

RONI BARBOSA MOREIRA

**POBREZA E DESIGUALDADE RURAL NA REGIÃO SUDESTE SOB O
ENFOQUE DA PLURIATIVIDADE E RENDAS NÃO-AGRÍCOLAS**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL
2010

RONI BARBOSA MOREIRA

**POBREZA E DESIGUALDADE RURAL NA REGIÃO SUDESTE SOB O
ENFOQUE DA PLURIATIVIDADE E RENDAS NÃO-AGRÍCOLAS**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

Prof. Marília Fernandes Maciel Gomes

Prof. Sílvia Harumi Toyoshima

Prof. Viviani Silva Lório

Prof. João Ricardo Ferreira de Lima
(Co-orientador)

Prof. João Eustáquio de Lima
(Orientador)

Sendo ele de condição divina, não se prevaleceu de sua igualdade com Deus, mas aniquilou-se a si mesmo, assumindo a condição de escravo e assemelhando-se aos homens. E, sendo exteriormente reconhecido como homem, humilhou-se ainda mais, tornando-se obediente até a morte, e morte de cruz. Por isso Deus o exaltou soberanamente e lhe outorgou o nome que está acima de todos os nomes, para que ao nome de Jesus se dobre todo joelho no céu, na terra e nos infernos. E toda língua confesse, para a glória de Deus Pai, que Jesus Cristo é Senhor.

Fl 2, 6 - 11

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus, o criador de todas as obras, autor supremo da minha vida. A Ele toda glória e louvor pela força, apoio, refúgio e abrigo de todas as horas, nas dificuldades e alegrias vividas. Sem a Sua presença, nada seria possível. Muito além de um título, esse mestrado é mais uma missão de Deus a mim confiada, e por isso, minha eterna gratidão a Ele. Quero sempre corresponder ao Seu chamado, certo de que estará comigo, guiando todos os meus passos. E à minha Mãe do Céu, Maria Santíssima, agradeço de coração a intercessão incessante.

À minha família, especialmente meus pais, Eli e Alice, pelo amparo incondicional e incentivo para permanecer firme nos estudos acadêmicos; aos meus irmãos Rafael, Reginaldo, Ricardo e Rubens, à minha avó, Dona Bitá e suas orações constantes, à minha cunhada Fabiana e à Maria Eduarda, minha sobrinha e novo xodó da família. Agradeço também a presença e força da Vó Judite, Tia Wanda e José Luis e minha prima Olívia que sempre me apoiam. Mesmo distantes, a família é muito importante para nós, enquanto estudantes, por serem aqueles em quem podemos confiar e ter a certeza de que onde quer que estejamos eles sempre nos amarão. E que não importa o tempo que você fique longe de casa, mas que quando você voltar, sempre terá alguém lhe esperando na varanda de braços abertos.

Ao professor João Eustáquio, pela orientação recebida ao longo dessa dissertação e pelo aprendizado proporcionado neste tempo de convivência.

Ao meu co-orientador, João Ricardo, pela grande paciência que teve comigo e pelos tantos emails respondidos com toda atenção e prestatividade, será sempre um exemplo. Aos membros componentes da banca de defesa, pela leitura, crítica e sugestões feitas.

Ao Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa pela oportunidade concedida; a todos os professores que contribuíram para a minha formação no mestrado; à Carminha, que é uma grande mãe para todos os estudantes e ao Cnpq pela concessão da bolsa de estudos.

Aos grandes amigos do mestrado Graciela, Cristiana, Fernanda Almeida, Giovanna, Fernanda Schwantes, Débora, Gláucia, Carol, Douglas, Felipe e Lora, vocês deram mais sabor a esse mestrado. Obrigado pelos momentos de estudo e pelas horas de bobeira que todos têm direito. Ao lado de vocês é bem melhor. Aos meus amigos de república, os conterrâneos capelanovenses, Dênis e Simone, pela presença e companheirismo.

Aos meus eternos amigos da Capela e do Ministério Universidades Renovadas que sonham e lutam juntos comigo por um mundo melhor. Pelos encontros de oração, reuniões que terminam de madrugada, pelas partilhas, pelas amizades conquistadas, pela confiança. Aos meus grandes amigos e companheiros do Grupo de Oração Cenáculo do Senhor (toda segunda, às 19:30, na capela da UFV), vocês foram fundamentais e contribuíram muito para que eu concluísse mais essa etapa. Aos irmãos em Cristo de São João Del Rei, eternas saudades permanecem.

Aos que contribuíram de alguma forma, meus sinceros agradecimentos. A todos que fazem parte da minha vida e aos que ainda farão, muito obrigado. Deus os abençoe! Valeu!

BIOGRAFIA

RONI BARBOSA MOREIRA, filho de Eli de Souza Moreira e Alice Maria da Silva Moreira, nasceu em Barbacena, MG, em 02 de outubro de 1983.

Em abril de 2003 ingressou no curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de São João Del Rei (UFSJ), em São João Del Rei, MG, obtendo o título de Bacharel em janeiro de 2008.

Em agosto de 2008, ingressou no curso de Mestrado em Economia Aplicada oferecido pelo Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV), concluindo o curso em julho de 2010.

SUMÁRIO

RESUMO.....	x
ABSTRACT.....	xii
1. INTRODUÇÃO.....	1
1.1. Considerações iniciais.....	1
1.2. O contexto da pluriatividade e rendas não-agrícolas no meio rural.....	5
1.3. O problema e sua importância.....	8
1.4. Hipótese.....	12
1.5. Objetivos.....	12
1.5.1. Geral.....	12
1.5.2. Específicos.....	12
2. REFERENCIAL TEORICO.....	14
2.1. A abordagem da utilidade conjunta (joint utility).....	15
2.1.1. Famílias exclusivamente agrícolas.....	17
2.1.2. Famílias não-agrícolas.....	18
2.1.3. Famílias pluriativas.....	19
2.1.4. Famílias não-ocupadas.....	20
3. METODOLOGIA.....	23
3.1. Determinantes da escolha entre alternativas de ocupação.....	23
3.2. Efeitos da renda não-agrícola sobre a pobreza.....	26
3.3. Efeitos da renda não-agrícola sobre a concentração de renda.....	34
3.4. Fonte e tratamento de dados.....	38
4. RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	40
4.1. Análise descritiva das variáveis.....	40
4.2. Determinantes das escolhas de alternativas de ocupação.....	42
4.3. Efeitos da renda não-agrícola sobre a pobreza e concentração.....	48
4.3.1. Todas as famílias agrícolas ou pluriativas.....	48
4.3.2. Simulações por tipos de famílias.....	51
4.3.3. Concentração de renda para os tipos de famílias.....	62
4.4. Elasticidade da pobreza em relação à renda e ao índice de Gini para as famílias agrícolas e pluriativas.....	64
5. RESUMO E CONCLUSÕES.....	69
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	73
ANEXOS.....	79
ANEXO A.....	80

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Empregos agrícolas e não-agrícolas no Brasil, 1996 e 2006.....	2
Tabela 2 – Evolução da população (urbana e rural) ocupada no setor agrícola e rural não-agrícola do Brasil de 1993 a 2006	3
Tabela 3 - Composição da população economicamente ativa no meio rural e participação do trabalho não agrícola rural, segundo as posições na ocupação, nos estados de Minas Gerais e São Paulo em 2006.....	4
Tabela 4 – Estatísticas descritivas das famílias rurais na região Sudeste, 2008.....	41
Tabela 5 – Proporção das variáveis relacionadas ao fator trabalho e moradia nas famílias rurais da região Sudeste, 2008.....	42
Tabela 6 – Contribuição de cada variável na escolha das alternativas de ocupação, 2008.....	43
Tabela 7 – Coeficientes do logit multinomial, efeitos parciais e razão relativa de risco para os determinantes da escolha pelas diferentes atividades, Sudeste, 2008.....	44
Tabela 8 - Resultados do MEFF para as estimações do modelo logit multinomial dos determinantes das diferentes atividades das famílias, Sudeste, 2008.....	47
Tabela 9 – Índices de pobreza FGT para o <i>log</i> das rendas simuladas com todas as famílias agrícolas e todas pluriativas, Sudeste, 2008.....	50
Tabela 10 – Índice de concentração de Gini para as rendas simuladas com todas as famílias agrícolas e todas pluriativas, Sudeste, 2008	51
Tabela 11 – Coeficientes estimados para a equação do log da renda média das famílias não-agrícolas com correção de seleção, baseado no logit multinomial, Sudeste, 2008..	52

Tabela 12 – Índices de pobreza FGT e MEFF para o log das rendas observada e simuladas das famílias não-agrícolas, caso fossem agrícolas e pluriativas, Sudeste, 2008	54
Tabela 13 – Coeficientes estimados para a equação do <i>log</i> da renda média das famílias agrícolas com correção de seleção, baseado no logit multinomial, Sudeste, 2008.....	55
Tabela 14 – Índices de pobreza FGT e MEFF para o log das rendas observada e simuladas das famílias agrícolas, caso fossem pluriativas e não-agrícolas, Sudeste, 2008	57
Tabela 15 – Coeficientes estimados para a equação do log da renda média das famílias pluriativas com correção de seleção, baseado no logit multinomial, Sudeste, 2008.....	58
Tabela 16 – Índices de pobreza FGT e MEFF para o log das rendas observada e simuladas das famílias pluriativas, caso fossem agrícolas e não-agrícolas, Sudeste, 2008.....	60
Tabela 17 - Renda média observada e simulada das famílias agrícolas e pluriativas, Sudeste, 2008.....	61
Tabela 18 – Índice de concentração de Gini para as rendas observadas e simuladas das famílias agrícolas caso fossem pluriativas e não-agrícolas, Sudeste, 2008.....	62
Tabela 19 – Índice de concentração de Gini para as rendas observadas e simuladas das famílias pluriativas, se fossem agrícolas e não-agrícolas, Sudeste, 2008.....	63
Tabela 20 – Índice de concentração de Gini para as rendas observadas e simuladas das famílias não-agrícolas, caso fossem agrícolas e pluriativas, Sudeste, 2008.....	64
Tabela 21- 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, 2008.....	65

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Curva de Lorenz.....	35
Figura 2 – Funções Kernel para os logaritmos das rendas simuladas com todas as famílias agrícolas e todas pluriativas, Sudeste, 2008.....	49
Figura 3 – Funções Kernel para os logaritmos das rendas observadas e simuladas das famílias não-agrícolas, caso fossem agrícolas ou pluriativas, Sudeste, 2008.....	53
Figura 4 – Funções Kernel para os logaritmos das rendas observadas e simuladas das famílias agrícolas, caso fossem pluriativas ou não-agrícolas, Sudeste, 2008.....	56
Figura 5 – Funções Kernel para os logaritmos das rendas observadas e simuladas das famílias pluriativas, caso fossem agrícolas ou não-agrícolas, Sudeste, 2008.....	59

RESUMO

MOREIRA, Roni Barbosa, M. Sc., Universidade Federal de Viçosa, julho de 2010. **Pobreza e desigualdade rural na Região Sudeste sob o enfoque da pluriatividade e rendas não-agrícolas.** Orientador: João Eustáquio de Lima. Co-orientadores: João Ricardo Ferreira de Lima e Leonardo Bornacki de Mattos

A pluriatividade, definida 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. 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, propiciando, assim, alteração nos níveis de pobreza e desigualdade de renda. 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 em 2008. Especificamente, pretende-se analisar os fatores que interferem na caracterização da família como sendo agrícola, não-agrícola e pluriativa; identificar o efeito da pluriatividade sobre a pobreza a partir do diferencial de renda auferida pelas famílias agrícolas e pluriativas; e avaliar a contribuição das rendas não-agrícolas sobre a redução da desigualdade no meio rural. O referencial teórico utilizado é o modelo de utilidade conjunta, segundo o qual os membros da família agem coletivamente a fim de maximizar uma função simples de utilidade. Os principais determinantes das escolhas das famílias em relação às três alternativas possíveis foram estudados por meio do modelo de seleção amostral com logit multinomial, realizando-se, posteriormente, o cálculo das medidas de pobreza e concentração de renda, quais sejam, os índices FGT, proporção de pobres, hiato da pobreza e severidade da pobreza e o índice de concentração de Gini, além das medidas de elasticidade da pobreza considerando variações nas rendas e no índice de desigualdade. Foram utilizados os dados da PNAD referente ao ano de 2008. As variáveis mais relevantes na determinação das escolhas das diferentes alternativas de ocupação foram: anos de estudo, local de moradia, idade da população economicamente ativa, número de componentes da família, trabalhadores por conta própria e empregados. Simulando todas as famílias como agrícolas ou pluriativas, observa-se a renda mais elevada para as famílias pluriativas, sendo que para estas existe um número maior de famílias cuja renda está acima do nível médio. Os resultados dos índices de pobreza FGT mostram que 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. Os índices de concentração de Gini mostram o mesmo comportamento, as famílias pluriativas possuem o menor valor e uma concentração maior para as não-agrícolas e agrícolas. Simulando as rendas para cada tipo de família, percebe-se que quando as famílias pluriativas e não-agrícolas passam a ser agrícolas os índices de pobreza sofrem uma relativa piora, mostrando que para estas famílias a pobreza é maior. Os melhores resultados ocorrem nos casos em que as famílias são pluriativas. Fica evidente, portanto, que o fato da família ser pluriativa contribui como alternativa para o incremento da renda e redução da pobreza. Simulando que tanto as famílias pluriativas quanto não-agrícolas se dedicam exclusivamente às atividades agrícolas, aumenta-se a concentração de renda. Caso as famílias agrícolas fossem pluriativas, a concentração de renda diminui, ou seja, a parcela de renda não-agrícola reduz a desigualdade das famílias. 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.

ABSTRACT

MOREIRA, Roni Barbosa, M. Sc., Universidade Federal de Viçosa, July of 2010. **Rural poverty and inequality in the southeast region under the focus of pluriactivity and non-agricultural income.** Adviser: João Eustáquio de Lima. Co-advisers: João Ricardo Ferreira de Lima and Leonardo Bornacki de Mattos

The multi-activity, defined as the combination of agricultural and non-farm members of the same family unit, and the issues relevant to non-agricultural incomes emerge in the context of the search for better living conditions in rural areas. In this sense, it is expected that the multi-activity and non-agricultural incomes to act as an alternative to increasing the income of households in rural areas, thus providing a change in levels of poverty and income inequality. This research aims to identify the effects of multi-activity and non-agricultural incomes on the levels of rural poverty and inequality in the Southeast in 2008. Specifically, we intend to analyze the factors that interfere with the characterization of the family as agricultural, nonagricultural and Pluriactivity; pluriactivity identify the effect on poverty from the difference in income earned by farm households and pluriactive and to assess the contribution of non-agricultural incomes on reducing inequality in rural areas. The theoretical model used is the aggregate utility, according to which family members act collectively to maximize a single utility function. The main determinants of the choices of families in relation to the three possible alternatives were studied by means of the standard multinomial logit with sample selection, and where, subsequently, the calculation of measures of poverty and income concentration, namely, the FGT indices, proportion of poor, poverty gap and severity of poverty and the Gini concentration ratio, besides the elasticity of poverty measures to address variations in income and the inequality index. The study used data from the National Household Survey for the year 2008. The most important variables in determining the choice of alternative employment were: years of education, place of residence, age of the economically active population, number of components of family, self employed and employees. Simulating all families as agricultural or pluriactive, there is a higher income for families pluriactive, and for these there is a greater number of families whose income is above the average level. The results of FGT poverty indices show that 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 concentration indices show the same behavior, pluriactive families have the lowest value and a higher concentration for non-agricultural and agricultural products. Simulating the rents for each type of family, you realize that when families and non-agricultural pluriactive become agricultural poverty rates suffer a relative worsening, showing that for these families, poverty is greater. The best results occur in cases where families are multi. It is therefore evident that the fact that the family be pluriactive contributes as an alternative to increasing income and reducing poverty. Simulating that families and non-agricultural pluriactive focusing exclusively on agricultural activities, increases the concentration of income. If farm households were pluriactive, income concentration decreases, ie the share of off-farm income reduces the inequality of families. 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.

1. INTRODUÇÃO

1.1 Considerações iniciais

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 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.

Como pode ser observado na Tabela 1, percebe-se um expressivo crescimento da participação das atividades não-agrícolas no total da força de trabalho empregada no meio rural brasileiro. Entre 1996 e 2006, enquanto os empregos formais agrícolas elevaram-se em 21%, o salto dos empregos não-agrícolas foi de 50% neste mesmo período, comprovando o aumento da composição da renda advinda das rendas não-agrícolas. Infere-se, portanto, que as famílias rurais, a partir dessa transformação,

puderam se beneficiar com as novas modalidades de trabalho em seu meio, sem, contudo, ter que abandonar o espaço em que vivem e buscar novas oportunidades no meio urbano, que historicamente absorve uma grande massa de trabalhadores agrícolas expulsos do campo. Segundo Schneider e Conterato (2006), a década de 1990 representou um crescimento expressivo em todos os países da América Latina das ocupações em atividades não-agrícolas. Inclusive, os autores destacam que a evolução é mais marcante essencialmente para as mulheres, pois em nove países da região a variação foi de 65% a 93% de participação do sexo feminino no mercado de trabalho rural não-agrícola.

Tabela 1 - Empregos agrícolas e não-agrícolas no Brasil, 1996 e 2006

Categoria de Trabalho	1996	2006
Empregados Formais		
Agrícolas	1.311.300	1.591.062
Não-agrícolas	23.099.943	34.495.223
Total de ocupados		
Agrícolas	4.392.716	4.773.188
Não-agrícolas	34.897.882	52.064.446
Grau de formalidade	29,9	33,3

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 1996 e 2006.

Ney (2006), em estudo sobre a educação e desigualdade de renda no meio rural, aponta que as atividades rurais não-agrícolas são consideradas como parte da solução do problema da pobreza rural na medida em que as atividades agrícolas não têm absorvido o mesmo contingente de mão-de-obra que anteriormente, gerando, assim, menos empregos na agricultura; persiste elevada desigualdade de renda em tal setor, atividade que concentra a maior parte da população rural ocupada; as rendas advindas das atividades não-agrícolas podem servir como um complemento do rendimento das famílias com pouca terra e condições para produzir; além do fato de que as novas atividades, como processamento e comercialização de alimentos, agregam valor e reduzem o efeito da instabilidade dos preços dos produtos agrícolas. Segundo o autor, o Brasil possui áreas rurais cuja presença de atividades industriais e de serviços no processo de criação de emprego, posições de trabalho e renda possibilitam que a posse da terra tenha sua influência reduzida na conformação da renda.

Os dados da Tabela 2 mostram a evolução dos ocupados no meio rural e no setor agrícola. O que se pode observar é o crescimento das atividades não-agrícolas em comparação com as atividades agrícolas, que vem sofrendo uma perda considerável. Tal processo foi intensificado na década de 90, tomando uma proporção a nível nacional (MATTEI, 2006). Ainda segundo o autor, as ocupações não-agrícolas acabam assumindo o papel de “colchão amortecedor” diante da queda das taxas de ocupações agrícolas, mesmo que a distância entre as atividades ainda esteja em um nível elevado, uma vez que a variação percentual das ocupações não-agrícolas é mais baixa que a taxa de declínio das ocupações essencialmente agrícolas. Mesmo assim, considerando uma população economicamente ativa rural e ocupada superior a 14 milhões de pessoas, aproximadamente, 30% deste total estão associadas às atividades não-agrícolas. Esses números revelam a grande importância socioeconômica que passam a ter as atividades não-agrícolas dentro do contexto de transformações do espaço rural, levando-se em conta tanto o adicional de renda alcançado como também em termos de ocupação do sistema produtivo.

Tabela 2 - Evolução da população (urbana e rural) ocupada no setor agrícola e rural não agrícola do Brasil de 1993 a 2006 (mil)

Ano	Agrícola			Não Agrícola Rural	Desocupados rurais	Taxa não-ocupados rurais (%)
	Urbano	Rural	Total			
1993	4.634	13.137	17.772	3.760	263	1.6
1996	4.162	12.013	16.175	3.941	344	2.2
1999	4.245	12.933	17.178	4.658	536	3.0
2002	4.576	11.172	15.748	3.408	380	2.6
2005	4.887	11.402	16.288	4.013	462	3.0
2006	4.749	11.005	15.754	4.044	464	3.1

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 2006.

As informações contidas na Tabela 3 mostram a composição da população economicamente ativa¹ no meio rural e o percentual de participação do trabalho não-agrícola rural de acordo com a posição na ocupação para os estados de Minas Gerais e São Paulo, em 2006.

¹Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a População Economicamente Ativa (PEA) compreende o potencial de mão-de-obra em idade ativa (10 a 65 anos) com que pode contar o setor produtivo, isto é, a população ocupada e a população desocupada.

Tabela 3 - Composição da população economicamente ativa no meio rural e participação do trabalho não agrícola rural, segundo as posições na ocupação, nos estados de Minas Gerais e São Paulo, em 2006

Posição na ocupação	Minas Gerais		São Paulo	
	Composição (%)	% não-agrícola	Composição (%)	% não-agrícola
Conta própria	20	21	15	67
Empregado com carteira	14	42	36	77
Empregado sem carteira	21	18	17	53
Doméstico	4	100	11	100
Empregador	3	24	2	50
Desocupados	2		10	
Não remunerados	36	3	9	18
Total*	1.831	20	1.162	60

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 2006.

*Os valores estão expressos em 1.000 unidades.

Os dados da Tabela 3 mostram que tanto em Minas Gerais quanto em São Paulo os ocupados são, em sua maioria, empregados com e sem carteira, seguidos dos trabalhadores por conta própria, sendo que em Minas o percentual de não remunerados é bastante elevado (36%). Segundo Campolina e Silveira (2008), o percentual de conta-própria e não remunerados indica a presença de agricultura familiar. Assim, Minas Gerais assume mais esse perfil do que São Paulo, enquanto neste último o grau de assalariamento tem uma importância considerável principalmente com empregados formalizados. São Paulo também se destaca pela participação do trabalho não-agrícola nas diferentes posições na ocupação, superando as atividades agrícolas, especialmente com os trabalhadores por conta-própria e empregados com carteira.

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 mantêm 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).

1.2 O contexto da pluriatividade e atividades não-agrícolas no meio rural

O espaço rural brasileiro sofreu profundas modificações nas duas últimas décadas. A característica essencialmente agrícola que antes denotava o meio rural cedeu lugar à modernização das atividades ligadas ao campo, com a industrialização da agricultura e intenso processo de transbordamento da urbanização das cidades. Identificar um aspecto econômico predominante tanto no campo quanto nas cidades tornou-se tarefa extremamente difícil, tendo em vista que o espaço rural não pode ser associado exclusivamente com as atividades agropecuárias.

