

# Efeito das Rendas Não-Agrícolas para Redução da Pobreza e Concentração

## RESUMO

---

Analisa o papel das rendas não-agrícolas na redução da pobreza rural e na concentração de renda no Rio Grande do Norte, Paraíba e Ceará. Utiliza os microdados da PNAD/IBGE para os anos de 2003 e 2005. O modelo teórico está relacionado à oferta de mão-de-obra rural, focando a possibilidade de os membros da família se engajarem (ou não) em múltiplas fontes de emprego. O modelo empírico é o Tobit II, estimado por máxima pseudo-verossimilhança. Faz simulações nas rendas das famílias, buscando estimar a renda média, o nível de pobreza e o de concentração, na presença e na ausência das rendas não-agrícolas. Os resultados obtidos demonstram, com relação à concentração, que a renda não-agrícola contribui para redução da concentração no ano chuvoso e no seco, reduzindo o índice de Gini. Sobre a pobreza rural, utilizando os índices FGT, tanto no caso da proporção de pobres, quanto no hiato da pobreza e severidade da pobreza, fica demonstrado que, independentemente de o ano ser chuvoso ou seco, as rendas não-agrícolas contribuem para redução da pobreza. Fica demonstrada a importância de o poder público adotar políticas públicas que estimulem a pluriatividade e/ou o acesso a rendas não-agrícolas.

## PALAVRAS-CHAVE:

---

Renda não-agrícola. Desigualdade. Pobreza.

### João Ricardo Ferreira de Lima

- D.Sc. Professor Adjunto do Departamento de Ciências Fundamentais e Sociais do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal da Paraíba (UFPB).

### Djail Santos

- Ph.D. Professor Adjunto do Departamento de Solos e Engenharia Rural do Centro de Ciências Agrárias da UFPB.

## 1 – INTRODUÇÃO

O termo pluriatividade surge no cenário internacional na década de 70 do século XX em referência à combinação do exercício de atividades agrícolas e não-agrícolas pelos membros de uma mesma família. As famílias se tornavam pluriativas buscando diversificar suas fontes de renda para conseguirem melhorar a condição de vida e se manterem no local de origem. (CARNEIRO, 2005). No Brasil, pesquisas relacionadas ao tema aparecem na década de 1990, principalmente nos trabalhos do projeto Rurbano do Instituto de Economia/ Universidade Estadual de Campinas (IE/ Unicamp). (GRAZIANO DA SILVA, 1999).

Atualmente parece claro que, no Brasil, a pluriatividade é uma estratégia dos agricultores para aumentarem a renda familiar. A diferença entre o processo dos países desenvolvidos e o que ocorre nos países em desenvolvimento é que, nos primeiros, tem-se forte apoio de políticas públicas, como a Política Agrícola Comum (PAC) na Europa. (NASCIMENTO, 2005).

Em décadas passadas, muitos habitantes da região Nordeste, frente às dificuldades enfrentadas, decidiam migrar para outras cidades (ou mesmo para outras regiões) em busca de melhores condições de vida. (GARCIA JUNIOR, 1989). Para exemplificar, considerando a evolução da população brasileira de 10 anos ou mais na década de 1980 e de 1990, constata-se um crescimento de 88,9 milhões de habitantes em 1981 para 130,1 milhões em 1999. Este crescimento ocorre principalmente em áreas urbanas, onde a população salta de 64,7 milhões para 104,7 milhões (aumento de 40 milhões de pessoas). Nas áreas rurais, ocorre uma pequena redução da população com 10 anos ou mais, entre 1981 e 1992, demonstrando o êxodo rural. (LIMA, 2009).

Porém, devido à falta de qualificação profissional e da grande concorrência no mercado de trabalho, são pequenas as possibilidades de o migrante sertanejo conseguir ocupação e renda para viver nas grandes regiões metropolitanas. A reversão do fenômeno da migração, em dados agregados para o Brasil, acaba ocorrendo nos anos 1990, com a população rural crescendo a uma taxa de 0,9% a.a. e tendo um incremento, entre 1992 e 1999, de aproximados 1,4 milhão de pessoas. (LIMA, 2009).

Embora a população rural volte a crescer nos anos 1990, os dados da população rural ocupada em atividades agrícolas demonstram uma queda de -1,7 % a.a. entre 1992 e 1999. Isto reflete “um crescimento da mecanização dos cultivos e da colheita de grãos, especialmente nas regiões de expansão da fronteira agrícola. Esse avanço tecnológico em nossa agricultura tem gerado uma tendência de desemprego estrutural desde os anos 1970.” (GRAZIANO DA SILVA; DEL GROSSI, 2002).

Uma das explicações para o fato de a população rural ocupada estar aumentando, mesmo quando cai o emprego agrícola, é o crescimento da geração de ocupação não-agrícola em áreas rurais. O crescimento dos inativos residentes em áreas rurais também contribui para o aumento desta população. Como exemplo, há os aposentados que passam a residir no campo. Isto indica que “o meio rural brasileiro já se converteu também num lugar de residência dissociado do local de trabalho. [...] as pessoas residentes no meio rural não estão necessariamente ocupadas, nem muito menos ocupadas em atividades agrícolas.” (GRAZIANO DA SILVA; DEL GROSSI, 2002).

Dado que as rendas das famílias pluriativas e exclusivamente não-agrícolas que moram no meio rural são mais elevadas do que as rendas das pessoas exclusivamente agrícolas (LIMA, 2009; GRAZIANO DA SILVA; DEL GROSSI, 2002; ADAMS, 2001; DE JANVRY; SADOULET; ZHU, 2007), muitos trabalhos de organismos internacionais têm destacado a importância do não-agrícola<sup>1</sup> nas estratégias de políticas para redução da pobreza no meio rural. (VEIGA et al., 2009; VALDÉS; MISTIAEN, 2001; OIT, 2005; WORD BANK, 2005; NASCIMENTO; CARDOSO, 2007).

Na literatura nacional, segundo Nascimento (2005) e Nascimento e Cardozo (2007), a pluriatividade é mais

<sup>1</sup> Atualmente, entende-se que desenvolvimento rural (preocupação com as condições de vida da população, a qualidade dos produtos, os níveis de renda, o acesso a terra, as relações de trabalho e a conservação dos recursos naturais, por exemplo) é um conceito bem mais amplo do que desenvolvimento agrícola, em que a grande preocupação são os aspectos meramente produtivos. Consequentemente, pode-se considerar que a reestruturação das bases econômicas do meio rural, necessária para o combate à fome e à redução da pobreza, deve ocorrer também com um maior estímulo às chamadas Orna (Ocupação rural não-agrícola), de acordo com as potencialidades de cada localidade.

característica em regiões pobres, como a Nordeste, estando justamente nesta região as famílias pobres, 64% do total. Isto significa que a pluriatividade pode não estar conseguindo retirar as famílias da parte inferior da linha da pobreza. Os agricultores estão-se “proletarizando com empobrecimento.” (NASCIMENTO, 2005, p. 49). No Nordeste, as famílias enfrentam a pobreza diversificando suas fontes de ocupação e renda, porém, em setores de baixo dinamismo econômico, o que apenas contribui para sua reprodução e não para gerar um processo que induza a melhoria do bem-estar.

Nesta premissa, este trabalho busca analisar a importância da pluriatividade e das rendas não-agrícolas para redução da pobreza e concentração no meio rural dos estados do Rio Grande do Norte, Paraíba e Ceará. Especificamente, busca-se comparar, por simulações na renda das famílias, o impacto da renda não-agrícola para as famílias exclusivamente agrícolas e para as pluriativas. Além disto, pretende-se identificar efeitos positivos da renda não-agrícola para a atividade agropecuária do estabelecimento rural. A hipótese a ser testada é que a pluriatividade reduz a pobreza rural e a concentração.

## 2 – REFERENCIAL TEÓRICO

O referencial teórico utilizado nesta pesquisa está relacionado à oferta de mão-de-obra rural, centrado na possibilidade de as famílias se ocuparem apenas em atividades agrícolas ou serem pluriativas. O trabalho de Nakajima (1970) pode ser considerado pioneiro na busca do entendimento da utilização do tempo pelos membros das famílias rurais. Deste estudo, derivam outros importantes trabalhos como o de Huffman e Lange (1989), que tentaram identificar as variáveis que influenciam na decisão das famílias. Já Lien; Kumbhakar e Hardaker (2008), além de analisarem os determinantes da agricultura de tempo parcial, buscaram entender seu impacto na eficiência técnica e na produtividade agrícola.

Diversos fatores afetam a decisão familiar de alocar seu tempo em atividades fora da propriedade. Exemplificando: Ahituv e Kimhi (2006) demonstram a importância das características próprias, como idade média e nível educacional; e Serra; Goodwin e

Featherstone (2005) indicam que as características da propriedade como região, proximidade de centro urbano e produtividade também podem ser relevantes na decisão.

Segundo a abordagem considerada neste trabalho, a família compara as opções de trabalho e aloca seu tempo total disponível de forma a maximizar sua função de utilidade. Busca-se, assim, modelar o domicílio de forma a entender as decisões da família sobre consumo, produção e a alocação de tempo. (LEE, 2007; ZENG, 2007).

Uma questão importante é que se faz necessário um modelo que capte a interdependência das decisões de oferta de trabalho, pois a unidade analítica utilizada na pesquisa é a família. A decisão de um membro da família de participar em atividades não-agrícolas deve ter uma relação de interdependência com a decisão de outro membro. Segundo Lee (2007), analisar a decisão familiar de oferta de trabalho envolve a questão de como modelar a maneira pela qual os membros tomam suas decisões econômicas. Basicamente, existem três grupos de modelos<sup>2</sup>, mas, por facilidade de interpretação, utiliza-se neste trabalho o modelo de “utilidade conjunta” (*joint utility*).

