**pobreza e desigualdade NO MEIO rural sob o enfoque da pluriatividade e rendas não-agrícolas**

Roni Barbosa Moreira[[1]](#footnote-2)

João Eustáquio de Lima[[2]](#footnote-3)

João Ricardo Ferreira de Lima[[3]](#footnote-4)

**RESUMO**

Essa pesquisa tem como objetivo identificar os efeitos da pluriatividade e das rendas não-agrícolas sobre os níveis de pobreza e desigualdade rural na região Sudeste do Brasil em 2009. O referencial teórico refere-se ao modelo de utilidade conjunta e as rendas observadas e simuladas foram calculadas por meio do modelo de seleção amostral com logit multinomial, utilizando-se os dados da PNAD. A família pluriativa possui incremento proveniente da renda não-agrícola e, consequentemente, pobreza reduzida. Pelos índices de pobreza FGT, a menor proporção de pobres é encontrada para a renda observada das famílias pluriativas seguida das não-agrícolas e das exclusivamente agrícolas, da mesma forma o hiato e a severidade da pobreza. O índice de Gini mostra o mesmo comportamento, as famílias pluriativas possuem o menor valor. Os resultados para as elasticidades permitem constatar que a pobreza é mais sensível quando se modificam os níveis de desigualdade em comparação a alterações na renda média.

**PALAVRAS-CHAVE:** pluriatividade, renda não-agrícola, pobreza, desigualdade.

**RURAL POVERTY AND INEQUALITY UNDER THE PERSPECTIVE OF PLURIACTIVITY AND NON-AGRICULTURAL INCOMES**

***ABSTRACT***

*This research aims to identify the effects of pluriactivity and non-farm income on poverty levels and inequality in rural southeastern Brazil in 2009. The theoretical framework refers to the joint utility model and the observed and simulated incomes were calculated using the sample selection model with multinomial logit, using data from PNAD. The pluriactive family has increase coming from non-agricultural income and, consequently, reduced poverty. According to the FGT poverty indices, the lowest proportion of poor is found for the observed income families pluriactive followed by non-agricultural and agricultural exclusively, just as the gap and severity of poverty. The Gini index shows the same behavior, pluriactive families have the lowest. The results for the elasticities leads us to conclude that poverty is more sensitive when they change levels of inequality compared to changes in average income.*

**KEYWORDS:** pluriactivity, non-agricultural income, poverty, inequality

**JEL CLASSIFICATION:** I32, O15

**Área Anpec 11 – Economia Social e Demografia Econômica**

# INTRODUÇÃO

A pluriatividade, entendida como a combinação de atividades agrícolas e não-agrícolas pelos membros de uma mesma unidade familiar, e a questão pertinente às rendas não-agrícolas emergem num contexto de busca por melhores condições de vida no meio rural brasileiro. A ampliação das atividades rurais não-agrícolas tem se tornado um fator fundamental para os fins de desenvolvimento rural. Diante das novas oportunidades de trabalho criadas para as famílias residentes no meio rural, estas podem ter um adicional de renda que possibilita recebimentos mais elevados que aqueles provenientes somente das atividades agrícolas, representando, assim, uma composição significativa no total da renda rural.

Tal modificação que vem sendo observada no meio rural brasileiro é tema de estudo nos países desenvolvidos por autores como Reardon (1999) e Lanjouw (1999) cuja abordagem tange aos efeitos da pluriatividade e da presença de rendas não-agrícolas sobre os níveis de desigualdade de renda e pobreza. Os trabalhos desenvolvidos mostram que as atividades industriais e de serviços existentes no meio rural constituem uma parcela representativa do emprego e da renda das famílias rurais pobres. Caso o meio rural se caracterizasse como essencialmente agrícola, a configuração dos níveis de pobreza seriam ainda mais expressivos, embora a desigualdade não tenha apresentado redução da mesma forma que a pobreza, segundo tais estudos.

Observando a configuração das novas ocupações do rural, deve-se salientar o diferencial de rendimentos auferido pelos trabalhadores agrícolas e não-agrícolas, bem como a queda do percentual de renda agrícola sobre a renda total. Diversos estudos demonstram que as rendas das famílias pluriativas e exclusivamente não-agrícolas e que mantém ainda residência no meio rural apresentam um valor superior às rendas das famílias exclusivamente agrícolas (ADAMS, 2001; LIMA, 2002; GRAZIANO DA SILVA; DEL GROSSI, 2002; DE JANVRY; SADOULET; ZHU, 2007; CAMPOLINA; SILVEIRA, 2008).

As mudanças ocorridas na configuração do espaço rural na década de 1990 foram analisadas por Graziano da Silva e Del Grossi (2001). Os autores observaram o crescimento dos rendimentos não agrícolas relacionando-os à queda dos rendimentos agrícolas, destacando que ocorreu ao mesmo tempo uma diminuição das atividades agrícolas no meio rural brasileiro. Segundo o estudo, a parcela da renda não-agrícola sobre o total de renda auferido superou a participação agrícola, alcançando, no final da década de 1990, 42% da renda total frente a 38% das rendas agrícolas, sendo a parcela restante proveniente de rendas do não-trabalho, como pensões, aposentadorias, etc.

Embora o avanço da pluriatividade esteja associado a regiões menos desenvolvidas em detrimento de regiões com um nível de crescimento econômico e modernização agrícola maiores, observou-se um crescimento expressivo da pluriatividade na Região Sudeste, nos últimos anos, conforme estudo de Nascimento (2004), que apontou também a renda mais elevada para famílias pluriativas nessa região. O nível tecnológico mais elevado em tal região, utilizando uma quantidade menor da mão-de-obra disponível nas famílias, incentiva uma busca maior por atividades não-agrícolas a fim de incrementar-se a renda familiar. Outro fator que contribui para tal fato é o aumento das atividades externas no meio agrícola oriundas da modernização do sistema produtivo, que exige serviços terceirizados de manutenção de máquinas, limpeza, ocupações administrativas, dentre outros serviços realizados no meio agrícola, embora sejam caracterizados como ocupações não-agrícolas (SCHNEIDER, 2006).

Outra característica marcante da Região Sudeste que contribui para o aumento do fenômeno da pluriatividade, principalmente em São Paulo e Minas Gerais, corresponde às atividades ligadas ao turismo ecológico e lazer, como atividades hoteleiras, opções recorrentes nos dias atuais em face ao *stress* da vida urbana, além de garantir um incremento da renda e a permanência das famílias no espaço rural. Rio de Janeiro e Espírito Santo com suas cidades serranas também são lugares recorrentes para atividades desse gênero.

As condições de vida de uma família são condicionadas, essencialmente, pela sua renda familiar per capita, sendo essa, então, a variável tradicionalmente utilizada na obtenção de medidas de pobreza, embora tenha se recorrido, em trabalhos mais recentes, a uma análise multidimensional da pobreza, em que essa engloba outras dimensões da vida humana, como conhecimento, trabalho, habitação, etc. Ao longo da década de 90, no Brasil, a redução da pobreza, definida como insuficiência de renda, foi seguida por uma elevação tanto da desigualdade social quanto da renda per capita média. A proporção de pobres reduziu-se de 40,1% para 32,8%; a renda apresentou um crescimento de 29% e o Índice de Gini elevou-se em 1,74%, evidenciando crescimento da desigualdade (HERSKOVIC; FIGUEIREDO, 2008).

Neste sentido, espera-se que a pluriatividade e as rendas não-agrícolas atuem como uma alternativa para o incremento da renda das famílias residentes no meio rural, modificando os níveis de pobreza e desigualdade de renda. Diante da configuração do novo rural, esta pesquisa pretende contribuir para o entendimento da relação entre a presença da pluriatividade e da renda não-agrícola como fator de melhoria das condições de vida da população rural. Nas famílias que se dedicam somente às atividades agrícolas, a pobreza e concentração de renda são mais elevadas? Em contrapartida, nas famílias com presença da renda não-agrícola, estes índices são inferiores? Ademais, pretende-se, também, gerar subsídios e conhecimento mais apurado aos formuladores de políticas públicas sobre as ações que podem ser implementadas no campo a fim de dinamizar o meio rural e garantir um maior nível de desenvolvimento, ou seja, atingir a esfera produtiva, econômica e social.