Dentro do contexto de transformações do meio rural, a discussão sobre o desenvolvimento rural assumiu a dinâmica de envolver não somente ações de efeito na direção das atividades agrícolas e/ou agropecuárias, exclusivamente, mas também focalizando as questões não-agrícolas, como a ótica social e ambiental. Ou seja, trata-se de um desenvolvimento analisado sob uma abordagem multidimensional, indo além do conceito de desenvolvimento agrícola que, por ser mais focalizado, é a base da modernização da agricultura (SCHNEIDER; CONTERATO, 2006) . Segundo Sen (2001, p. 79) “a realização de uma pessoa pode ser concebida como o vetor de seus funcionamentos”, sendo que estes estão inseridos em um conjunto capacitário que denotam as especificidades do indivíduo, como a capacidade de ler, escrever, correr, dentre outros. Da mesma forma, ações implementadas pelo Estado a fim de garantir condições melhores para o desenvolvimento rural estão alicerçadas em variáveis que vão além do escopo dos processos produtivos agrícolas, englobando também políticas de repasse de recursos financeiros, incremento de atividades ligadas ao consumo, como turismo, lazer, preservação ambiental, etc.

Emerge, assim, a partir da discussão anterior, o conceito de pluriatividade associada ao meio rural. Conforme Schneider e Conterato (2006), a pluriatividade pode ser definida como a combinação das atividades agrícola e não-agrícola realizada por pessoas que residem no meio rural e fazem parte da mesma família, que é a unidade de análise fundamental. Tais famílias pluriativas estão no foco atual das políticas de desenvolvimento rural por representarem, em maior medida, o conjunto capacitário definido anteriormente e pela visão ampla de desenvolvimento que se difunde a partir de então.

As profundas transformações ocorridas no meio rural afetaram a estabilidade do mercado de trabalho, principalmente, devido à mecanização maior da atividade agrícola

que retira os trabalhadores das ocupações rurais tradicionais, como plantio e colheita. Dessa forma, a pluriatividade pode vir a ser uma alternativa para muitas famílias de agricultores desprovidas de capital, cuja pequena produção não se inseriu no novo contexto das agroindústrias. Possibilita, ainda, que as famílias não abandonem suas terras e tenham que se dissociar da atividade agrícola, além de gerar uma maior estabilidade no mercado de trabalho.

Os pesquisadores ligados ao Projeto Rurbano², apontam algumas causas principais para a nova configuração do meio rural. Segundo Graziano da Silva *et al*, (1997), o crescimento das atividades não agrícolas e da pluriatividade origina-se da “urbanização do campo”, que reflete o “transbordamento” das cidades, juntamente com o mercado de trabalho urbano, em direção às áreas rurais mais próximas. Essa característica denota o surgimento de novas atividades, como lazer, atividades ligadas aos espaços ecológicos de preservação ambiental e ocupações destinadas à prestação de serviços. Pode-se inferir que algumas destas atividades estão diretamente ligadas ao meio rural enquanto outras decorrem apenas da exigência de novas atividades por parte do maior desenvolvimento rural, ou seja, são formas de ocupações não-agrícolas que situam-se apenas no meio definido como rural.

Outra explicação refere-se ao período de crise enfrentado pelo setor agrícola, principalmente após a abertura econômica no início dos anos 90, cujo aumento da competição com os produtores estrangeiros deslocou os pequenos produtores do mercado e reduziu a rentabilidade da maioria dos produtos agrícolas nacionais, uma vez que houve estímulo às importações em face do câmbio valorizado. Graziano da Silva e Del Grossi (1999) apontaram que após o Plano Real, as rendas agrícolas sofreram considerável redução, principalmente entre os agricultores familiares de conta-própria, enquanto que as rendas não-agrícolas aumentaram no mesmo período da década de 1990.

Uma explicação para o crescimento das atividades não-agrícolas apontada por Schneider (2006) refere-se à pequena possibilidade de crescimento do trabalho agrícola em virtude da baixa utilização da tecnologia e devido ao subemprego, em que muitos

² O Projeto Rurbano é um projeto temático denominado "Caracterização do Novo Rural Brasileiro" e desenvolvido pelo Núcleo de Economia Agrícola do Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas – Unicamp, com o objetivo de analisar as recentes transformações nas relações urbano-rural em 11 estados brasileiros e foi desenvolvido pelo Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas – Unicamp. Mais informações podem ser obtidas no site: www.eco.unicamp.br.

trabalhadores se caracterizam por passarem menos de 15 horas por semana com a respectiva ocupação e auferirem um rendimento inferior ao valor de um salário mínimo.

O processo de modernização da agricultura ocorrido nos últimos anos é apontado por Kageyama (1997) e Graziano da Silva (1997a) como outra causa do crescimento das atividades não-agrícolas no meio rural. Neste caso, pode-se observar que a nova configuração do rural brasileiro está associada aos processos produtivos cada vez mais integrados com outros setores de atividades, que demandam um contingente de ocupações não-agrícolas necessárias para suprir e acompanhar a nova dinâmica ocupacional, muitas vezes sem nenhum tipo de conotação agrícola.

Uma discussão que se faz necessária é que muito embora a presença de um membro ocupado em atividade não-agrícola caracterize a família como pluriativa, deve-se levar em consideração que o crescimento das atividades não-agrícolas não ocasiona, necessariamente, o aumento do número de famílias pluriativas. Assim, atenta-se para o fato da pluriatividade ser entendida como um fenômeno a partir das mudanças próprias e específicas que vem ocorrendo no mercado de trabalho agrícola, em que se destacam as novas demandas por atividades não-agrícolas.

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. Aliás, sobre esta última fonte de renda, o Brasil tem apresentado um crescimento sobre o total da renda frente a participação da renda proveniente do trabalho, nos últimos anos, de acordo com os dados da POF (Pesquisa de Orçamentos Familiares) de 2009 (FOLHA DE SÃO PAULO, 2010).

Em estudos mais recentes, Graziano da Silva *et al* (2002) apontaram que o tempo dedicado ao serviço exclusivamente agrícola pelas famílias rurais reduziu-se na década de 90. Como consequência, a participação da agricultura tanto em termos de ocupação quanto da composição da renda da família agrícola passa a representar apenas uma parcela do total, principalmente após o período observado de queda da renda agrícola em virtude da baixa de preços das *commodities* agrícolas no mercado

internacional. Ademais, com a redução das rendas agrícolas e uma participação mais acentuada das atividades e rendas não-agrícolas entre as famílias rurais, observa-se a transformação de famílias essencialmente agrícolas em pluriativas e não-agrícolas.

As condições de vida no meio rural foram estudadas por Helfand e Grossi (2009) para o período de 1995-2006 com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Nesse estudo, observou-se uma queda do percentual da população rural com renda domiciliar per capita abaixo da linha de pobreza, de 58% em 1995 para 43% em 2006. O percentual de famílias vivendo em extrema pobreza declinou sensivelmente, de 30% para 19%, no mesmo período abarcado. Helfand *et al* (2009) associa a queda da pobreza rural tanto a um aumento da renda domiciliar per capita quanto a uma redução da desigualdade rural no Brasil.

Conforme estudo de Balsadi (2007) sobre o mercado de trabalho assalariado na agricultura das grandes regiões do Brasil, observou-se que as famílias pluriativas possuem um incremento adicional de renda, superior às famílias essencialmente agrícolas. Tal incremento garantia melhores condições de vida para as famílias pluriativas, estimulando, assim, a necessidade de políticas direcionadas para o aumento da pluriatividade. Neste estudo, o autor cria um índice que mensura as condições de vida (ICV) para as diferentes famílias, incorporando as características do domicílio, o acesso aos serviços públicos, o acesso aos bens duráveis e a renda média familiar. Embora ao longo de 1992-2004 ocorra uma redução das diferenças entre as famílias pluriativas e agrícolas do país, em 2004 as pluriativas apresentavam um índice 35% superior ao das agrícolas, comportamento observado para todas as grandes regiões do Brasil.

1.3 O problema e sua importância

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.

Segundo Kageyama e Hoffman (2006), o conceito de pobreza está relacionado com algum tipo de privação, tanto de caráter material como também incluir elementos de ordem cultural e social, tendo em vista os recursos de que dispõe uma pessoa ou família. Essa privação pode ser de natureza absoluta, relativa ou subjetiva. A literatura econômica não traz uma definição única para pobreza. Hagenars e de Vos (1988) apresentaram diferentes definições existentes, sendo possível considerar três grandes grupos de definições para pobreza:

- a) é ter menos do que é objetivamente definido, mínimo absoluto;
- b) é ter menos do que os outros na sociedade; e,
- c) é o sentimento de não se ter o bastante para sobreviver.

O primeiro caso trata a pobreza num sentido absoluto; o segundo caso traz uma abordagem relativa e no terceiro caso, ambos.

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 Gini³ elevou-se em 1,74%, evidenciando, assim, o crescimento da desigualdade (HERSKOVIC; FIGUEIREDO, 2008).

A pobreza sofreu redução na região Sudeste, em que a proporção de pobres diminuiu de 24,2% para 19,8%. Entretanto, os estados de tal região apresentaram um comportamento distinto. No Espírito Santo, por exemplo, a pobreza diminuiu em, aproximadamente, 33%, com uma expressiva elevação da renda per capita de 48% e, em São Paulo, onde o crescimento econômico na década passada foi de 16%, o nível de pobreza aumentou em 12% e o nível de desigualdade crescendo em 7%, aproximadamente. Da mesma forma, a proporção de pobres diminuiu em todos os estados do Sudeste, com exceção de São Paulo (HERSKOVIC; FIGUEIREDO, 2008).

No Brasil, a partir de 2000, observa-se, também, uma redução da parcela da população que se encontrava abaixo da linha de miséria, definida como R\$ 135,00 a preços de São Paulo em 2008, conforme estudo feito pelo Centro de Políticas Sociais da Fundação Getúlio Vargas (FGV, 2009). A proporção de tal parcela da população reduziu-se de 28%, em 2003, para 18% em 2007, correspondendo, aproximadamente, a 13 milhões de pessoas que saíram da faixa de miséria.

Em estudo realizado por Rocha *et al* (2008) sobre a pobreza e concentração de renda na agricultura para o estado de Minas Gerais, observou-se que, com a modernização do setor agrícola, a agroindústria poupou mão-de-obra e o processo se caracterizou por excluir os pequenos produtores que não tinham condições de modernizarem sua produção, bem como acesso facilitado ao crédito. Ademais, as famílias rurais encontravam-se na sua maioria produzindo para a subsistência, em virtude do atraso tecnológico e apresentando elevados índices de pobreza. Os mesmos autores, ao analisarem a distribuição de renda das famílias ocupadas no meio rural constataram, segundo os dados da PNAD, o crescimento mais expressivo do rendimento médio das famílias pluriativas mineiras ocupadas entre 1981 e 2003, nos três grupos de ocupação analisados: empregadores, conta-própria e empregados.

Entre 1995 e 2006, segundo pesquisa de Helfand e Grossi (2009), a região Sudeste teve um acréscimo na renda domiciliar per capita rural de 23%. Nesse período, a contribuição da renda agrícola sobre o total da renda rural reduziu-se em 14%, ao

³ O Coeficiente de Gini é uma medida de desigualdade desenvolvida pelo estatístico italiano Corrado Gini. É comumente utilizada para calcular a desigualdade de distribuição de renda. O índice consiste em um número entre 0 e 1, em que 0 corresponde à completa igualdade de renda (onde todos têm a mesma renda) e 1 corresponde à completa desigualdade (onde uma pessoa tem toda a renda, e as demais nada têm). Sua composição será descrita na seção metodológica da presente pesquisa.

passo que a renda não-agrícola teve sua parcela de contribuição acrescida em 42%, superior à média nacional (12%) demonstrando a importância desse tipo de renda sobre a melhora dos índices de pobreza e desigualdade em tal região. As rendas provenientes da seguridade social e de outras fontes também aumentaram sua participação na renda total. Em sentido contrário ao Sudeste, no Nordeste observou-se que as rendas não-agrícolas diminuíram sua participação sobre o total da renda em 33% enquanto todas as demais regiões do Brasil apresentaram crescimento.

Conterato (2005) estudando as características da pluriatividade nos espaços rurais do Rio Grande do Sul ressaltou a importância das atividades não-agrícolas no sentido de que estas propiciam novas oportunidades de emprego e renda, tornando-se uma alternativa para a sobrevivência das famílias rurais e definindo os modos de vida das populações rurais e nas dinâmicas territoriais de desenvolvimento. Assim, a pluriatividade contribui nestas regiões para fortalecer a agricultura familiar e as economias locais, além do seu importante papel na estabilização e diversificação das rendas, elevando a renda da família, diminuindo os movimentos de migração da população e alterando o significado no uso da terra e do meio rural.

Mariano e Neder (2004), utilizando-se do cálculo das elasticidades da pobreza, fizeram uma avaliação de algumas áreas rurais no Brasil no que tange a eficiência de políticas de crescimento e redistribuição da renda no combate à pobreza. Os autores observaram que seus resultados estavam de acordo com os estudos internacionais que foram feitos no sentido de que a elasticidade da pobreza aumenta na medida em que as regiões se encontram mais desenvolvidas, com rendas mais elevadas, ao mesmo tempo em que uma distribuição de renda desfavorável representa uma barreira na redução da pobreza.

Neste sentido, a pluriatividade e as rendas não-agrícolas constituem-se como uma alternativa para o incremento da renda das famílias residentes no meio rural, propiciando, assim, alteração nos níveis de pobreza e desigualdade de renda. Valendo-se dos estudos realizados sobre a configuração do novo rural⁴, que se apresenta não mais como exclusivamente agrícola, mas modificado pelo surgimento de novas atividades demandadas pelo meio rural e, tratando especialmente dos estados da região Sudeste,

⁴ Segundo Graziano da Silva (1997a), as novas funções atribuídas ao meio rural brasileiro não permitem que este seja classificado como essencialmente agrário, sendo necessário incluir as atividades rurais não-agrícolas advindas do processo crescente de urbanização do meio rural, as atividades de preservação do meio ambiente bem como atividades agropecuárias cada vez mais intensivas e integradas aos grandes mercados.

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. 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.

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.

1.4 Hipótese

A presença da pluriatividade e rendas não-agrícolas na região Sudeste reduzem os níveis de pobreza das famílias rurais e a concentração de renda.

1.5 Objetivos

1.5.1 Geral

O objetivo geral da pesquisa consiste em identificar os efeitos da pluriatividade e das rendas não-agrícolas sobre os níveis de pobreza e desigualdade rural na região Sudeste para o ano de 2008.

1.5.2 Específicos

Especificamente, tem-se como objetivos:

- a) Analisar os fatores que determinam a caracterização da família como sendo agrícola, não-agrícola e pluriativa;
- b) Identificar o efeito da pluriatividade sobre a pobreza a partir do diferencial de renda auferida pelas famílias agrícolas e pluriativas; e
- c) Avaliar a contribuição das rendas não-agrícolas sobre a redução da desigualdade no meio rural.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

De acordo com Lee (1998), quando se estuda tanto a Teoria da Firma quanto a Teoria do Consumidor, a ampliação das dimensões de entrada e saída, ou espaço de consumo não requer a reconsideração do objetivo econômico do sujeito, ou seja, a maximização do lucro ou a maximização da utilidade. Entretanto, ao se analisar a oferta de trabalho decidida pela família tem-se a questão da modelagem da forma como as famílias tomam tais decisões. Para tanto, considera-se, basicamente, segundo as especificações de Lundberg (1988), três modelos que captam a maneira pela qual as famílias decidem alocar a oferta de trabalho: modelo da família tradicional, o modelo da barganha e a abordagem da utilidade conjunta.

O modelo da família tradicional (*traditional family*) considera a decisão de trabalho de uma pessoa, geralmente o marido, separadamente dos atributos e decisões dos outros membros como a esposa, por exemplo. As decisões de uma pessoa são tratadas como exógenas às decisões dos outros membros, ou seja, são tomadas de forma independente. Tal modelo é usado, normalmente, em estudos empíricos sobre a decisão de trabalho feminina ou oferta econômica dinâmica, devido ao fato de simplificar as análises referentes aos aspectos teóricos e metodológicos de interesse.

O modelo da negociação, também descrito por Lee (1998), define a alocação de recursos dos membros da família como um jogo teórico, uma vez que se acredita que os indivíduos são as unidades básicas de decisão. Todavia, nesse modelo, não há uma padronização ou mesmo uma formalização da estrutura do "jogo" da alocação de recursos intra-familiares. Ademais, geralmente, o modelo de negociação requer dados mais detalhados em relação ao que normalmente é disponibilizado para se fazer a aplicação empírica.

2.1 A abordagem da utilidade conjunta (*joint utility*)

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

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

que está sujeita a

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

$$T_i = T_{di} + T_{agr1} + T_{nagi}, \text{ com } i = 1, 2 \quad (3)$$

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

em que

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

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

Z_{agr} = insumos fixos 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 (marido e esposa).

A família tem sua utilidade determinada pelo tempo dispendido com as atividades do domicílio/lazer (T_d) 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 ($T_{agr} > 0$ e $T_{nag} > 0$) assim como uma solução de canto ($T_{agr} = 0$ e/ou $T_{nag} = 0$), sendo necessário, portanto, utilizar o método de Kuhn Tucker para resolver o Lagrangiano, que é dado por

$$L = U(T_{d1}, T_{d2}, C; J) + \tau(T_1 - T_{d1} - T_{agr1} - T_{nag1}) + \varphi(T_2 - T_{d2} - T_{agr2} - T_{nag2}) + \lambda[f p; T_{agr1}, T_{agr2}; Z_{agr} + g T_{nag2}, T_{nag2}; H, Z_{nag} + RNT - C] \quad (5)$$

De acordo com as condições de primeira ordem e restrições de não-negatividade, têm-se as derivadas parciais

$$\frac{\partial L}{\partial T_{d1}} = \frac{\partial U}{\partial T_{d1}} - \tau = U_1 - \tau = 0 \quad (6)$$

$$\frac{\partial L}{\partial T_{d2}} = \frac{\partial U}{\partial T_{d2}} - \varphi = U_2 - \varphi = 0 \quad (7)$$

$$\frac{\partial L}{\partial C} = \frac{\partial U}{\partial C} - \lambda = U_3 - \lambda = 0 \quad (8)$$

$$\frac{\partial L}{\partial T_{agr1}} = \lambda \frac{\partial f}{\partial T_{agr1}} - \tau \leq 0, T_{agr1} \geq 0, (\lambda f_1 - \tau) T_{agr1} = 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial L}{\partial T_{agr2}} = \lambda \frac{\partial f}{\partial T_{agr2}} - \varphi \leq 0, T_{agr2} \geq 0, (\lambda f_2 - \varphi) T_{agr2} = 0 \quad (10)$$

$$\frac{\partial L}{\partial T_{nag1}} = \lambda \frac{\partial g}{\partial T_{nag1}} - \tau \leq 0, T_{nag1} \geq 0, (\lambda g_1 - \tau) T_{nag1} = 0 \quad (11)$$

$$\frac{\partial L}{\partial T_{nag2}} = \lambda \frac{\partial g}{\partial T_{nag2}} - \varphi \leq 0, T_{nag2} \geq 0, (\lambda g_2 - \varphi) T_{nag2} = 0 \quad (12)$$

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 essencialmente 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. A seguir são apresentadas as quatro alternativas de ocupação para as famílias.

2.1.1 Famílias exclusivamente agrícolas

Considerando o caso das famílias exclusivamente agrícolas, ou seja, cujos membros estão ocupados somente em atividades enquadradas dentro do setor agrícola, ($T_{nag} = 0$) e, tendo definido que $W_{1agr} = \frac{\tau}{\lambda}$ e $W_{2agr} = \frac{\varphi}{\lambda}$, a maximização é dada por:

$$\lambda f_1 - \tau = 0 \equiv f_1 = W_1 \quad (13)$$

$$\lambda f_2 - \varphi = 0 \equiv f_2 = W_2 \quad (14)$$

$$W_1 = \frac{\tau}{\lambda} = \frac{U_1}{U_3} \quad (15)$$

$$W_2 = \frac{\varphi}{\lambda} = \frac{U_2}{U_3} \quad (16)$$

$$T_i = T_{di} + T_{agri}, \text{ com } i = 1,2 \quad (17)$$

$$C + W_{1agr}T_{d1} + W_{2agr}T_{d2} = W_{1agr}T_1 + W_{2agr}T_2 + [f(p; T_{agr1}, T_{agr2}, Z_{agr}) - (W_{1agr}T_{agr1} + W_{2agr}T_{agr2})] + RNT \quad (18)$$

O lucro da atividade agrícola (π) é definido como sendo a parcela $[f(p; T_{agr1}, T_{agr2}, Z_{agr}) - (W_{1agr}T_{agr1} + W_{2agr}T_{agr2})]$, podendo-se reescrever a equação (18) como

$$C + W_{1agr}T_{d1} + W_{2agr}T_{d2} = W_{1agr}T_1 + W_{2agr}T_2 + \pi + RNT \quad (19)$$

A partir das condições acima, além das equações (9) e (10), determinado o preço do tempo de cada membro da família (W_1 e W_2), a decisão de alocar o tempo somente em atividades agrícolas é definida com base na maximização de lucro, isto é, se o benefício adicional com a atividade não-agrícola é menor do que o benefício de ser exclusivamente agrícola (W_1 e W_2). O consumo e o tempo gasto em lazer dependem do montante referente à dotação de tempo do casal ($W_1T_1 + W_2T_2$), da parcela de lucro (π) e da renda proveniente do não-trabalho (RNT).

2.1.2 Famílias não-agrícolas

No que se refere às famílias exclusivamente não-agrícolas, ou seja, todos os seus membros estão ocupados em atividades que não advém do setor agrícola, ($T_{agr} = 0$), definindo que $W_{1nag} = \frac{\tau}{\lambda}$ e $W_{2nag} = \frac{\varphi}{\lambda}$, as condições de maximização são:

$$\lambda g_1 - \tau = 0 \equiv g_1 = W_{1nag} \quad (20)$$

$$\lambda g_2 - \varphi = 0 \equiv g_2 = W_{2nag} \quad (21)$$

$$T_i = T_{di} + T_{nagi}, \text{ com } i = 1,2 \quad (22)$$

$$C + W_{1nag}T_{d1} + W_{2nag}T_{d2} = g(T_{nag1}, T_{nag2}, H, Z_{nag}) + RNT \quad (23)$$

além das equações (11), (12), (16) e (17), derivadas anteriormente.

À medida que o preço do tempo de cada membro da família é determinado (W_{1nag} e W_{2nag}), os agentes tomam a decisão de alocar o tempo de trabalho somente em atividades não-agrícolas se o benefício marginal obtido em tal atividade for maior que a renda adicional obtida caso alocasse o tempo em atividades agrícolas. No caso das famílias exclusivamente não-agrícolas, o consumo e o tempo dedicado ao lazer estão condicionados aos ganhos provenientes das ocupações rurais não-agrícolas e da renda do não-trabalho (RNT).