Segundo Lee (2007), a abordagem da utilidade conjunta assume que os membros da família maximizam uma função de utilidade comum a todos. Esta função de utilidade possui, além das propriedades usuais da função de utilidade da teoria do consumidor individual, os atributos e o comportamento econômico dos membros com argumentos separados (porém agregáveis). É usada para modelar domicílios parcialmente integrados aos mercados. A família, internamente, decide o que consumir, produzir e ofertar de trabalho nas atividades agrícolas e não-agrícolas. Uma hipótese relevante do modelo é a total cooperação entre os membros da família. Para facilidade de exposição, é apresentado o caso de uma família composta de duas pessoas e que pode ser estendido para o caso de uma família com  $n$  componentes. A família, então, busca maximizar a seguinte função de utilidade,

<sup>2</sup> Os outros dois modelos são o da “família tradicional” e o de “barganha” (Cf. LEE, 1998).

$$\max_{T_{d1}, T_{d2}, C, T_{agr1}, T_{agr2}, T_{nag1}, T_{nag2}} U(T_{d1}, T_{d2}, C; J) \quad (1)$$

sujeito a

$$C = f(p; T_{agr1}, T_{agr2}; H, Z_{agr}) + g(T_{nag1}, T_{nag2}; H, Z_{nag}) + RNT \quad (2)$$

$$T_i = T_{di} + T_{agri} + T_{nagi}, \text{ com } i=1,2 \quad (3)$$

$$T_{di}, T_{agri}, T_{nagi} \geq 0, \text{ com } i=1,2 \quad (4)$$

em que,

$T_d$  = tempo alocado nas atividades do domicílio, envolvendo os cuidados com os membros familiares e atividades afins, podendo também ser considerado como lazer;

$C$  = consumo de bens;

$J$  = características da família que afetam suas preferências;

$f$  = indica que o consumo é uma função  $f$  da renda agrícola;

$g$  = indica que o consumo é uma função  $g$  da renda não-agrícola;

$p$  = vetor de preços dos produtos agrícolas e insumos, menos o trabalho no próprio domicílio;

$T_{agr}$  = tempo de trabalho em atividades agrícolas na propriedade;

$Z_{agr}$  = insumos fixo da propriedade;

$T_{nag}$  = tempo de trabalho em atividades não-agrícolas dentro ou fora da propriedade;

$H$  = Capital Humano que influencia no nível de renda agrícola e não-agrícola;

$Z_{nag}$  = Outras variáveis que influenciam o nível salarial;

$RNT$  = Renda do “não-trabalho” ou transferências (aposentadorias, pensões, bolsas do governo, auxílio enviado por um parente que migrou etc.);

$T_i$  = Trabalho total; e

$i = 1$  ou  $2$ , refere-se ao membro da família. Ex.: marido e a esposa.

A utilidade da família é determinada pelo tempo gasto com as atividades do domicílio/lazer ( $T_d$ ) e com o consumo de bens ( $C$ ). É permitido que a função de utilidade varie de acordo com as características das famílias ( $J$ ). Para maximizar sua função, a família se defronta basicamente com duas restrições:

a) orçamentária, ou seja, o nível de consumo depende da soma das rendas agrícola, não-agrícola e de transferências; b) temporal, ou seja, existe um montante fixo de tempo, que deve ser alocado em atividades agrícolas, não-agrícolas e lazer. O modelo assume ainda que tanto o tempo de trabalho agrícola quanto o não-agrícola (ou ambos) pode(m) ser zero<sup>3</sup>. Como na maximização deste problema pode-se encontrar uma solução interior ( $T_{agr} > 0$  e  $T_{nag} > 0$ ), mas também uma de canto (quando  $T_{agr} = 0$  ou  $T_{nag} = 0$  ou ambas), para solução do Lagrangiano é utilizado o método de Kuhn-Tucker. Sumarizando as funções de participação no mercado de trabalho ( $L_i^*$ ), tem-se:

a-)  $T_{nag} = 0$ , famílias exclusivamente agrícolas

$$L_i^*(H, Z_{nag}, Z_{agr}, p, T, RNT, J) \equiv g_i(H, Z_{nag}) - W_{iagr}(H, Z_{agr}, p, T, RNT, J) \leq 0 \quad (5)$$

b-)  $T_{agr}, T_{nag} > 0$ , famílias pluriativas

$$L_i^*(H, Z_{nag}, Z_{agr}, p, T, RNT, J) \equiv g_i(H, Z_{nag}) - W_{iagr}(H, Z_{agr}, p, T, RNT, J) > 0 \quad (6)$$

e

$$L_i^*(H, Z_{nag}, Z_{agr}, p, T, RNT, J) \equiv f_i(H, Z_{agr}, p, T, RNT, J) - W_{inag}(H, Z_{nag}, p, T, RNT, J) > 0 \quad (7)$$

Seguindo o raciocínio semelhante ao desenvolvido por Andrade (2003), se for definido “ $\delta$ ” como a diferença entre  $g_i - W_{iagr}$  e entre  $f_i - W_{inag}$ , pode-

<sup>3</sup> Esta adaptação é importante, haja vista que a família pode se dedicar exclusivamente às atividades agrícolas ( $T_{agr} > 0$  e  $T_{nag} = 0$ ), ou exclusivamente a atividades não-agrícolas ( $T_{agr} = 0$  e  $T_{nag} > 0$ ), ou ainda ser pluriativa ( $T_{agr} > 0$  e  $T_{nag} > 0$ ) ou não-ocupada, vivendo exclusivamente de transferências ( $T_{agr} = 0$  e  $T_{nag} = 0$ ). Este trabalho se restringe aos casos em que as famílias são exclusivamente agrícolas ou pluriativas.

se argumentar que uma elevação nas variáveis que aumentam  $gi$  e  $fi$ , ou se reduzem  $Wiagr$  ou  $Wnag$ , contribui para crescer “ $\delta$ ”. Assim, para todos os tipos de família, espera-se que as variáveis relacionadas com capital humano possuam sinal positivo e que exerçam influência na decisão de participar do mercado de trabalho na mesma direção de  $gi$  e  $fi$  e na direção contrária de  $Wiagr$  e  $Wnag$ . Adicionalmente, os impactos das variáveis  $p$ ,  $T$  e  $J$  na decisão de participação ocorrem sempre na direção contrária de  $Wiagr$ . Para as famílias em que  $Tagr$  é positivo, outras variáveis que afetam o mercado de trabalho não-agrícola ( $Znag$ ) possuem sinal positivo e vão na mesma direção de  $gi$ . Entretanto, com  $Zagr$  ocorre o inverso. Por outro lado, nas famílias em que  $Tnag$  é positivo, são as outras variáveis que afetam o mercado de trabalho agrícola ( $Zagr$ ) que possuem sinal positivo e seguem na mesma direção de  $fi$ .

### 3 – METODOLOGIA

#### 3.1 – Determinantes da Escolha de Alternativas de Ocupação

Duas equações são necessárias para atingir os objetivos do trabalho: uma que define a decisão da família de ser exclusivamente agrícola ou pluriativa e outra que estima a renda média destes dois tipos de “populações”. Em casos deste tipo, as estimações podem ser realizadas utilizando-se o procedimento de Heckman (1979), estimando-se um Probit com toda amostra, obtendo-se os valores da razão inversa de Mills e utilizando-a como um dos regressores na equação que descreve a renda média.

Para estimar a equação de decisão das famílias, considera-se o modelo

$$P_i^* = Z_i' \alpha + \varepsilon_i \quad (8)$$

em que  $Z_i$  é um vetor de variáveis que explicam a decisão;  $\alpha$  é o vetor de coeficientes a serem estimados; e  $\varepsilon_i$  é o termo de erro aleatório com distribuição normal.  $P_i^*$  é uma variável latente; o que se observa é  $P$  tal que

$$P_i = 1 \quad \text{se } P_i^* > 0 \quad \text{Família é Pluriativa}$$

$$= 0 \quad \text{se } P_i^* = 0 \quad \text{Família é exclusivamente Agrícola}$$

Com relação à renda, a equação a ser estimada é

$$(\log W_{0i} |_{P_i}) = X_i' \beta + \gamma_0 \lambda_i + v_i \quad (9)$$

em que  $\log W_{0i} |_{P_i}$  é o logaritmo da renda condicional das  $i$  famílias, seguindo o modelo de Mincer (Heckman *et al.*, 2005);  $X_i$  é um vetor de variáveis que explicam a renda e que normalmente

é um subconjunto de  $Z_i$ ; e  $\lambda_i = \frac{\phi\left(\frac{Z_i \alpha}{\sigma_u}\right)}{\Phi\left(\frac{Z_i \alpha}{\sigma_u}\right)}$  é a razão

inversa de Mills. Esta mensura o valor esperado da contribuição das características não-observadas, na decisão das famílias de se ocuparem em atividades não-agrícolas, condicionado à participação observada (DE JANVRY; SADOULET; ZHU, 2007); e  $v_i$  é o termo de erro aleatório.

#### 3.2 – Efeito da Renda Não-Agrícola sobre a Pobreza e a Concentração

O método utilizado a seguir é o de estimar a renda esperada da família em cada fonte (0 e 1) para os dois grupos de populações (exclusivamente agrícolas e pluriativas), de modo semelhante ao encontrado em De Janvry; Sadoulet e Zhu (2007) e Zhu e Luo (2006). O objetivo é comparar a distribuição observada da renda total dos domicílios com outra simulada. Os resultados da regressão para a fonte 0, por exemplo, são utilizados para preverem qual seria o log da renda média das famílias pluriativas, caso fossem exclusivamente agrícolas  $E(\log \widehat{W}_{1i} |_{P_i=0})$ . Por outro lado, os resultados para a fonte 1 servem para prever o log da renda média das famílias agrícolas, se fossem pluriativas  $E(\log \widehat{W}_{0i} |_{P_i=1})$ .