Além dessa seção introdutória, o presente artigo é composto pelas seções de referencial teórico e modelo analítico empregados, em que se descrevem os procedimentos adotados, bem como análise e discussão dos resultados e posteriores conclusões obtidas com o estudo.

1. **REFERENCIAL TEÓRICO**

O referencial teórico a ser utilizado nesta pesquisa baseia-se no modelo de utilidade conjunta (*joint utility)* descrito por Lundberg (1988) e adaptado à realidade brasileira por Lima (2008), segundo o qual os membros da família agem coletivamente a fim de maximizar uma função simples de utilidade. Tal maximização gera demandas condicionadas em que o salário do cônjuge entra somente como um ajustamento para a renda. Conforme Lee (1998), esta função de utilidade assume que existem atributos e comportamentos econômicos dos membros da família como argumentos separados bem como as propriedades usuais das funções de utilidade da teoria do consumidor.

Seguindo a descrição feita por Lima (2008), considera-se, para facilidade de exposição uma família composta por duas pessoas (esposa e marido), mas que pode ser ampliado para uma família com n componentes. Cada família busca maximizar a função de utilidade definida como

que está sujeita a

em que,

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

= tempo de trabalho em atividades agrícolas na propriedade;

= insumos fixos da propriedade;

= 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;

= 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.);

= trabalho total; e

i = 1 ou 2 refere-se ao membro da família (marido e esposa).

A família tem sua utilidade determinada pelo tempo dispendido com as atividades do domicílio/lazer ( e pelo consumo de bens. A função de utilidade varia de acordo com as características (J) de cada família. Para que a utilidade seja maximizada, algumas restrições devem ser atendidas, como a restrição orçamentária e a restrição de tempo alocado nos diferentes tipos de ocupações. Tanto o tempo de trabalho agrícola quanto o não-agrícola podem assumir o valor zero bem como a taxa de salário pode ser definida como constante. Neste caso, na maximização pode-se ter uma solução interior ( assim como uma solução de canto (, sendo necessário, portanto, utilizar o método de Kuhn Tucker para resolver o Lagrangiano, que é dado por

As condições para solução do Lagrangeano dependem da presença ou não de trabalho fora da propriedade. A decisão de alocar ou não trabalho fora da propriedade dependerá se a renda proveniente da atividade não-agrícola for maior ou não que o benefício adicional (preço-sombra) de uma unidade de tempo no caso de atividade exclusivamente agrícola. Em síntese, as famílias exclusivamente agrícolas são aquelas que se dedicam essencilmente às atividades agrícolas, ou seja, todos os seus membros estão ocupados na agricultura, pecuária, etc. O caso oposto acontece para as famílias não-agrícolas, cujos membros estão ocupados exclusivamente em atividades não ligadas ao setor agrícolas. As famílias pluriativas englobam membros ocupados tanto em atividades agrícolas quanto não-agrícolas na mesma família. E a não-ocupação envolve a família cujos membros fazem parte da população economicamente ativa, mas não se encontram ocupados em nenhuma atividade.

Em síntese, a decisão de participação nos mercados de trabalho ( consiste em:

a) famílias exclusivamente agrícolas:

b) famílias exclusivamente não-agrícolas:

c) famílias pluriativas:

Adotando o mesmo procedimento de Andrade (2003) e Lima (2008), define-se δ como as diferenças e , tanto um aumento em ou quanto em ou ocasionados por mudanças nas características específicas das famílias, propiciam elevação de δ. Assim, para todos os tipos de família se espera 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 e e na direção contrária de e . Ademais, os impactos das variáveis p, T e J na decisão de participação ocorrem sempre na direção contrária de . Para as famílias em que é positivo, outras variáveis que afetam o mercado de trabalho não-agrícola possuem sinal positivo e vão na mesma direção de . Entretanto, com ocorre o inverso. Por outro lado, nas famílias em que é positivo, são as outras variáveis que afetam o mercado de trabalho agrícola ( que possuem sinal positivo e seguem a mesma direção de .

Assim, por meio do referencial teórico apresentado, nota-se que a alocação de trabalho da família numa atividade agrícola, não-agrícola ou em ambas é reflexo da comparação entre os ganhos e perdas advindos das escolhas em termos de benefícios marginais em virtude de um tempo maior de dedicação em tais atividades. Além disso, deve-se considerar também as características peculiares de cada família que interferem nesse processo de escolha dos membros em relação ao emprego da sua força de trabalho.

1. **METODOLOGIA**
   1. **Determinantes da escolha entre alternativas de ocupação**

A presente pesquisa pretende, inicialmente, a partir das características específicas das famílias rurais da região Sudeste, identificar a tomada de decisão em se alocar o tempo disponível para o trabalho em atividades exclusivamente agrícolas, não-agrícolas, ou em ambas. Haja vista a decisão tomada pela família associa-se um valor de utilidade, que é modelada de forma aleatória, constituída por um componente determinístico e um estocástico. Dessa forma, escolhendo-se a alternativa , em que para uma família , sendo , a fim de maximizar a utilidade , tem-se:

em que , utilidade da família i quando escolhe , representa o componente determinístico da função de utilidade e pode ser considerado como sendo a função indireta de utilidade (FIU) para todas as famílias, enquanto é o componente estocástico, sendo a distribuição logística a mais recomendada para que o modelo seja operacionalizado tendo em vista a escolha pela distribuição do erro.

Se a família decide pela alternativa em detrimento de k, significa que . Neste caso, a utilidade maior está associada com a probabilidade de escolha do tipo de ocupação j, podendo-se observar que

A função indireta de utilidade é definida como sendo uma função linear especificada por

em que é uma constante para cada alternativa, é o vetor de variáveis relacionadas às características da família e demais fatores que influenciam a escolha da atividade de tal família.

A decisão tomada pelas famílias é um processo simultâneo, sendo possível à família escolher somente uma das três alternativas. Considerando que o componente estocástico é independente e identicamente distribuído (iid) e segue uma distribuição Weibull, o modelo logit multinomial pode ser assim especificado

A probabilidade do evento k ocorrer é determinada pelo logit multinomial e definida com base nas especificidades características de cada família contidas no vetor . Ao se estimar a equação 13, para cada família tem-se um conjunto de probabilidades associada a cada alternativa escolhida. Cria-se, assim, um problema de indeterminação, cuja solução é a normalização, ou seja, uma das categorias é considerada como categoria de base, que é aquela que se compara às outras. Quando supõe-se, por exemplo, que , chega-se em

cuja estimação é feita recorrendo-se à máxima verossimilhança, sendo que o número de parâmetros estimados é igual ao número de características definidas para cada família multiplicado por , sendo o número de ocupações.

A variável a ser explicada pelo logit multinomial é policotômica, podendo assumir o valor 0 caso a família seja exclusivamente agrícola; 1, não-agrícola; e 2, para famílias pluriativas. A escolha se dará tendo em vista as características de cada família, cujas variáveis explicativas são: idade média dos membros da família que fazem parte da população economicamente ativa (PEA); média de anos de estudo; número de componentes da família; duas variáveis *dummies* para a posição na ocupação, em que trabalhadores por conta própria recebem valor 1 e caso contrário, 0, bem como uma variável que assume valor 1 quando o indivíduo é empregado e 0, caso contrário; uma *dummy* para local de moradia, sendo que a família residente no espaço rural mais distante recebe valor 1 caso contrário, 0. Calcula-se também a razão de dependência por meio da divisão do número de membros da família que são tidos como dependentes pela idade da PEA. Além destas variáveis, inclui-se uma variável *dummy* para identificar se a família possui um incremento de renda proveniente de aposentadorias, pensões ou transferências de renda do governo; a renda domiciliar *per capita*; e *dummies* para cada estado da região Sudeste.

