



UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO – UFPE
CENTRO ACADÊMICO DO AGRESTE – CAA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – PPGECON
MESTRADO ACADÊMICO EM ECONOMIA

ALAN FRANCISCO CARVALHO PEREIRA

**IMPACTOS DA PLURIATIVIDADE E RENDAS NÃO-AGRÍCOLAS SOBRE A
INCIDÊNCIA DE POBREZA NAS FAMÍLIAS AGRÍCOLAS BRASILEIRAS**

CARUARU

2017

ALAN FRANCISCO CARVALHO PEREIRA

IMPACTOS DA PLURIATIVIDADE E RENDAS NÃO-AGRÍCOLAS SOBRE A
INCIDÊNCIA DE POBREZA NAS FAMÍLIAS AGRÍCOLAS BRASILEIRAS

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado Acadêmico em Economia do Programa de Pós-Graduação em Economia - PPGECON do Centro Acadêmico do Agreste - CAA da Universidade Federal de Pernambuco - UFPE, como requisito parcial à obtenção do título de mestre em Economia.

Orientador: Wellington Ribeiro Justo

Co-Orientador: João Ricardo Ferreira de Lima

CARUARU

2017

Catálogo na fonte:
Bibliotecária – Marcela Porfírio CRB/4 - 1878

- P436i Pereira, Alan Francisco Carvalho.
 Impactos da pluriatividade e rendas não-agrícolas sobre a incidência de pobreza nas famílias agrícolas brasileiras. / Alan Francisco Carvalho Pereira. – 2017.
 135f. : il. ; 30 cm.
- Orientador: Wellington Ribeiro Justo.
 Coorientador: João Ricardo Ferreira de Lima.
 Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Pernambuco, CAA, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2017.
 Inclui Referências.
1. Economia agrícola. 2. Mercado de trabalho. 3. Agricultura. I. Justo, Wellington Ribeiro (Orientador). II. Lima, João Ricardo Ferreira de (Coorientador). III. Título.
- 330 CDD (23. ed.)
UFPE (CAA 2017-066)

Universidade Federal de Pernambuco – UFPE
Centro Acadêmico do Agreste – CAA
Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGECON
Mestrado Acadêmico em Economia

Impactos da pluriatividade e rendas não-agrícolas sobre a incidência
de pobreza nas famílias agrícolas brasileiras

Alan Francisco Carvalho Pereira

Dissertação apresentada e submetida ao corpo docente do Programa de Pós-Graduação em Economia - PPGECON da Universidade Federal de Pernambuco - UFPE, aprovada no dia 23 de fevereiro de 2017.

Banca examinadora:

Wellington Ribeiro Justo, Doutor, URCA/PPGECON-UFPE

João Ricardo Ferreira de Lima, Doutor, Embrapa Semiárido/ PPGECON-UFPE

Monaliza Ferreira de Oliveira, Doutora, PPGECON-UFPE

José Lincoln Pinheiro Araújo, Doutor, UPE/Embrapa Semiárido

AGRADECIMENTOS

Primeiramente a Deus que permitiu que tudo isso acontecesse, ao longo de minha vida, e não somente nestes anos como universitário, mas que em todos os momentos é o maior mestre que alguém pode conhecer.

À minha mãe, Maria do Socorro Carvalho (Dona Socorro), pelo amor, incentivo e apoio incondicional.

Aos meus irmãos e sobrinhos, que nos momentos de minha ausência dedicados ao estudo superior, sempre fizeram entender que o futuro é feito a partir da constante dedicação no presente!

À Universidade Federal de Pernambuco, seu corpo docente, direção e administração que oportunizaram a janela que hoje vislumbro um horizonte superior, eivado pela acendrada confiança no mérito e ética aqui presentes.

Agradeço a todos os professores do PPGECON por me proporcionarem o conhecimento não apenas racional, mas a manifestação do caráter e afetividade da educação no processo de formação profissional, por tanto que se dedicaram a mim, não somente por terem me ensinado, mas por terem me feito aprender. Em especial agradeço aos professores Diogo Bezerra, Alane Alves, Sônia Gomes (Cabo Verde), Carlos Amorim, Lídia Rodella e Roberta Rocha.