Inicialmente, para exemplificar a forma de simular as rendas, considera-se  $W_{0i}$  a renda de cada família “ $i$ ” que participa apenas de atividades agrícolas<sup>4</sup>. Sabe-se que

$$W_{0i} = E(\log \widehat{W}_{0i} |_{P_i=0}) + \widehat{v}_{0i} = X_i \widehat{\beta} + \widehat{\gamma}_0 \widehat{\lambda}_i + \widehat{v}_{0i} \quad (10)$$

4 A notação segue  $W_{0i}$  para famílias exclusivamente agrícolas e  $W_{1i}$  para pluriativas.

em que  $\hat{\lambda}$  é a razão inversa de Mills;  
 $E(\log \widehat{W}_{0i} | P_{i=0})$  é o valor esperado do log renda condicionado às características observadas pelas famílias e estas serem exclusivamente agrícolas; e  $v_{0i}$  se refere às características que afetam a renda, mas não são observadas. O interesse é prever o log da renda de cada família  $i$ , se fosse exclusivamente agrícola. Para as famílias agrícolas, esta é a sua renda observada. Para as famílias pluriativas, esta é a renda prevista que perceberiam caso se dedicassem apenas às atividades agrícolas. Esta previsão requer que  $E(\hat{v}_{0i} | P_{i=0}) = 0$  e  $\text{var}(\hat{v}_{0i} | P_{i=0}) = \sigma_0^2$ .

Utilizando-se os parâmetros estimados, pode-se prever o log da renda  $W_{0i}$  para todas as "i" famílias (incluindo agrícolas e pluriativas). Para calcular o valor esperado condicionado da renda  $E(\log \widehat{W}_{1i} | P_{i=0}) = X_i \hat{\beta} + \hat{\gamma}_0 \hat{\lambda}_i + \hat{v}_{0i}$  para os grupos de famílias pluriativas, é necessário gerar termos não-observados  $\hat{v}_{0i}^*$ , como se pode verificar pela Figura 1, pois não há os resíduos para as observações das famílias pluriativas.

Segundo De Janvry; Sadoulet e Zhu (2007) e Zhu & Luo (2006), para isto se constrói uma variável aleatória

$$\hat{v}_{0i}^* = \hat{\sigma}_0 \Phi^{-1}(r) \quad (11)$$

em que  $\hat{\sigma}_0$  é o erro-padrão estimado de  $\hat{v}_{0i}$  (famílias agrícolas);  $r$  se refere a uma sequência de números aleatórios entre 0 e 1; e  $\Phi^{-1}$  é o inverso da função de distribuição normal padronizada acumulada. Ao final, têm-se as previsões da renda, caso se dediquem exclusivamente às atividades agrícolas para todas as famílias:

$$\log \widehat{W}_{yi} | P_{i=0} = \begin{cases} W_{0i} = X_i \hat{\beta} + \hat{\gamma}_0 \hat{\lambda}_i + \hat{v}_{0i} & \text{quando } y = 0 \\ X_i \hat{\beta} + \hat{\gamma}_0 \hat{\lambda}_i + \hat{v}_{0i}^* & \text{quando } y = 1 \end{cases} \quad (12)$$

Este procedimento deve ser repetido para obter  $\widehat{W}_{1i}$ , de forma que se consiga comparar a renda da família agrícola, caso fosse pluriativa.

Então, têm-se quatro valores de renda média:

a) renda média das famílias exclusivamente agrícolas, considerando que participem apenas de atividades agrícolas (fonte 0). Este valor já é observado ( $\log W_{0i} | P_{i=0}$ );

b) renda média das pluriativas, caso fossem exclusivamente agrícolas (fonte 0). Esta renda é simulada ( $E(\log \widehat{W}_{1i} | P_{i=0})$ );

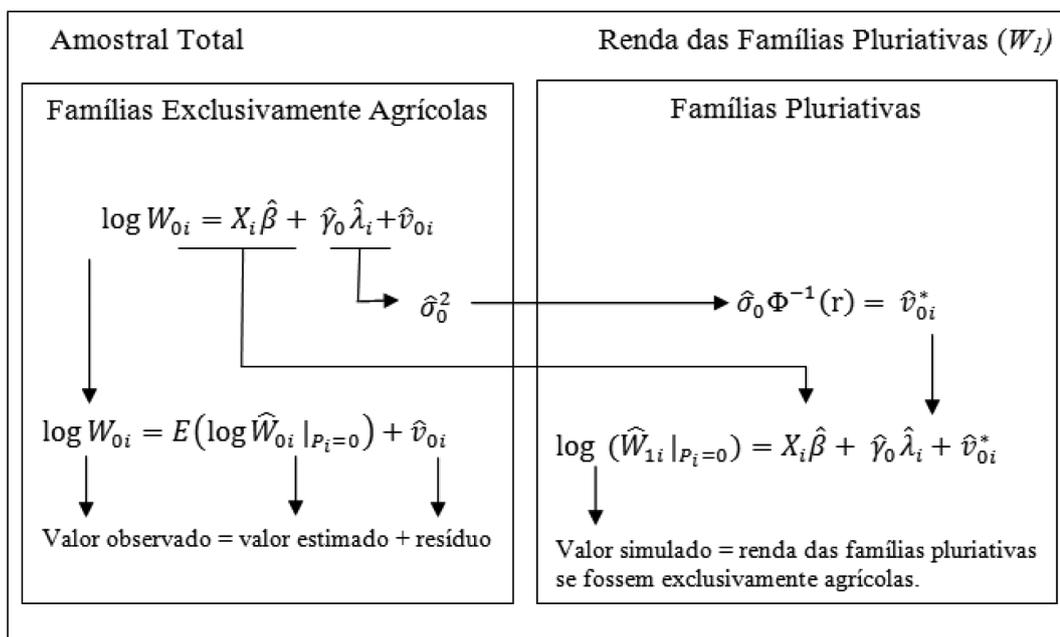


Figura 1 – Ilustração da Simulação nas Rendas das Famílias

Fonte: Zhu e Luo (2006).

c) renda média das famílias exclusivamente agrícolas, considerando-se que fossem pluriativas (fonte 1). Este valor também é simulado ( $E(\log \widehat{W}_{0i} | P_i=1)$ );

d) renda média das pluriativas, considerando-se que participam de atividades agrícolas e não-agrícolas. Este valor já é observado ( $E(\log \widehat{W}_{1i} | P_i=1)$ );

A partir destes valores, é possível compará-los e observar o comportamento da renda dos pluriativos, caso fossem exclusivamente agrícolas ( $E(\log \widehat{W}_{1i} | P_i=0)$ ), frente à dos efetivamente agrícolas ( $\log W_{0i} | P_i=0$ ). Se  $(\log W_{0i} | P_i=0) > E(\log \widehat{W}_{1i} | P_i=0)$ . Isto significa que as famílias exclusivamente agrícolas são efetivamente mais produtivas. A comparação horizontal, ou seja, entre  $(\log W_{0i} | P_i=0)$  e  $E(\log \widehat{W}_{1i} | P_i=0)$ , demonstra qual o prêmio para as agrícolas, caso decidam diversificar suas atividades.

Caso  $(\log W_{1i} | P_i=1) > E(\log \widehat{W}_{1i} | P_i=0)$ , pode-se considerar que a pluriatividade gera efeitos positivos para a própria produção agropecuária, já que contribui para relaxar a restrição imposta ao setor pela falta de um programa de seguro agrícola eficiente, além de crédito a taxas de juros e carência compatíveis com a capacidade de pagamento dos agricultores. (DE JANVRY; SADOULET; ZHU, 2007).

Ainda sobre a comparação da renda com e sem a presença de atividades não-agrícolas entre classes decompostas pelo índice de Foster-Greer-Thorbecke (FGT) (FOSTER; GREER; THORBECKE, 1984), estuda-se o impacto do não-agrícola sobre a pobreza. Espera-se que os índices de pobreza se reduzam quando a família possui renda não-agrícola e aumentem se as famílias forem exclusivamente agrícolas.

Fazem parte da classe de índices FGT a Proporção de pobres (P0), o Hiato da Pobreza (P1) e o Hiato da pobreza ao quadrado (P2). O índice “proporção de pobres” mede a proporção de famílias que possuem renda *per capita* familiar não superior à linha de pobreza. Este indicador é importante, mas possui limitações<sup>5</sup> e, por isto, não deve ser considerado

<sup>5</sup> O indicador permanece o mesmo quando a renda se eleva sem alcançar a

isoladamente. O índice “hiato da pobreza” mede a intensidade da pobreza e pode ser interpretado como um indicador do déficit de pobreza. O índice “hiato da pobreza ao quadrado” é geralmente descrito como um indicador de severidade da pobreza. Dá-se um maior peso para as famílias mais pobres e leva-se em conta a desigualdade de renda entre os pobres. Os dois últimos índices enfatizam as famílias que estão muito abaixo da linha de pobreza predeterminada (z), ou seja, os mais pobres entre os pobres. (MARIANO; NEDER, 2004). Estes índices são calculados segundo as seguintes expressões:

$$\begin{aligned} P_0 &= \frac{q}{n} \\ P_1 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \frac{z-y_i}{z} \\ P_2 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left( \frac{z-y_i}{z} \right)^2 \end{aligned} \quad (13)$$

em que

$q$  é o número de pobres, ou seja, famílias com renda *per capita* não superior à linha de pobreza predeterminada;

$n$  é o tamanho da população;

$z$  é a linha da pobreza predeterminada; e

$y_i$  é um vetor de renda *per capita* familiar da  $i$ -ésima família em ordem crescente.