* 1. **Efeitos da renda não-agrícola sobre a pobreza e concentração de renda**

Após a estimação do modelo logit multinomial para identificar, com base nas características dos membros das famílias, as probabilidades de escolherem cada alternativa de ocupação, o passo seguinte consiste em estimar uma equação de renda média para as famílias a fim de possibilitar a comparação com a distribuição de renda da família caso sua escolha de ocupação fosse diferente, a partir de resultados simulados. Considerando, por exemplo, uma família cujas características levam-na a ser pluriativa, simular-se-ia qual seria sua renda caso se ocupasse exclusivamente com atividades não-agrícolas ou agrícolas, realizando diferentes combinações entre as famílias pluriativas, não-agrícolas e agrícolas.

Conforme Hirata (2007), a principal limitação dessa metodologia é a ocorrência do viés de seleção amostral. Isso porque o processo de escolha das alternativas de ocupação por parte das famílias pode estar sujeito à auto-seleção. O viés ocorre quando, por exemplo, tem-se uma situação em que os indivíduos de uma família têm a percepção de que seria melhor para todos os membros que permanecessem juntos na propriedade rural, mesmo que suas características os colocassem mais propensos às atividades não-agrícolas. O modelo logit multinomial assume que a escolha dos membros da família pelas diferentes alternativas de ocupação é aleatória, uma vez que não se considera o processo de tomada de decisão feito pelo indivíduo em tal escolha, gerando, portanto, um viés de seleção amostral (HECKMAN, 1979). Assim, ter-se-ia um problema de endogeneidade na estimação do modelo e as estimativas seriam inconsistentes (VAZ, 2006).

Foram propostos alguns métodos de correção para casos com mais de duas opções a partir da generalização do procedimento de Heckman (1979), dentre eles, o método de Lee (1983), Dubin e McFadden (1984) e uma análise semi-paramétrica recentemente proposta por Dahl (2002). De acordo com o trabalho de Bourguignon *et al.* (2007), que comparou as diferentes metodologias para a correção do viés de seleção amostral por meio de simulações de Monte Carlo, o modelo de Dubin e McFadden (1984) apresentou resultados com maior acurácia. Usando de pressupostos menos restritivos, em muitas simulações, Dubin e MacFadden (1984) é preferível aos demais. Com efeito, suposições que restringem covariâncias residuais feitos pelos dois métodos tem relativas chances de serem violadas em trabalhos práticos. Neste caso, os experimentos de Monte-Carlo mostram que os métodos tendem a funcionar muito mal em comparação com Dubin e McFadden (1984).

A partir dos trabalhos de Vaz (2006) e Hirata (2007), faz-se a adaptação do método de correção de Dubin e McFadden (1984).

Considerando o modelo a seguir:

em que enquanto o índice 1 refere-se à alternativa de ocupação exclusivamente agrícola. Neste modelo, a variável será observada somente se e a estimação direta da equação (16) gera resultados inconsistentes. Segundo o procedimento de Heckman (1979), o viés seria corrigido por meio da média condicional de , tratando-se o viés de seleção amostral como um caso de variável omitida.

Considerando a restrição definida na proposta inicial de Dubin e McFadden (1984) em que , o modelo torna-se:

em que, é a probabilidade de cada alternativa ser escolhida, , o termo de erro aleatório e pode ser definida como .

Outra abordagem, como extensão da especificação original de Dubin e McFadden (1984) é proposta por Bourguignon *et al*. (2007). Normalizam-se os resíduos das equações de seleção e, por apresentar uma relação linear com um conjunto de distribuições normais, o termo segue também uma distribuição normal. A equação de seleção de interesse do presente trabalho é

O segundo termo da equação de interesse representa o termo de correção de Dubin e McFadden (1984) que será utilizado para se obter estimativas não tendenciosas de β e retirar o problema da endogeneidade identificado anteriormente. Adaptando-se o modelo descrito anteriormente tem-se:

em que é a renda da família da alternativa de ocupação; é o conjunto de parâmetros a serem estimados; representa o conjunto de variáveis que explica o nível de renda de cada família; é o erro padrão do erro aleatório e é o termo de correção do viés de seleção amostral.

Considerando que serão estimadas três equações de renda referentes às famílias agrícolas, não-agrícolas e pluriativas, os resíduos gerados em tais estimações possibilitarão que sejam feitas as simulações de renda definidas anteriormente. Para visualizar tal processo, define-se como a renda de cada família que atua apenas em atividades agrícolas, sabendo-se que:

em que é o valor esperado da renda da família de acordo com suas características e levando-se em conta que são exclusivamente agrícolas. Neste caso, trata-se da renda prevista para as famílias não-agrícolas e pluriativas, simulando-se a situação em que estas se dedicam apenas às atividades agrícolas, admitindo-se que e . Com os parâmetros estimados, pode ser prevista para todas as famílias, sendo necessário gerar termos não-observados .

Lima (2008) usou as especificações de De Janvry et al (2005) e Zhu e Luo (2006) a fim de construir a variável aleatória

em que é o erro padrão estimado de , considerando o exemplo para famílias agrícolas; se refere a uma sequência de números aleatórios entre 0 e 1; é o inverso da função de distribuição normal padronizada acumulada. As simulações de renda para todas as famílias caso sejam classificadas como essencialmente agrícolas podem ser escritas como:

O mesmo processo deve ser feito para se chegar às rendas previstas de e e efetuar-se as comparações dos valores de renda das famílias nos diferentes cenários.

A partir desse ponto, a pesquisa pretende estudar qual o efeito das rendas não-agrícolas sobre a pobreza, uma vez que as simulações permitem que se compare a situação com renda não-agrícola e sem a referida renda, baseado também na decomposição do índice de Foster-Greer-Thorbecke (FGT)[[4]](#footnote-5). Parte-se da hipótese de que o nível de pobreza torna-se menor quando as famílias possuem renda não-agrícola, diferentemente da situação em que a família é exclusivamente agrícola.

Os índices de pobreza FGT são constituídos de classes em que se incluem a Proporção de Pobres (, o Hiato da Pobreza ( e a Severidade da Pobreza (. O primeiro deles mensura a proporção de famílias cuja renda domiciliar *per capita* é inferior à linha de pobreza. Uma de suas limitações consiste em que tal índice não se altera quando a renda de uma família que está abaixo da linha de pobreza diminui ou, da mesma forma, quando a renda se eleva sem, contudo, atingir um nível acima da linha predeterminada. Além disso, em caso de transferência de renda entre os pobres, o índice não se altera. Dessa forma, é necessário que a análise de pobreza seja feita com os outros dois índices, em que o hiato da pobreza mede a intensidade da pobreza e a severidade da pobreza traz uma ponderação maior para as famílias mais pobres, levando em conta a distribuição entre os pobres (MARIANO e NEDER, 2004).

Os índices FGT podem ser calculados, de acordo com Hoffmann (1998), da seguinte forma:

em que é o número de pobres, ou seja, famílias cuja renda per capita situa-se abaixo da linha de pobreza; é o tamanho da população; é a linha de pobreza especificada; e é um vetor de renda *per capita* familiar da *i-ésima* família em ordem crescente. Pode-se inferir que quando , calcula-se a proporção de pobres ; para , tem-se o hiato da pobreza ; e quando , a severidade da pobreza . Os índices FGT variam de 0 a 1, sendo que no primeiro caso todas as famílias possuem renda superior à linha de pobreza, e, no segundo, o valor da renda é igual a zero.