Agradeço ao meu orientador, professor Wellington Ribeiro Justo, pela paciência, confiança, e acima de tudo compreensão das dificuldades de estudar longe de casa. Sem as ideias e conselhos do professor Wellington, metade desses 2 anos não teriam valido a pena.

Agradeço a duas pessoas essenciais por me fazerem chegar e permanecer no mestrado: os professores João Ricardo Ferreira e Monaliza Ferreira, que incentivaram e deram apoio em todos os momentos, principalmente nos mais difíceis.

Aos meus colegas Andson Freitas, Alan Umburana, Alexsandra Gomes, Edilberto Tiago, Nanísia Pereira e Josué Nunes (Cabeça), pelo companheirismo e, acima de tudo, por compartilharem momentos alegres e tensos.

À Dayse Evelyn por me fazer pensar com mais calma nos momentos complicados e por trazer mais alegria aos meus dias.

Por fim, agradeço a todos aqueles que não citei aqui, mas que cruzaram meus caminhos nesses dois anos em morei em Caruaru e que me ajudaram a crescer como pessoa e profissional.

RESUMO

A partir da década de 60, a agricultura mundial observou um elevado crescimento tanto no aspecto produtivo, quanto no volume financeiro gerado. Entre os principais fatores que contribuíram para o desenvolvimento agrícola pode-se destacar o aumento da demanda por alimentos e do elevado desenvolvimento tecnológico que contribuiu para a elevação dos níveis de eficiência técnica das cadeias produção e comercialização desses produtos. De uma maneira análoga a esse processo de prosperidade na agropecuária mundial, também se observou um aumento na polarização produtiva no que se refere à busca pelo equilíbrio no acesso aos resultados desse crescimento, entre produtores mais e menos prósperos. A consequência desse cenário de separação e desigualdade produtiva na agricultura é a elevação dos níveis de pobreza e extrema pobreza nas famílias rurais, com maior peso para as famílias de menor renda e que se dedicam de maneira exclusiva à atividade agrícola. De maneira paralela, observa-se que a diversificação das fontes de renda tem efeito de reduzir o efeito da pobreza no meio rural com as famílias não-agrícolas e pluriativas apresentando mais estabilidade nos rendimentos e maior eficiência na redução da desse problema ao longo de séries de dados disponíveis. Levando em consideração as diferenças na superação da pobreza entre as famílias agrícolas, não-agrícolas e pluriativas, o problema de pesquisa que o presente trabalho busca compreender é verificar os efeitos das rendas provenientes de atividades não-agrícolas sobre os indicadores de pobreza das famílias agrícolas, considerando a heterogeneidade entre o desenvolvimento das áreas rurais das cinco regiões brasileiras. O referencial teórico utilizado considera que as decisões das famílias rurais relacionadas à oferta, ou não, do trabalho fora do estabelecimento agrícola se baseia em um problema de maximização de utilidade conjunta e interna à unidade familiar. Após realizada a modelagem teórico, utilizou-se um pareamento com base na metodologia do *Propensity Score Matching* junto com um modelo *logit* multinomial para obtenção dos efeitos sobre os rendimentos das famílias agrícolas com a diversificação das fontes de renda por trabalhos não ligados à agricultura. De acordo com os resultados, observou-se que tanto a pobreza como a extrema pobreza diminuem com a introdução de atividades não-agrícolas com maiores impactos para as famílias agrícolas mais pobres das regiões, porém o alto grau de concentração de pobreza nas regiões com menor produtividade agrícola anulam parte do efeito dessas quedas em um contexto agregando o meio rural como um todo.

Palavras-Chave: Meio rural. Mercado de trabalho. Desigualdades. Nível de renda estável.