Finalmente, a partir da renda observada e da simulada obtida da regressão supracitada, pode-se calcular o índice de Gini. O índice de Gini mede a desigualdade relativa da distribuição de renda pela razão entre a área da desigualdade ( $\alpha$ ) e a área de uma distribuição de perfeita igualdade da Curva de Lorenz<sup>6</sup>. Dentre as diversas fórmulas existentes, a utilizada nesta pesquisa é

$$G = \left( 1 + \frac{1}{n} \right) - \frac{2}{n^2 \mu} \sum_{i=1}^n i x_i \quad (14)$$

linha da pobreza. A proporção também é insensível à distribuição de renda entre os pobres, ou seja, permanece inalterada se houver transferência de renda entre um mais e outro menos pobre (MARIANO & NEDER, 2004).

<sup>6</sup>  $G = \frac{\alpha}{0,5} = 2\alpha$ , como  $0 \leq \alpha \leq 0,5$ , tem-se que o índice de Gini varia entre 0 e 1

na qual  $\mu$  é a renda média,  $n$  é o número de observações e  $X_i$  são as rendas.

Caso o índice obtido dos valores observados, que incluem as rendas não-agrícolas, seja maior do que o simulado (sem a renda não-agrícola), isto significa que a presença da renda não-agrícola concentra renda. Os erros-padrão, viés e intervalo de confiança dos índices são obtidos pelo método de reamostragem Bootstrap. Segundo Chernick (1999), Bootstrap é frequentemente usado quando é muito difícil calcular a estimativa do erro-padrão de um estimador. Sua vantagem frente ao método de Monte Carlo é que não é necessário conhecer o processo gerador dos dados para ser utilizado.

### 3.3 – Modelo Empírico e Fonte de Dados

Foram estimados dois modelos Tobit II, por máxima pseudoverossimilhança. No primeiro, busca-se estimar a renda média das famílias pluriativas e simular a renda das famílias agrícolas, caso fossem exclusivamente pluriativas. No segundo modelo, faz-se o inverso, ou seja, pretende-se estimar a renda média das famílias agrícolas e simular a renda das famílias pluriativas, se fossem agrícolas.

As variáveis dependentes ( $Y$ ) das equações de seleção são *dummies* que, no primeiro caso, assumem valor 0 se a família for agrícola e 1, se for pluriativa. O inverso ocorre no segundo caso. Para a equação que estima a renda média ( $R$ ), a variável dependente é contínua e censurada, contendo ou as informações das famílias agrícolas ou das famílias pluriativas. As variáveis explicativas são as mesmas nos dois modelos, tanto para a equação de seleção quanto para aquela que estima a renda média. O modelo econométrico a ser estimado na equação de seleção é dado por:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 idpeares + \beta_2 idpeares2 + \beta_3 anoest + \beta_4 numcompfam1 + \beta_5 vposocup + \beta_6 localmora + \beta_7 razaodep + \beta_8 rendant + \mu$$

Na equação de seleção, as variáveis utilizadas são: idade média da População Economicamente Ativa (PEA) restrita (*idpeares*); idade média da PEA restrita<sup>7</sup> ao quadrado (*idpeares2*); média de anos de

estudo (*anoest*); número de componentes da família (*numcompfam1*); posição na ocupação, definida como 1 para empregador, 2 para conta própria, 3 se for empregado, 4 no caso dos não-ocupados (*vposocup*); local de moradia (*localmora*), que assume valores de 1 a 5, sendo 1 o rural mais próximo do urbano e 5 o rural mais distante, com os demais valores estando ordenados pelo local de moradia da família; razão de dependência é formada dividindo-se o número de membros da família considerados dependentes pela idade da PEA ativa (*razaodep*); e uma variável *dummy* indicando se a família possui ou não renda do não-trabalho, como aposentadorias, pensões ou transferência de renda do governo, por exemplo (*rendant*). O termo de erro definido por  $\mu$  segue a distribuição normal com média zero e variância constante ( $\sigma^2$ ), pois o modelo considerado é o Probit. Praticamente as mesmas variáveis foram utilizadas para estimar a renda média ( $R$ ), sendo retirada apenas a variável idade média da PEA ao quadrado.

Os dados foram obtidos através da PNAD/IBGE para os anos de 2003 (ano seco) e 2005 (ano chuvoso) e referem-se aos estados do Rio Grande do Norte, Paraíba e Ceará. Nas estimações, incorporam-se o delineamento amostral da PNAD, seus pesos, estratos e PSU (unidade primária amostral). Como a PNAD não é IID (Independente e Identicamente Distribuída), ou seja, como não se origina de uma amostra aleatória simples com reposição, e sim de uma amostragem complexa<sup>8</sup>, a não-consideração do plano amostral faz com que as estimações pontuais estejam incorretas e as variâncias calculadas erroneamente. (PESSOA; NASCIMENTO SILVA, 1998). Para obter mais precisão, faz-se necessário considerar o plano amostral.

As variâncias calculadas nas equações de regressão são obtidas pelo método de Linearização de Taylor. Este método tem como princípio a aproximação de estimadores não-lineares de interesse por estimadores lineares para calcular a variância desta aproximação e usar como *proxy* para a variância do estimador não-linear. Para os cálculos de erros-padrão e dos intervalos de confiança dos índices, utiliza-se tanto o método de Linearização de Taylor quanto o

<sup>7</sup> PEA restrita se refere às pessoas com 10 anos ou mais que trabalharam mais de 15 horas na semana de referência, excluídas as que se dedicam apenas ao autoconsumo.

<sup>8</sup> A PNAD possui estratificação, conglomerados e probabilidades desiguais de seleção (GUIMARÃES, 2007).

*Bootstrap*, comparando-os. Para a definição da linha de pobreza, segue-se o mesmo procedimento adotado por Nascimento (2005) e Guimarães (2007), considerando meio salário mínimo do período de referência (R\$ 120,00 para 2003 e R\$ 150,00 para 2005). O *software* utilizado é o Stata 10 da StataCorp LP, com o uso das rotinas *ineqerr*, *svylorenz*, *povdeco* e *sepov*.

## 4 – DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

### 4.1 – Caso das Famílias Agrícolas se Fossem Pluriativas

Dentre outras variáveis, a Tabela 1 apresenta a média, o erro-padrão e o intervalo de confiança para a renda das famílias agrícolas (*renagr*) e das famílias pluriativas (*renplur*), nos anos de 2003 e 2005. Especificamente para 2003, o número de observações (794) ponderado pelo peso representa aproximadamente 380 mil famílias exclusivamente

agrícolas no meio rural do Rio Grande do Norte, Paraíba e Ceará. Com relação às pluriativas, a expansão para a população indica estar-se trabalhando com perto de 221,5 mil famílias pluriativas, ou seja, cerca de 60% do total das famílias agrícolas.

A renda média das famílias pluriativas (R\$ 548,08), por outro lado, é superior à renda média das famílias agrícolas (R\$ 336,68), com a renda das famílias agrícolas compreendendo, aproximadamente, 60% da renda das pluriativas. Chama ainda a atenção que, na média, a quantidade média de anos de estudo das famílias é de aproximadamente 2,9 anos e a idade média da PEA restrita está em torno dos 30,2 anos. A maior parte das famílias recebe algum tipo de renda do não-trabalho e a grande maioria reside no rural denominado de “agropecuário” nos estudos do projeto Rurbano, ou seja, o rural mais distante do urbano possível.

No ano de 2005, o número de observações (790)

**Tabela 1 – Média das Variáveis, Considerando o Plano Amostral. Ceará, Rio Grande do Norte e Paraíba para os Anos de 2003 e 2005**

Variável	Número de Observações	Média	Erro-padrão Linearizado	Intervalo de Confiança (95%)	
Ano de 2003					
<i>renagr</i>	794	336,68	18,4446	299,15	374,20
<i>renplur</i>	468	548,08	30,1112	486,82	609,34
<i>idpeares</i>	1262	30,22	0,3154	29,58	30,86
<i>anosest</i>	1262	2,88	0,1408	2,60	3,17
<i>numcompfam1</i>	1262	4,32	0,0697	4,17	4,46
<i>rendant</i>	1262	0,73	0,0176	0,70	0,77
<i>vposocup</i>	1262	2,40	0,032	2,34	2,47
<i>localmora</i>	1262	4,70	0,0996	4,49	4,89
<i>razaodep</i>	1262	0,56	0,0226	0,51	0,60
Ano de 2005					
<i>renagr</i>	790	414,10	16,739	380,19	448,02
<i>renplur</i>	541	750,52	43,360	662,40	838,64
<i>idpeares</i>	1331	30,75	0,311	30,12	31,38
<i>anosest</i>	1331	3,38	0,128	3,12	3,64
<i>numcompfam1</i>	1331	4,15	0,054	4,04	4,26
<i>rendant</i>	1331	0,79	0,013	0,77	0,82
<i>vposocup</i>	1331	2,45	0,033	2,38	2,52
<i>localmora</i>	1331	4,70	0,091	4,52	4,88
<i>razaodep</i>	1331	0,52	0,013	0,49	0,55

Fonte: Dados da PNAD de 2003 e da PNAD de 2005 Reprocessados pelos Autores.

ponderado pelos respectivos pesos representa, na população, cerca de 363,4 mil famílias exclusivamente agrícolas no meio rural dos estados em questão. Com relação às pluriativas, a expansão para a população indica estar-se trabalhando com aproximadamente 245 mil famílias pluriativas, ou seja, cerca de 67% do total das famílias agrícolas. O interessante é que o ano de 2005 é considerado chuvoso e, mesmo assim, tem-se uma elevação no total das famílias pluriativas frente às exclusivamente agrícolas, quando comparado ao ano de 2003.