2.1.3 Famílias pluriativas

As famílias pluriativas, nas quais pelo menos um membro encontra-se ocupado em atividade não-agrícola e os demais em atividades agrícolas, ($T_{agr}, T_{nag} \geq 0$), em que define-se $W_1 = \frac{\tau}{\lambda}$ e $W_2 = \frac{\varphi}{\lambda}$, tem-se como condição de maximização a seguinte equação de consumo:

$$\begin{aligned}
& C + W_{1nag}T_{d1} + W_{2nag}T_{d2} + W_{1agr}T_{d1} + W_{2agr}T_{d2} \\
& = W_{1nag}T_1 + W_{2nag}T_2 + W_{1agr}T_1 + W_{2agr}T_2 \\
& + [f(p; T_{agr1}, T_{agr2}, Z_{agr}) - (W_{1agr}T_{agr1} + W_{2agr}T_{agr2}) - (W_{1nag}T_{agr1} \\
& + W_{2nag}T_{agr2})] + g(T_{nag1}, T_{nag2}, H, Z_{nag}) \\
& + RNT
\end{aligned} \tag{24}$$

que pode ser escrita de forma resumida como

$$C + L = VT + \pi^* + S + RNT \tag{25}$$

em que,

$$L = W_{1nag}T_{d1} + W_{2nag}T_{d2} + W_{1agr}T_{d1} + W_{2agr}T_{d2}; \tag{26}$$

$$VT = W_{1nag}T_1 + W_{2nag}T_2 + W_{1agr}T_1 + W_{2agr}T_2; \tag{27}$$

$$\begin{aligned}
\pi = [f(p; T_{agr1}, T_{agr2}, Z_{agr}) - (W_{1agr}T_{agr1} + W_{2agr}T_{agr2}) - (W_{1nag}T_{agr1} + \\
W_{2nag}T_{agr2})];
\end{aligned} \tag{28}$$

$$S = g(T_{nag1}, T_{nag2}, H, Z_{nag}). \tag{29}$$

Tais famílias levam em conta o custo do lazer avaliado pelo salário dentro e fora da propriedade (L); preço do tempo endógeno definido pela taxa salarial vigente tanto fora quanto dentro da propriedade; o lucro agrícola (π), determinado a partir da redução das receitas do trabalho agrícola e os custos, incluindo-se o custo de oportunidade caso a decisão fosse alocar o tempo em atividades não-agrícolas; e o salário da atividade não-agrícola definido por S.

2.1.4 Famílias não-ocupadas

Por fim, considera-se que os membros das famílias não-ocupadas ($T_{agr}T_{nag} = 0$) apresentam a seguinte equação de consumo bem como suas condições de maximização:

$$C = RNT \quad (30)$$

$$T_i = T_{di}, \text{ com } i = 1,2 \quad (31)$$

$$\frac{\partial L}{\partial T_{agr1}} = \lambda f_1 - \tau \leq 0, T_{agr1} = 0, (\lambda f_1 - \tau)T_{agr1} = 0 \quad (32)$$

$$\frac{\partial L}{\partial T_{agr2}} = \lambda f_2 - \varphi \leq 0, T_{agr2} = 0, (\lambda f_2 - \varphi)T_{agr2} = 0 \quad (33)$$

$$\frac{\partial L}{\partial T_{nag1}} = \lambda g_1 - \tau \leq 0, T_{nag1} = 0, (\lambda g_1 - \tau)T_{nag1} = 0 \quad (34)$$

$$\frac{\partial L}{\partial T_{nag2}} = \lambda g_2 - \varphi \leq 0, T_{nag2} = 0, (\lambda g_2 - \varphi)T_{nag2} = 0 \quad (35)$$

Considera-se que tais famílias não estão empregadas em nenhum dos tipos de atividades, caso típico de famílias que sobrevivem com renda proveniente de aposentadorias, pensões e programas de assistência governamental, que optam por continuar vivendo no meio rural ao invés de buscar novas oportunidades em outras regiões.

Em suma, foram apresentadas anteriormente as diferenças de comportamento econômico dos quatro diferentes grupos de famílias analisados pela presente pesquisa: agrícolas, não-agrícolas, pluriativas e não-ocupadas. O passo seguinte consiste em identificar os determinantes da escolha de participação nas atividades, agrícola, não-agrícola ou em ambas. Para que uma família decida ser exclusivamente agrícola ($T_{nag} = 0$), sua renda auferida com atividade não-agrícola (g_1 e g_2) deve ser menor que a razão do preço-sombra do tempo de lazer pelo preço-sombra da renda total ($\frac{\tau}{\lambda} = W_{1agr}$ e $\frac{\varphi}{\lambda} = W_{2agr}$)

$$\begin{aligned} \lambda g_1 - \tau &\leq 0, T_{nag1} = 0, (\lambda g_1 - \tau)T_{nag1} = 0 \\ \lambda g_1 &\leq \tau \equiv g_1 \leq W_{1agr} \end{aligned} \quad (36)$$

e

$$\begin{aligned} \lambda g_2 - \varphi \leq 0, T_{nag2} = 0, (\lambda g_2 - \tau)T_{nag2} = 0 \\ \lambda g_2 \leq \varphi \equiv g_2 \leq W_{2agr} \end{aligned} \quad (37)$$

Quando o aumento adicional da utilidade ocasionado pelo dispêndio maior de tempo em atividades não-agrícolas for menor que o acréscimo de utilidade em virtude um tempo maior destinado ao lazer, a parcela $T_{nag} = 0$. No caso contrário ($g_i \leq W_{iagr}$), será destinada certa quantidade de tempo nas atividades não-agrícolas. Portanto, a família será classificada como exclusivamente agrícola ou pluriativa, a partir da observação de g_i e W_{iagr} . Para as famílias exclusivamente não-agrícolas, estas serão classificadas como tal, quando o lucro auferido da atividade agrícola for maior que o benefício adicional advindo do tempo dedicado ao lazer.

$$\begin{aligned} \lambda f_1 - \tau \leq 0, T_{agr1} = 0, (\lambda f_1 - \tau)T_{agr1} = 0 \\ \lambda f_1 \leq \tau \equiv f_1 \leq W_{1nag} \end{aligned} \quad (38)$$

e

$$\begin{aligned} \lambda f_2 - \varphi \leq 0, T_{agr2} = 0, (\lambda f_2 - \tau)T_{agr2} = 0 \\ \lambda f_2 \leq \varphi \equiv f_2 \leq W_{2nag} \end{aligned} \quad (39)$$

Em síntese, a decisão de participação nos mercados de trabalho (L_i^*) consiste em:

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

$$L_i^*(H, Z_{nag}, Z_{agr}, p, T, RNT, J) \equiv g_i(H, Z_{nag}) - W_{iagr}(H, Z_{agr}, p, T, RNT, J) \leq 0 \quad (40)$$

b) $T_{agr} = 0$, famílias exclusivamente não-agrícolas:

$$L_i^*(H, Z_{nag}, Z_{agr}, p, T, RNT, J) \equiv f_i(H, Z_{nag}) - W_{nag}(H, Z_{agr}, p, T, RNT, J) \leq 0 \quad (41)$$

c) $T_{agr}, T_{nag} > 0$, famílias pluriativas:

$$L_i^*(H, Z_{nag}, Z_{agr}, p, T, RNT, J) \equiv g_i(H, Z_{nag}) - W_{iagr}(H, Z_{agr}, p, T, RNT, J) > 0 \quad (42)$$

e

$$L_i^*(H, Z_{nag}, Z_{agr}, p, T, RNT, J) \equiv f_i(H, Z_{nag}) - W_{nag}(H, Z_{agr}, p, T, RNT, J) > 0 \quad (43)$$

Adotando o mesmo procedimento de Andrade (2003) e Lima (2008), define-se δ como as diferenças $g_i - W_{iagr}$ e $f_i - W_{nag}$, tanto um aumento em g_i ou f_i quanto em W_{iagr} ou W_{nag} 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 g_i e f_i e na direção contrária de W_{iagr} e W_{nag} . Ademais, os impactos das variáveis p , T e J na decisão de participação ocorrem sempre na direção contrária de W_{iagr} . Para as famílias em que T_{agr} é positivo, outras variáveis que afetam o mercado de trabalho não-agrícola (Z_{nag}) possuem sinal positivo e vão na mesma direção de g_i . Entretanto, com Z_{agr} ocorre o inverso. Por outro lado, nas famílias em que T_{nag} é positivo, são as outras variáveis que afetam o mercado de trabalho agrícola (Z_{agr}), que possuem sinal positivo e seguem a mesma direção de f_i .

3. METODOLOGIA

3.1 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 e/ou não-agrícolas.

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 j , em que $j = 1, \dots, J$, para uma família i , sendo $i = 1, \dots, I$, a fim de maximizar a utilidade U_{ij} , tem-se:

$$U_{ij} = \bar{U}_{ij} + u_{ij} \quad j = 1, \dots, J, i = 1, \dots, I, \quad (44)$$

em que \bar{U}_{ij} , utilidade da família i quando escolhe j , 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 u_{ij} é o componente estocástico.

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

$$Prob(U_{ij} > U_{ik}) \quad k \neq j, \quad (45)$$

sendo a distribuição logística a mais recomendada para que o modelo seja operacionalizado tendo em vista a escolha pela distribuição do erro.

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

$$\bar{U}_{ij} = \alpha_j + \beta'_j x_i \quad j = 1, \dots, J, i = 1, \dots, I, \quad (46)$$

em que α_j é uma constante para cada alternativa, x_i é o vetor de variáveis relacionadas às características da família i 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 u_{ij} é independente e identicamente distribuído (iid) e segue uma distribuição Weibull, o modelo logit multinomial pode ser assim especificado

$$Prob(Y_i = j | x_i) = \frac{e^{\beta'_j x_i}}{\sum_{k=0}^J e^{\beta'_k x_i}} \quad j = 0, \dots, J, i = 1, \dots, I, \quad (47)$$

O modelo logit multinomial (MNL), originalmente proposto por Luce (1959) é estimado por máxima-verossimilhança. Este pode ser definido como uma extensão do modelo binário tendo uma variável dependente com mais de duas alternativas. Uma das principais características deste modelo é a presença da Independência das Alternativas Irrelevantes (IIA). Tal propriedade significa que a *odds ratio*⁵ entre duas alternativas não se altera, independente do número de alternativas disponíveis para a escolha da família. Ou seja, a presença de uma alternativa adicional dentro da gama de opções à disposição da família não altera o relacionamento entre duas outras opções.

A probabilidade do evento k ocorrer é determinada pelo logit multinomial e definida com base nas especificidades características de cada família contidas no vetor x_j . Ao se estimar a equação 47, para cada família i tem-se um conjunto de probabilidades associada a cada alternativa j escolhida. Cria-se, assim, um problema de

⁵ *Odds ratio*, ou razão de chance, é a probabilidade de ocorrer um determinado evento em relação a outro. Sendo p a probabilidade de sucesso e $1-p$ o complemento referente ao erro, a chance do sucesso é a razão: $w = \frac{p}{1-p}$.

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 $\beta_1 = 0$, chega-se em

$$Prob(Y_i = j|x_i) = \frac{e^{\beta'x_{ij}}}{1 + \sum_{k=1}^J e^{\beta'x_{ik}}} \quad j = 0, 2, \dots, J, i = 1, \dots, I, \beta_1 = 0, \quad (48)$$

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 $j - 1$, sendo j o número de ocupações.

Como ocorre no modelo logit binário, o logit multinomial possui duas principais possibilidades de interpretação das estimativas. Primeiramente, uma das interpretações parte da abordagem de variáveis latentes, em que se interpreta o parâmetro estimado como efeito marginal, não sendo adequada na ausência de analogia entre a amostra e a variável latente. De outra forma, quando se deseja estender a discussão para a interpretação em termos de probabilidades, torna-se preferível analisar os resultados usando a abordagem de *odds ratio* (logit) ou razão relativo de risco (logit multinomial), para reportar o efeito marginal da variável explicativa no sucesso da probabilidade de escolha entre as três alternativas descritas nesta pesquisa, podendo ser demonstrada por

$$RRR = \frac{\frac{Prob(Y = j|x + 1)}{Prob(Y = k|x + 1)}}{\frac{Prob(Y = j|x)}{Prob(Y = k|x)}} \quad (49)$$

Na presente pesquisa, adaptar-se-á à região Sudeste as variáveis selecionadas por Lima (2008) em sua análise para os estados da região Nordeste. A variável a ser explicada pelo logit multinomial é policotômica, podendo assumir o valor 0 caso a família seja exclusivamente agrícola; 1, não-agrícola; 2, para famílias pluriativas; e 3, quando for não-ocupada. 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.

Em relação aos efeitos das variáveis explicativas sobre a variável dependente, espera-se que a chance do indivíduo estar ocupado em atividade não-agrícola aumenta até certo nível, reduzindo-se gradativamente à medida que tal variável se eleva. A variável anos de estudo relaciona-se diretamente (positivamente) com as chances de o indivíduo estar ocupado em atividade não-agrícola. Uma família composta por muitos membros tem uma razão de chances maior de um dos indivíduos se ocuparem com atividades não-agrícolas, enquanto outros poderiam permanecer na propriedade rural e garantir seu funcionamento. Quanto ao local de moradia, espera-se que quanto mais distante o espaço rural em que a propriedade esteja localizada, mais reduzidas serão as chances dos membros da família escolherem a atividade não-agrícola como alternativa. Segundo Andrade (2003) e Lima (2008), a presença de um número maior de dependentes na família expresso pela variável razão de dependência pode tanto apresentar relação direta com as atividades não-agrícolas pelo fato de exigir um incremento adicional de renda que seria obtido em tais atividades quanto fazer com que os indivíduos permaneçam na propriedade agrícola a fim de suprir um número reduzido de trabalhadores.

Quanto às rendas provenientes do não-trabalho e que também contribuem para um incremento da renda familiar espera-se que sejam relacionadas inversamente com as chances de a família ser classificada como não-agrícola. A renda per capita mais elevada significa que as famílias estão ocupadas em atividades não-agrícolas.

3.2 Efeitos da renda não-agrícola sobre a pobreza

Inicialmente, a presente pesquisa parte da 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).

Heckman (1979) definiu um procedimento em dois estágios para corrigir o viés de seleção amostral e retirar do modelo o problema da endogeneidade. O primeiro consiste na estimação de um modelo probit para se obter a probabilidade de se escolher entre uma ou outra opção. No segundo estágio, a partir do valor da probabilidade, calcula-se um termo de correção chamado de razão inversa de Mills, que é utilizado no modelo como variável explicativa (VAZ, 2006). Entretanto, como pode ser notado, este procedimento de correção é adequado quando se tem uma variável dependente dicotômica, ou seja, com apenas duas alternativas de escolha. Poder-se-ia pensar numa adaptação que consistiria no cálculo de $1 - j$ inversas da razão de Mills, em que j é o número de alternativas. Dessa forma, em cada amostra incluiria-se o termo de correção calculado, como variável independente. Todavia, segundo Bourguignon *et al.* (2007), tal adaptação é incorreta uma vez que as outras alternativas de escolha estariam ausentes do controle, sendo necessária a inclusão de uma função que tenha a mesma utilidade da razão inversa de Mills num modelo de apenas duas alternativas no primeiro estágio.

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:

$$Y_1 = \beta'X + u_1 \quad (50)$$

$$Y_j^* = \gamma'Z + \eta_j \quad (51)$$

em que $j = 1, 2, 3, 4$, $E(u_1|X, Z) = 0$, $Var(u_1|X, Z) = \sigma^2$, enquanto o índice 1 refere-se à alternativa de ocupação exclusivamente agrícola. Neste modelo, a variável Y_1 será observada somente se $y_1^* > \max_{j \neq 1} Y_j^*$ e a estimação direta da equação (50) gera resultados inconsistentes. Segundo o procedimento de Heckman (1979), o viés seria corrigido por meio da média condicional de u_1 , tratando-se o viés de seleção amostral como um caso de variável omitida.

Efetuando-se a generalização do procedimento de Heckman (1979), chega-se a:

$$E(u_1|\varepsilon_1 < 0, \Gamma) = \int_{-\infty}^0 \frac{u_1 f(u_1, \varepsilon_1|\Gamma)}{Prob(\varepsilon_1 < 0|\Gamma)} d\varepsilon_1 du_1 \quad (52)$$

Em que $\Gamma = \{\gamma_1'Z, \dots, \gamma_4'Z\}$, $f(\cdot)$ é a densidade conjunta condicional de ε_1 e u_1 , e $\varepsilon_1 = \max_{j \neq 1}(Y_j^* - Y_1^*)$, fazendo com que a condição $y_1^* > \max_{j \neq 1} Y_j^*$ seja $\varepsilon_1 < 0$.

Conforme Bourguignon *et al.* (2007), a equação (52) pode ser substituída por uma única função μ em que $P_j, j = 1, \dots, 4$ é a probabilidade de cada alternativa ser escolhida:

$$E(u_1 | \varepsilon_1 < 0, \Gamma) = \mu(P_1, \dots, P_4) \quad (53)$$

A partir da generalização feita, pode-se chegar no modelo consistente que será estimado, sendo ω_1 o termo de erro aleatório:

$$Y_1 = \beta'X + u(P_j) + \omega_1 \quad (54)$$

O passo seguinte consiste, portanto em especificar a função μ . Numa primeira abordagem, considerando $r_j = corr(u_1, \eta_j)$, o modelo de correção proposto por Dubbin e McFadden (1984) assume que a relação entre os η_j é linear:

$$E(u_1 | \eta_1, \dots, \eta_4) = \sigma \frac{\sqrt{4}}{\pi} \sum_{j=1}^4 r_j (\eta_j - E(\eta_j)) \quad (55)$$

A partir do logit multinomial derivado por Dubin e McFadden (1984), tem-se:

$$E(\eta_1 - E(\eta_1) | y_1^* > \max_{s \neq 1}(y_2^*, y_3^*, y_4^*), \Gamma) = -\ln(P_1) \quad (56)$$

$$E(\eta_j - E(\eta_j) | y_1^* > \max_{s \neq 1}(y_2^*, y_3^*, y_4^*), \Gamma) = \frac{P_j \ln(P_j)}{1 - P_j}, \quad \forall_j > 1 \quad (57)$$

Utilizando as equações de (53) a (57), obtém-se a equação de interesse, a ser estimada por MQO:

$$y_1 = \beta'X + \sigma \frac{\sqrt{4}}{\pi} \sum_{j=2}^4 r_j \left(\frac{P_j \ln(P_j)}{1 - P_j} \right) - r_1 \ln(P_1) + \omega_1 \quad (58)$$

Considerando a restrição definida na proposta inicial de Dubin e McFadden (1984) em que $\sum_j r_j = 0$, o modelo torna-se:

$$y_1 = \beta'X + \sigma \frac{\sqrt{4}}{\pi} \sum_{j=2}^4 r_j \left(\frac{P_j \ln(P_j)}{1 - P_j} + \ln(P_1) \right) + \omega_1 \quad (59)$$

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 u_1 segue também uma distribuição normal. Assim, define-se a transformação:

$$\eta_j^* = J(\eta_j) = \Phi^{-1} \left(G(\eta_j) \right), \quad j = 1, \dots, 4 \quad (60)$$

em que G indica uma distribuição Gumbel e Φ , a distribuição normal acumulada. Admitindo-se que r_j^* é a correlação entre u_1 e η_j^* , a hipótese de linearidade é estabelecida por:

$$E(u_1 | \eta_1, \dots, \eta_4) = \sigma \sum_{j=1 \dots 4} r_j^* \eta_j^* \quad (61)$$

A partir desse pressuposto de linearidade, as expectativas condicionais tornam-se mais envolventes e tendo como conveniência que

$$m(P_j) = \int J(v - \log P_j) g(v) dv, \quad \forall_j,$$

podem ser derivados os seguintes resultados:

$$E \left(\eta_j^* \middle| y_1^* > \max_{s \neq 1} (y_2^*, y_3^*, y_4^*), \Gamma \right) = m(P_1) \quad (62)$$

$$E \left(\eta_j^* \middle| y_1^* > \max_{s \neq 1} (y_2^*, y_3^*, y_4^*), \Gamma \right) = m(P_j) \frac{P_j}{P_j - 1}, \quad \forall_j > 1 \quad (63)$$

Dessa forma, a equação de seleção de interesse da presente pesquisa é

$$y_1 = \beta'X + \sigma \left[r_1^*m(P_1) + \sum_{j=2\dots4} r_j^*m(P_j) \frac{P_j}{(P_j - 1)} \right] + \omega_1 \quad (64)$$

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:

$$E(W_i|Y_i = j) = \beta'X + \sigma\varphi + \omega_1 \quad (65)$$

em que W_i é a renda da família i da alternativa j de ocupação; β' é o conjunto de parâmetros a serem estimados; X representa o conjunto de variáveis que explica o nível de renda de cada família; σ é o erro padrão do erro aleatório e φ 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 W_{0i} como a renda de cada família i que atua apenas em atividades agrícolas, sabendo-se que:

$$W_{0i} = E(W_{0i}|Y_{0i} = j) = \beta'X + \sigma\varphi + \omega_{0i} \quad (66)$$

em que $E(W_{0i}|Y_{0i} = j)$ é o valor esperado da renda da família i 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 $E(\omega_{0i}|Y_i) = 0$ e $var(\omega_{0i}|Y_i) = \sigma_0^2$. Com os parâmetros estimados, W_{0i} pode ser prevista para todas as famílias, sendo necessário gerar termos não-observados $\hat{\omega}_{0i}$.

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

$$\hat{\omega}_{0i}^* = \hat{\sigma}_0 \Phi^{-1}(r) \quad (67)$$

em que $\hat{\sigma}_0$ é o erro padrão estimado de ω_{0i} , considerando o exemplo para famílias agrícolas; r se refere a uma sequência de números aleatórios entre 0 e 1; Φ^{-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:

$$\hat{W}_{0i} = \begin{cases} W_i = \beta'X + \sigma\varphi + \omega_{0i} & \text{quando } Y_i = 0 \\ \beta'X + \sigma\varphi + \omega_{0i} & \text{quando } Y_i = 1 \\ \beta'X + \sigma\varphi + \omega_{0i} & \text{quando } Y_i = 2 \end{cases} \quad (68)$$

O mesmo processo deve ser feito para se chegar às rendas previstas de \hat{W}_{1i} e \hat{W}_{2i} 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). 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 (P_0), o Hiato da Pobreza (P_1) e a Severidade da Pobreza (P_2). 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:

$$\varphi(\alpha) = \frac{1}{nz^\alpha} \sum_{i=1}^p (z - x_i)^\alpha, \quad \text{com } \alpha \geq 0 \quad (69)$$

em que p é o número de pobres, ou seja, famílias cuja renda per capita situa-se abaixo da linha de pobreza; n é o tamanho da população; z é a linha de pobreza especificada; e x_i é um vetor de renda *per capita* familiar da i -ésima família em ordem crescente. Pode-se inferir que quando $\alpha = 0$, calcula-se a proporção de pobres (P_0); para $\alpha = 1$, tem-se o hiato da pobreza (P_1); e quando $\alpha = 2$, a severidade da pobreza (P_2). 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 a que esta pesquisa se propõe 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).