ABSTRACT

Since the 1960s, world agriculture has seen a high growth both in the productive aspect and in the financial volume generated. Among the main factors that contributed to the agricultural development can be highlighted the increase in the demand for food and the high technological development that contributed to raise the levels of technical efficiency of the production and marketing chains of these products. In an analogue way to this process of prosperity in world agriculture, there was also an increase in the productive polarization regarding the search for the balance in the access to the results of this growth, between more and less prosperous producers. The consequence of this scenario of separation and productive inequality in agriculture is the elevation of levels of poverty and extreme poverty in rural families, with greater weight for lower income families who dedicate themselves exclusively to agricultural activity. In parallel, it is observed that the diversification of income sources has the effect of reducing the effect of poverty in the rural environment with non-agricultural and pluriactive families, presenting more stability in income and greater efficiency in reducing this problem throughout series of available data. Taking into account the differences in the overcoming of poverty among agricultural, non-agricultural and pluriactive families, the research problem that the present work seeks to understand is to verify the effects of incomes from non-agricultural activities on the poverty indicators of agricultural families, considering the heterogeneity between the development of the rural areas of the five Brazilian regions. The theoretical reference used considers that the decisions of the rural families related to the supply or not of the work outside the agricultural establishment is based on a problem of maximization of joint and internal utility to the family unit. After the theoretical modeling, a matching based on the methodology of Propensity Score Matching was used along with a multinomial logit model to obtain the effects on the income of the agricultural families with the diversification of the sources of income by works not related to agriculture. According to the results, it was observed that both poverty and extreme poverty decrease with the introduction of non-agricultural activities with greater impacts for the poorer agricultural families of the regions, but the high concentration of poverty in the regions with lower agricultural productivity erase part of the effect of these falls in a context that aggregates the rural environment as a whole.

Key-Words: Rural areas. Job market. Inequalities. Stable income level.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	9
1.1. Desenvolvimento agrícola e rural e suas consequências na configuração do trabalho	12
1.2. Problema e sua relevância.....	15
1.3. Hipóteses.....	16
1.4. Objetivos.....	17
1.4.1. Objetivo geral	21
1.4.2. Objetivos específicos	21
2. REFERENCIAL TEÓRICO	23
2.1. Modelo teórico de maximização da utilidade da família rural.....	23
2.1.1. Decisão econômica das famílias exclusivamente agrícolas.....	29
2.1.2. Decisão econômica das famílias não-agrícolas	31
2.1.3. Decisão econômica das famílias pluriativas	32
2.1.4. O caso das famílias não-ocupadas	35
2.2. Influência das características familiares sobre a decisão econômica de oferta de mão-de-obra não-agrícola.....	36
2.3. Incidência da pobreza e suas consequências no meio rural brasileiro	40
2.4. Efeitos da pluriatividade e rendas não-agrícolas sobre a pobreza rural.....	47
3. METODOLOGIA.....	51
3.1. Variação da renda da família rural com a introdução das atividades não-agrícolas	51
3.2. Aplicação do <i>Propensity Score Matching (PSM)</i> e estimação do <i>Average effect of Treatment on the Treated (ATT)</i>	56
3.3. Modelo <i>logit</i> multinomial e descrição das variáveis	62
3.4. Índice de pobreza <i>Forter-Greer-Thorbecke (FGT)</i> e linhas utilizadas	69
3.5. Fonte e tratamento dos dados.....	73
4. RESULTADOS	79
4.1. Estatísticas descritivas.....	79
4.2. Indicadores de pobreza e elasticidade crescimento-renda da pobreza.....	83
4.3. Determinantes entre as alternativas ocupacionais.....	91
4.4. Pareamento e impacto do <i>ATT</i> sobre os indicadores de pobreza	108

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	122
REFERÊNCIAS	125

1. INTRODUÇÃO

A partir da década de 60, a agricultura mundial observou um elevado crescimento tanto no aspecto produtivo, quanto no volume financeiro gerado. Esse desenvolvimento se estendeu por diversos países europeus e incluiu as nações com relevantes bases produtivas agropecuárias como China, Índia, México, Brasil etc. A causa da referida evolução se deu graças ao crescimento da demanda do sistema agroalimentar mundial e do aparato tecnológico, guiando os sistemas de produção e aumentando os níveis de eficiência técnica das cadeias de produção e de comércio.