A renda média das famílias pluriativas (R\$ 750,52) é superior à renda média das famílias agrícolas (R\$ 414,10), ou seja, a renda das famílias agrícolas compreende, em 2005, aproximadamente, 55% da renda das pluriativas. Na média, a quantidade média de anos de estudo das famílias é de aproximadamente 3,4 anos e a idade média da PEA restrita está em torno dos 30,7 anos. De modo semelhante ao ano de 2003, a maior parte das famílias recebe algum tipo de renda do não-trabalho e a grande maioria reside no rural agropecuário em 2005.

Pode-se, inicialmente, para entender melhor a renda observada das famílias agrícolas e sua renda simulada, caso fossem pluriativas, analisar a estimativa não-paramétrica de função de densidade, utilizando o estimador Kernel e compará-lo com a distribuição Normal (que possui as características de ser simétrica e mesocúrtica).

O Gráfico 1 mostra a distribuição com o logaritmo da renda agrícola observada para os anos de 2003 e 2005. Em ambos os anos, mas principalmente em 2005, podem-se observar “caudas” mais pesadas na parte inferior à média (centro da distribuição), o que está relacionado com um grande número de famílias com renda menor do que a média das famílias agrícolas, possivelmente demonstrando a pobreza existente neste tipo de família.

Comparando com a Normal, em 2003, a Kernel é ligeiramente mais negativa, assimétrica e leptocúrtica. Em 2005, porém, a Kernel é bem mais leptocúrtica (pontaguda), ou seja, próximo à média da distribuição, existe uma maior quantidade de observações, provavelmente indicando uma maior concentração de renda. Em 2005, o “pico” da Kernel está próximo

de 0,5, enquanto o da Normal é aproximadamente 0,4. A diferença entre as distribuições dos dois anos certamente deve estar influenciada pela questão climática. No ano seco, a produção e a respectiva renda agrícola sofrem redução generalizada. Em muitas situações praticamente não se tem produção, a seca atinge a todos, independentemente do tipo de produto e do tamanho da propriedade. No ano chuvoso, a distorção transparece de forma mais clara.

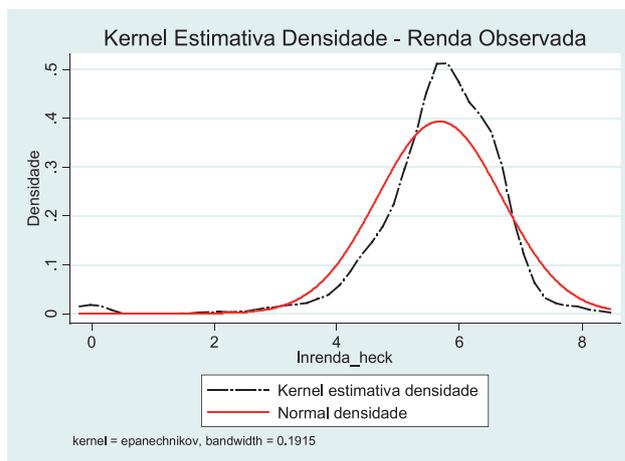
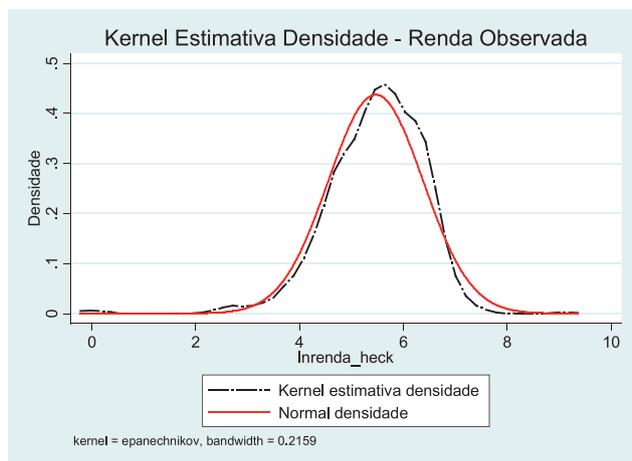
O Gráfico 2 mostra a estimativa não-paramétrica de função de densidade, utilizando-se o estimador Kernel e a comparação com a distribuição Normal, agora para o logaritmo da renda simulada das famílias agrícolas, ou seja, caso fossem pluriativas, nos anos de 2003 e 2005. Praticamente as duas distribuições, nos dois anos, estão sobrepostas, sem “caudas” pesadas, demonstrando que a renda não-agrícola contribui tanto para redução da pobreza quanto da concentração de renda no meio rural do RN, PB e CE.

A Tabela 2 reporta os valores estimados dos índices de pobreza FGT, a proporção de pobres (P0), o hiato da pobreza (P1) e o hiato da pobreza ao quadrado/severidade da pobreza (P2) tanto para o caso do logaritmo<sup>9</sup> da renda observada das famílias agrícolas quanto para a renda simulada nos anos de 2003 e 2005. Como se pode observar, tanto para a proporção de pobres, quanto para o hiato da pobreza e a severidade da pobreza, os valores se reduzem bastante no caso das famílias agrícolas, se fossem pluriativas. No ano seco, como é de esperar, o impacto do não-agrícola é ainda mais forte em P0, que se reduziria de 27,62% para 17,46%.

A coluna que demonstra os cálculos do *Misspecification Effect* (MEFF)<sup>10</sup> é importante para demonstrar que a não-caracterização do plano amostral subestima a variância, principalmente em P0 e P1,

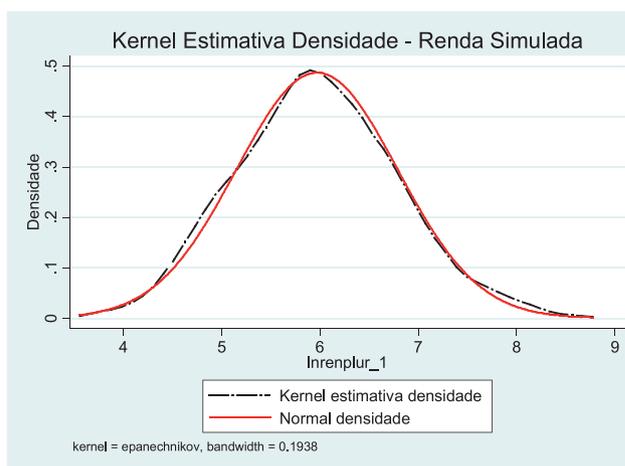
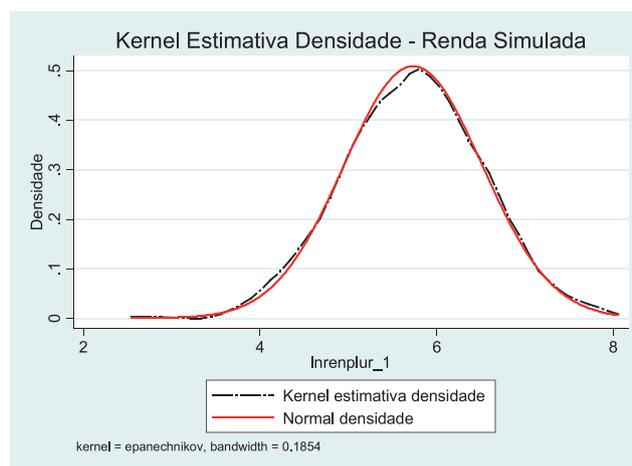
9 Manteve-se a renda em logaritmo simplesmente porque não se está interessado no valor em si do índice. O interesse é saber se o mesmo é maior ou menor, comparando valores observados e simulados.

10 Razão entre a variância do parâmetro considerando o plano amostral complexo e a variância baseada na hipótese incorreta de que as observações foram obtidas por amostragem aleatória simples com reposição, ou seja, são estimadores obtidos simplesmente ignorando pesos, estratificação e conglomeração. Se  $MEFF > 1$ , a variância desconsiderando o plano amostral está subestimada. Se  $MEFF < 1$ , a variância desconsiderando o efeito do plano amostral está superestimada. Se  $MEFF = 1$ , não há diferença entre as variâncias.



**Gráfico 1 – Função Kernel para o Logaritmo da Renda Observada das Famílias Agrícolas. RN, PB e CE – Anos de 2003 e 2005**

Fonte: Dados da Pesquisa.



**Gráfico 2 – Função Kernel para o Logaritmo da Renda Simulada das Famílias Agrícolas, Caso Fossem Pluriativas. RN, PB e CE – Anos de 2003 e 2005**

Fonte: Dados da Pesquisa.

neste caso. Interessante observar que, comparando os anos de 2003 e 2005, apesar de reduzir a proporção de pobres (P0) e o hiato da pobreza (P1) no ano com chuvas regulares, a severidade da pobreza (P2), ou seja, a proporção de mais pobres entre os pobres aumenta (1,098 para 1,561). Se as famílias fossem pluriativas, haveria redução tanto no hiato da pobreza (P1) quanto na severidade da pobreza (P2).

A Tabela 3 se refere aos índices de concentração de Gini para a renda observada das famílias agrícolas e a simulada, se fossem pluriativas, com os erros-padrão obtidos por *bootstrap* e linearização de

Taylor. A comparação entre estes índices demonstra valores maiores, ou seja, maior concentração, no caso da renda observada tanto no ano seco como no chuvoso. Em 2003, o índice de Gini se reduz em cerca de 14%. Para o ano de 2005, a redução seria de aproximadamente 13,5%. Vale ressaltar também que, entre 2003 e 2005, os índices permanecem estatisticamente os mesmos, ou seja, não houve mudança no nível de concentração da renda das famílias agrícolas.