Por meio de uma regressão linear e uso do método de mínimos quadrados ordinários especifica-se um formato para a Curva de Lorenz, geralmente a forma quadrática,

$$L(1 - L) = a(p^2 - L) + bL(p - 1) + c(p - L) \quad (70)$$

ou

$$L(p) = -\frac{1}{2}[bp + e + (mp^2 + np + e^2)^{\frac{1}{2}}] \quad (71)$$

em que L é a participação dos p por cento inferiores da população na renda familiar; a , b e c são parâmetros estimáveis da Curva de Lorenz. Datt (1998) definiu os parâmetros e , m e n da seguinte forma:

$$e = -(a + b + c + 1) \quad (72)$$

$$m = b^2 - 4a \quad (73)$$

$$n = 2be - 4c \quad (74)$$

Os índices de pobreza FGT, seguindo a Curva de Lorenz especificada anteriormente, podem ser expressos por

$$P_0 = -\frac{1}{2m} \left[n + r \left(b + \frac{2z}{\mu} \right) \left\{ \left(b + \frac{2z}{\mu} \right)^2 - m \right\}^{-1/2} \right] \quad (75)$$

$$P_1 = P_0 - \left(\frac{\mu}{z} \right) L(P_0) \quad (76)$$

$$P_2 = 2(P_1) - P_0 - \left(\frac{\mu}{z} \right)^2 \left[aP_0 + bL(P_0) - \left(\frac{r}{16} \right) \ln \left(\frac{1 - P_0/S_1}{1 - P_0/S_2} \right) \right] \quad (77)$$

cujos parâmetros podem ser assim definidos:

$$r = (n^2 - 4me^2)^{1/2} \quad (78)$$

$$s_1 = \frac{r - n}{2m} \quad (79)$$

$$s_2 = -\frac{r + n}{2m} \quad (80)$$

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

$$\varepsilon_{P_0} = -\frac{z}{\mu P_0 L''(P_0)} \quad (81)$$

$$\varepsilon_{P_1} = 1 - \frac{P_0}{P_1} \quad (82)$$

$$\varepsilon_{P_2} = 2 \left(1 - \frac{P_1}{P_2} \right) \quad (83)$$

em que $L''(P_0)$ corresponde à segunda derivada da Curva de Lorenz avaliada em P_0 e definida como sendo

$$L''(P_0) = \frac{r^2 (mP_0^2 + nP_0 + e^2)^{-3/2}}{8} \quad (84)$$

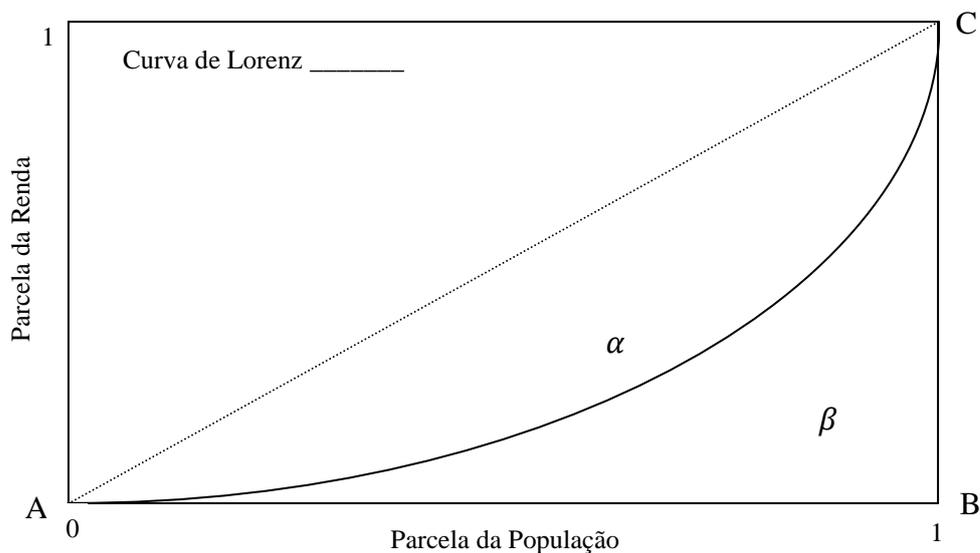
3.3 Efeitos da renda não-agrícola sobre a concentração de renda

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.

Considerando um aumento de renda das famílias mais pobres em detrimento das famílias mais ricas, tem-se uma redução da desigualdade. De acordo com o Princípio de Pigou-Dalton, uma transferência de renda de um indivíduo mais rico para um indivíduo mais pobre, desde que essa transferência não inverta a posição social entre os dois, reduz a desigualdade de renda.

Considerando os valores das rendas simuladas nos diferentes casos e definidos anteriormente, pode ser calculado o índice de Gini, que mede a desigualdade relativa da distribuição de renda por meio da razão entre a área da desigualdade (α) e a área da Curva de Lorenz que mostra distribuição da perfeita igualdade. A Figura 2 retrata a Curva de Lorenz, cujos eixos indicam que a parcela da renda total aumenta em função da proporção da população (HOFFMANN, 1998).



Fonte: Lima (2008)

Figura 1: Curva de Lorenz.

Pela Figura 2, a linha tracejada AC representa a linha de perfeita igualdade em que toda a renda é apropriada por todas as famílias. Na situação contrária, o segmento ABC representa a linha da perfeita desigualdade em que toda a renda é apropriada por uma única família. A situação ideal seria uma Curva de Lorenz mais próxima da linha da perfeita igualdade.

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

$$G = \frac{2}{n^2\mu} \sum_{i=1}^n ix_i - \left(1 + \frac{1}{n}\right) \quad (85)$$

em que μ é a renda média; n é o número de observações; e x_i , 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 renda⁶.

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. Seguindo o procedimento adotado por Lima (2008), as fórmulas usadas para o cálculo são:

$$G = \frac{e}{2} - \frac{n(b+2)}{4m} + \frac{r^2}{8m\sqrt{-m}} \left[\text{sen}^{-1} \frac{(2m+n)}{r} - \text{sen}^{-1} \frac{n}{r} \right], \quad m < 0 \quad (86)$$

e

$$G = \frac{e}{2} - \frac{n(b+2)}{4m} - \frac{r^2}{8m\sqrt{m}} \ln \left[\text{abs} \left(\frac{2m+n+2\sqrt{m}(a+c-1)}{n-2e\sqrt{m}} \right) \right], \quad m > 0 \quad (87)$$

Considerando os três índices de pobreza FGT utilizados na pesquisa, as equações de cálculo seriam

⁶ A significância estatística dos índices será calculada pelo método de *Linearização de Taylor* e de reamostragem *Bootstrap*.

$$\xi_{P_0} = \frac{\left(1 - \frac{Z}{\mu}\right)}{(P_0 L''(P_0))} \quad (88)$$

$$\xi_{P_1} = 1 + \left(\frac{\mu}{Z - 1}\right) \frac{P_0}{P_1} \quad (89)$$

$$\xi_{P_2} = 2 \left[1 + \left(\frac{\mu}{Z - 1}\right) \frac{P_1}{P_2}\right] \quad (90)$$

Com vistas a identificar se a renda não-agrícola é um fator desconcentrador da renda ou se diminui os índices de pobreza, utiliza-se para tal análise, o método de Kernel, que se trata de um procedimento não-paramétrico para estimação de uma função de densidade. Em tais procedimentos, não há necessidade de se especificar uma determinada forma funcional da distribuição, ao contrário dos procedimentos paramétricos, em que supõe-se conhecer a função de distribuição que gerou os dados.

A distribuição de uma variável aleatória pode ser identificada com base num histograma em que a variável de interesse está representada no eixo horizontal e sua freqüência, definida por um intervalo de classe, no eixo vertical. O histograma é formado por intervalos igualmente distribuídos e por barras que mostram a magnitude da freqüência em sua altura para um determinado valor de x , tendo-se assim uma estimativa da densidade para tal valor.

$$f(x) = \frac{1}{Nh}, \text{ sendo } N = \text{n}^\circ \text{ de observações do intervalo de classe} \quad (91)$$

Um histograma, portanto, não especifica uma forma funcional para a distribuição de uma variável, mas fornece a estimativa da sua densidade. Entretanto, depende de um valor de origem ou ponto de partida para ser construído e não apresenta continuidade em sua forma, sendo que a amplitude (h) das barras determina a sua suavidade. Tais limitações podem ser contornadas a partir de uma função de densidade de probabilidade da variável aleatória X , definida como

$$\widehat{f}(x) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{x - X_i}{h}\right) \quad (92)$$

em que K é uma função de ponderação⁷; x é o centro do intervalo amostral; e X_i representa cada observação do intervalo. A função $\widehat{f}(x)$ representa o estimador Kernel da densidade de *Rosenblatt-Parzen*. Embora o estimador seja não-paramétrico, a função é ponderada por diferentes núcleos (K), cujas funções paramétricas são conhecidas. Sendo uma função uniforme, ter-se-á um estimador simples de densidade, cuja limitação é apresentar cantos nas barras e derivada igual a zero no restante, tornado-a menos suave. As outras funções K podem ser derivadas.

A amplitude (h) da função Kernel é fundamental para determinar a suavidade da função, e não somente o valor escolhido do estimador de Kernel. Segundo Johnston e Dinardo (1997), uma amplitude maior gera uma estimativa mais suave e uma variância menor, embora o enviesamento seja maior. A presente pesquisa utilizar-se-á da escolha ótima fornecida pelo *software* Stata 10.1.

Como características do estimador Kernel, este possui consistência e, para grandes amostras, apresenta distribuição normal, sendo tendencioso para amostras pequenas. A escolha ótima da amplitude (h) garante a não-tendenciosidade de tal estimador, assintoticamente. Apresenta também algumas limitações no caso em que a densidade possui caldas mais longas, visto que a amplitude é um valor fixo para cada uma das observações, sem levar em conta, portanto, as especificidades locais dos dados.

3.4 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 2008. A Pnad é uma pesquisa anual realizada pelo IBGE desde 1971, por meio de uma amostra de domicílios que abrange todo o país e, por ter propósitos múltiplos, investiga diversas características socioeconômicas da sociedade, como população, educação, trabalho, rendimento, habitação, previdência social, migração, fecundidade, nupcialidade, saúde, nutrição etc., bem como outros temas incluídos na pesquisa de acordo com as demandas de informação para o Brasil. A partir de 2004, a pesquisa passou a ser realizada em todas

⁷ Trata-se de uma função de pesos que satisfaz a seguinte igualdade $\int_{-\infty}^{\infty} K(x)dx = 1$ e determina a forma dos ressaltos. Os *softwares* estatísticos fornecem diversos estimadores Kernel, sendo que o padrão é normalmente a Epanechnikov.

as regiões do Brasil, incluindo as áreas rurais de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá, regiões excluídas em períodos anteriores.

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

Esta seção do trabalho apresenta, primeiramente, a análise e discussão dos resultados alcançados pela pesquisa no que tange aos determinantes para a escolha entre os diferentes tipos de atividades para o meio rural da região Sudeste em 2008. A seguir, verifica-se o efeito da presença da pluriatividade e rendas não-agrícolas sobre o nível de pobreza e concentração de renda das famílias com base nos cálculos de simulações de rendas, índices de pobreza (FGT), índice de concentração de Gini, estimador Kernel, bem como as elasticidades de pobreza em relação ao crescimento da renda e ao índice de concentração.

4.1 Análise descritiva das variáveis

As estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na presente pesquisa encontram-se na Tabela 4. Os dados da Pnad para o ano de 2008 possibilitaram que se trabalhasse com um total de 2471 famílias compreendidas no espaço rural da região Sudeste, o que representa, utilizando-se o fator de expansão (peso), aproximadamente, 1,6 milhão de famílias. Desagregando-se para os diferentes tipos de famílias tem-se para a população de famílias agrícolas um total de 697.356 famílias, correspondendo a 42% do total das famílias; para as famílias classificadas como pluriativas observa-se um percentual de, aproximadamente, 20% do total de famílias, 318.590; as não-agrícolas representam um total de 556.427 famílias, num percentual de 34% do total; por fim, as famílias não-ocupadas em nenhuma atividade somam um total de 69.710 famílias, apenas 4% 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 54%.

As famílias exclusivamente agrícolas ocupam uma relevante parcela neste espaço, podendo representar 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 as rendas não-agrícolas podem assumir a mesma característica de tais regiões uma vez que contribuem para melhorar as condições de vida das famílias. Tal identificação será feita mais adiante.

Tabela 4 – Estatísticas descritivas das famílias rurais na região Sudeste, 2008

Variável	N	Média	Erro Padrão	Intervalo de Confiança (95%)	
Renda agrícola	1123	990,22	48,93	883,43	1077,83
Renda não-agrícola	741	1522,38	61,26	1348,34	1594,69
Renda pluriativa	505	1473,45	67,25	1412,72	1680,81
Renda não-ocupada	102	593,97	58,71	475,84	712,11
Idade PEA	2471	33,82	0,23	33,36	34,29
Anos de estudo	2471	5,60	0,12	5,36	5,85
Nº componentes da família	2471	3,45	0,04	3,37	3,53
Razão dependência	2471	0,39	0,01	0,36	0,41
Renda per capita	2471	1265,29	40,19	1185,69	1344,88

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da Pnad 2008.

Com base nas estatísticas descritivas apresentadas na Tabela 4, pode-se traçar um panorama da renda auferida pelas famílias nas diferentes ocupações. Em primeiro lugar, as famílias não-agrícolas e pluriativas possuem um nível de renda média muito próximo e num nível mais elevado, alcançando R\$ 1522,38 e R\$ 1473,45, 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\$ 990,22. Tal fato corrobora⁸, 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. As famílias não-ocupadas, que sobrevivem com base nos recursos advindos da seguridade social, com pensão e aposentadoria, apresentam uma renda bem abaixo das demais famílias, apenas R\$ 593,97.

⁸ Faz-se referência aos estudos citados na seção introdutória: ADAMS, 2001; LIMA, 2002; GRAZIANO DA SILVA; DEL GROSSI, 2002; DE JANVRY; SADOULET; ZHU, 2007; CAMPOLINA; SILVEIRA, 2008.

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 5,5 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.

Na Tabela 5, apresenta-se a proporção das variáveis em relação às suas categorias. Observa-se que metade das famílias do meio rural da região Sudeste, em 2008, recebem algum tipo de renda que não é proveniente do trabalho, como pensão, aposentadoria, seguro-desemprego, dentre outras fontes de renda que não somente da sua ocupação. Dentre os ocupados, aproximadamente, 26% trabalham por conta própria, ao passo que 74% são empregados em suas ocupações. Ademais, 85% das famílias abarcadas pela pesquisa residem no meio rural agropecuário, que representa o rural mais distante do centro urbano.

Tabela 5 – Proporção das variáveis relacionadas ao fator trabalho e moradia das famílias rurais na região Sudeste, 2008

Variável	Proporção %	Erro Padrão Linearizado	Intervalo de Confiança (95%)	
Renda não-trabalho				
Presença	51,80	0,0184	48,1530	55,4490
Ausência	48,20	0,0184	44,5510	51,8470
Conta-própria	26,45	0,0153	27,2400	33,2990
Empregado	73,55	0,0145	70,6580	76,4370
Local de moradia				
Rural agropecuário	85,58	0,0221	80,2170	89,9630

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da Pnad 2008.

4.2 Determinantes das escolhas de alternativas de ocupação

Esta seção apresenta o efeito das variáveis incluídas no modelo logit multinomial sobre as diferentes alternativas de ocupação disponíveis para a escolha dos membros das famílias, quais sejam, as atividades agrícolas, as não-agrícolas e a combinação de atividade agrícola e não-agrícola (pluriatividade). Conforme demonstrado na seção metodológica, as famílias escolhem a alternativa com base na

comparação do nível de utilidade gerado por cada uma delas, sendo que a atividade com a maior utilidade é a categoria escolhida.

A Tabela 6 abaixo mostra a estatística F e o Valor-P para as variáveis no teste de Wald que identifica a contribuição de cada uma na escolha das alternativas de ocupação. Nem todas as variáveis mostraram-se estatisticamente significativas, como é o caso da renda *per capita* e razão de dependência. As variáveis anos de estudo, local de moradia, trabalhadores por conta própria e empregados são estatisticamente significativas a 1 %; número de componentes da família e idade da PEA são significativas a 5%; e, por fim, a variável renda não-trabalho é significativa em nível de 11%. Ademais, o teste de colinearidade que mostra a associação linear entre as variáveis do modelo apresentou-se significativo para todas as variáveis, com um fator de inflação da variância (FIV) menor que 2, ou seja, as variáveis não são dependentes umas das outras, o que levaria a estimativas tendenciosas.

Tabela 6 – Contribuição de cada variável na escolha das alternativas de ocupações, 2008

Variáveis	Valor F calculado (2, 118)	Valor-P
Renda per capita	2,14	0,1219
Renda não-trabalho	2,29	0,1061
Anos de estudo	32,00	0,0000
Nº componentes da família	4,10	0,0190
Idade PEA	4,04	0,0200
Local de moradia	31,00	0,0000
Razão dependência	0,98	0,3771
Conta própria	78,85	0,0000
Empregados	106,26	0,0000

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da Pnad 2008.

A seguir são apresentadas as estimativas calculadas pelo modelo logit multinomial, sendo que estas determinam a escolha pelos membros das famílias entre as três atividades no meio rural: atividades agrícolas, não-agrícolas e pluriativas. A Tabela 7 contém também os efeitos parciais sobre a probabilidade das escolhas das famílias pelas atividades toda vez que se tem uma variação de uma unidade na quantidade da variável em questão bem como a razão relativa de risco que traz a análise em termos de chances, que serão maiores ou menores, de acordo com a variável. Os valores são comparáveis tendo-se como base as famílias agrícolas.

As variáveis não se mostram significativas para todas as alternativas. As variáveis que denotam características de trabalho e escolaridade, quais sejam, trabalhadores por *conta própria* e *empregados* e *anos de estudo* são significativas a 1% tanto em famílias não-agrícolas, quanto nas pluriativas; *número de componentes da família* é significativa a 5% para os pluriativos e a 10% para as não-agrícolas; a idade da PEA é significativa a 1% para as famílias não-agrícolas e a 5% para as pluriativas; a variável relacionada ao *local de moradia* é significativa a 1% em não-agrícolas; a *renda per capita* é significativa a 5% para as pluriativas; e, por fim, *razão de dependência*, calculada por meio da divisão do número de membros da família que são tidos como dependentes pela idade da PEA, e *renda não-trabalho* não foram significativas para nenhuma categoria.

Tabela 7 – Coeficientes do logit multinomial, efeitos parciais e razão relativa de risco para os determinantes da escolha pelas diferentes atividades, Sudeste, 2008

Variáveis	Não-agrícola			Pluriativa		
	Coef.	Efeito parcial	RRR	Coef.	Efeito parcial	RRR
Anos de estudo	0,2610***	0,0491	1,2982	0,1602***	0,0073	1,1737
Nº compon. da família	-0,0773*	-0,0230	0,9256	0,0863**	0,0177	1,0901
Idade PEA	-0,0207***	-0,0035	0,9795	-0,0182**	-0,0014	0,9819
Local de moradia	-2,5793***	-0,5510	0,0758	-0,5404	0,0829	0,5825
Razão dependência	-0,0587	0,0239	1,0605	-0,1669	-0,0286	0,8463
Conta própria	1,0699***	0,1095	2,9150	2,1051***	0,2456	8,2078
Empregados	2,0370***	0,2825	7,6675	2,8377***	0,2934	17,0767
Renda per capita	0,0001	0,0000	1,0001	0,0002**	0,0000	1,0002
Renda não-trabalho	-0,2373	-0,0628	0,7887	0,1412	0,0360	1,1517
Espírito Santo	0,3536	0,0831	1,4242	-0,0459	-0,0292	0,9551
Rio de Janeiro	1,9774***	0,4454	7,2236	0,0512	-0,1176	1,0525
São Paulo	2,1509***	0,4583	8,5930	0,4697	-0,0663	1,5995
Constante	-1,4606**			-4,1966***		

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da Pnad 2008.

***, **, *, representam, respectivamente, variável significativa a 1%, 5% e 10%.

Família agrícola: base de comparação.

Diante dos resultados expostos, torna-se necessária a análise e interpretação dos efeitos estimados bem como a verificação de coerência dos sinais. Observando o efeito parcial, para a variável *anos de estudo*, a partir de uma variação de uma unidade, ou seja, um ano a mais de estudo eleva a probabilidade da família ser não-agrícola em

0,0491 e de ser pluriativa em 0,0073, numa relação direta esperada, uma vez que nas atividades sem o caráter agrícola, o nível de escolaridade exigido é maior. O exame da razão relativa de risco (RRR) mostra se as chances da família estar numa determinada categoria se reduzem ou não em relação às famílias agrícolas (categoria base), dada uma variação de uma unidade. No presente caso, um ano a mais de estudo aumenta em 29,82% as chances de a família ser não-agrícola e em 17,37% as chances de ser pluriativa em comparação com as famílias agrícolas.

Segundo Ney (2006), alguns estudos realizados em países em desenvolvimento comprovam que a ampliação e melhora do sistema educacional da população rural, garantindo não somente o acesso, mas também a qualidade do ensino, é um fator fundamental para o crescimento das atividades rurais não-agrícolas, principalmente nas atividades mais produtivas e rentáveis. Assim, pode-se dizer que uma alteração no cenário educacional rural favorece o crescimento da renda e pode vir a reduzir as disparidades sociais e regionais da população.

Em relação ao *local de moradia*, o fato da família estar situada no meio rural agropecuário reduz a probabilidade da família ser classificada como não-agrícola em 0,5510. Quando se analisa a razão relativa de risco, as chances de a família ser não-agrícola se reduzem em 92,42%, dada a residência estar situada no meio rural agropecuário. Ou seja, quanto mais distante do centro urbano, ou ainda, quanto mais “ruralizada” a localidade do domicílio da família, menores as chances de estar ocupada exclusivamente em atividades não-agrícolas. Para o *número de componentes da família*, o aumento de uma pessoa na família, permanecendo tudo o mais constante, reduz as chances da família ser não-agrícola em 7,44%, enquanto que aumenta as chances da família ser pluriativa em 9,01%. Em termos de probabilidade, uma pessoa a mais na família reduz a probabilidade da mesma optar por uma atividade não-agrícola em 0,0230 e aumenta para a pluriatividade em 0,0177.

A variável *renda per capita* embora significativa estatisticamente para a categoria pluriativa, praticamente não exerce nenhum tipo de efeito sobre a probabilidade e as chances das famílias serem classificadas como tal, comparando-se com as famílias agrícolas. A *idade da PEA* exerce pequeno efeito negativo sobre as famílias não-agrícolas e pluriativas. A variação positiva de um ano de idade reduz a probabilidade de a família estar ocupada numa atividade não-agrícola em 0,0035, enquanto que suas chances são reduzidas em apenas 2,05%; enquanto as chances da família combinar as duas atividades diminuem 1,81%.

As variáveis *dummy conta própria* e *empregados* apresentaram os melhores resultados em termos de significância estatística. Uma família que trabalha por *conta própria* tem a probabilidade de ser não-agrícola aumentada em 0,1095 comparando-se com a base família agrícola. O efeito também é positivo quando se trata de ser classificada como pluriativa, nesse caso a probabilidade tem um aumento relativamente superior, da ordem de 0,2456. Pela razão relativa de risco cuja interpretação é feita com base nas chances, estas se elevam em 191% da família ser não-agrícola e em 721%, para as famílias pluriativas. Já a família que atua como *empregados* tem a probabilidade de ser não-agrícola elevada em 0,2825 e acrescida praticamente na mesma magnitude (0,2934) quando se trata da família ser pluriativa, tendo-se como base as famílias agrícolas.