O passo seguinte trata da estimação das elasticidades crescimento-renda da pobreza, que é uma medida de sensibilidade da pobreza dada variações no nível de renda. Seguindo-se os procedimentos adotados por Lima (2008), utiliza-se a Curva de Lorenz proposta por Datt (1998) e adaptada por Neder (2003) para os microdados da Pnad. A derivação das fórmulas das elasticidades que serão usadas segue a metodologia de Kakwani (1990).

As elasticidades crescimento renda da pobreza a partir dos índices FGT, seguindo Neder (2003) e Guimarães (2007) são representadas pelas seguintes equações:

A próxima etapa consiste em identificar se as rendas não-agrícolas têm efeito sobre a concentração de renda no meio rural da região Sudeste, ao passo que no estágio anterior analisa-se o efeito de tais rendas sobre os níveis de pobreza, mantendo-se como hipótese que as rendas não-agrícolas reduzem a concentração de renda. Barros, Henriques e Mendonça (2000), num estudo sobre os altos níveis de pobreza e a desigualdade na distribuição de renda no País, concluem que a escassez de recursos não é a causa principal da pobreza no Brasil. O que acontece é que a má distribuição dos recursos existentes vem resistindo às transformações estruturais e conjunturais dos últimos anos, impedindo o crescimento de novas oportunidades de inclusão econômica e social.

Seguindo o procedimento de Hoffmann (1998), o índice de Gini, diretamente relacionado com a Curva de Lorenz, é calculado da seguinte forma:

em que é a renda média; n é o número de observações; e , as rendas. Na comparação a que a pesquisa se propôs a fazer entre as famílias, tendo-se um índice de Gini para o valor observado das rendas não-agrícolas menor que os valores simulados na ausência de rendas não-agrícolas, pode-se inferir que a presença de tais rendas desconcentra a renda, cuja significância estatística será calculada pelo método de *Linearização de Taylor* e de reamostragem *Bootstrap.*

Um recurso adicional na análise da concentração de renda trata do cálculo das elasticidades Gini da pobreza que mostra a variação percentual na pobreza mediante uma variação percentual no índice de desigualdade de Gini. Considerando os três índices de pobreza FGT utilizados na pesquisa, as equações de cálculo seriam

Lima (2008) realizou análise semelhante tratando do efeito da pluriatividade sobre os índices de pobreza e da renda não-agrícola sobre a desigualdade rural para a Região Nordeste. Empregou para tanto, um modelo de seleção amostral com logit multinomial a fim de identificar os determinantes da escolha da família entre os diferentes tipos de ocupação e estimar a renda média levando em conta a possibilidade de ocorrência de viés de seleção, sendo corrigido por meio do procedimento descrito por Lee (1983), uma vez que a variável “tipos de ocupação” possui quatro categorias. No presente trabalho, o procedimento adotado para corrigir o viés de seleção é definido por Dubin e McFadden (1984) que, de acordo com Vaz (2006), Bourguignon et al. (2007) e Hirata (2007), a partir de simulações de Monte Carlo, produz resultados mais acurados, ou seja, estimativas não tendenciosas dos parâmetros e eliminando com maior consistência o problema da endogeneidade.

* 1. **Fonte e tratamento de dados**

Os dados utilizados nesta pesquisa foram obtidos no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para os estados da região Sudeste no ano de 2009. Tendo em vista que a PNAD não é uma amostra *iid*, ou seja, independente e identicamente distribuída, não se originando, portanto, de uma amostra aleatória simples com reposição, mas de uma amostragem complexa, torna-se necessária a consideração do plano amostral para que as estimações pontuais e as variâncias sejam corretamente calculadas (LIMA, 2008). Para obter estimativas mais precisas, faz-se necessário incluir nas estimações, o delineamento amostral da PNAD, os fatores de expansão (pesos), estratos e PSU (unidade primária amostral). As estimações do modelo logit multinomial e o cálculo dos índices de pobreza e desigualdade foram realizados por meio de procedimentos de inferência que além de obter as estimativas de ponto fornecem também intervalos de confiança haja vista que os dados provêm de amostras domiciliares. A PNAD é uma pesquisa anual com desenho de amostragem complexa e que demanda um tratamento de inferência que leve em conta tais características (NEDER, 2004).

**4. RESULTADOS E DISCUSSÕES**

**4.1 Características descritivas da amostra**

As estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na presente pesquisa encontram-se na Tabela 1. Os dados da PNAD para o ano de 2009 possibilitaram que se trabalhasse com um total de 2360 famílias compreendidas no espaço rural da região Sudeste, o que representa, utilizando-se o fator de expansão (peso), aproximadamente, 1,5 milhão de famílias. Desagregando-se para os diferentes tipos de famílias tem-se para a população de famílias agrícolas 49% do total das famílias; para as famílias classificadas como pluriativas observa-se um percentual de, aproximadamente, 17%; as não-agrícolas representam 34% do total. Agrupando-se as famílias classificadas como não-agrícolas e as pluriativas, a participação no total de famílias do meio rural da região Sudeste alcança um percentual de 51%.

As famílias exclusivamente agrícolas ocupam uma relevante parcela neste espaço, representando uma configuração diferente de outras regiões do Brasil em que a pluriatividade está presente em mais da metade das famílias, como a região Nordeste. Entretanto, tanto a pluriatividade quanto a renda não-agrícola podem assumir a mesma característica de tais regiões uma vez que contribuem para melhorar as condições de vida das famílias.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das famílias rurais na região Sudeste, 2009

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Variável | OBS | Média | Erro Padrão | Intervalo de Confiança (95%) | | |
| Renda agrícola (R$) | 1153 | 1012,93 | 38,85 | 935,73 | 1090,13 |
| Renda não-agrícola (R$) | 810 | 1618,83 | 70,34 | 1479,41 | 1758,26 |
| Renda pluriativa (R$) | 397 | 1639,10 | 67,43 | 1504,96 | 1773,25 |
| Idade PEA | 2360 | 34,52 | 0,38 | 33,77 | 35,28 |
| Anos de estudo | 2360 | 5,67 | 0,23 | 5,21 | 6,13 |
| Nº componentes da família | 2360 | 3,41 | 0,04 | 3,33 | 3,49 |
| Razão dependência | 2360 | 0,38 | 0,01 | 0,36 | 0,41 |
| Renda per capita (R$) | 2360 | 1347,73 | 54,29 | 1240,28 | 1455,18 |

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

Com base nas estatísticas descritivas apresentadas na Tabela 1, pode-se traçar um panorama da renda média *per capita* mensal auferida pelas famílias nas diferentes ocupações. Em primeiro lugar, as famílias pluriativas e não-agrícolas possuem um nível de renda média próximo e em nível mais elevado, alcançando R$ 1639,10 e R$ 1618,83, respectivamente. Em segundo lugar, nota-se a relativa diferença existente entre esse grupo de famílias com renda média mais elevada com as famílias exclusivamente agrícolas, cuja renda média é de R$ 1012,93. Tal fato corrobora[[5]](#footnote-6), também para a região Sudeste, que a família em que pelo menos um dos membros ocupa-se numa atividade não-agrícola melhora sua renda e, assim, sem sair do espaço rural, passa a ter condições de vida melhores em detrimento das famílias que se ocupam apenas das atividades essencialmente agrícolas.

Em relação às demais variáveis, a idade da população economicamente ativa presente nas famílias é de, aproximadamente, 34 anos, enquanto que a escolaridade da população é superior a 5,6 anos de estudo, um indicador interessante para o meio rural, denotando que a força de trabalho de maior escolaridade pode estar sendo usada nas atividades não-agrícolas, que, a princípio, exigem uma qualificação maior. Em média, as famílias não são muito numerosas, têm pouco mais de três pessoas por família, o que contribui para diminuir a sua vulnerabilidade, como, por exemplo, em gastos adicionais que deveriam ser feitos mediante a presença de crianças ou idosos na família.