A Tabela 3 indica também a existência de uma ligeira diferença nos valores dos erros-padrão. No

**Tabela 2 – Índices de Pobreza (FGT) para Rendas das Famílias Agrícolas: Observada e Simulada, Caso Fossem Pluriativas. Renda Logaritmizada. RN, PB e CE – Anos de 2003 e 2005**

	Estimativa (%)	Erro-padrão	Intervalo de Confiança (95%)		MEFF
Ano de 2003					
Renda Observada					
P0	27,623	0,0313514	0,2124449	0,3400149	3,913362
P1	3,678	0,0061946	0,0241766	0,0493825	3,253011
P2	1,098	0,0025881	0,0057128	0,0162440	1,205099
Renda Simulada					
P0	17,466	0,0170449	0,1399787	0,2093351	1,613686
P1	1,541	0,0018774	0,0115936	0,0192327	1,408042
P2	0,225	0,0003946	0,0014460	0,0030518	1,144549
Ano de 2005					
Renda Observada					
P0	16,665	0,0250014	0,1159911	0,2173064	3,609682
P1	3,166	0,0066928	0,0180993	0,0452211	2,520008
P2	1,561	0,0041773	0,0071418	0,0240701	1,304449
Renda Simulada					
P0	13,070	0,0135057	0,1033344	0,1580647	1,269318
P1	0,869	0,0010899	0,0064849	0,0109014	0,991989
P2	0,101	0,0001721	0,0006582	0,0013558	0,875646

Fonte: Dados da Pesquisa.

**Tabela 3 – Índice de Concentração de Gini para as Rendas das Famílias Agrícolas: Observado e Simulado, se Fossem Pluriativas. Renda Logaritmizada. Erros-Padrão Obtidos por Bootstrap (B) com 200 Replicações e Linearização de Taylor (Lt). RN, PB e CE – Anos de 2003 E 2005**

Índice	Estimativa	Viés	Erro-padrão	Intervalo de Confiança com correção de viés (95%)	
Ano de 2003					
Renda Observada					
Gini (b)	0,0897	0,0001499	0,0053451	0,0786724	0,099731
Gini (lt)	0,0903	-	0,0053944	0,0797278	0,100873
Renda Simulada					
Gini (b)	0,0771	-0,0000142	0,0022767	0,0725506	0,0817784
Gini (lt)	0,0774	-	0,0019229	0,0735604	0,0810982
Ano de 2005					
Renda Observada					
Gini (b)	0,0895	0,0009077	0,0071406	0,078430	0,1054205
Gini (lt)	0,0902	-	0,0067698	0,076932	0,1034692
Renda Simulada					
Gini (b)	0,0774	0,0000839	0,0024942	0,072373	0,0828437
Gini (lt)	0,0775	-	0,0019256	0,073703	0,0812516

Fonte: Dados da Pesquisa.

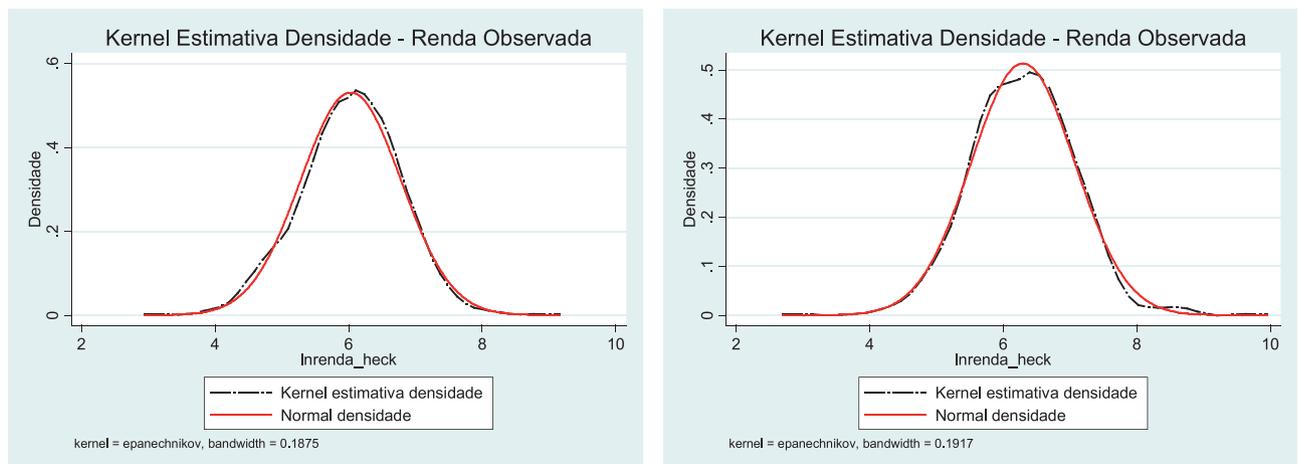
geral, os valores calculados por linearização de Taylor são um pouco menores do que os calculados por *bootstrap*.

#### 4.2 – O Caso das Famílias Pluriativas se Fossem Agrícolas

Como o tópico anterior buscou caracterizar, a renda não-agrícola contribui para a redução da pobreza e da desigualdade no meio rural dos estados do Rio Grande do Norte, Paraíba e Ceará. Quando se comparam as rendas simuladas das famílias agrícolas e as observadas, percebe-se uma redução nos indicadores de pobreza e de concentração. O próximo passo é

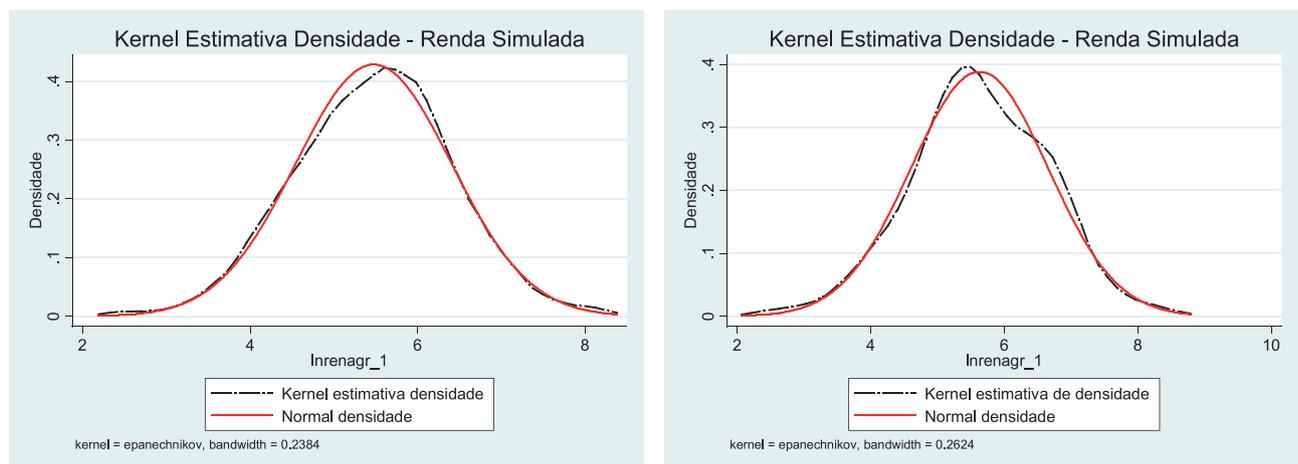
inverter a análise, estimando uma equação que explica a decisão da família e outra para a renda média da família agrícola, seguida de uma simulação na renda das pluriativas, caso fossem agrícolas.

Da mesma forma, para entender melhor a renda observada e a simulada para as famílias pluriativas, analisa-se a estimativa não-paramétrica de função de densidade, utilizando o estimador Kernel, comparando-o com a distribuição Normal. (Gráfico 3). Percebe-se que são distribuições bastante semelhantes com relação à assimetria e curtose, principalmente para o ano de 2003. Para o ano de 2005, o “pico”



**Gráfico 3 – Função Kernel para o Logaritmo da Renda Observada das Famílias Pluriativas RN, PB e CE – Anos de 2003 e 2005**

Fonte: Dados da Pesquisa.



**Gráfico 4 – Função Kernel para o Logaritmo da Renda Simulada das Famílias Pluriativas Caso Fossem Agrícolas. RN, PB e CE – Anos de 2003 e 2005**

Fonte: Dados da Pesquisa.

da Kernel é ligeiramente inferior, ou seja, menos leptocúrtico, mas com a mesma simetria.

O Gráfico 4 mostra a função Kernel e a Normal do logaritmo das rendas das famílias pluriativas simuladas, ou seja, caso fossem agrícolas. Para o ano de 2003, as duas distribuições, nos dois anos, são semelhantes com relação à curtose, sem “caudas” pesadas, diferindo ligeiramente na média, sendo que o centro da Kernel está um pouco mais à direita do que o normal, ou seja, possui média (do log da renda) maior. Com relação a 2005, a Kernel e a Normal diferem tanto com relação à simetria quanto com relação à curtose, que se eleva na parte das rendas mais altas. De maneira diferente do ano de 2003, a Kernel possui média menor do que a Normal.

A Tabela 4 se refere aos índices Foster-Greer-Thorbecke (FGT) para as rendas das famílias pluriativas. Os três índices, quando considerada a renda observada, apresentam valores menores comparativamente aos obtidos com a renda simulada. Isto significa que, se as famílias pluriativas não

tivessem a renda não-agrícola, haveria um substancial aumento na proporção de pobres (P0), que passaria de 9,80% para cerca de 30,7% em 2003 e de 4,06% para 25,7% em 2005. Isto reforça a importância da renda não-agrícola para a redução da pobreza.