Foram incluídas também variáveis *dummies* que identificam os estados da região Sudeste, sendo que, neste caso, as famílias agrícolas residentes em Minas Gerais são a base de comparação. Para o caso em que as famílias são pluriativas, nenhuma *dummy* de estado mostrou-se significativa estatisticamente. A *dummy* para o Espírito Santo não foi estatisticamente significativa para nenhum caso.

As *dummies* para Rio de Janeiro e São Paulo são significativas a 1% para as atividades não-agrícolas. Em relação à classificação da família como não-agrícola, essa probabilidade aumenta em 0,4454 e 0,4583 quando se passa do estado de Minas Gerais para os estados do Rio de Janeiro e São Paulo, respectivamente, praticamente a mesma variação. Em termos de chances, estas são mais elevadas que as chances das famílias serem agrícolas em 622% e 759%, respectivamente. Tais resultados podem ser justificados pelo fato de que em Minas Gerais as ocupações rurais são mais expressivas e, por exemplo, São Paulo é uma economia mais diversificada, o que implica na presença de outras fontes de renda, principalmente aquelas provenientes das ocupações não-agrícolas (CAMPOLINA; SILVEIRA, 2008).

Os resultados da estatística MEFF (*Misspecification Effect*) para o logit multinomial encontram-se na Tabela 8. Tal valor compara a estimativa da variância do parâmetro obtida considerando o plano amostral com outra estimativa do mesmo modelo sem considerar fatores como o peso, conglomerado e estratificação. Assim, avalia-se o efeito do plano amostral. Pelos resultados encontrados, com um MEFF, na maioria dos casos, acima da unidade, infere-se que caso não seja considerado o plano amostral, a variância verdadeira estaria sendo subestimada.

Tabela 8 – Resultados do MEF para as estimações do modelo logit multinomial dos determinantes das diferentes atividades das famílias, Sudeste, 2008

Variáveis	Não-agrícola	Pluriativa
Renda <i>per capita</i>	2,3555	2,8456
Renda não-trabalho	1,4898	1,2972
Anos de estudo	1,8158	1,3881
Nº componentes da família	0,9114	0,7635
Idade PEA	0,9755	1,0073
Local de moradia	2,6097	1,2116
Razão dependência	1,0587	0,8757
Conta própria	1,0197	0,9947
Empregados	1,2876	0,9562
Espírito Santo	6,7716	1,5919
Rio de Janeiro	4,1908	1,1374
São Paulo	3,6465	0,9316
Constante	1,3826	1,1111

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da Pnad 2008.

Os resultados apresentados nesta seção mostram os efeitos das variáveis incluídas no modelo logit multinomial sobre os determinantes das escolhas das diferentes alternativas de atividades das famílias residentes no meio rural dos estados da região Sudeste. Assim, nota-se que a renda das famílias pluriativas é maior que o nível de renda das outras famílias e, embora o percentual de tais famílias não seja muito elevado, pode-se dizer também que estas gozam de melhores condições ou meios para alcançarem seus fins de desenvolvimento. Além disso, considerando que o Sudeste possui um dinamismo econômico superior às demais regiões do país, é expressivo o percentual de famílias que se ocupam exclusivamente nas atividades.

É interessante observar também a importância da variável relacionada com a educação (*anos de estudo*) quanto ao efeito sobre as escolhas das atividades não-agrícolas e pluriativas, podendo ser um indício de que, realmente, tais atividades exigem um nível de qualificação maior e que merece ser mais investigado. Além desta variável, o *local de moradia*, a característica de a família ser *conta própria* ou *empregada*, *idade da PEA*, *número de componentes da família* e o fato de residir no Rio de Janeiro e São Paulo, esta última especificamente sobre as famílias não-agrícolas, exercem efeitos significativos sobre os determinantes das escolhas das famílias nas diferentes ocupações.

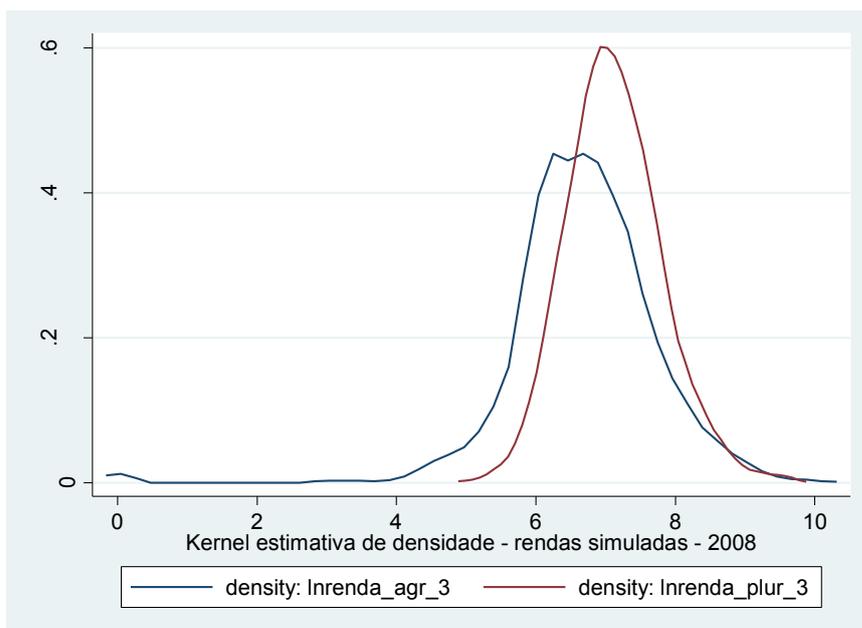
4.3 Efeitos da renda não-agrícola sobre a pobreza e a concentração

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 definido na seção metodológica. 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 (P_0), Hiato da Pobreza (P_1) e Severidade da Pobreza (P_2).

4.3.1 Todas as famílias agrícolas ou pluriativas

O primeiro tópico das simulações trata da questão de todas as famílias serem agrícolas ou pluriativas. Ou seja, excluindo-se os não-ocupados, simula-se a renda das famílias agrícolas se todas as famílias pluriativas e não-agrícolas fossem essencialmente agrícolas. Com base nesse valor, compara-se com a renda simulada das famílias pluriativas no caso em que todas as famílias agrícolas e não-agrícolas se comportem como sendo pluriativas.

As funções Kernel para as famílias agrícolas e pluriativas no ano de 2008 podem ser visualizadas na Figura 3. Trata-se do primeiro exercício de análise para identificar a relação existente entre as rendas não-agrícolas e a pluriatividade sobre a pobreza e concentração de renda. Considerando que todas as famílias são agrícolas, observa-se um achatamento maior da sua curva e uma cauda mais pesada na parte inferior ao centro da distribuição da renda agrícola. Neste caso, pode-se dizer que o número de famílias concentradas na faixa de valores inferiores à renda média é maior que aquelas concentradas na faixa com valores superiores à renda média, sendo um indicativo de pobreza mais acentuada quando todas as famílias são agrícolas.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 2 – Funções Kernel para os logaritmos das rendas simuladas com todas as famílias agrícolas e todas pluriativas, Sudeste, 2008.

Analisando o comportamento apresentado pela curva no caso de todas as famílias serem pluriativas, nota-se um achatamento menor, caracterizando-a mais como uma distribuição leptocúrtica⁹ em que os níveis de renda das famílias se encontram mais próximos do valor médio. Ademais, o centro de tal função está mais à direita do centro da curva das famílias agrícolas, mostrando que seu valor médio é maior quando todas as famílias são pluriativas; além disso, o cume mais elevado para tais famílias indica uma maior concentração dos valores de renda em torno do valor médio. Diante de tais observações, não se pode afirmar que o fato da família ser pluriativa reduza a concentração, mas pode-se inferir, com base no achatamento das funções de distribuição, que há maior desigualdade de renda, valores mais dispersos da média, quando todas as famílias são agrícolas em detrimento de serem pluriativas.

Para este primeiro caso de simulação, em que todas as famílias são do tipo agrícola ou pluriativas, a Tabela 9 mostra os índices de pobreza FGT, quais sejam, P_0 que é a proporção de famílias que não possuem renda *per capita* superior à linha de

⁹ A curtose é uma medida de dispersão que caracteriza o "achatamento" da curva da função de distribuição. As curvas podem apresentar o mesmo achatamento que a distribuição normal sendo, chamando-se estas funções de mesocúrticas; quando a distribuição é mais alta (afunilada) e concentrada que a distribuição normal, possuindo caudas mais pesadas, a função é chamada de leptocúrtica; e, por fim, a função de distribuição mais "achatada" que a distribuição normal é chamada platicúrtica.

pobreza¹⁰; P_1 , o hiato da pobreza que mede a intensidade da pobreza; e, por fim, P_2 , a severidade da pobreza que dá uma ponderação maior para os mais pobres.

Tabela 9- Índices de pobreza FGT para o *log* das rendas simuladas com todas as famílias agrícolas e todas pluriativas, Sudeste, 2008

	Estimativa FGT	Erro padrão	Intervalo de confiança (95%)		MEFF
Renda Simulada todas Agrícolas					
P_0	0.2087	0.0111	0.1866	0.2307	1.7260
P_1	0.0652	0.0058	0.0536	0.0768	2.4007
P_2	0.0365	0.0047	0.0273	0.0458	2.8685
Renda Simulada todas Pluriativas					
P_0	0.0349	0.0040	0.0269	0.0428	1.0340
P_1	0.0064	0.0009	0.0045	0.0082	1.1235
P_2	0.0019	0.0004	0.0011	0.0027	1.1687

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados apresentados para os índices FGT mostram que quando se tem todas as famílias como agrícolas, estes se mostram superiores na comparação com todas as famílias sendo do tipo pluriativas. A proporção de famílias agrícolas cuja renda está abaixo de um salário mínimo (P_0) em 2008, é de 20,87% contra apenas 3,49% no caso das famílias pluriativas. Em relação ao hiato da pobreza (P_1), os índices são 6,52% contra 0,64%, respectivamente, e a severidade da pobreza (P_2), 3,65% com todas as famílias agrícolas contra 0,19%, em que todas são pluriativas. Tendo em vista a significância estatística do teste de igualdade entre os índices, ou seja, os índices são diferentes entre si, pode-se dizer que a pluriatividade tem um efeito maior na redução da pobreza uma vez que os índices são menores nas famílias pluriativas.

Complementando a análise de pobreza e concentração de renda neste tópico, apresentam-se a seguir, os índices de concentração de Gini para as rendas simuladas das famílias como sendo todas agrícolas ou pluriativas. Conforme salientado na seção metodológica, o índice de Gini mede a desigualdade relativa da distribuição de renda

¹⁰ A linha de pobreza é definida nesta pesquisa como a faixa de 1 salário mínimo vigente no mês de referência da Pnad do ano de 2008, correspondente a R\$ 415,00. Uma discussão mais detalhada sobre as diferentes linhas de pobreza pode ser encontrada em Rocha (2000).

sendo obtido por meio da razão entre a área da desigualdade e a área da Curva de Lorenz que mostra a distribuição da perfeita igualdade. No cálculo, os erros padrão são estimados via *bootstrap* e pelo método de linearização de Taylor, que gera estimativas ligeiramente superiores que no primeiro método.

Como mostra a Tabela 10, o índice de Gini quando todas as famílias são agrícolas é de 0,5006, enquanto que quando todas são pluriativas, o índice é menor, da ordem de 0,3475. O índice de Gini é uma medida de concentração de renda que mede o nível de desigualdade e consiste em um número entre 0 e 1, em que 0 corresponde à completa igualdade de renda, todos têm a mesma renda, e 1 corresponde à completa desigualdade, uma pessoa tem toda a renda, e as demais nada têm. Os resultados corroboram o nível de desigualdade maior quando todas as famílias são do tipo agrícola, no sentido em que a presença da pluriatividade na família do meio rural da região Sudeste favorece a redução da concentração de renda.

Tabela 10 – Índice de concentração de Gini para as rendas simuladas com todas as famílias agrícolas e pluriativas, Sudeste, 2008

Índice	Estimativa	Viés	Erro Padrão*	Intervalo de confiança com correção de viés (95%)	
Renda simulada - todas agrícolas					
Gini (b)	0,5006	-0,0027	0,0121	0,4706	0,5242
Gini (It)	0,5002	-	0,0091	0,4824	0,5180
Renda simulada - todas pluriativas					
Gini (b)	0,3475	0,0065	0,0105	0,3269	0,3681
Gini (It)	0,3544	-	0,0079	0,3389	0,3699

Fonte: Dados da pesquisa.

* Erros padrão obtidos por *bootstrap* (b) com 200 replicações e linearização de Taylor (It).

4.3.2 Simulações por tipos de famílias

O tópico anterior analisou uma situação geral em que todas as famílias se comportam como sendo do tipo agrícola ou pluriativa. Entretanto, torna-se necessário recorrer a uma desagregação para a simulação com todos os casos de famílias na medida em que se pretende identificar qual o fator de correspondência entre os diferentes tipos de famílias e os efeitos sobre os níveis de pobreza e concentração de renda no meio rural, da região Sudeste, no ano de 2008. Neste sentido, esta seção trata de analisar as

diferentes situações, quais sejam, família agrícola com renda observada e simulada, caso seja pluriativa ou não-agrícola; família pluriativa com renda observada e simulada, caso seja exclusivamente agrícola e não-agrícola; e, por fim, a família não-agrícola com renda observada e simulada, simulando ser agrícola e pluriativa.

A Tabela 11 mostra os resultados do modelo de seleção amostral com logit multinomial, corrigido o viés de seleção amostral, por meio do qual são obtidas as rendas para cada tipo de família nas diferentes simulações. Nem todas as variáveis mostraram-se significativas estatisticamente a 10%; e os valores do erro padrão foram calculados via procedimento de reamostragem *bootstrap* com 1000 replicações. O modelo de seleção amostral via logit multinomial com correção do viés pelo método de Dubin e McFadden (1984) fornece a estimativa de dois valores de *lambda* (λ_1 e λ_2), cuja significância estatística indica se é correto considerar o viés de seleção amostral no modelo, o que é verificado neste primeiro modelo.

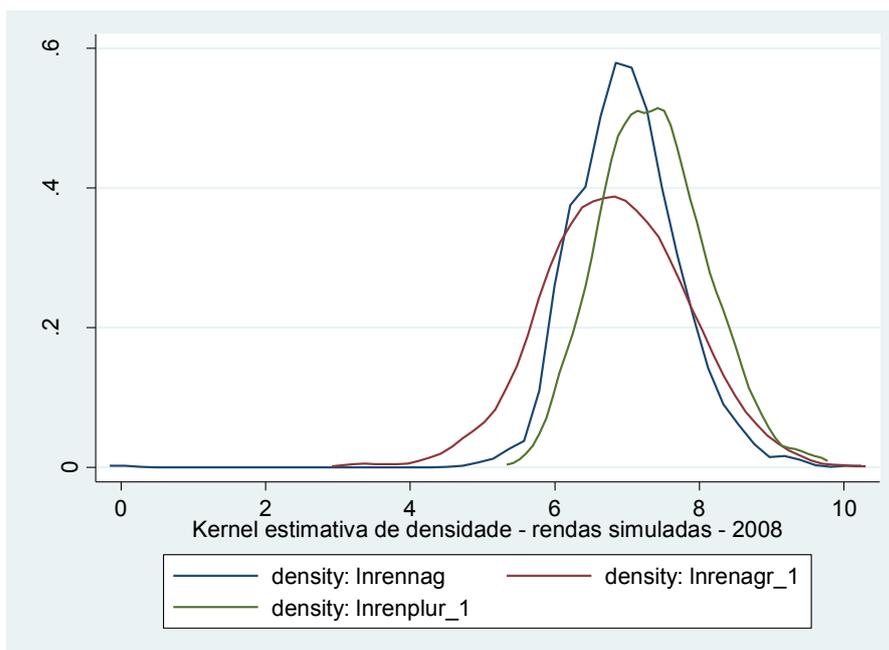
Tabela 11 - Coeficientes estimados para a equação do log da renda média das famílias não-agrícolas com correção de seleção, baseado no logit multinomial, Sudeste, 2008

Variáveis	Coefficiente	Erro padrão	Valor-P
Idade da PEA	0,0249	0,0045	0,0000
Anos de estudo	0,0802	0,0213	0,0000
Nº componentes da família	0,0818	0,0286	0,0040
Local de moradia	0,0597	0,2306	0,7960
Razão de dependência	-0,0069	0,0743	0,9260
Espírito Santo	0,2379	0,1243	0,0560
Rio de Janeiro	0,2714	0,1554	0,0810
São Paulo	0,1557	0,1362	0,2530
λ_1	-0,2740	0,0965	0,0040
λ_2	0,3852	0,0937	0,0000
Constante	5,5016	0,4539	0,0000

Fonte: Dados da pesquisa.

As funções Kernel para o *log* da renda observada e simulada das famílias não-agrícolas, caso fossem pluriativas ou exclusivamente não-agrícolas, estão reportadas na Figura 4. Observam-se caudas mais pesadas na parte inferior da média para a simulação em que as famílias não-agrícolas se comportam como agrícolas, aproximando-se mais de uma curva com distribuição normal (mesocúrtica), ocorrendo, assim, que existe uma dispersão maior do nível de renda médio das famílias. Não existe uma diferença

significativa entre os valores médios, porém, como o centro da função Kernel caso as famílias sejam pluriativas está mais à esquerda pode-se dizer que a renda média é ligeiramente superior para tais famílias, seguida da renda observada para as famílias não-agrícolas e da renda simulada para as famílias agrícolas. A distribuição assume uma forma mais leptocúrtica para a renda observada das famílias não-agrícolas, denotando que existe uma maior concentração de famílias com renda em torno da média.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 3 – Funções Kernel para os logaritmos das rendas observadas e simuladas das famílias não-agrícolas, caso fossem agrícolas ou pluriativas, Sudeste, 2008.

Na Tabela 12 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 4,80%, 1,29%, 0,61% para as famílias não-agrícolas, e passaram a ser 17,55%, 6,30% e 3,16%, respectivamente, caso as famílias fossem agrícolas, sendo estatisticamente significativa a diferença entre os índices. Entretanto, caso estas se comportassem como pluriativas, as famílias rurais da região Sudeste gozariam de índices de pobreza menores, sendo 1,80%, 0,3% e 0,07%, respectivamente,

denotando que a combinação dos dois tipos de atividades seria a melhor alternativa para a redução da pobreza.

Tabela 12 – Índices de pobreza FGT e MEFF para o log das rendas observada e simuladas das famílias não-agrícolas, caso fossem agrícolas e pluriativas, Sudeste, 2008

	Estimativa FGT	Erro padrão	Intervalo de confiança (95%)		MEFF
Renda Observada					
P ₀	0.0480	0.0099	0.0284	0.0675	1.7214
P ₁	0.0129	0.0032	0.0066	0.0192	1.2555
P ₂	0.0061	0.0018	0.0025	0.0096	0.9346
Renda Simulada se Agrícolas					
P ₀	0.1755	0.0162	0.1434	0.2076	1.3424
P ₁	0.0630	0.0071	0.0490	0.0770	1.2847
P ₂	0.0316	0.0041	0.0234	0.0399	1.0919
Renda Simulada se Pluriativas					
P ₀	0.0180	0.0045	0.0091	0.0269	0.7587
P ₁	0.0030	0.0009	0.0012	0.0048	0.8311
P ₂	0.0007	0.0003	0.0002	0.0012	0.9115

Fonte: Dados da pesquisa.

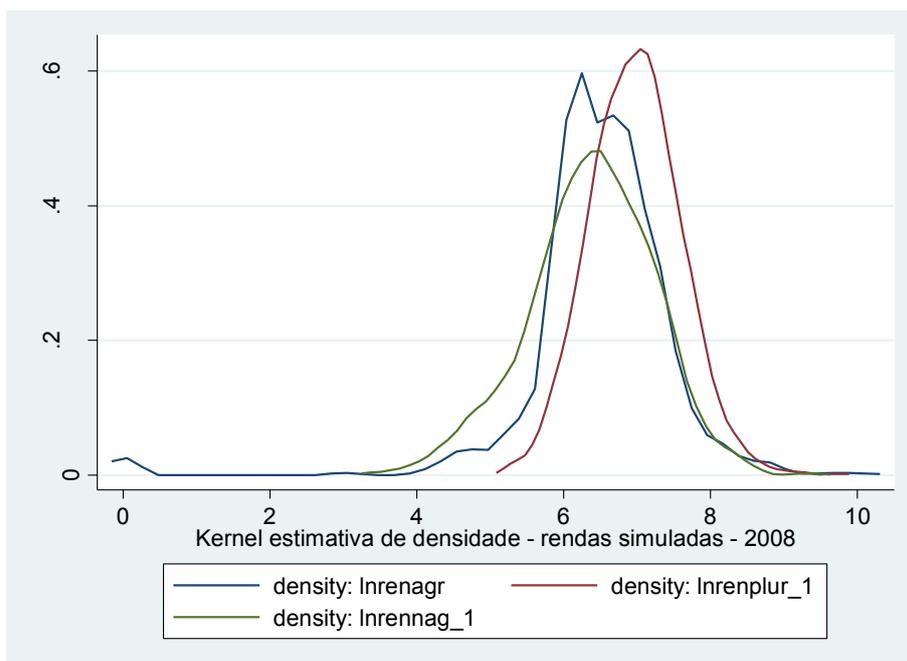
O exercício seguinte consiste em fazer a mesma análise anterior considerando, agora, a renda observada das famílias agrícolas e a renda simulada caso estas famílias fossem não-agrícolas ou pluriativas. A partir dos parâmetros estimados e dos resíduos é possível calcular o valor da renda para as famílias e fazer as comparações, com base nos índices de pobreza FGT e índices de concentração de Gini. A Tabela 13 apresenta o logit multinomial com correção do viés de seleção, sendo tal correção necessária diante da significância estatística dos valores de *lambda*, em nível de 5% de significância. A variável *número de componentes da família* não foi estatisticamente significativa a nível de 10%.

Tabela 13 - Coeficientes estimados para a equação do *log* da renda média das famílias agrícolas com correção de seleção, baseado no logit multinomial, Sudeste, 2008

Variáveis	Coeficiente	Erro padrão	Valor-P
Idade da PEA	0,0190	0,0096	0,0490
Anos de estudo	0,1413	0,0490	0,0040
Nº componentes da família	-0,0621	0,0771	0,4210
Local de moradia	-1,5300	0,6297	0,0150
Razão de dependência	0,4609	0,1545	0,0030
Espírito Santo	0,4508	0,2127	0,0340
Rio de Janeiro	1,5473	0,5959	0,0090
São Paulo	1,5162	0,5161	0,0030
λ_1	-0,9026	0,3766	0,0170
λ_2	1,0800	0,2876	0,0000
Constante	6,7943	0,6221	0,0000

Fonte: Dados da pesquisa.

A função Kernel, no presente caso, mostra distribuições mais próximas do formato leptocúrtico, refletindo, portanto, que os valores das rendas para as famílias situam-se próximos ao valor médio, como pode ser visto na Figura 5. Corroborando os resultados anteriores o valor maior da renda ocorre para a simulação das famílias agrícolas como sendo pluriativas, cuja função tem o valor central mais à direita. Seu cume em um nível mais elevado mostra também que existe um maior número de famílias com renda próxima ao valor médio. Para a renda observada das famílias agrícolas, ocorre uma dispersão maior do nível médio de renda, em que se observa uma distribuição mais achatada em comparação com as demais categorias. Os resultados indicam, portanto, que a melhor alternativa para as famílias agrícolas é combinar tanto atividade agrícola quanto não-agrícola entre seus membros, uma vez que a desigualdade é menor para essa categoria.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 4 – Funções Kernel para os logaritmos das rendas observadas e simuladas das famílias agrícolas, caso fossem pluriativas ou não-agrícolas, Sudeste, 2008.