**4.2 Efeitos da renda não-agrícola sobre a pobreza por tipos de famílias**

Esta seção trata de analisar se as rendas não-agrícolas exercem efeito na redução da pobreza das famílias rurais da região Sudeste por meio de simulações de rendas. A partir do logit multinomial estimam-se as rendas médias para cada tipo de família, corrigindo-se o viés de seleção amostral. Assim, simula-se, por exemplo, qual seria a renda da família agrícola caso fosse não-agrícola, a renda da família pluriativa caso fosse não-agrícola, dentre outras simulações. Dessa forma, compara-se a renda na presença e ausência das atividades não-agrícolas utilizando os índices de Foster-Greer-Thorbecke (FGT): Proporção de Pobres (, Hiato da Pobreza ( e Severidade da Pobreza .

Na Tabela 2 são apresentados os resultados dos índices de pobreza FGT para as rendas observadas das famílias não-agrícolas bem como os índices para a renda simulada das famílias caso fossem agrícolas e pluriativas. O que se pode dizer é que, comparando-se os resultados das famílias não-agrícolas quando estas são agrícolas, a pobreza é acentuadamente maior. A proporção de pobres, o hiato da pobreza e a severidade da pobreza são de 4,72%, 1,79%, 1,05% para as famílias não-agrícolas, e passaram a ser 32,74%, 13,31% e 7,44%, respectivamente, caso as famílias fossem agrícolas, sendo estatisticamente significativa a diferença entre os índices. Entretanto, caso estas se comportassem como pluriativas, as famílias rurias da região Sudeste gozariam de índices de pobreza menores, sendo 3,26%, 0,69% e 0,21%, respectivamente, denotando que a combinação dos dois tipos de atividades seria a melhor alternativa para a redução da pobreza. Então, pode-se observar que, independente se a atividade não-agrícola é a opção exclusiva ou combinada com a agrícola, a presençada renda não-agrícola na família reduz os índices de pobreza, salvas as especifidades de cada família.

Tabela 2 – Índices de pobreza FGT para o log das rendas observada e simuladas das famílias não-agrícolas, caso fossem agrícolas e pluriativas, Sudeste, 2009

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | Estimativa FGT | Erro padrão | Intervalo de confiança (95%) | |
| Renda Observada |  |  |  |  |
| P0 | 0,0472 | 0,0069 | 0,0334 | 0,0609 |
| P1 | 0,0179 | 0,0031 | 0,1164 | 0,0241 |
| P2 | 0,0105 | 0,0022 | 0,0062 | 0,0149 |
| Renda Simulada se Agrícolas |  |  |  |  |
| P0 | 0,3274 | 0,0458 | 0,2367 | 0,4182 |
| P1 | 0,1331 | 0,0244 | 0,0848 | 0,1815 |
| P2 | 0,0744 | 0,0159 | 0,0428 | 0,1059 |
| Renda Simulada se Pluriativas |  |  |  |  |
| P0 | 0,0326 | 0,0054 | 0,0218 | 0,0434 |
| P1 | 0,0069 | 0,0014 | 0,0042 | 0,0096 |
| P2 | 0,0021 | 0,0005 | 0,0011 | 0,0030 |

Fonte: Dados da pesquisa.

O exercício seguinte consiste em fazer a mesma análise anterior considerando, agora, a renda observada das famílias agrícolas e a renda simulada caso estas famílias fossem não-agrícolas ou pluriativas. A partir dos parâmetros estimados e dos resíduos é possível calcular o valor da renda para as famílias e fazer as comparações, com base nos índices de pobreza FGT e índices de concentração de Gini.

A Tabela 3 apresenta os índices de pobreza FGT para o log da renda observada das famílias agrícolas e para o log das rendas simuladas caso tais famílias fossem não-agrícolas ou pluriativas. Os resultados mostram que a proporção de pobres ( das famílias agrícolas que não possuem renda acima da linha de pobreza é de 16,35%. O hiato da pobreza ( é de 6,29% e, atribuindo-se ao índice uma ponderação maior para os mais pobres dentre os pobres, a severidade da pobreza é de 3,57%. Recorrendo-se às simulações, inicialmente, caso as famílias fossem não-agrícolas os índices que mensuram a pobreza sofreriam uma elevação em seus valores. A proporção de pobres e o hiato da pobreza aumentariam para 23,89% e 7,84%, respectivamente, considerando que o teste de igualdade para a severidade da pobreza não foi estatisticamente significativo. O mesmo comportamento não é observado quando simula-se a renda para o caso das famílias pluriativas em que pode ser notado uma redução da pobreza em todos os seus índices, corroborando as análises anteriores.

Tabela 3 – Índices de pobreza FGT para o log das rendas observada e simuladas das famílias agrícolas, caso fossem pluriativas e não-agrícolas, Sudeste, 2009

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | Estimativa FGT | Erro padrão | Intervalo de confiança (95%) | |
| Renda Observada |  |  |  |  |
| P0 | 0,1635 | 0,0164 | 0,1309 | 0,1961 |
| P1 | 0,0629 | 0,0088 | 0,0454 | 0,0804 |
| P2 | 0,0357 | 0,0066 | 0,0226 | 0,0488 |
| Renda Simulada se Não-Agrícolas |  |  |  |  |
| P0 | 0,2389 | 0,0140 | 0,2110 | 0,2669 |
| P1 | 0,0784 | 0,0062 | 0,0660 | 0,0907 |
| P2 | 0,0377 | 0,0037 | 0,0302 | 0,0451 |
| Renda Simulada se Pluriativas |  |  |  |  |
| P0 | 0,1107 | 0,0099 | 0,0910 | 0,1304 |
| P1 | 0,0234 | 0,0027 | 0,0180 | 0,0289 |
| P2 | 0,0074 | 0,0011 | 0,0052 | 0,0097 |

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados encontrados corroboram o estudo feito por Ney e Hoffman (2008), em que os autores constataram que as atividades não-agrícolas ao invés de contribuírem para a redução da desigualdade no meio rural acabam propiciando um aumento da mesma. Tal fato é justificado pelos mesmos autores que não se trata de um caso isolado da agricultura, mas o mesmo ocorre em outros setores da economia em que as famílias mais pobres, com um nível de escolaridade abaixo da média e não detentora da propriedade da terra, são inseridas em ocupações que demandam pouca qualificação e baixo investimento, ao passo que os mais favorecidos economicamente possuem maiores condições de participarem de atividades mais produtivas e bem remuneradas. Dessa forma, as atividades não-agrícolas continuam sua trajetória de crescimento no meio rural sem, contudo, reduzir a desigualdade de renda. A seguir serão feitas novas análises para identificar se essa tendência é comprovada.

A análise para as famílias pluriativas corrobora estudos feitos que mostram os diferenciais de renda entre as famílias que sobrevivem das atividades agrícolas e aquelas que combinam atividades agrícolas e não-agrícolas entre seus membros. Ao invés de se considerar a modernização agrícola como o meio principal para o crescimento do meio rural, passa-se a acreditar mais nas ações de desenvolvimento rural, valorizando os aglomerados rurais pluriativos em detrimento das economias de escala (SCHNEIDER; CONTERATO, 2006).

Os índices de pobreza FGT para as rendas observadas e simuladas das famílias pluriativas no ano de 2008 encontram-se na Tabela 4, sendo que todos os índices foram estatisticamente diferentes entre si. As estimativas para as famílias pluriativas são baixas em que , e apresentaram valores de 2,42%, 0,65% e 0,24%, respectivamente, evidenciando que as famílias pluriativas gozam de melhores condições diante de um nível de renda mais elevado. Os índices de pobreza aumentam consideravelmente na comparação com as famílias agrícolas. Proporção de pobres, hiato da pobreza e severidade da pobreza passam a ser de 18,06%, 6,49% e 3,29%. Quando se consideram as rendas simuladas caso as famílias fossem essencialmente não-agrícolas, a pobreza representada pelos índices FGT também se eleva, confirmando os melhores resultados para a classe de famílias pluriativas. , e aumentam para 12,81%, 2,98% e 1,11%, respectivamente.