Em contrapartida a esse processo de desenvolvimento, também se observou um aumento na polarização produtiva no que se refere à busca pelo equilíbrio no acesso aos resultados desse crescimento entre grandes e pequenos produtores agrícolas. Apesar de o desenvolvimento tecnológico observado poder ser aplicado e adaptado visando à melhoria da produtividade de qualquer área produtiva (levando em consideração o tamanho, o clima e o solo da região), ainda se tem uma clara heterogeneidade e desigualdade quanto à capacidade de superar determinadas dificuldades de comercialização, produção, organização dos custos produtivos e de infraestrutura das pequenas e médias propriedades agrícolas, que ao longo dos anos se fixaram à margem do processo de inserção econômica nos mercados mundiais de alimentos (NEDER, 2014).

No Brasil, o inegável desenvolvimento tecnológico e estrutural da agricultura recente não conseguiu integrar de maneira igualitária e linear todas as regiões produtivas. Assim, em períodos de expansão da economia mundial, a tendência de crescimento da renda se distribui relativamente equilibrada. Contudo em períodos de recessão, o ônus se torna mais pesado no lado produtor de menor capacidade produtiva, agravando o processo de desigualdade regional. Assim, as regiões com maior concentração da agricultura familiar na base de produção ficam mais expostas aos desequilíbrios sistêmicos e estagnação de renda (GASQUES, VIEIRA FILHO e NAVARRO, 2014).

No que se refere a essa tendência de marginalização dos agricultores de pequeno porte, Buainain *et al.* (2013), discutem uma perspectiva irreversível de exclusão destes produtores dos resultados do desenvolvimento. Embasando esta reflexão, os autores demonstram que a participação no produto total da agricultura entre pequenas e médias propriedades (de até 100 hectares) se manteve estável nos últimos 40 anos, enquanto nas propriedades com mais de 1.000 hectares apresentaram aumento constante na participação da renda e na quantidade produzida, retratando assim, uma perda relativa de espaço para os pequenos agricultores. Como

consequência dessa desigualdade no desenvolvimento internamente investigado na agricultura, o que se tem é a emersão de um problema antigo que barra os efeitos do desenvolvimento nos âmbitos social e econômico: a pobreza.

Esse processo de empobrecimento se observa, segundo Neder (2014), principalmente nos agricultores ligados às culturas tradicionais como: milho, arroz e feijão; com proporção de famílias pobres superior a 0,35 em 2010. Em contrapartida, para as culturas de grande porte como soja e cana-de-açúcar, os níveis de pobreza das famílias com membros empregados nessas atividades não ultrapassam 0,20. Outras tendências, que também são apontadas pelo autor, são: os diferentes níveis de rendimento e de área produtiva, nos quais se mostram significativamente reduzidos para os produtores agrícolas de culturas tradicionais.

A consequência do referido cenário de polarização e exclusão produtiva na agricultura é o esvaziamento do campo, considerando a migração de parte da força de trabalho para as áreas rurais mais populosas com centros urbanos e com maiores ofertas de trabalhos, em busca de empregos não ligados à atividade agropecuária que ofereçam maiores níveis de salários e estabilidade nesses rendimentos. Em decorrência à acentuada migração da força de trabalho, os produtores agrícolas familiares de pequeno porte que permanecem no campo, veem um crescimento da produção para o autoconsumo e do emprego em trabalhos não remunerados.

No meio rural de algumas regiões brasileiras e em muitos países do mundo, esse conjunto de atividades não-agrícolas ganharam importância nos estudos sociais a partir da década 70. Os argumentos quanto à relevância da introdução dessas atividades no meio rural, por parte de membros das famílias agrícolas, discutem que as atividades não-agrícolas têm papel fundamental na manutenção das relações sociais no campo e nos incentivos ao próprio desenvolvimento e estruturação da agricultura. Portanto, se torna fundamental observar que a busca pela inserção em atividades não-agrícolas faz parte das estratégias adotadas pelas famílias rurais, objetivando superar as dificuldades financeiras e os riscos elevados da produção agrícola, bem como ter acesso a novos mercados de trabalho e aos produtos, refletindo maiores oportunidades e melhoria das condições de vida (KAGEYAMA, 1998).