A Tabela 14 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 (P_0) das famílias agrícolas que não possuem renda acima da linha de pobreza é de 16,08%. O hiato da pobreza (P_1) é de 6,56% e, atribuindo-se ao índice uma ponderação maior para os mais pobres dentre os pobres, a severidade da pobreza (P_2) é de 4,08%. Recorrendo-se às simulações, inicialmente, caso as famílias fossem não-agrícolas os índices que mensuram a pobreza sofreriam uma elevação em seus valores, denotando que a pobreza aumentaria quase duas vezes mais. A proporção de pobres e o hiato da pobreza aumentariam para 28,73% e 9,91%, 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. A estatística MEF (Misspecification Effect) mostra que, no primeiro caso, seus valores são maiores que a unidade, ou seja, a não consideração do plano amostral subestimaria os resultados, enquanto no segundo caso, os valores menores que um gerariam resultados superestimados.

Tabela 14 – Índices de pobreza FGT e MEFF para o log das rendas observada e simuladas das famílias agrícolas, caso fossem pluriativas e não-agrícolas, Sudeste, 2008

	Estimativa FGT	Erro padrão	Intervalo de confiança (95%)		MEFF
Renda Observada					
P ₀	0.1608	0.0170	0.1270	0.1946	2.4998
P ₁	0.0656	0.0111	0.0436	0.0876	3.9636
P ₂	0.0408	0.0092	0.0224	0.0591	4.4161
Renda Simulada se Não-Agrícolas					
P ₀	0.2873	0.0157	0.2562	0.3184	1.4207
P ₁	0.0991	0.0085	0.0823	0.1159	2.2172
P ₂	0.0482	0.0054	0.0375	0.0589	2.2835
Renda Simulada se Pluriativas					
P ₀	0.0501	0.0061	0.0380	0.0622	0.8831
P ₁	0.0085	0.0014	0.0057	0.0113	1.0463
P ₂	0.0024	0.0007	0.0011	0.0038	1.3238

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, se inserem 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.

O exercício seguinte consiste na simulação para o caso das famílias pluriativas. A partir dos coeficientes estimados para as rendas observadas de tais famílias e as simuladas considerando que fossem não-agrícolas ou agrícolas, por meio do modelo de seleção amostral via logit multinomial com correção do viés de seleção, estima-se novamente a função Kernel e calculam-se os índices de pobreza. De acordo com os

resultados apresentados na Tabela 15, observa-se que grande parte das variáveis não são estatisticamente significativas a 10%. Em relação aos valores de λ , o logit multinomial apresenta apenas um dos parâmetros estatisticamente significativo, indicando a necessidade de se considerar o viés de seleção amostral nestes modelos.

Tabela 15 - Coeficientes estimados para a equação do log da renda média das famílias pluriativas com correção de seleção, baseado no logit multinomial, Sudeste, 2008

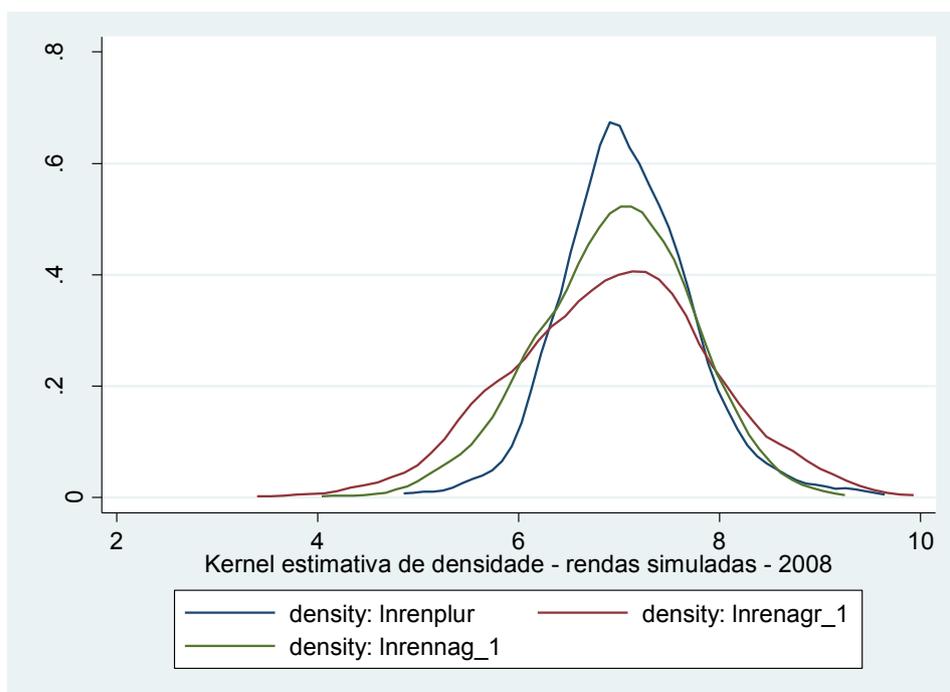
Variáveis	Coeficiente	Erro padrão	Valor-P
Idade da PEA	0,0133	0,0047	0,0040
Anos de estudo	0,0358	0,0339	0,2910
Nº componentes da família	0,0024	0,0332	0,9430
Local de moradia	0,1607	0,2540	0,5270
Razão de dependência	0,1627	0,0589	0,0060
Espírito Santo	0,0656	0,0844	0,4370
Rio de Janeiro	-0,0452	0,2474	0,8550
São Paulo	0,0471	0,2195	0,8300
λ_1	-0,2680	0,1110	0,0160
λ_2	0,0199	0,1857	0,9150
Constante	5,7818	0,3833	0,0000

Fonte: Dados da pesquisa.

A Figura 6 mostra as funções Kernel para o log das rendas observadas e simuladas das famílias pluriativas. A função assume um comportamento mais leptocúrtico para as rendas das famílias pluriativas, cujo pico também é maior, ou seja, indica que existe um número maior de famílias com um nível de renda concentrada em torno do valor médio (desigualdade de renda menor). Tal concentração diminui caso as famílias fossem não-agrícolas, reduzindo-se ainda mais caso fossem agrícolas (desigualdade maior). O mesmo acontece com os picos, que são menores para os casos simulados. As caudas mais pesadas no caso em que as famílias pluriativas fossem agrícolas indicam que para estas últimas existem mais famílias com renda inferior ao valor médio em detrimento de rendas com valores superiores (valores dispersos). Além disso, tais resultados sugerem que o nível de pobreza é mais acentuado nas famílias não-agrícolas e agrícolas quando se compara com as pluriativas.

Essa análise preliminar 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).



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 5 – Funções Kernel para os logaritmos das rendas observadas e simuladas das famílias pluriativas, caso fossem agrícolas ou não-agrícolas, Sudeste, 2008.

Os índices de pobreza FGT para as rendas observadas e simuladas das famílias pluriativas no ano de 2008 encontram-se na Tabela 16, sendo que todos os índices foram estatisticamente diferentes entre si. As estimativas para as famílias pluriativas são muito baixas em que P_0 , P_1 e P_2 apresentaram valores de 2,67%, 0,78% e 0,32%, respectivamente, evidenciando que as famílias pluriativas gozam de melhores condições diante de um nível de renda mais elevado. Ademais, simulando-se que as famílias pluriativas se comportem como agrícolas, confirmam-se os resultados anteriores das funções Kernel. Os índices de pobreza aumentam consideravelmente na comparação com as famílias pluriativas. Proporção de pobres, hiato da pobreza e severidade da pobreza passam a ser de 19,73%, 6,90% e 3,55%. 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. P_0 , P_1 e P_2 aumentam para 11,37%, 3,27% e 1,44%, respectivamente.

Tabela 16 – Índices de pobreza FGT e MEFF para o log das rendas observada e simuladas das famílias pluriativas, caso fossem agrícolas e não-agrícolas, Sudeste, 2008

	Estimativa FGT	Erro padrão	Intervalo de confiança (95%)		MEFF
Renda Observada					
P_0	0.0267	0.0083	0.0101	0.0432	1.0473
P_1	0.0078	0.0028	0.0022	0.0133	1.0556
P_2	0.0032	0.0014	0.0004	0.0059	1.0805
Renda Simulada se Agrícolas					
P_0	0.1973	0.0192	0.1591	0.2355	0.9110
P_1	0.0690	0.0096	0.0500	0.0880	1.1569
P_2	0.0355	0.0061	0.0234	0.0476	1.0390
Renda Simulada se Não-Agrícolas					
P_0	0.1137	0.0160	0.0819	0.1455	0.9919
P_1	0.0327	0.0062	0.0203	0.0450	1.1278
P_2	0.0144	0.0038	0.0068	0.0221	1.1240

Fonte: Dados da pesquisa.

Para complementar as análises que foram feitas com base nas funções Kernel e nos índices de pobreza, apresentam-se a seguir os valores das rendas observadas e simuladas para cada tipo de família no meio rural da região Sudeste em 2008. A renda mais elevada pertence às famílias não-agrícolas, seguida das famílias pluriativas e agrícolas, com os valores de R\$ 1522,38, R\$ 1473,45 e R\$ 990,21, respectivamente. Observando os valores das rendas simuladas, nota-se um resultado interessante quanto ao efeito das rendas não-agrícolas. Simulando-se que as famílias agrícolas fossem não-agrícolas, ao invés de apresentar uma elevação da renda, esta diminui para R\$ 904,40 e, da mesma forma, caso as famílias não-agrícolas fossem agrícolas, esperava-se que ocorresse uma redução da renda, porém esta se eleva para R\$ 1652,12. No primeiro caso, uma provável explicação pode ser a falta de treinamento e capacitação dos indivíduos que migram para as atividades não-agrícolas que demandam uma qualificação mais elevada. Enquanto que no segundo resultado apontado, muitos trabalhadores que passam a se dedicar às atividades essencialmente agrícolas trazem

uma certa habilidade e capacidade de empreendimento maior que torna mais rentáveis tais atividades.

Confirmando a importância da pluriatividade no que tange aos efeitos sobre os níveis de pobreza e concentração de renda, percebe-se, diante dos resultados expostos na Tabela 17, que todas as famílias, agrícolas e não-agrícolas, caso fossem pluriativas, teriam suas rendas elevadas para R\$ 1252,24 e R\$ 1860,49, respectivamente, sendo este último nível de renda, o mais elevado entre as simulações que foram feitas. Assim, os resultados obtidos corroboram os trabalhos feitos por Nascimento (2004) e (2009), Balsadi (2007), Conterato (2005), Schneider (2006), Mariano e Neder (2004), mostraram que a presença da pluriatividade constitui-se uma alternativa para incrementar os ganhos de renda na família.

É interessante destacar também que para as famílias pluriativas, considerando que elas fossem não-agrícolas, seu nível de renda se reduziria de R\$ 1473,45 para R\$ 1390,85, ao passo que na outra simulação, caso a família estivesse ocupada exclusivamente em atividades agrícolas, sua renda seria elevada para R\$ 1742,19, crescimento em torno de 18%. Para as famílias não-agrícolas a melhor opção é que fizessem uma escolha diferente das atividades essencialmente não-agrícolas, uma vez que em qualquer uma das outras duas alternativas, agrícolas ou pluriativas, seu nível de renda seria maior; para as famílias agrícolas, a melhor alternativa é que pelo menos um de seus membros estivesse ocupado em alguma atividade não-agrícola como forma de complemento da renda familiar; e, por fim, para as famílias pluriativas, seu maior nível de renda seria caso optassem pelas atividades agrícolas.

Tabela 17 – Renda média observada e simulada das famílias agrícolas e pluriativas, Sudeste, 2008

Tipos de famílias	Agrícolas	Não-agrícolas	Pluriativas
Agrícolas	R\$ 990,21	R\$ 1652,12	R\$ 1742,19
Não-agrícolas	R\$ 904,40	R\$ 1522,38	R\$ 1390,85
Pluriativas	R\$ 1252,24	R\$ 1860,49	R\$ 1473,45

Fonte: Dados da pesquisa.

4.3.3 Concentração de renda para os tipos de famílias

Complementando a análise da desigualdade de renda, são apresentados na Tabela 18 os resultados dos índices de concentração de Gini para as rendas observadas e simuladas das famílias 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. Vale lembrar que 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 0,4344; 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 0,3501, uma redução de 27% 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 18 – Índice de concentração de Gini para as rendas observadas e simuladas das famílias agrícolas caso fossem pluriativas e não-agrícolas Sudeste, 2008

Índices	Estimativa	Viés	Erro padrão*	Intervalo de confiança com correção de viés (95%)	
Renda Observada					
Gini (b)	0,4344	-0,0024	0,0273	0,3806	0,4881
Gini (It)	0,4355	-	0,0184	0,3993	0,4717
Renda Simulada se Não-Agrícolas					
Gini (b)	0,4213	0,0022	0,0122	0,3973	0,4453
Gini (It)	0,4248	-	0,0091	0,4069	0,4427
Renda Simulada se Pluriativas					
Gini (b)	0,3168	0,0021	0,0098	0,2975	0,3361
Gini (It)	0,3191	-	0,0062	0,3070	0,3313

Fonte: Dados da pesquisa.

* Erros padrão obtidos por *bootstrap* (b) com 200 replicações e linearização de Taylor (It).

A Tabela 19 contém os resultados para o índice de concentração de Gini para as rendas observadas e simuladas das famílias pluriativas. Para a renda observada das famílias pluriativas o índice é de 0,3381, 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 0,5263, ou seja, a concentração da renda aumenta, aproximadamente, 55% para tal simulação. Numa outra simulação, caso as famílias pluriativas fossem não-agrícolas, o índice de concentração de Gini aumenta para 0,4019 em 2008, crescimento de 19%.

Tabela 19 – Índice de concentração de Gini para as rendas observadas e simuladas das famílias pluriativas, se fossem agrícolas e não-agrícolas, Sudeste, 2008

Índices	Estimativa	Viés	Erro padrão*	Intervalo de confiança com correção de viés (95%)	
Renda Observada					
Gini (b)	0,3381	0,0001	0,0233	0,2921	0,3841
Gini (lt)	0,3410	-	0,0163	0,3091	0,3729
Renda Simulada se Agrícolas					
Gini (b)	0,5263	-0,0124	0,0246	0,4778	0,5748
Gini (lt)	0,5178	-	0,0178	0,4829	0,5528
Renda Simulada se Não-Agrícolas					
Gini (b)	0,4019	0,0022	0,0198	0,3629	0,4409
Gini (lt)	0,4032	-	0,0164	0,3711	0,4353

Fonte: Dados da pesquisa.

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

Por fim, são apresentados na Tabela 20 os resultados dos índices de concentração de Gini, considerando as rendas observadas e simuladas das famílias não-agrícolas. Para tais famílias o índice de Gini é de 0,4205, sendo um nível de concentração maior em comparação às famílias pluriativas (menor concentração) e muito próximo do índice das famílias agrícolas (maior concentração). Caso as famílias não-agrícolas fossem pluriativas, a concentração da renda diminuiu para 0,3617, queda de, aproximadamente, 14%. Entretanto, quando se passa de não-agrícola para agrícola percebe-se o efeito das rendas não-agrícolas sobre o índice de concentração, que aumenta para 0,5039, um crescimento de, aproximadamente, 20%.

Tabela 20 – Índice de concentração de Gini para as rendas observadas e simuladas das famílias não-agrícolas, caso fossem agrícolas e pluriativas, Sudeste, 2008

Índices	Estimativa	Viés	Erro padrão*	Intervalo de confiança com correção de viés (95%)	
Renda Observada					
Gini (b)	0,4205	-0,0098	0,0216	0,3780	0,4630
Gini (It)	0,4122	-	0,0174	0,3782	0,4462
Renda Simulada se Agrícolas					
Gini (b)	0,5039	-0,0038	0,0165	0,4713	0,5365
Gini (It)	0,5011	-	0,0138	0,4740	0,5283
Renda Simulada se Pluriativas					
Gini (b)	0,3617	0,0007	0,0163	0,3297	0,3938
Gini (It)	0,3651	-	0,0126	0,3404	0,3899

Fonte: Dados da pesquisa.

* Erros padrão obtidos por *bootstrap* (b) com 200 replicações e linearização de Taylor (It).

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 (ε_{RENDA}) e no índice de concentração de Gini (ε_{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 21, 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 21- 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, 2008

	Família Agrícola		Família Pluriativa	
	ϵ_{renda}	ϵ_{gini}	ϵ_{renda}	ϵ_{gini}
Renda Observada				
P ₀	-1.6940	2.3480	-9.9780	25.4500
P ₁	-2.1926	5.4253	-18.6471	51.1122
P ₂	-2.6943	8.5069	-27.3537	76.8702
Renda Simulada se Agrícolas				
P ₀			-1.3248	4.2371
P ₁			-1.8679	10.1721
P ₂			-2.3824	16.0157
Renda Simulada se Pluriativas				
P ₁	-4.3880	8.8527		
P ₂	-7.4378	18.0233		
P ₃	-10.5267	27.2726		
Renda Simulada se Não-Agrícolas				
P ₀	-1.3864	1.6350	-2.0928	4.9214
P ₁	-1.8302	4.3375	-3.0977	10.6360
P ₂	-2.2492	7.0109	-4.1082	16.3639

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 1,69%,

o hiato da pobreza (P_1) diminuiria 2,19% e a severidade da pobreza (P_2), 2,69%, 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 (P_0) em 9,98%, o hiato da pobreza (P_1) cairia em 18,65% e a severidade da pobreza (P_2) 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.

Um resultado interessante consiste no efeito sobre os índices de pobreza caso as famílias agrícolas fossem não-agrícolas, pois a redução nos índices FGT seria numa proporção menor, 1,39%, 1,83% e 2,25%, respectivamente. Assim, vê-se que os efeitos de um aumento da renda produzem efeitos maiores de redução da pobreza nas famílias cujos rendimentos provêm das atividades agrícolas. O mesmo comportamento pode ser observado caso as famílias pluriativas se comportem como não-agrícolas, no qual os efeitos sobre a redução dos índices de pobreza dado um aumento da renda são mais baixos, da ordem de 2,09% em P_0 , 3,10% em P_1 e 4,11% em P_2 .

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, 4,39% em P_0 , 7,44% em P_1 e 10,53% em P_2 . Para as famílias pluriativas que passam a se dedicar exclusivamente às atividades agrícolas, a redução nos índices de pobreza é de 1,32% em P_0 , 1,87% em P_1 e 2,38% em P_2 . 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 (P_1) e severidade da pobreza (P_2). 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 2008 gera um efeito no mesmo sentido sobre a proporção de pobres em 2,34%, 5,42% no hiato da pobreza e 8,51% na severidade da pobreza, ou seja, a variação nos índices FGT é maior naqueles indicadores que ponderam mais os pobres dentre os pobres (P_1 e P_2). Para a renda observada das famílias pluriativas a redução é ainda maior, da ordem de 25,45%, 51,11% e 76,87%, respectivamente.

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. RESUMO E CONCLUSÕES

Os estudos sobre o meio rural no Brasil têm concluído que, para se chegar a uma melhora das condições de vida da população rural, não basta apenas criar meios para desenvolver a agricultura e a pecuária na busca por uma modernização do setor agrícola. Isso acontece porque nos últimos anos percebe-se uma modificação na configuração do espaço rural, em que as atividades agrícolas vêm perdendo a total supremacia no campo e dando espaço para atividades não-agrícolas, muitas vezes por causa do crescimento das interrelações no rural e também dos centros urbanos. Em suma, o que se observa especificamente nos estados da região Sudeste e, de modo similar, nas demais regiões do país, é a combinação de um sistema de produção agrícola integrado e moderno com outro sistema de atividades que tem como objetivo atender às demandas tanto da população quanto dos serviços essenciais necessários às atividades agrícolas.

A região Sudeste, muito embora não seja caracterizada como uma região pobre, tem observado nos últimos anos um crescimento da renda e uma redução nos índices que mensuram a pobreza, tanto no urbano quanto no rural. Especificamente no meio rural, tem-se nessa região uma grande participação no sistema de abastecimento de todo o país, caracterizando o espaço rural da região Sudeste, notadamente nos estados de Minas Gerais e São Paulo, como de fundamental importância para o desenvolvimento do país.

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 tem como objetivo 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 2008.

Para responder ao problema da referente pesquisa, buscou-se, inicialmente, estudar os principais determinantes das escolhas das famílias em relação às três alternativas possíveis, quais sejam, estar ocupada em atividades agrícolas, atividades não-agrícolas e, por fim, combinar estas duas atividades (pluriatividade). Para dar sustentação a esse tipo de escolha por parte das famílias utilizou-se nesta pesquisa o referencial teórico do modelo de utilidade conjunta (*joint utility*), segundo o qual os membros da família agem coletivamente a fim de maximizar uma função simples de utilidade. Dessa forma, opta-se por aquela alternativa que proporcione à família o maior nível de utilidade em comparação com outra alternativa passível de ser escolhida.

As principais características das famílias e seus domicílios foram selecionadas e passaram a constituir o modelo de seleção amostral com logit multinomial, metodologia utilizada nesta pesquisa juntamente com o cálculo das medidas de pobreza e concentração de renda, quais sejam, os índices FGT, proporção de pobres, hiato da pobreza e severidade da pobreza e o índice de concentração de Gini estimado por *bootstrap* e método de linearização de Taylor. Ademais, foram utilizadas também as medidas de elasticidade da pobreza considerando variações percentuais nas rendas observada e simulada e no índice de desigualdade. As simulações dizem respeito ao fato de se considerar a situação caso as famílias fossem caracterizadas numa outra alternativa de ocupação.

Os dados utilizados na pesquisa fazem parte da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) referente ao ano de 2008 para a região rural dos estados do Sudeste. As estimativas foram realizadas considerando-se a amostra como complexa, uma vez que foram incorporados os pesos, estratos, múltiplos estágios e as probabilidades desiguais de seleção.

A análise dos resultados permitiu identificar, em relação aos principais determinantes na escolha das diferentes alternativas de ocupação por parte das famílias, que os anos de estudo interferem positivamente na probabilidade das famílias optarem pelas atividades não-agrícolas e pluriativas, e que o efeito é maior no primeiro caso. Assim, percebe-se que a escolaridade dos membros das famílias está intrinsecamente ligada com o não-agrícola, sendo um indicativo de que estas atividades exigem um nível de qualificação maior em comparação com as atividades agrícolas. Isso leva a afirmar que caso sejam incentivadas políticas de estímulo às atividades não-agrícolas ou pelo

menos a presença destas em famílias agrícolas, deve-se ter também atenção voltada para o sistema de ensino, criando condições ou meios ideais para se chegar aos fins de desenvolvimento.