Com relação ao hiato da pobreza (P1) e à sua severidade (P2), fica claro que, se as famílias pluriativas não tivessem a renda não-agrícola, seria bem mais elevado o número de famílias sobrevivendo com grandes dificuldades de se manterem. Isto independe de o ano ter chuvas regulares (2005) ou não (2003). São necessários outros estudos, considerando outros anos, para se poder ter certeza de que o ano ser seco ou chuvoso não interfere no impacto do não-agrícola sobre a pobreza, principalmente. Essa confirmação pode ser mais uma demonstração de que a combinação de atividades agrícolas e não-agrícolas não é algo passageiro com importância relacionada à falta de uma política agrícola e às adversidades climáticas da região. Sobre o MEFF, na maior parte dos casos, a não-consideração do desenho amostral subestima a variância calculada, pois os valores para

**Tabela 4 – Índices de Pobreza (FGT) para Rendas das Famílias Pluriativas: Observado e Simulado, Caso Fossem Agrícolas. Renda Logaritimizada. RN, PB E CE – Anos de 2003 e 2005**

	Estimativa (%)	Erro-padrão	Intervalo de Confiança (95%)		MEFF
Ano de 2003					
Renda Observada					
P0	9,8082	0,018085	0,0612877	0,1348763	1,793199
P1	0,7498	0,001978	0,0034714	0,0115233	1,921845
P2	0,1054	0,000437	0,0001658	0,0019424	1,538510
Renda Simulada					
P0	30,7734	0,025679	0,255492	0,3599808	1,451265
P1	3,7162	0,004635	0,027731	0,0465924	1,610022
P2	0,7558	0,001510	0,004485	0,0106314	1,682337
Ano de 2005					
Renda Observada					
P0	4,06025	0,0111595	0,0179236	0,0632814	1,723809
P1	0,33163	0,0016422	-0,0000211	0,0066537	2,465078
P2	0,06326	0,0004923	-0,0003678	0,0016330	2,007327
Renda Simulada					
P0	25,71496	0,0182896	0,2199806	0,2943186	0,9417292
P1	3,36316	0,0033037	0,0269176	0,0403457	0,8832133
P2	0,77573	0,0010976	0,0055267	0,0099880	0,8147278

Fonte: Dados da Pesquisa.

**Tabela 5 – Índice de Concentração de Gini para as Rendas das Famílias Pluriativas: Observado e Simulado, Caso Fossem Agrícolas. Renda Logaritimizada. Erros Padrão Obtidos Por Bootstrap com 200 Replicações e Linearização de Taylos. RN, PB E CE – Anos de 2003 e 2005**

Índice	Estimativa	Viés	Erro-padrão	Intervalo de Confiança com correção de viés (95%)	
Ano de 2003					
Renda Observada					
Gini (b)	0,0694	0,0003152	0,0032361	0,0621659	0,0752115
Gini (It)	0,0701	-	0,0029560	0,0642909	0,0758792
Renda Simulada					
Gini (b)	0,0954	0,0001567	0,004743	0,085807	0,1058668
Gini (It)	0,0958	-	0,004045	0,087891	0,1037488
Ano de 2005					
Renda Observada					
Gini (b)	0,0683	0,0000658	0,0034611	0,0624173	0,0772462
Gini (It)	0,0689	-	0,0028763	0,0632487	0,0745235
Renda Simulada					
Gini (b)	0,1024	-0,0000852	0,0043194	0,0945750	0,1122394
Gini (It)	0,1022	-	0,0033517	0,0956804	0,108819

Fonte: Dados da Pesquisa.

as rendas no ano de 2003 e para a renda calculada em 2005 possuem  $MEFF > 1$ . No caso da renda simulada em 2005, tem-se  $MEFF < 1$ , ou seja, não incorporar o plano amostral superestima a variância.

A Tabela 5 trata do índice de Gini considerando a renda das famílias pluriativas, observada e simulada em 2003 e 2005. Com estes valores, novamente se observa a importância da renda não-agrícola para redução da concentração de renda. Para o índice de Gini calculado, os valores são maiores para o logaritmo da renda simulada comparando com a renda observada (com renda não-agrícola). De forma semelhante ao que ocorre no item anterior, os erros-padrão calculados por linearização de Taylor são ligeiramente menores do que aqueles calculados por *bootstrap*.

### 4.3 – Efeitos Positivos da Renda Não-Agrícola para a Atividade Agropecuária

A Tabela 6 reporta as rendas observadas e simuladas das famílias agrícolas e pluriativas para os anos de 2003 e 2005. Seguindo o raciocínio desenvolvido por De Janvry et al. (2005), a comparação dos resultados da Tabela 6 permite duas conclusões. A primeira é que, se os pluriativos fossem exclusivamente agrícolas, teriam rendas

médias (R\$ 368,67 e R\$ 465,69 para 2003 e 2005, respectivamente) superiores às rendas dos exclusivamente agrícolas (R\$ 336,68 e R\$ 414,11). Isto significa que as atuais famílias exclusivamente agrícolas dos estados do RN, PB e CE não são as mais eficientes comparativamente. Consequentemente, pode-se ainda esperar uma redução do número de famílias exclusivamente agrícolas e uma elevação do número de pluriativas ou até mesmo de exclusivamente não-agrícolas. Com relação às famílias pluriativas, pode-se considerar que são as mais eficientes, pois suas rendas médias observadas (R\$ 548,08 e R\$ 750,52, para 2003 e 2005, respectivamente) são superiores às rendas das famílias agrícolas, se fossem pluriativas (R\$ 417,31 e R\$ 553,80).

A segunda conclusão é que as rendas não-agrícolas criam efeitos positivos para a atividade agropecuária. Delgado e Cardoso Junior (2000) defendem a tese de que, em muitos casos, uma parte da renda das aposentadorias percebidas pelos mais velhos é utilizada como recurso para investimento produtivo no estabelecimento rural. A dificuldade do acesso ao crédito, o risco de sua tomada e/ou as taxas de juros incompatíveis com a capacidade de pagamento dos produtores podem dificultar a atividade agropecuária.

**Tabela 6 – Renda Média dos Dois Tipos de Famílias em Cada Fonte. RN, PB E CE – 2003 e 2005**

Tipos de Famílias	Fonte 0 – Agrícolas ( $W_0$ )	Fonte 1 – Pluriatividade ( $W_1$ )
Ano de 2003		
Famílias Agrícolas ( $P=0$ )	$W_0  _{P=0} = \text{R\$ } 336,68$	$E\hat{W}_1  _{P=0} = \text{R\$ } 417,31$
Famílias Pluriativas ( $p=1$ )	$E\hat{W}_0  _{P=1} = \text{R\$ } 368,67$	$W_1  _{P=1} = \text{R\$ } 548,08$
Ano de 2005		
Famílias Agrícolas ( $P=0$ )	$W_0  _{P=0} = \text{R\$ } 414,11$	$E\hat{W}_1  _{P=0} = 553,80$
Famílias Pluriativas ( $p=1$ )	$E\hat{W}_0  _{P=1} = \text{R\$ } 465,69$	$W_1  _{P=1} = \text{R\$ } 750,52$

**Fonte:** Dados da Pesquisa.

Por outro lado, a renda não-agrícola pode relaxar esta restrição. Certamente que outras fontes, provenientes de transferências privadas ou de atividades não-agrícolas, ajudam as famílias a se manterem no estabelecimento e podem até servir para aquisição do necessário para a preparação do solo, plantio ou colheita agrícola, por exemplo.

Como pode ser observado na Tabela 6, para as famílias pluriativas, a renda não-agrícola contribuiu para a elevação da renda da família em cerca de 49% (R\$ 368,67 para R\$ 548,08) no ano de 2003 e 61% (R\$ 465,69 para R\$ 750,52) em 2005. Para as exclusivamente agrícolas, se fossem famílias pluriativas, o ganho na renda seria de aproximadamente 24% (R\$ 336,68 para R\$ 417,31) em 2003 e 34% (R\$ 414,11 para R\$ 553,80) em 2005. Com isto, confirma-se a ideia de De Janvry et al. (2005, p. 16) de que a participação em atividades não-agrícolas contribui para elevar a produtividade total dos fatores na agricultura, pois colabora para relaxar a restrição sobre ela imposta pelo sistema persuasivo de crédito e pelas falhas no mercado de seguros.

## 5 – CONCLUSÕES

O trabalho demonstra a importância da renda não-agrícola para redução da pobreza rural e sua concentração, nos estados do Rio Grande do Norte, Paraíba e Ceará. Apesar de existir nestes estados um número de famílias exclusivamente agrícolas maior do que o total das pluriativas, as primeiras percebem 60% da renda total das que possuem parcela não-agrícola em 2003 e 67% em 2005.

As simulações demonstraram que, se as famílias agrícolas fossem pluriativas, independentemente de o ano ser seco ou chuvoso, poderiam elevar seus rendimentos, o que contribuiria para redução dos índices de pobreza FGT, principalmente no caso da pobreza severa. A concentração também seria reduzida, como indica a estimativa do índice de Gini.

A situação é diferente quando se simula a renda das famílias pluriativas, se fossem exclusivamente agrícolas. Haveria redução na renda média familiar e aumento na proporção de pobres e dos demais índices FGT, assim como na concentração. Uma possível explicação para a elevação da concentração causada pela renda agrícola é que esta possui uma relação com a posse das terras, que é concentrada nestes estados. Por outro lado, não existe este *link* entre a renda não-agrícola e a propriedade das terras, sendo mais relevante para os mais pobres.

