**. P. Alegre: Editora da Universidade/UFRGS, 2001 , p. 145-168.

MDS – Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. **O perfil da Extrema Pobreza no Brasil com base nos dados preliminares do universo do Censo 2010**. Nota Técnica. Acesso em: 02/2012. Disponível em: << http://www.brasilsemisericia.gov.br/wp-content/themes/bsm2nd/perfil_extrema_pobreza.pdf>>

NASCIMENTO, C. A. do. Pluriatividade, Pobreza rural e serviço doméstico remunerado. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Brasília, v. 42, n.2 , p. 341-364, 2004.

PESSOA, D. G. C.; NASCIMENTO SILVA, P. L. **Análise de dados amostrais complexos**. São Paulo: Associação Brasileira de Estatística, 1998. 170p.

SOBEL, T. F. ; GONÇALVES, M. B. C. ; COSTA, E. F. . Evolução e Caracterização dos Níveis de Pobreza do Nordeste Entre 1995 e 2005. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Brasília, v. 48, n.1, p. 63-83, 2010.

SOUZA, S. F. de; LIMA, J. R. F.; SILVA, A. G.. A evolução da pobreza e da desigualdade nas famílias agrícolas, não agrícolas e pluriativas da região Nordeste: 2003-2009. In: V Encontro da SOBER NE, 2010, Crato-CE. **Anais do V SOBER Nordeste**, 2010. 17p.

StataCorp. **Survey Data: Release 12**. College Station, Texas: Stata Press, 2011. 202p.

StataCorp. **Reference S-Z: Release 12**. College Station, Texas: Stata Press, 2011. p.1915-2379.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. 2nd Ed.
Cambridge: The MIT Press, 2010. 1064p.