Tabela 4 – Índices de pobreza FGT para o log das rendas observada e simuladas das famílias pluriativas, caso fossem agrícolas e não-agrícolas, Sudeste, 2009

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | Estimativa FGT | Erro padrão | Intervalo de confiança (95%) | |
| Renda Observada |  |  |  |  |
| P0 | 0,0242 | 0,0078 | 0,0086 | 0,0398 |
| P1 | 0,0065 | 0,0023 | 0,0019 | 0,0111 |
| P2 | 0,0024 | 0,0010 | 0,0004 | 0,0045 |
| Renda Simulada se Agrícolas |  |  |  |  |
| P0 | 0,1806 | 0,0201 | 0,1406 | 0,2206 |
| P1 | 0,0649 | 0,0094 | 0,0461 | 0,0836 |
| P2 | 0,0329 | 0,0060 | 0,0209 | 0,0450 |
| Renda Simulada se Não-Agrícolas |  |  |  |  |
| P0 | 0,1281 | 0,0184 | 0,0914 | 0,1648 |
| P1 | 0,0298 | 0,0061 | 0,0177 | 0,0419 |
| P2 | 0,0111 | 0,0031 | 0,0048 | 0,0173 |

Fonte: Dados da pesquisa.

**4.3 Efeitos da renda não-agrícola sobre a concentração de renda por tipos de famílias**

Complementando a análise da desigualdade de renda, são apresentados na Tabela 5 os resultados dos índices de concentração de Gini para as rendas observadas e simuladas das famílias agrícolas, pluriativas e não-agrícolas para o meio rural da região Sudeste no ano de 2008. Os valores encontrados com base no método de linearização de Taylor estão muito próximos daqueles obtidos via *bootstrap* para todos os resultados das simulações*.* Quanto mais próximo de um, maior a concentração da renda, no caso do índice de Gini.

A análise permite identificar que a estimativa do índice de Gini para a renda observada das famílias agrícolas é de 0,3863; caso fossem não-agrícolas praticamente não haveria diferença absoluta entre os índices, sendo ligeiramente inferior para esta última categoria; e, por fim, caso fossem pluriativas, o índice se reduz para 0,3065, uma redução de 21% da concentração. Quanto ao efeito da pluriatividade sobre a concentração de renda, fica evidente que nas famílias pluriativas a concentração é menor, ou seja, o fato de pelo menos um dos membros ocupados da família estar inserido numa atividade não-agrícola e, assim, a família auferir renda que não é proveniente apenas do setor agrícola contribui para reduzir a concentração no meio rural.

Tabela 5 – Índice de concentração de Gini para as rendas observadas e simuladas das famílias agrícolas, pluriativas e não-agrícolas da região Sudeste, 2009\*

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | Família Agrícola | | Família Pluriativa | | | Família não-agrícola | | | |
|  | Gini (b) | Gini (lt) | Gini (b) | | Gini (lt) | Gini (b) | | Gini (lt) | |
| **Renda Observada** | 0,3863 0,3903 | |  | 0,3434 0,3467 | |  | 0,3994 0,3984 | |
| **Rendas Simuladas** |  | |  |  | |  |  | |
| Famílias Agrícolas | - | |  | 0,4621 0,4626 | |  | 0,5200 0,5219 | |
| Famílias Pluriativas | 0,3065 0,3069 | |  | - | |  | 0,4184 0,4114 | |
| Famílias Não-Agrícolas | 0,3744 0,3764 | |  | 0,4080 0,4161 | |  | - | |

Fonte: Dados da pesquisa.

\* Valores obtidos por *bootstrap* (b) com 200 replicações e linearização de Taylor (lt).

Para a renda observada das famílias pluriativas o índice é de 0,3434, comparativamente menor que o resultado encontrado anteriormente para as famílias agrícolas. Confirmando os efeitos positivos da pluriatividade sobre a concentração de renda, tem-se que quando se passa de pluriativa para família agrícola o índice aumenta consideravelmente para 0,4621, ou seja, a concentração da renda aumenta, aproximadamente, 26% para tal simulação. Numa outra simulação, caso as famílias pluriativas fossem não-agrícolas, o índice de concentração de Gini aumenta para 0,4080 em 2009, crescimento de 16%.

Considerando as rendas observadas e simuladas das famílias não-agrícolas, o índice de Gini é de 0,3994, sendo um nível de concentração maior em comparação às famílias pluriativas e próximo ao índice das famílias agrícolas. Considerando os casos de simulação, a melhor alternativa seria que as famílias continuassem se dedicando exclusivamente às atividades não-agrícolas. Caso fossem pluriativas, a concentração da renda aumenta ligeiramente para 0,4184. E quando se passa de não-agrícola para agrícola percebe-se o efeito das rendas não-agrícolas sobre o índice de concentração, que aumenta para 0,5200, um crescimento de, aproximadamente, 23%.

Em síntese, com base nos resultados apontados para a região Sudeste, observa-se que tanto a pobreza quanto a concentração de renda tem melhores resultados na presença da renda não-agrícola. A mesma conclusão foi obtida por Lima e Piacenti (2009) quando estudam os estados da região Sul do Brasil. Os resultados semelhantes podem estar relacionados com o nível de renda maior de tais regiões em comparação com os estados do Nordeste, onde a pobreza é maior. Lima (2008) ao estudar a região Nordeste constatou que a presença da pluriatividade é importante para reduzir os índices de pobreza nas famílias. Entretanto, no que tange ao efeito sobre a concentração de renda, seus resultados indicam que a parcela da renda não-agrícola contribui para o aumento dos níveis de desigualdade no Nordeste.

**4.4 Elasticidades da pobreza em relação à renda e ao índice de Gini para as famílias agrícolas e pluriativas**

Nesta seção última da discussão dos resultados, a análise dos efeitos da pluriatividade e das rendas não-agrícolas sobre os níveis de pobreza e concentração de renda é feita com base nas elasticidades da pobreza considerando-se uma variação na renda familiar e no índice de concentração de Gini (. Além dos valores de elasticidade para a renda observada das famílias agrícolas e pluriativas, efetua-se o mesmo cálculo para as rendas simuladas. Espera-se que variação percentual nos índices de pobreza dada uma variação na renda seja negativa, sentidos opostos, indicando que uma variação positiva na renda tende a reduzir a pobreza nas famílias. Quanto a variações no índice de Gini espera-se que a elasticidade seja positiva, indicando que uma variação percentual na concentração da renda produza efeitos diretos (mesma direção) sobre a pobreza. Na Tabela 6, encontram-se os referidos resultados, sendo que todos apresentaram os sinais esperados para as elasticidades. Segundo Hoffman (2005), a utilização das elasticidades permite que se faça uma análise clara e empiricamente relevante das relações existentes entre os níveis de pobreza e as modificações na renda média e na desigualdade.

Tabela 6 - Elasticidade da pobreza em relação ao crescimento da renda familiar e ao índice de Gini para a renda observada e simulada das famílias agrícolas e pluriativas, Sudeste, 2009

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | Família Agrícola | | Família Pluriativa | |
|  |  |  | |  |
| Renda Observada |  |  |  |  |
| P0 | -1,7803 | 2,0978 | -4,6339 | 11,7005 |
| P1 | -2,2699 | 4,8529 | -7,9693 | 23,6471 |
| P2 | -2,7719 | 7,6227 | -11,3398 | 35,6825 |
| Renda Simulada se Agrícolas |  |  |  |  |
| P0 |  |  | -1,4437 | 3,1696 |
| P1 |  |  | -1,8577 | 7,2739 |
| P2 |  |  | -2,2666 | 11,3671 |
| Renda Simulada se Pluriativas |  |  |  |  |
| P1 | -2,7534 | 3,7486 |  |  |
| P2 | -4,0841 | 7,9217 |  |  |
| P3 | -5,4574 | 12,1527 |  |  |
| Renda Simulada se Não-Agrícolas |  |  |  |  |
| P0 | -1,6618 | 1,7281 | -2,2432 | 5,4337 |
| P1 | -2,1174 | 4,2418 | -3,4971 | 11,8933 |
| P2 | -2,5739 | 6,7565 | -4,7453 | 18,3390 |

Fonte: Dados da pesquisa.