Além dessa variável, o local de moradia exerce um efeito negativo sobre as escolhas quando se trata das não-agrícolas. Residir no rural agropecuário diminui as chances de a família ser alocada em atividades não-agrícolas, uma vez que a propriedade da terra amplia as opções de ocupações agrícolas. Negativa também é a influência da idade da população economicamente ativa sobre a probabilidade da família ser não-agrícola e pluriativa, muito embora o efeito seja significativamente pequeno em ambos os casos. Quanto maior o número de componentes da família menores as chances desta estar inserida em atividades não-agrícolas e maiores as chances dos membros mesclarem os dois grupos de atividades. Duas variáveis altamente significativas, quais sejam, trabalhadores por conta própria e empregados, exercem efeito positivo sobre a probabilidade de a família ser tanto pluriativa quanto não-agrícola. A variável idade da PEA exerce efeito negativo sobre as chances da família optar exclusivamente por atividade não-agrícola e também pela categoria da pluriatividade, ou seja, quanto mais velhos os membros da família, mais propensos eles estarão a permanecer na atividade agrícola. As *dummies* de estado não exercem efeito sobre a probabilidade de a família ser pluriativa, e o fato da família residir em São Paulo ou no Rio de Janeiro aumentam as chances da família ser não-agrícola.

Considerando todas as famílias como agrícolas ou pluriativas, observa-se claramente a renda mais elevada para as famílias que combinam tanto atividades agrícolas quanto não agrícolas entre seus membros, sendo que para esta alternativa existe um número maior de famílias cuja renda está acima do nível médio. Ou seja, a presença da pluriatividade pode ser vista como uma alternativa ao incremento de renda das famílias rurais. Ademais, todos os índices de pobreza FGT foram menores bem como a concentração de renda medida pelo índice de Gini, comparando-se com os índices alcançados quando todas as famílias são agrícolas.

Os resultados dos índices de pobreza FGT mostram que a menor proporção de pobres é encontrada para a renda observada das famílias pluriativas seguida das famílias não-agrícolas e das exclusivamente agrícolas, da mesma forma o hiato e a severidade da pobreza. Os níveis de concentração de renda retratados pelo índice de Gini mostram o mesmo comportamento, as famílias pluriativas possuem o menor valor e uma concentração maior para as não-agrícolas e agrícolas.

Em relação aos resultados para as rendas simuladas para cada tipo de família, percebe-se que quando as famílias pluriativas e não-agrícolas passam a ser agrícolas os índices de pobreza sofrem uma relativa piora em seus valores mostrando que para estas famílias a pobreza é maior. Os melhores resultados ocorrem sempre no caso em que as famílias se comportam como pluriativas, todos os índices de pobreza sofrem uma relativa redução, confirmando os valores mais elevados para as rendas pluriativas. Assim, fica evidente, com base nos índices FGT, que o fato da família ser pluriativa contribui como uma alternativa para o incremento da renda e consequente redução da pobreza, corroborando os estudos feitos anteriormente. É interessante destacar também que tanto as famílias agrícolas quanto as pluriativas, quando abandonam a sua situação e passam a ser não-agrícolas, a proporção de pobres aumenta, bem como os demais índices FGT.

A análise da concentração de renda para cada tipo de família nas diferentes simulações mostra que a passagem de pluriativas para não-agrícolas faz com que os índices de Gini sofram uma pequena elevação. As principais alterações acontecem quando se trata das famílias agrícolas. Simulando que tanto as famílias pluriativas quanto não-agrícolas se dedicassem exclusivamente às atividades agrícolas, aumenta-se a concentração de renda no meio rural do Sudeste. Tais resultados são esperados visto que a maior parte da população pobre está ocupada em tais atividades, em que o ganho de renda é menor. Já considerando que as famílias agrícolas fossem pluriativas, nota-se uma diminuição da concentração de renda, confirmando os resultados anteriores favoráveis sobre a pluriatividade, ou seja, percebe-se que a parcela de renda não-agrícola reduz a desigualdade das famílias. E a concentração praticamente não se modifica quando passam para não-agrícolas.

Os resultados para as elasticidades, considerando que todos os valores apresentaram o sinal esperado, permitem fazer inferências sobre a intensidade das modificações nos índices de pobreza dada variações na renda e na concentração. O que pode ser visto com clareza é que a pobreza das famílias rurais do Sudeste tem uma sensibilidade maior quando se modificam os níveis de desigualdade em detrimento de alterações na renda média, como pôde ser observado tanto para as famílias agrícolas quanto para as pluriativas.

Diante dos resultados apresentados e discutidos na presente pesquisa, pode-se concluir, confirmando as pesquisas já realizadas tanto no Brasil como em outros países e também 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, conseqüentemente, 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, O. V. Agricultura familiar e pluriatividade no centro-oeste Brasileiro: algumas evidências no período recente. In anais do VII CONGRESSO BRASILEIRO DE SISTEMAS DE PRODUÇÃO, 2007. Disponível em: <http://www.cnpat.embrapa.br/sbsp>

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.

BUCHINSKY, M.. Recent advances in quantile regression models - A practical guideline for empirical research. **Journal of Human Resources** 33 (1): 88-126, 1998

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.

CONTERATO, M. A. Características da pluriatividade nos espaços rurais do Rio Grande do Sul. Porto Alegre, Universidade Federal do Rio Grande do Sul – GEPAD. *I Colóquio Agricultura Familiar e Desenvolvimento Rural*, 24 e 25/11/2005.

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.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS, FGV. Centro de Políticas Sociais, Rio de Janeiro, 2009.

GRAZIANO DA SILVA, José. **O novo rural brasileiro**. Nova Economia, Belo Horizonte, v. 7, n. 1, pp. 43-81, 1997a.

GRAZIANO DA SILVA, J., BALSADI, O.V. e DEL GROSSI, M.E. **O emprego rural e a mercantilização do espaço agrário**. São Paulo em Perspectiva, V. 11, nº 2, pp. 50-64, 1997.

GRAZIANO DA SILVA, J., DEL GROSSI, M. E. Evolução da renda nas famílias agrícolas e rurais: Brasil, 1992-1997. São Paulo, 1999. 20 p.

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.

HAGENAARS, A. e DE VOS, K. The Definition and Measurement of Poverty. *The Journal of Human Resources*, v.23 n.2, p.211-221. Spring 1988.

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 de 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.

HOFFMANN, R. **Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade**. Economia, IE – Unicamp, Recife, PE, v. 6, n. 2, jul./dez. 2005.

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

JOHNSTON, J., DINARDO, J. **Econometric methods**. New York: McGraw-Hill, 1997.

KAGEYAMA, Ângela. O Sub-emprego agrícola nos anos 90. **Texto para Discussão**. Campinas, Instituto de Economia, UNICAMP, março, 1997.

KAGEYAMA, A. e HOFFMANN, R. **Pobreza no Brasil: uma perspectiva multidimensional**. Economia e Sociedade, v.15 n.1 (26), p.79-112. jan/jun. 2006.

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

KUZNETS, S. 1955. Economic Growth and Income Inequality. **American Economic Review**, v.45, n.1.

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.

LIMA, J. R. F.; SANTOS, Djail. **Efeito das Rendas Não-Agrícolas para Redução da Pobreza e Concentração.** Revista Econômica do Nordeste, Fortaleza, v. 40, nº 02, Abril – Junho, 2009.

LUCE, R. D. **Individual choice behavior: a theoretical analysis.** New York: Wiley, 1959 apud MADDALA, G. S. **Limited-dependent and qualitative variables in econometrics.** Cambridge; New York: Cambridge University, 1983. 401p.

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

MATTEI, Lauro. **Novas Dimensões Sócioeconômicas do Espaço Rural Brasileiro.** Revista Econômica do Nordeste, Fortaleza, v. 37, nº 1, jan-mar. 2006.

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, 2003a.

NEDER, Henrique D. (2004) **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.

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.

ROCHA, S. **Opções metodológicas para a estimação de linhas de indigência e de pobreza no Brasil**. IPEA, Rio de Janeiro, abril de 2000, Texto para Discussão nº720.

ROCHA, L. E. V.; SANTOS, G. C.; BASTOS, P. M. A. Programas oficiais de transferência de renda, pobreza e concentração de renda na agricultura: uma análise para as mesorregiões do Estado de Minas Gerais (MG). **In: VII CONGRESO LATINOAMERICANO DE SOCIOLOGÍA RURAL**, 2008, Quito.

SCHNEIDER, S.. O papel da pluriatividade numa estratégia de desenvolvimento rural. **In: SEMINÁRIO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO RURAL SUSTENTÁVEL**. Ministério do Desenvolvimento Agrário (MDA) – Conselho Nacional de Desenvolvimento Rural Sustentável (CONDRAF). Brasília, agosto de 2005. Texto para Discussão. 13p.

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 estrategias de la pluriactividad en el agro. Buenos Aires: Ediciones CICCUS, 2006.

SEN, A. **Desigualdade reexaminada**. Rio de Janeiro: Record, 2001.

SOARES, Pedro. Transferências são segunda fonte de renda. Folha de S. Paulo, São Paulo, 24 jun. 2010. Caderno Economia, p. B3.

SOUZA, N. J.. Desenvolvimento Econômico. 4. ed. São Paulo: Atlas, 1999.

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.

ANEXOS

ANEXO A

Comandos Stata utilizados nos dados da Pnad de 2008

```
*****  
*****
```

```
*PREPARAÇÃO DE DADOS PNAD 2008
```

```
*27/04/2010
```

```
*Autor: Roni e JRFL
```

```
*Versao: 4.0
```

```
*****  
*****
```

```
clear
```

```
cap log close
```

```
log using algoritmo_2008, replace
```

```
set more off
```

```
set memory 512m
```

```
*LEITURA DAS INFORMAÇÕES DO  
DESENHO AMOSTRAL NO ARQUIVO DE  
DOMICÍLIOS*
```

```
#delimit;
```

```
infix ano 1-4 uf 5-6 controle 5-12 serie 13-15  
tipo 16-17 espdom 22-22 aguapoco 59-59  
ilumidom 66-66 probmun 94-105 probsetor  
109-120 intervalo 121-126 strat 159-165 psu  
166-172 sitcen 81-81 areacen 83-83 using  
dom2008.txt, clear;
```

```
#delimit cr
```

```
#delimit;
```

```
sort controle serie, stable;
```

```
format controle %15.0g;
```

```
format serie %15.0g;
```

```
replace controle = float(controle);
```

```
replace serie = float(serie);
```

```
keep if uf >= 31 & uf <= 35;
```

```
keep if espdom == 1 & sitcen >= 4;
```

```
recode ilumidom (3=0) (5=0);
```

```
recode aguapoco (2=1) (4=0);
```

```
#delimit cr
```

```
save dom_SE_2008, replace
```

```
*LEITURA DAS INFORMAÇÕES DO  
DESENHO AMOSTRAL NO ARQUIVO DE  
PESSOAS*
```

```
#delimit;
```

```
infix ano 1-4 uf 5-6 controle 5-12 serie 13-15  
ordem 16-17 sexo 18-18 idade 27-29 conddom  
30-30 condfam 31-31 numfam 32-32 cor 33-33  
trabalhou 142-142 afastado 143-143 autocon  
144-144 constru 145-145 numtrab 146-146  
codocu 147-150 codati 151-155 ocupagr 156-  
157 ocupnag 290-290 rend_prin 315-326
```

```
rend_merc_prin 328-339 horastrab 345-346  
naoocup 359-359 codocusec 404-404  
maisumtrab 404-404 secmil 407-407 secfunpub  
408-408 seccartass 409-409 rend_sec 411-422  
rend_merc_sec 424-435 horastrabsec 439-440  
rendnt 503-503 rend_apo 506-517 rend_pen  
520-531 rend_oap 534-545 rend_ope 548-559  
rend_abo 562-573 rend_alu 576-587 rend_doa  
590-601 rend_jur 604-615 anosest 654-655  
condativ 656-656 condocu 657-657 posocup  
658-659 horas 660-660 ativprin 661-661 ramos  
662-663 grupocu 664-665 rend_tr1 676-687  
rend_tr2 688-699 rend_tod 700-711 rend_dom  
712-723 rend_fa1 724-735 tipofam 736-737  
numfam1 738-739 areacen 740-740 sitcen 741-  
741 peso 742-746 pesofam 747-751 using  
pes2008.txt, clear;
```

```
#delimit cr
```

```
#delimit;
```

```
keep if uf >= 31 & uf <= 35;
```

```
keep if sitcen >= 4;
```

```
recode sexo (2=1) (4=0);
```

```
recode trabalhou (3=0);
```

```
recode autocon (3=0);
```

```
recode constru (2=1) (4=0);
```

```
recode numtrab (3=2) (5=3);
```

```
recode naoocup (3=0);
```

```
*recode rendnt (2=1) (4=0) (9=0);
```

```
recode condativ (2=0);
```

```
recode condocu (2=0);
```

```
drop if rend_jur > 30000 & rend_jur != . ;
```

```
drop if rend_tr1 > 30000 & rend_tr1 != . ;
```

```
drop if rend_tr2 > 30000 & rend_tr2 != . ;
```

```
drop if rend_dom > 30000 & rend_dom != . ;
```

```
#delimit cr
```

```
save pes_SE_2008, replace
```

```
*JUNÇÃO DAS INFORMAÇÕES DE  
DESENHO DA AMOSTRA AO ARQUIVO  
DE PESSOAS DA PNAD 2008*
```

```
#delimit;
```

```
sort controle serie, stable;
```

```
joinby controle serie using dom_SE_2008;
```

```
#delimit cr
```

```
save pes_SE_2008, replace
```

```
*GERAÇÃO DAS VARIÁVEIS
```

```
*TIPO DE FAMÍLIA*
```

```
use pes_SE_2008, replace
```

```
#delimit;
```

```
gen va=.
```

```
replace va = 1 if ocupagr !=. & conddom < 6 &
```

```
idade >= 10;
```

```

gen vna=.;
replace vna = 1 if ocupnag !=. & conddom < 6
& idade >=10;

gen vmaisumtrab = .;
replace vmaisumtrab = 1 if maisumtrab !=. &
conddom < 6 & idade >= 10;

gen vdes =.;
replace vdes=1 if naoocup == 3 | ativprin == 3
& conddom < 6 & idade >= 10;
#delimit cr

save pes_SE_2008, replace

*POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO*

use pes_SE_2008, replace

#delimit;
gen vempregador=.;
replace vempregador=1 if posocup == 10;
gen vcontapro=.;
replace vcontapro=1 if posocup == 9;
gen vempregado = .;
replace vempregado=1 if posocup < 9;
gen vnaoocup=.;
replace vnaoocup=1 if posocup >=13;
gen vautocon= .;
replace vautocon=1 if posocup == 11 | posocup
== 12;
#delimit cr

save pes_SE_2008, replace

*LOCAL DE MORADIA*

use pes_SE_2008, clear

#delimit;
gen vextensao=.;
replace vextensao=1 if sitcen == 4;
gen vpovoado=.;
replace vpovoado=1 if sitcen == 5;
gen vnucleo=.;
replace vnucleo=1 if sitcen == 6;
gen voutros=.;
replace voutros =1 if sitcen == 7;
gen vruragrop=.;
replace vruragrop=1 if sitcen == 8;
#delimit cr

save pes_SE_2008.dta, replace

*GERAÇÃO DA VARIÁVEL RAZÃO DE
DEPENDÊNCIA*

```

```

use pes_SE_2008, clear

#delimit;
gene dependente = 1 if idade < 10 | idade > 60;
replace dependente = 0 if idade >= 10 & idade
<=60;
gene idadeativa = 1 if idade >= 10 & idade <=
60;
replace idadeativa = 0 if idade < 10 | idade > 60;
#delimit cr

*GERAÇÃO DA VARIÁVEL IDADE MEDIA
DA PEA RESTRITA E IDADE MEDIA AO
QUADRADO*

#delimit;
gene idpeares = idade if idade >= 10 & idade <=
60;
gene idpeares2 = idpeares^2;
#delimit cr

*GERAÇÃO DA VARIÁVEL NIVEL
EDUCACIONAL MEDIO*

#delimit;
replace anosest = . if anosest == 17;
replace anosest = . if idade < 15;
replace anosest = anosest - 1 ;
#delimit cr

save pes_SE_2008.dta, replace

use pes_SE_2008, clear

*GERAÇÃO DA VARIÁVEL NUMERO DE
COMPONENTES NA FAMÍLIA*
gen numcompfam1 = numfam1
*GERAÇÃO DA VARIÁVEL RENDA
FAMILIAR PER CAPITA*
gen renfam = rend_fa1
*GERAÇÃO DA VARIÁVEL DUMMY SE
POSSUI OU NAO RNT*

#delimit;
gen vrendnt=0;
replace vrendnt=1 if rend_apo !=. | rend_pen !=.
| rend_oap !=. | rend_ope !=. | rend_abo !=.
| rend_alu !=. | rend_doa !=. | rend_jur !=. ;
#delimit cr

save pes_SE_2008.dta, replace

*CRIAÇÃO DA VARIÁVEL FAMILIA*

use pes_SE_2008, clear

#delimit;

```

```
collapse (sum) dependente idadeativa renfam
vempregador vcontapro vempregado vnaoocup
vautocon vextensao vpovoado vnucleo voutros
vruragrop (max) va vna vmaisumtrab vdes
vrendnt (mean) areacen idpeares idpeares2
anosest numcompfam1 aguapoco ilumidom strat
psu peso, by (uf controle serie);
#delimit cr
```

```
save pes_SE_2008, replace
```

```
*GERAÇÃO DA VARIÁVEL TIPO DE
FAMILIA (AGRICOLA, NAO-AGRICOLA,
PLURIATIVA, NAO-
ATIVO/DESOCUPADO)*
```

```
use pes_SE_2008, clear
```

```
#delimit;
gen famtipo=3;
replace famtipo = 0 if va ==1 & vna ==.;
replace famtipo = 1 if va ==. & vna ==1;
replace famtipo = 2 if va ==1 & vna ==1 |
vmaisumtrab !=.;
replace famtipo = 3 if va ==. & vna ==. & vdes
== 1;
label values famtipo;
label define Labeltipo 0 "agricola";
label define Labeltipo 1 "nao_agric", add;
label define Labeltipo 2 "pluriativa", add;
label define Labeltipo 3 "nao_at_des", add;
label values famtipo Labeltipo;
#delimit cr
```

```
table famtipo [pweight = peso] , contents (freq)
```

```
save pes_SE_2008, replace
```

```
*GERAÇÃO DA VARIÁVEL DUMMY SE
POSSUI OU NAO RNT
```

```
use pes_SE_2008, clear
```

```
gen rendant=0
replace rendant=1 if vrendnt != 0
```

```
*GERAÇÃO DA VARIÁVEL DUMMY
POSIÇÃO NA OCUPAÇÃO (CONTA-
PRÓPRIA, EMPREGADA)
```

```
#delimit;
gen contaprop=0;
replace contaprop=1 if vcontapro >= 1;
cap label drop Labelposocup;
label values contaprop;
label define Labelposocup 0 "caso contrario",
add;
label define Labelposocup 1 "conta-propria",
add;
```

```
label values contaprop Labelposocup;
#delimit cr
```

```
#delimit;
gen empregados=0;
replace empregados=1 if vempregado >= 1;
cap label drop Labelposocupa;
label values empregados;
label define Labelposocupa 0 "caso contrario",
add;
label define Labelposocupa 1 "empregados",
add;
label values empregados Labelposocupa;
#delimit cr
```

```
* GERACAO DA VARIÁVEL LOCAL DE
MORADIA (EXTENSAO URBANA,
POVOADO, NUCLEO, OUTROS, RURAL
AGROPECUARIO)
```

```
#delimit;
gen localmora=0;
replace localmora=1 if vruragrop !=0;
cap label drop Labellocalmora;
label values localmora ;
label define Labellocalmora 0 "caso contrario",
add;
label define Labellocalmora 1 "rural
agropecuario", add;
label values localmora Labellocalmora;
#delimit cr
```

```
save pes_SE_2008, replace
```

```
*GERAÇÃO DA VARIÁVEL RAZAO DE
DEPENDENCIA*
```

```
gen razaodep = dependente / idadeativa
*GERAÇÃO DA VARIÁVEL RENDA PER
CAPITA*
gen renpercap = renfam / numcompfam1
drop if renpercap > 5000000
```

```
*GERAÇÃO DAS VARIÁVEIS RENDA
AGRICOLA, NAO-AGRICOLA,
PLURIATIVA E NAO-OCUPADOS*
```

```
*Nao logaritimizadas*
```

```
#delimit;
gen renagr = renpercap if famtipo ==0;
replace renagr = 0.00001 if renagr == 0;
gen rennag = renpercap if famtipo == 1;
replace rennag = 0.00001 if rennag == 0;

gen renplur = renpercap if famtipo == 2;
replace renplur = 0.00001 if renplur == 0;
gen rennocu = renpercap if famtipo == 3;
replace rennocu = 0.00001 if rennocu == 0;
#delimit cr
```

Logaritmizadas

```
#delimit;
gen lnrenagr = ln(renagr);
replace lnrenagr = 0.00001 if lnrenagr <= 0;
gen lnrennag = ln(rennag);
replace lnrennag = 0.00001 if lnrennag <=0;
gen lnrenplur = ln(renplur);
replace lnrenplur = 0.00001 if lnrenplur <=0;
gen lnrennocu = ln(rennocu);
replace lnrennocu = 0.00001 if lnrennocu <= 0;
#delimit cr
```

*Sobre a variavel agua de poço

```
replace aguapoco = 9 if aguapoco == .
```

```
save pes_SE_2008, replace
```

DECLARANDO/SETANDO O CONJUNTO DE DADOS COMO SENDO DE AMOSTRA COMPLEXA

```
use pes_SE_2008, clear
```

```
local vars_drop "idpeares anosest
numcompfam1 rendant contaprop empregados
localmora razaodep aguapoco ilumidom"
```

```
foreach i of local vars_drop {
    drop if `i' == .
}
```

```
svyset psu [pweight=peso], strata(strat)
vce(linearized) singleunit(missing) || _n
svydes, single
```

```
save pes_SE_2008, replace
```

ROTINA DE ALOCAÇÃO DE ESTRATOS COM UM UNICO PSU EM ESTRATOS COM MAIOR NUMERO DE OBSERVAÇÕES UTILIZANDO O DO.FILE idonepsu - ANO DE 2008

```
use pes_SE_2008, clear
keep if uf < 31
gene novo_str = .
gene novo_psu = .
format novo_psu % 12.0g
save acum, replace
```

```
capture program drop prog2
program define prog2
use pes_SE_2008, clear
keep if uf == estado
idonepsu, strata(strat) psu(psu) generate(novo_)
quietly {
```

```
save transf, replace
use acum, replace
append using transf
save acum, replace
}
end
```

```
scalar estado = .
```

```
foreach i in 31 32 33 35 {
    scalar estado = `i'
    prog2
}
```

```
drop strat psu
ren novo_str strat
ren novo_psu psu
```

```
svyset psu [pweight=peso], strata(strat)
vce(linearized) singleunit(missing) || _n
svydes, single
```

```
save pes_SE_2008, replace
```