Como meio de superação dessas desigualdades, a busca das políticas públicas atuais voltadas ao meio rural, inclui em sua pauta os incentivos à ampliação do trabalho formal no meio rural e a melhoria das relações trabalhistas desses empregados rurais, seja dos residentes no campo, seja dos trabalhadores rurais em empregos ligados aos demais setores da economia. Essa característica evidencia o cenário de direcionamento do entendimento da importância das atividades não-agrícolas e da pluriatividade sobre a elevação dos rendimentos familiares rurais.

Uma característica fundamental das atividades não-agrícolas que as tornam uma alternativa viável de estratégia para o desenvolvimento social e diminuição dos riscos, por parte das famílias rurais, é o seu maior nível e estabilidade nas rendas. Balsadi (2008) aponta que os rendimentos agrícolas têm seu crescimento, por várias vezes anulado, dada à intercalação de períodos sazonais de redução na lucratividade dos rendimentos. Outros autores como Mariano e Neder (2006), Lima (2008) e Nascimento (2008) também destacam a estabilidade nos rendimentos não-agrícolas e indicam que as famílias com fontes de rendimento não ligadas à agricultura conseguiram, ao longo da primeira década deste século, diminuir os níveis de pobreza de forma mais eficiente.

Após o conhecimento da importância da diversificação das fontes de renda rural e do complemento com as rendas advindas de atividades não-agrícolas, deve-se levar em consideração a combinação dessas atividades não-agrícolas com as rendas agrícolas por parte das famílias rurais. Assim, tem-se a pluriatividade que aborda uma situação em que pelo menos um membro da família exerce atividade exclusivamente agrícola e os demais integrantes estejam empregados em outros setores. Autores como Mattei (2014) sugerem que no período recente tem havido uma tendência de alto crescimento da pluriatividade, o que é consistente com o fato da importância da diversificação.

À vista disso, na literatura internacional alguns autores como Gasson (1988), Fuller (1990) e Carneiro (1995) têm uma visão da pluriatividade como uma etapa posterior do desenvolvimento capitalista no meio rural, que se encaixa perfeitamente na discussão iniciada sobre a modernização agrícola recente. Além disso, esses autores argumentam que a combinação de atividades agrícolas e não-agrícolas é uma ação organizada pelos agentes visando à convergência de desequilíbrios econômicos e sociais do desenvolvimento agrário em ascensão.

Sobretudo, devido à heterogeneidade no desenvolvimento econômico e social entre as regiões, torna-se imprescindível levar em consideração as particularidades dos efeitos das rendas não-agrícolas e da pluriatividade nas famílias rurais entre os estados que compõem os diferentes estratos geográficos do país, tomando como base as diferenças no desenvolvimento econômico do meio rural dessas regiões (PEREIRA, LIMA e JUSTO, 2016).

Neste ponto, nas próximas seções e capítulos, o presente trabalho buscará fazer uma contribuição importante na demonstração dos possíveis efeitos da introdução das rendas não-agrícolas na redução da pobreza das famílias agrícolas e seu resultado no meio rural das cinco regiões brasileiras.

1.1. Desenvolvimento agrícola e rural e suas consequências na configuração do trabalho

Para a compreensão das definições de pluriatividade e rendas não-agrícolas e como esses conceitos se tornaram recorrente no estudo sobre a dinâmica nas relações sociais do meio rural, faz-se necessário uma primeira explanação sobre as diferenças conceituais entre desenvolvimento agrícola e desenvolvimento rural. Também é importante analisar como esses processos influenciam o aumento da oferta de trabalhos dentro desse espaço geográfico, mas não ligados diretamente à agricultura.