A análise das elasticidades para a renda observada das famílias agrícolas indica que dado um aumento de 1% na sua renda, a proporção de pobres (P0) reduziria 1,78%, o hiato da pobreza ( diminuiria 7,97% e a severidade da pobreza (, 11,34%, mostrando que as maiores quedas acontecem nos índices que usam uma ponderação maior para os mais pobres dentre os pobres. Dado que a mesma variável renda sofre uma alteração, observa-se que a variação da pobreza para as famílias pluriativas apresenta resultados com maiores valores absolutos. Um aumento de 1% na renda reduz a proporção de pobres (P0) em 4,63%, o hiato da pobreza ( cairia em 18,65% e a severidade da pobreza ( teria uma queda de 27,65% quando se trata das famílias pluriativas; ou seja, os índices de pobreza são mais sensíveis para esse grupo de famílias quando a renda é modificada, tanto para um acréscimo quanto decréscimo.

Considerando as rendas simuladas caso as famílias pluriativas fossem agrícolas e no cenário oposto, nota-se que um aumento da renda tem um efeito maior para as famílias pluriativas, ao passo que quando as famílias agrícolas, detentoras de um nível de renda menor, passam a ser pluriativas, os índices de pobreza sofrem uma redução maior, 2,75% em , 4,08% em e 5,46% em . Para as famílias pluriativas que passam a se dedicar exclusivamente às atividades agrícolas, a redução nos índices de pobreza é de 1,44% em , 1,86% em e 2,27% em . Neder e Silva (2004), ao estudarem a pobreza e distribuição de renda em áreas rurais do Brasil, com base nas elasticidades de pobreza em relação ao crescimento da renda, afirmaram que os resultados mais favoráveis de redução da pobreza, com elasticidades maiores, ocorrem para os estados com nível de desenvolvimento maior, seguindo as conclusões de Heltberg (2002), segundo o qual a elasticidade aumenta a partir do crescimento da renda média. É o caso, por exemplo, dos estados do Espírito Santo e Piauí. No primeiro estado, a intensidade de variação da pobreza é a maior que a sensibilidade do segundo estado, sendo que a diferença está associada com o nível desigual de renda destes dois estados.

Analisando a elasticidade com base nos índices de concentração de Gini observa-se que a pobreza é mais sensível a variações em tal índice em detrimento de variações na renda familiar, notadamente nos índices hiato da pobreza ( e severidade da pobreza . Considerando os cálculos para a renda observada das famílias agrícolas, tem-se que uma redução de 1% na concentração de renda de tais famílias em 2009 gera um efeito no mesmo sentido sobre a proporção de pobres em 2,10%, 4,85% no hiato da pobreza e 7,62% na severidade da pobreza, ou seja, a variação nos índices FGT é maior naqueles indicadores que ponderam mais os pobres dentre os pobres ( e . Para a renda observada das famílias pluriativas a redução é ainda maior, da ordem de 11,70%, 23,65% e 35,68%, respecitvamente.

Da mesma forma como nos valores da elasticidade em relação ao crescimento da renda, as elasticidades em relação ao índice de Gini apresentam um valor menor quando as famílias agrícolas e pluriativas se comportam como não-agrícolas, mostrando que nestas famílias a pobreza diminui com menos intensidade dado mudanças na renda e sua concentração. Em todas as simulações os melhores resultados acontecem quando as famílias se comportam como pluriativas, evidenciando que famílias que combinam atividades agrícolas e não-agrícolas tem chances maiores de saírem da situação de pobreza quando se observa um aumento da renda ou uma melhor distribuição da mesma.

Os resultados apresentados anteriormente indicam que tanto para as rendas observadas quanto para as simuladas, a redução da pobreza mostrou-se mais significativa na medida em que se alteram os índices de desigualdade, ressaltando que uma renda mais concentrada é um fator limitante para reduzir a pobreza entre as famílias rurais da região Sudeste.

**5. CONCLUSÕES**

As pesquisas que tratam de estudar as condições do desenvolvimento rural apontam como principais determinantes das mudanças nos índices de pobreza e concentração de renda, a presença da pluriatividade nas famílias e a participação da renda não-agrícola no total de renda auferida, constituindo uma alternativa para o incremento da renda. Isto posto, o presente trabalho objetivou identificar se a mudança do cenário rural, qual seja a inserção das rendas e atividades não-agrícolas, produzem efeitos sobre a pobreza e desigualdade rural nos estados da região Sudeste no ano de 2009.

Diante dos resultados apresentados e discutidos, pode-se concluir, confirmando as pesquisas já realizadas a hipótese inicialmente levantada, que a presença da pluriatividade constitui uma alternativa para a redução da pobreza no meio rural da região Sudeste. Dessa forma, na medida em que se pretende promover o desenvolvimento rural, a inserção de atividades não-agrícolas e, consequentemente, a incorporação do adicional de renda não-agrícola dentro das famílias representa um meio empiricamente testado para se chegar aos fins de desenvolvimento.

Tendo em vista a nova configuração do espaço rural, as políticas implementadas que visam uma melhoria das condições de vida da população rural em todas as suas dimensões não devem buscar tão somente o crescimento da agricultura no tocante à sua modernização. Devem, sim, proporcionar que esse crescimento seja acompanhado de novas interações produtivas entre as cadeias, gerando assim a complementariedade das relações com base nas atividades agrícolas que atenderiam às novas demandas surgidas. Quando se diz que as condições de vida devem ser melhoradas em todas as suas dimensões pode-se citar, como exemplo, a associação existente entre a educação e as atividades não-agrícolas. Ou seja, a necessidade de atividades não-agrícolas no rural deve ser seguida por um sistema de ensino eficiente e de fácil acesso, a fim de garantir a qualificação dos trabalhadores e se tornar também um fator redutor da desigualdade de renda. Pois, tanto o incremento de renda quanto a redução da desigualdade contribuem com menores índices de pobreza.

Por fim, algumas limitações desta pesquisa podem vir a ser superadas em trabalhos futuros. Uma das limitações diz respeito ao conjunto de variáveis utilizadas. Os estudos futuros podem ser feitos com base em características que identifiquem melhor o espaço abordado, pois sabe-se da heterogeneidade existente entre as regiões e até mesmo dentro das regiões, uma vez que os próprios estados da região Sudeste possuem muitas particularidades que diferenciam o seu meio rural. Outra sugestão seria abarcar diferentes anos e fazer uma comparação dos resultados, analisando se os mesmos mostram uma tendência ou comportamentos distintos dos efeitos sobre a pobreza e concentração de renda.

**REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

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).

ANDRADE, V. D. de A. **O papel do estabelecimento agrícola e das características pessoais e familiares na alocação de trabalho no meio rural brasileiro**. 136f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa. Minas Gerais, 2003.

BALSADI, Otávio Valentim. **O mercado de trabalho assalariado na agricultura brasileira no período 1992-2004 e suas diferenciações regionais**. Tese (doutorado) – Universidade Estadual de Campinas, Instituto de Economia, Campinas 2007.

BARROS, Ricardo P; HENRIQUES, Ricardo; MENDONÇA, Rosane. A estabilidade

inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, Ricardo (org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil.** Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 21-47.

BOURGUIGNON, F.; FOURNIER, M.; GURGAND, M. Selection bias corrections based on the multinomial logit model: Monte-Carlo comparisons. **Journal of Economic Survey**, Edinburgh, v. 21, n. 1, p. 174-205, Feb. 2007.