* ROTINA DE ALOCACAO DE ESTRATOS COM UM UNICO PSU EM ESTRATOS COM MAIOR NUMERO DE OBSERVACOES UTILIZANDO O DO.FILE idonepsu RENNAG - ANO DE 2008

```
use pes_SE_2008, clear
keep if uf < 31
gene novo_str = .
gene novo_psu = .
format novo_psu % 12.0g
save acum, replace
```

```
cap prog drop prog1
prog define prog1
use pes_SE_2008, clear
keep if uf == estado
gene novo_str = strat
gene novo_psu = psu
qui {
save transf, replace
use acum, replace
append using transf
save acum, replace
}
end
```

```
cap program drop prog2
prog define prog2
use pes_SE_2008, clear
keep if uf == estado
idonepsu rennag , strata(strat) psu(psu)
generate(novo_)
qui {
save transf, replace
use acum, replace
```

```

append using transf
save acum, replace
}
end

scalar estado = .

foreach i in 32 33 35{
    scalar estado = `i'
    prog1
}

foreach i in 31{
    scalar estado = `i'
    prog2
}

drop strat psu
ren novo_str strat
ren novo_psu psu

svyset psu [pweight=peso], strata(strat)
vce(linearized) singleunit(missing) || _n
svydes rennag, single

save pes_SE_2008, replace

* ROTINA DE ALOCACAO DE ESTRATOS
COM UM UNICO PSU EM ESTRATOS COM
MAIOR NUMERO DE OBSERVACOES
UTILIZANDO O DO.FILE idonepsu RENAGR
- ANO DE 2008

use pes_SE_2008, clear
keep if uf < 31
gene novo_str = .
gene novo_psu = .
format novo_psu %12.0g
save acum, replace

cap prog drop prog1
prog define prog1
use pes_SE_2008, clear
keep if uf == estado
gene novo_str = strat
gene novo_psu = psu
qui {
save transf, replace
use acum, replace
append using transf
save acum, replace
}
end

cap prog drop prog2
prog define prog2
use pes_SE_2008, clear
keep if uf == estado
idonepsu renagr , strata(strat) psu(psu)
generate(novo_)

```

```

qui {
save transf, replace
use acum, replace
append using transf
save acum, replace
}
end

scalar estado = .

foreach i in 32 35{
    scalar estado = `i'
    prog1
}

foreach i in 31 33{
    scalar estado = `i'
    prog2
}

drop strat psu
rename novo_str strat
rename novo_psu psu

svyset psu [pweight=peso], strata(strat)
vce(linearized) singleunit(missing) || _n
svydes renagr, single

save pes_SE_2008, replace

* ROTINA DE ALOCACAO DE ESTRATOS
COM UM UNICO PSU EM ESTRATOS COM
MAIOR NUMERO DE OBSERVACOES
UTILIZANDO O DO.FILE idonepsu
RENPLUR - ANO DE 2008

use pes_SE_2008, clear
keep if uf < 31
gene novo_str = .
gene novo_psu = .
format novo_psu %12.0g
save acum, replace

cap prog drop prog1
program define prog1
use pes_SE_2008, clear
keep if uf == estado
gene novo_str = strat
gene novo_psu = psu
qui {
save transf, replace
use acum, replace
append using transf
save acum, replace
}
end

cap prog drop prog2
prog define prog2
use pes_SE_2008, clear

```

```

keep if uf == estado
idonepsu renplur , strata(strat) psu(psu)
generate(novo_)
qui {
save transf, replace
use acum, replace
append using transf
save acum, replace
}
end

scalar estado = .

foreach i in 31{
    scalar estado = `i'
    prog1
}

foreach i in 32 33 35{
    scalar estado = `i'
    prog2
}

drop strat psu
ren novo_str strat
ren novo_psu psu

svyset psu [pweight=peso], strata(strat)
vce(linearized) singleunit(missing) || _n
svydes renplur, single

save pes_SE_2008, replace

* ROTINA DE ALOCACAO DE ESTRATOS
COM UM UNICO PSU EM ESTRATOS COM
MAIOR NUMERO DE OBSERVACOES
UTILIZANDO O DO FILE idonepsu
RENNOCU - ANO DE 2008

use pes_SE_2008, clear
keep if uf < 31
gene novo_str = .
gene novo_psu = .
format novo_psu %12.0g
save acum, replace

cap prog drop prog2
prog define prog2
use pes_SE_2008, clear
keep if uf == estado
idonepsu rennocu , strata(strat) psu(psu)
generate(novo_)
qui {
save transf, replace
use acum, replace
append using transf
save acum, replace
}
end

```

```

scalar estado = .

foreach i in 31 32 33 35{
    scalar estado = `i'
    prog2
}

drop strat psu
ren novo_str strat
ren novo_psu psu

svyset psu [pweight=peso], strata(strat)
vce(linearized) singleunit(missing) || _n
svydes rennocu, single

save pes_SE_2008, replace

* Eliminando as observações únicas

use pes_SE_2008, clear

#delimit;
drop if strat == 310058 & psu == 482 | strat ==
310058 & psu == 484
| strat == 310058 & psu == 485 | strat ==
310058 & psu == 495 | strat == 310058 & psu
== 499 ; drop if strat == 320017 & psu == 128 |
strat == 320017 & psu == 130;
drop if strat == 330054 & psu == 703 | strat ==
330054 & psu == 706 | strat == 330054 & psu
== 710; drop if strat == 350137 & psu == 1000 |
strat == 350137 & psu == 1008 | strat ==
350137 & psu == 1012 | strat == 350137 & psu
== 1018 | strat == 350137 & psu == 1023 | strat
== 350137 & psu == 1024 ;
#delimit cr

save pes_SE_2008, replace
log close
view algoritmo_2008.smcl
exit

```

2) Do file para o logit multinomial

```

*****
*****
*****
*****
*MODELO LOGIT MULTINOMIAL - 2008 -
Determinantes da escolha do indivíduo em
participar apenas de atividades agrícolas, não-
agrícolas, ou ser pluriativo.
*****
*****
*****
*****

clear
cap log close

```

```

log using mlog2008, replace
set more off
set mem 512m

use pes_SE_2008

*Declarando os dados como amostra complexa*

svyset psu [pweight=peso], strata(strat)
vce(linearized) singleunit(missing)

svydes, single

*Estatísticas descritivas dos dados*

set more off

*Média
#delimit;
local vars_med "renagr rennag renplur rennocu
idpeares anosest numcompfam1 razaodep
renpercap";
#delimit cr

foreach i of local vars_med {
    svy: mean `i'
}

*Proporção*

#delimit;
local vars_prop "rendant contaprop empregados
localmora aguapoco";
#delimit cr

foreach x of local vars_prop {
    svy: proportion `x'
}

*Modelo Logit Multinomial com a Família do
tipo Agrícola como base*

#delimit;
global mvars "famtipo idpeares anosest
numcompfam1 localmora
razaodep rendant contaprop empregados
renpercap aguapoco";
#delimit cr

xi, prefix(dum): svy: mlogit $mvars i.uf, base(0)

* Teste de Colinearidade *

#delimit;
local vars "idpeares anosest numcompfam1
localmora
razaodep rendant contaprop empregados
renpercap aguapoco";
#delimit cr

```

```

foreach y of local vars {
    local x: list vars - y
    svy: regress `y' `x'
    display "tolerance_`y' = " 1-e(r2) "
    VIF_`y' = " 1/(1-e(r2))
}

*Teste de Wald*

qui xi, prefix(dum): svy: mlogit $mvars i.uf,
base(0)

#delimit;
local mvars_b "idpeares anosest numcompfam1
localmora
razaodep rendant contaprop empregados
renpercap aguapoco";
#delimit cr

foreach v of local mvars_b {
    test `v', nosvyadjust
}

*Modelo Logit Multinomial com a Família do
Tipo Agrícola como base - Razão Relativa de
Risco*

xi, prefix(dum): svy: mlogit $mvars i.uf, base(0)
rrr

*Efeitos Marginais*

qui xi, prefix(dum): svy: mlogit $mvars i.uf,
base(0)

margeff, at(mean) replace

*Estatística MEFF
qui xi, prefix(dum): svy: mlogit $mvars i.uf,
base(0)

estat effects, meff

*Margeff idpeares

#delimit;
qui xi, prefix(dum): svy: mlogit $mvars i.uf,
base(0);
qui margeff, at(mean) replace;
qui su idpeares;
local m1 = r(mean);
local betas_logit "[agricola]idpeares
[pluriativa]idpeares
[nao_agric]idpeares [nao_at_des]idpeares";
#delimit cr

foreach z of local betas_logit {

```

```

        nlcom `z'+ 2*`m1'*`z'2
    }

save pes_SE_2008, replace
log close
exit
view mlog2008.smcl

3) SELMOLG sem bootstrap

clear
cap log close selmlog2008
set more off
cap clear matrix
set mem 512m
set matsize 4000
set seed 123456789
log using selmlog2008, replace

use pes_SE_2008, clear
version 8: svyset [pweight = peso], psu(psu)
strata(strat)
global pline=207.5
gen cons = 1

*****
*****
*****
*****
*Método escolhido para ser usado na
dissertação - Dubin e Mcfadden (1984)
*****
*****
*****
*****
cap program drop selnboot08
program define selnboot08
    local vars "idpeares anosest
numcompfam1 localmora razaodep"
    local vardepsel "renpercap aguapoco
rendant contaprop empregados"
    cap drop singletonr
    di "modelo para as famílias `2'"
    qui xi, prefix(dum): svyselmlg `1' `vars'
i.uf, sel (famtipo `vars' `vardepsel' i.uf) force
meth(dmf) mloptions(base(0)) gen(dmf `2')
showmlogit
    mkmat `vars' dumuf* dmf^2* cons,
matrix(var_ind1)
    matrix B1 = e(b)
    matrix y_hat1 = var_ind1*B1'
    svmat y_hat1, names(`1'_est)
    gen `1'_res = `1' - `1'_est1
    sum `1'_res
    gen va_res_`2' =
r(mean)+r(sd)*invnorm(runiform())
    mkmat va_res_`2', matrix(vares`2')
    matrix y_hat2 = var_ind1*B1'+vares`2'
    svmat y_hat2, names(`1'_

```

```

        gen `3'=exp(`1'_1) if famtipo == `4'
        gen `5'=exp(`1'_1) if famtipo == `6'
end

selnboot08 lnrenagr agr renagr_nag 1
renagr_plur 2
selnboot08 lnrenplur plur renplur_agr 0
renplur_nag 1
selnboot08 lnrennag nag rennag_agr 0
rennag_plur 2

*****
*****
*****
*****
*Cálculo dos índices
*****
*****
*****
*****

cap program drop indicesestprog
program indicesestprog
    ineqerr `1' `2' if famtipo == `3', reps(200)
psu(psu) psuwt(peso)
    svylorenz `1' if famtipo == `3'
    svylorenz `2' if famtipo == `3'
    sepov `1' `2' if famtipo == `3' [w=peso],
p($pline) strata(strat) psu(psu) ci meff
end

indicesestprog renagr_nag rennag 1
indicesestprog renagr_plur renplur 2
indicesestprog renplur_nag rennag 1
indicesestprog renplur_agr renagr 0
indicesestprog rennag_agr renagr 0
indicesestprog rennag_plur renplur 2

*****
*****
*****
*****
*Cálculo das significâncias
*****
*****
*****
*****

cap program drop signifprog
program signifprog
    di "Teste de Igualdade para a proporção
de pobres"
    gen `1' = `2' < $pline if famtipo == `3'
    cap gen `4' = `5' < $pline if famtipo ==
`3'
    svy: mean `1' `4' if famtipo == `3'
    lincom `1' - `4'

```

```

di "Teste de igualdade para o hiato da
pobreza"
gen `6' = `1'*(($pline - `2')/$pline if
famtipo == `3'
cap gen `7' = `4'*(($pline - `5')/$pline if
famtipo == `3'
svy: mean `6' `7' if famtipo == `3'
lincom `6' - `7'
di "Teste de igualdade para a severidade
da pobreza"
gen `8' = `1'*[(($pline - `2')/$pline)^2 if
famtipo == `3'
cap gen `9' = `4'*[(($pline - `5'
)/$pline)^2 if famtipo == `3'
svy: mean `8' `9' if famtipo == `3'
lincom `8' - `9'
end

```

```

signifprog prop_por_agrnag renagr_nag 1
prop_por_nag rennag ngap_agrnag ngap1_nag
sever_agrnag sever1_nag
signifprog prop_por_agrplur renagr_plur 2
prop_por_plur renplur ngap_agrplur ngap1_plur
sever_agrplur sever1_plur
signifprog prop_por_plurnag renplur_nag 1
prop_por_nag rennag ngap_plurnag ngap1_nag
sever_plurnag sever1_nag
signifprog prop_por_pluragr renplur_agr 0
prop_por_agr renagr ngap_pluragr ngap1_agr
sever_pluragr sever1_agr
signifprog prop_por_nagagr rennag_agr 0
prop_por_agr renagr ngap_nagagr ngap1_agr
sever_nagagr sever1_agr
signifprog prop_por_nagplur rennag_plur 2
prop_por_plur renplur ngap_nagplur ngap1_plur
sever_nagplur sever1_plur

```

```

*****
*****
*****
*****

```

*Situação Geral

```

*****
*****
*****
*****

```

*a) todos fossem pluriativas

*b) todos fossem agrícolas

*Situação A - Todos pluriativos

```

cap program drop todos3prog
program todos3prog
gen `1' = .
replace `1' = `2'_1 if famtipo == `3'
replace `1' = `2'_1 if famtipo == `4'
replace `1' = `2' if famtipo == `5'
drop if `1' == .
gen renda_`6'_3 = exp(`1')
end

```

```

todos3prog lnrenda_plur_3 lnrenplur 0 1 2 plur
todos3prog lnrenda_agr_3 lnrenagr 1 2 0 agr

```

Concentração e pobreza

```

cap program drop indicesprog
program indicesprog
ineqerr `1' , reps(200) psu(psu)
psuwt(peso)
svylorenz `1'
sepov `1' [w=peso], p($pline)
strata(strat) psu(psu) ci meff
end

```

```

indicesprog renda_plur_3
indicesprog renda_agr_3

```

Teste de hipótese igualdade dos índices

```

cap program drop signifprog3
program signifprog3
di "Teste de Igualdade para a Proporção
de Pobres"

```

```

gen prop_por_`1'3 = renda_`1'_3 <

```

```

$pline

```

```

gen prop_por_`2'3 = renda_`2'_3 <

```

```

$pline

```

```

svy: mean prop_por_`1'3 prop_por_`2'3

```

```

lincom prop_por_`1'3-prop_por_`2'3

```

```

di "Teste de Igualdade para o Hiato da
Pobreza"

```

```

gen ngap_`1'3 = prop_por_`1'3*(($pline
- renda_`1'_3)/$pline

```

```

gen ngap1_`2'3 = prop_por_`2'3*(($pline
- renda_`2'_3)/$pline

```

```

svy: mean ngap_`1'3 ngap1_`2'3

```

```

lincom ngap_`1'3- ngap1_`2'3

```

```

di "Teste de igualdade para a severidade
da pobreza"

```

```

gen sever_`1'3 = prop_por_`1'3*[(($pline
- renda_`1'_3)/$pline)^2

```

```

gen sever1_`2'3 =

```

```

prop_por_`2'3*[(($pline - renda_`2'_3)/$pline)^2

```

```

svy: mean sever_`1'3 sever1_`2'3

```

```

lincom sever_`1'3- sever1_`2'3

```

```

end

```

```

signifprog3 plur agr

```

```

*****

```

Cálculo das rendas observadas e simuladas

```

*****

```

```

svy: mean renagr
svy: mean renplur
svy: mean rennag
svy: mean renagr_plur
svy: mean rennag_plur
svy: mean rennag_agr
svy: mean renplur_agr

```

```

svy: mean renplur_nag
svy: mean renagr_nag

*****
*****
*****
*****

*Função Kernel para as rendas observadas e
estimadas
*****
*****
*****
*****

*Para o log da renda observada das famílias
agrícolas

kdensity lnrenagr if famtipo == 0, generate(xagr
fxagr) nograph
kdensity lnrenplur_1 if famtipo == 0,
generate(xpluragr fxpluragr) nograph
kdensity lnrennag_1 if famtipo == 0,
generate(xnagragr fxnagragr) nograph

label var xagr "ln_agr"
label var xpluragr "ln_plur_agr"
label var xnagragr "ln_nag_agr"

graph twoway (line fxagr xagr, sort) (line
fxpluragr xpluragr, sort) (line fxnagragr xnagragr,
sort), ///
ytitle("Densidade") xtitle("Kernel estimativa de
densidade - rendas simuladas - 2008")

*Para a renda observada das famílias pluriativas

kdensity lnrenplur if famtipo == 2,
generate(xplur fxplur) nograph
kdensity lnrenagr_1 if famtipo == 2,
generate(xagrplur fxagrplur) nograph
kdensity lnrennag_1 if famtipo == 2,
generate(xnagrplur fxnagrplur) nograph

label var xplur "ln_plur"
label var xagrplur "ln_agr_plur"
label var xnagrplur "ln_nag_plur"

graph twoway (line fxplur xplur, sort) (line
fxagrplur xagrplur, sort) (line fxnagrplur
xnagrplur, sort), ///
ytitle("Densidade") xtitle("Kernel estimativa de
densidade - rendas simuladas - 2008")

*Para a renda observada das famílias não-
agrícolas

kdensity lnrennag if famtipo == 1,
generate(xnag fxnag) nograph
kdensity lnrenagr_1 if famtipo == 1,
generate(xagr_nag fxagr_nag) nograph

```

```

kdensity lnrenplur_1 if famtipo == 1,
generate(xplurnag fxplurnag) nograph

label var xnag "ln_nag"
label var xagr_nag "ln_agr_nag"
label var xplurnag "ln_plur_nag"

graph twoway (line fxnag xnag, sort) (line
fxagr_nag xagr_nag, sort) (line fxplurnag
xplurnag, sort), ///
ytitle("Densidade") xtitle("Kernel estimativa de
densidade - rendas simuladas - 2008")

*Gráficos para os dois Kernel - todas agrícolas e
todos não-agrícolas

kdensity lnrenda_agr_3, generate(xagr3 fxagr3)
nograph
kdensity lnrenda_plur_3, generate(xplur3
fxplur3) nograph

label var xagr3 "lnrenda_agr_3"
label var xplur3 "lnrenda_plur_3"

graph twoway (line fxagr3 xagr3, sort) (line
fxplur3 xplur3, sort), ///
ytitle("Densidade") xtitle("Kernel estimativa de
densidade - rendas simuladas - 2008")

save pes_SE_2008, replace
log close
view selmlog2008.smcl
exit

4) SELMLOG com bootstrap

cap log close selboot2008
set more off
log using selboot2008, replace

use pes_SE_2008, clear
version 8: svyset [pweight = peso], psu(psu)
strata(strat)

*****
*****
*MÉTODO DUBIN & MCFADDEN (1984)
*****
*****

cap program drop selboot08
program define selboot08
    local vars "idpeares anosest numcompfam1
localmora razaodep"
    local vardepset "renpercap aguapoco rendant
contaprop empregados"
    cap drop singletonr

```

```

xi, prefix(dum): svyselmlog `1' `vars' i.uf, sel
(famtipo `vars' `vardep' i.uf) meth(dmf)
mloptions (base(0)) boot(1000) force
end

```

```

foreach vardep of varlist lnrennag lnrenagr
lnrenplur {
    selboot08 `vardep'
}

```

```

log close
view selboot2008.smcl
exit

```

5) Comandos para as elasticidades

```

*PROGRAMA DE CÁLCULO DA
ELASTICIDADE-POBREZA DO
CRESCIMENTO*

```

```
clear
```

```

cap log close
log using elast_2008, replace
set mem 512m
set more off

```

```
use pes_SE_2008
```

```

global i = 0
gen lp = 207.5
gen int pesopes = peso
drop peso
ren pesopes peso

```

```

*ROTINA DE CÁLCULO DE
ELASTICIDADE DA POBREZA*

```

```

capture program drop elast
program define elast
preserve
keep if famtipo == `1'
keep `2' peso lp strat psu
summarize `2' [fw=peso]
scalar mu = r(mean)
summarize lp
scalar z = r(mean)
glcurve `2' [fw=peso], gl(L1) p(p) nograph
generate L = L1/mu

```

```

*ESPECIFICAÇÃO DA CURVA DE
LORENZ*

```

```

generate y1 = L*(1-L)
generate x1 = p^2 - L
generate x2 = L*(p-1)
generate x3 = p - L
regress y x1 x2 x3

```

Verificar se o intercepto é não significativo

```

regress y x1 x2 x3, noconstant
matrix b1 = e(b)
scalar a = b1[1,1]
scalar b = b1[1,2]
scalar c = b1[1,3]
scalar e = -(a + b + c + 1)
scalar m = b^2 - 4*a
scalar n = 2*b*e - 4*c
scalar r1 = (n^2 - 4*m*(e^2))^(1/2)
scalar s1 = (r1 - n)/(2*m)
scalar s2 = -(r1 + n)/(2*m)
display a
display b
display c
display e
display m
display n
display r1
display s1
display s2
scalar H = -(1 / (2*m))*(n +
r1*(b+2*z/mu)*((b+2*z/mu)^2-m)^(-1/2))
scalar LH = -(1/2)*(b*H + e + (m*H^2 + n*H +
e^2)^(1/2))
scalar PG = H - (mu/z)*LH
scalar P2 = 2*PG - H - ((mu/z)^2)*(a*H +
b*LH - (r1/16)*ln((1-H/s1)/(1-H/s2)))
display "H = " H
display "PG = " PG
display "P2 = " P2

```

Cálculo da segunda derivada da Curva de Lorenz

```

scalar L2H = (r1^2*(m*H^2 + n*H + e^2)^(-
3/2))/8

```

Cálculo do índice de Gini

```

if m < 0 {
scalar gini = e/2 - n*(b + 2)/(4*m) + r1^2 /
(8*m*sqrt(-m))*(asin((2*m + n)/r1) -
asin(n/r1))
}
else {
scalar gini = e/2 - n*(b + 2)/(4*m) + r1^2 /
(8*m*sqrt(m))*ln(abs((2*m + n + 2*sqrt(m))*(a
+ c - 1))/(n - 2*e * sqrt(m))))
}

```

```
display "Gini = " gini
```

Cálculo das elasticidades da pobreza

* Com relação à média mu*

```

scalar col1 = - z/(mu*H*L2H)
scalar col2 = 1 - H/PG
scalar col3 = 2*(1-PG / P2)

```

Com relação ao índice de Gini

```

scalar col4 = (1 - z / mu) / (H*L2H)
scalar col5 = 1 + (mu/z - 1)*H/PG
scalar col6 = 2*(1 + (mu/z - 1)*PG /P2)
display "Elasticidades da pobreza com relação a
renda média"
display "H   :" col1
display "PG  :" col2
display "SPG :" col3
display "Elasticidades da pobreza com relação
ao índice de Gini"
display "H   :" col4
display "PG  :" col5
display "SPG :" col6

```

```

global i = $i + 1
display $i
restore
end

```

```

foreach x of varlist renagr renplur_agr
rennag_agr {
    elast 0 `x'
}

```

```

foreach x of varlist renplur renagr_plur
rennag_plur {
    elast 2 `x'
}

```

```

log close
view elast_2008.smcl
exit

```