O processo de aumento do número de famílias pluriativas e não-agrícolas e redução das famílias agrícolas deve continuar ocorrendo, pois as atuais famílias agrícolas não são as mais eficientes comparativamente. As simulações demonstram que, se as famílias pluriativas fossem exclusivamente agrícolas, perceberiam uma renda maior do que a das atuais famílias agrícolas.

A renda não-agrícola pode relaxar várias restrições à produção agropecuária, como a dificuldade do acesso ao crédito, o risco da sua tomada e/ou as taxas de juros incompatíveis com a capacidade de pagamento dos produtores, criando efeitos positivos para a mesma.

## ABSTRACT

---

In Northeast region, where the most part of farmers were excluded of the agricultural modernization process and, moreover, coexists with great climate adversities, the search to diversification of the rent, mainly of non-agricultural source, seems to be an important strategy to increase the household income. This article analysis the role of non-agricultural income in reducing rural poverty and income concentration in Rio Grande do Norte, Paraíba and Ceará. The used data were PNAD/IBGE micro data of 2003 and 2005. The theoretical framework is related to rural labor supply, centering in the possibility of the households members to engage (or not) in multiple job offers. The empiric model is Tobit II, estimated by maximizing the log-pseudo likelihood function, being made simulation in household income to estimate the average income, the poverty and concentration level, with and without non-agricultural income. Results show that, with regard to concentration, the non-agricultural income contributes in reducing the concentration, in the year with regular rains or not, decreasing the Gini index. About rural poverty, using the FGT index, as much for headcount ratio (P0), how much for poverty-gap (P1) and square poverty-gap (P2), is observed that, independently the year has regular rains or not, the non-agricultural income contribute to reducing poverty. With this information, it's considered important to think about public policies that stimulate the pluriactivity and/or the access to non-agricultural income.

## KEY WORDS:

---

Non-agricultural Income. Inequality. Poverty.

## REFERÊNCIAS

---

- ADAMS, R. H. **Non-farm income, inequality and poverty in rural Egypt and Jordan**. Washington, DC: World Bank, 2001. 48 p. (Policy Research Working Paper, n. 2572).
- AHITUV, A.; KIMHI, A. Simultaneous estimation of work choices and the level of farm activity using panel data. **European Review of Agricultural Economics**, v. 33, p. 49-71, 2006.
- ANDRADE, V. D. A. O papel do estabelecimento agrícola e das características pessoais e familiares na alocação de trabalho no meio rural brasileiro. 2003. 136 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2003.
- CARNEIRO, M. J. Significados da pluriatividade para a família rural. In: SEMINÁRIO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO RURAL SUSTENTÁVEL. 2005, Brasília, DF. **Anais...** Brasília, DF: Ministério do Desenvolvimento Agrário, 2005.
- CHERNICK, M. R. Bootstrap methods: a practitioner's guide. New York: John Wiley & Sons, 1999. 264 p.
- DE JANVRY, A.; SADOULET, E.; ZHU, N. **The role of non-farm incomes in reducing rural poverty and inequality in China**. [S.l.]: Department of Agricultural and Resource Economics, 2005. 29 p. (Working Paper, 1001). Disponível em: <[http://repositories.cdlib.org/are\\_ucb/1001](http://repositories.cdlib.org/are_ucb/1001)>. Acesso em: fev. 2007.
- DELGADO, G.; CARDOSO JUNIOR, J. C. **Principais resultados da pesquisa domiciliar sobre a previdência rural na região Sul do Brasil: projeto avaliação socioeconômica da previdência social rural**. Brasília, DF: IPEA, 2000. (Texto para Discussão IPEA, n. 734). 63 p.
- FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, v. 52, n. 3, p. 761-766, May 1984.
- GARCIA JUNIOR, A. **O Sul: caminho do roçado: estratégias de reprodução camponesa e transformação social**. São Paulo: Marco Zero, 1989. 285 p.
- GUIMARÃES, P. W. Variação de renda familiar, desigualdade e pobreza no Brasil. 2007. 177 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2007.
- GRAZIANO DA SILVA, J. **O novo rural brasileiro**. 2. ed. rev. Campinas: Editora da Unicamp, 1999. 151 p. (Coleção Pesquisas, 1).
- GRAZIANO DA SILVA, J.; DEL GROSSI, M. E. A evolução das rendas e atividades rurais não-

agrícolas no Brasil. In: SEMINÁRIO SOBRE O NOVO RURAL BRASILEIRO: A DINÂMICA DAS ATIVIDADES AGRÍCOLAS E NÃO-AGRÍCOLAS NO NOVO RURAL BRASILEIRO: FASE III DO PROJETO RURBANO, 2., 2001, Campinas. **Anais...** Campinas, 2001. Disponível em: <<http://www.eco.unicamp.br/nea/rurbano/rurbanw.html>>. Acesso em: 2 abr. 2002.

GUIMARÃES, P. W. Variação de renda familiar, desigualdade e pobreza no Brasil. 2007. 177 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2007.

HECKMAN, J. J.; LOCHNER, L. J. TODD, P. E. Fifty years of Mincer earnings regressions. Bonn: IZA, 2003. 75 p. (Discussion Paper, n 75). Disponível em <[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=412480](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=412480)>. Acesso em: jan. 2008.

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

HUFFMAN, W. E.; LANGE, M. D. Off-farm work decision of husbands and wives: joint decision making. **The Review of Economic and Statistics**, v. 71, n. 3, p. 471-480, Aug. 1989.

IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: PNAD: microdados**. Rio de Janeiro, 2003. 1 CD-ROM.

\_\_\_\_\_. \_\_\_\_\_. Rio de Janeiro, 2005. 1 CD-ROM.

LEE, M. Off-farm labor supply and various related aspects of resource allocation by agricultural households. 1998. 125 f. Dissertação (Mestrado) – Georg-August-Universität Göttingen, 1998. Disponível em: <<http://webdoc.sub.gwdg.de/diss/1998/lee/>>. Acesso em: ago. 2007.

LIEN, G.; KUMBHAKAR, S. C.; HARDAKER, J. B. **Determinants of part-time farming and its effect on farm productivity and efficiency**. Disponível em: <[http://www.iamo.de/fileadmin/veranstaltungen/hawepa08/Papers/Lien\\_et\\_al\\_DETERMINANTS\\_OF\\_PART-TIME\\_FARMING\\_.pdf](http://www.iamo.de/fileadmin/veranstaltungen/hawepa08/Papers/Lien_et_al_DETERMINANTS_OF_PART-TIME_FARMING_.pdf)>. Acesso em: fev. 2008.

LIMA, J. R. F. de. A evolução das rendas e atividades não-agrícolas na Paraíba dos anos 90. 2002. 86

f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Departamento de Economia e Finanças, Universidade Federal da Paraíba, Campina Grande, 2002. Disponível em <<http://www.eco.unicamp.br/pesquisa/NEA/pesquisas/rurbano/arquivos/tjoaoricardo.zip>>. Acesso em: 3 jun. 2009.

MARIANO, J. L.; NEDER, H. D. Renda e pobreza entre famílias no meio rural do Nordeste. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 42., 2004, Cuiabá. **Anais...** Fortaleza: SOBER, 2004. 19 p. 1 CD-ROM.

NAKAGIMA, C. Subsistence and commercial family farms: some theoretical models of subjective equilibrium. In: WHARTON, C. R. (Ed.). **Subsistence agriculture and economic development**. Chicago: Aldine, 1970. p. 165-185.

NASCIMENTO, C. A. do. Pluriatividade, pobreza rural e políticas públicas. 2005. 226 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2005.

NASCIMENTO, C. A.; CARDOZO, S. A. Redes urbanas regionais e a pluriatividade das famílias rurais no Nordeste e no Sul do Brasil, 1992-1999 e 2001-2005. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 38, n. 34, p. 637-658, out./dez. 2007.

OIT. **Por que la agricultura sigue siendo importante: empleo en el mundo 2004-2005**: empleo, productividad y reducción de la pobreza. In: OFICINA INTERNACIONAL DEL TRABAJO, 2005, Genebra. **Anais...** Genebra, 2005. p. 135-193.

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

SERRA, T.; GOODWIN, B. K.; FEATHERSTONE, A. M. Agricultural policy reform and off-farm labour decisions. **Journal of Agricultural Economics**, v. 56, p. 271-285, 2005.

VALDÉS, A.; MISTIAEN, J. A. **Rural poverty alleviation in Brazil: towards an integrated strategy**. Washington, DC: World Bank, 2001. 62 p. (Report n. 21790-BR, v. 1).

VEIGA, J. E. da et al. **O Brasil rural precisa de uma estratégia de desenvolvimento**. Brasília, DF: FIPE, 2001. Disponível em: <<http://www.nead.gov.br/download.php?form=.zip&id=112>>. Acesso em: 3 jun. 2009.

WORLD BANK. **Pro-poor growth in the 1990s: lessons and insights from 14 countries**. Washington: DC, 2005. 104 p.

ZENG, T. Chinese agricultural household farming efficiency and off-farm labor Supply. 2005. 169 f. Tese (Ph.D. Thesis) – North Carolina State University, 2005. Disponível em: <<http://www.lib.ncsu.edu/theses/available/etd-07262005-161114/unrestricted/etd.pdf>>. Acesso em: ago. 2007.

ZHU, N.; LUO, X. **Nonfarm activity and rural income inequality: a case of study of two provinces in China**. Washington, DC: World Bank, 2006. 26 p. (Policy Research Working Paper, n. 3811).

---

Recebido para publicação em: 20.06.2008