CAMPOLINA, Bernardo; SILVEIRA, Fernando Gaiger. **O mercado de trabalho rural no Brasil e em Minas Gerais: evolução recente, composição da renda e a dimensão regional.** Anais do XIII Seminário sobre a Economia Mineira, Diamantina, Cedeplar Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da UFMG, 2008.

Dahl, G.B. Mobility and the Return to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets’. *Econometrica*, vol 70, no. 6, Novembro, 2002, pp. 2367-2420.

DATT, G**. Computational tools for poverty measurement and analysis**. Washington: D.C. International Food and Nutrition Institute, 1998. 21p. (FCND Discussion Paper, 50)

DE JANVRY, A.; SADOULET, E.; ZHU, N.. **The Role of Non-Farm Incomes in Reducing Rural Poverty and Inequality in China.** Department of Agricultural & Resource Economics, UDB. CUDARE Working Paper 1001, 2005. 29 p.

DUBIN, J. A.; McFADDEN, D. An econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption. **Econometrica**, New York, v. 52, n. 2, p. 345-362, 1984.

FOSTER, J., GREER, J., THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica,** New York, v. 52, p. 761– 765, 1984.

GRAZIANO DA SILVA, J.; DEL GROSSI, M.E. Rural nonfarm employment and incomes in Brazil: patterns and evolution. **World Development**, v. 39, n.3, p. 443-453, 2001.

GRAZIANO DA SILVA, J.; DEL GROSSI, M. e CAMPANHOLA, C. O que há de realmente novo no rural brasileiro? Cadernos de Ciência e Tecnologia, Brasília, 2002 V. 19, n.1, p.37-67, jan-abr.

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

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

HELFAND, Steven M.; ROCHA, Rudi; VINHAIS, Henrique E. F.. **Pobreza e desigualdade de renda no Brasil rural: uma análise da queda recente.** Revista de Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 39, n.1, abr. 2009

HELFAND, Steven M.; DEL GROSSI, M.E. Agricultural Boom and Rural Poverty in Brazil: 1995-2006. **In:** II Seminario Internacional Boom Agrícola y Persistencia de la Pobreza Rural, Santiago, Chile, March 2-3, 2009. Disponível em:

http://www.rlc.fao.org/es/prioridades/desarrollo/boom/segundo.htm

HELTBERG, R. (2002) **The poverty elasticity of growth**. Discussion Paper no. 2002/21, United Nations University/ World Institute for Development Economics research.

### HERSKOVIC, Bernard; FIGUEIREDO, Lízia. Crescimento pró-pobre no Sudeste brasileiro. In: Anais do XIII Seminário sobre a Economia Mineira, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional CEDEPLAR, Diamantina, Minas Gerais, 2008.

HIRATA, Guilherme Issamu. **Economia Informal no Brasil – Aspectos de inserção, permanência e transição no mercado de trabalho metropolitano**. Dissertação me mestrado em Economia, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional CEDEPLAR, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte, 2007.

HOFFMANN, R. **Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza.** São Paulo: EDUSP, 1998.275p.

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

KAKWANI, Nanak. **Poverty and economic growth with applications to Côte D’Ivoire.** Washington D. C.: World Bank (LSMS), 1990. 68p. (Working Paper, 63)

LANJOUW, P. The rural non-farm sector: a note on policy options. **In**: WORLD BANK WORKSHOP ON NON-FARM RURAL SECTOR AND POVERTY ALLEVIATION. June 1999.

LEE, L. F. Generalized econometric models with selectivity. **Econometrica,** v. 51, nº2, p. 507-512, 1983.

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: abr. 2010.

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.

LIMA, J. R. F.; PIACENTI, C. A. **O papel das rendas não-agrícolas para redução da pobreza** **para redução da pobreza e concentração na região Sul.** Análise Econômica, Porto Alegre, ano 27, n. 52, p. 51-73, set. 2009.

LUNDBERG, Shelly. Labor Supply of Husbands and Wives: A Simultaneous Equations Approach. **The Review of Economics and Statistics**, Vol. 70, No. 2 (May, 1988), pp. 224-235

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** (CD-ROM) Brasília, SOBER, 2004. 19p

NASCIMENTO, Carlos Alves do. Pluriatividade, Pobreza Rural e Serviço Doméstico Remunerado. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Brasília-DF, v.42, n.2, p.31-64, 2004.

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

NEDER, Henrique D. **Desenvolvimento de metodologias estatísticas aplicadas aos dados das PNADs**. *In* Campanhola, C. e Graziano da Silva, J. (org.) O novo rural brasileiro: rendas das famílias rurais, vol. 5. Brasília, Embrapa, 2004.

NEDER, H . D.; SILVA, J . L. M. Pobreza e distribuição de renda em áreas rurais: uma abordagem de inferência. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.42, n.3, p.469-486, Jul./Set. 2004.

NEY, Marlon Gomes. **Educação e desigualdade de renda no meio rural brasileiro.** Tese (Doutorado em Economia Aplicada – Desenvolvimento Econômico, Espaço e Meio Ambiente) - Universidade Estadual de Campinas, São Paulo. 2006. Disponível em: <http://libdigi.unicamp.br/document/?code= vtls000281949>. Acesso em 25 abr. 2010.

NEY, Marlon Gomes; HOFFMANN, Rodolfo. **A recente queda da desigualdade de renda no Brasil:** uma análise de dados da PNAD, do censo demográfico e das contas nacionais. Econômica, Rio de Janeiro, v. 10, n. 1, junho 2008, p. 7-39.

REARDON, T. Rural non-farm income in developing countries. **In:** WORLD BANK WORKSHOP ON NONFARM RURAL SECTOR AND POVERTY ALLEVIATION. June 1999.

SCHNEIDER, S. A pluriatividade no Brasil: proposta de tipologia e sugestão de políticas. In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 44, Fortaleza, CE. **Anais**... Fortaleza, CE: SOBER, 2006.

SCHNEIDER, S. Políticas públicas, pluriatividade e desenvolvimento rural no Brasil. In VII CONGRESO DE LA ASOCIACIÓN LATINOAMERICANA DE SOCIOLOGÍA RURAL/ALASRU, 20 a 24 de novembro de 2006 - Quito, Equador.

SCHNEIDER, S.; CONTERATO, M. A. **Transformações agrárias, tipos de pluriatividade e desenvolvimento rural: considerações a partir do Brasil**. In: NEIMAN, G.; CRAVIOTTI, C. (Orgs.). Entre el campo y la ciudad: desafíos y estratégias de la pluriactividad en el agro. Buenos Aires: Ediciones CICCUS, 2006.

VAZ, Fábio Monteiro**. Mudanças estruturais e mobilidade ocupacional no mercado de trabalho metropolitano no período 1982-2002**. Dissertação de mestrado em Economia, Universidade de Brasília, Brasília, janeiro de 2006.

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

1. Doutorando em Economia Aplicada pelo Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. Email: [roni.moreira@ufv.br](mailto:roni.moreira@ufv.br). [↑](#footnote-ref-2)
2. Professor Titular do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa. Email: [jelima@ufv.br](mailto:jelima@ufv.br). [↑](#footnote-ref-3)
3. Pesquisador A da Embrapa Semiárido. Prof. do Programa de Pós Graduação em Desenvolvimento Regional da UFT. Prof. Visitante da FACAPE-Petrolina. Email: [joao.ricardo@cpatsa.embrapa.br](mailto:joao.ricardo@cpatsa.embrapa.br). [↑](#footnote-ref-4)
4. Mais detalhes sobre o tradicional índice de pobreza FGT podem ser encontrados em Foster *et al* (1984). [↑](#footnote-ref-5)
5. Faz-se referência aos estudos de: ADAMS, 2001; LIMA, 2002; GRAZIANO DA SILVA; DEL GROSSI, 2002; DE JANVRY; SADOULET; ZHU, 2007; CAMPOLINA; SILVEIRA, 2008. [↑](#footnote-ref-6)