No desenvolvimento agrícola, como destacado por Navarro (2001), o que se têm é o conhecimento sobre o crescimento e a evolução das técnicas produtivas, do aparato tecnológico, do manejo e controle de insumos e dos ganhos na comercialização dos produtos, e do resultado da exploração agrária em si. No desenvolvimento rural, o leque de análise é ampliado além do escopo puramente produtivista e engloba as mudanças sociais e de qualidade de vida dos residentes nesse espaço geográfico. Neste ponto, a melhoria dos serviços como saúde, educação e segurança alteram os padrões de desenvolvimento de uma região rural; já a melhoria da produtividade por meio de uma tecnologia amplia o nível de desenvolvimento agrícola da região que a comporta.

O fato é que tanto o desenvolvimento agrícola como rural aconteceram, mesmo que em escalas diferenciadas, a partir da década de 60 nos países europeus e demais nações, entre eles o Brasil. Como já destacado, junto com esse desenvolvimento, ocorreram alterações importantes nas relações de trabalho no campo que estabeleceram certas configurações, antes não existentes.

As mudanças nos padrões tecnológicos e a introdução da mecanização na agricultura deram um ar de empresa à propriedade produtiva. A elevação em relação à intensidade entre trabalho e capital expôs a precarização dos empregos em determinados setores e a deficiência entre oferta e demanda por mão-de-obra agrícola (CARNEIRO, 1995). Outro ponto que pode ser visto como consequência do desenvolvimento no meio rural é o aparecimento de serviços e produtos que antes não eram ofertados nesse meio, e que contrapondo à característica anterior, cria necessidade de empregar trabalhadores em novas demandas de trabalhos e à possibilidade de diversificar as fontes de rendas.

Chayanov (1966) já havia apresentado essa ideia de complementação e diversificação da renda e da busca por trabalhos acessórios, como necessidade latente do resultado das consequências do desenvolvimento rural e produtivo. Os termos apresentados pelo autor foram

part-time farming e *full-time farming* para a diferenciação entre trabalho em tempo parcial e em tempo integral na propriedade. Fuller (1990) também considerou a percepção nascente de agricultura em tempo parcial e a característica, já concretizada, de combinação entre fontes de renda agrícolas e de trabalhos não-agrícolas no que chamou de *pluriactivity* ou pluriatividade (na tradução).

A pluriatividade pode ser entendida como uma tendência voltada à preocupação entre as diferentes atividades e interesses dos indivíduos de uma mesma família, bem como a busca pela manutenção da reprodução social e a superação de desequilíbrios, quanto à inserção no mercado de trabalho. Então, essa forma de organização do trabalho leva a um direcionamento do pensamento econômico das famílias na gestão do trabalho doméstico, no qual o trabalho agrícola se encontra inserido, mas pode não ser o principal (SCHNEIDER, 2009). Assim, a questão que aflora é a da capacidade de tomada de decisão e racionalidade da família rural na busca pela melhor combinação entre renda da produção agrícola e renda fora dessa produção, para a realização de consumo de bens e serviços.

Como analisado por Chayanov (1996), por meio da teoria da “unidade econômica camponesa (UEC)”, a racionalidade da escolha do processo de obtenção de rendas entre diversas alternativas, é dada pelas características de demografia da família (considerando a idade de aptidão ao mercado de trabalho), pelos mecanismos de equilíbrio interno (como aptidões técnicas e capacidades de inserção no mercado de trabalho), pela união entre propriedade doméstica e de produção (buscando a melhor alocação de tempo entre os afazeres de trabalho no campo e nos centros urbanos) e pela via de necessidade de consumo. Dito de outra forma, o que o autor argumenta é que a busca pela pluriatividade das famílias rurais é resultado da racionalidade ligada à “utilização ótima dos fatores” (terra, capital e força de trabalho).

No que se refere à recente dinâmica das atividades não-agrícolas, onde as políticas de desenvolvimento agrícola e rural foram estabelecidas, houve mudanças na configuração do trabalho rural e desenvolvimento da agricultura. Porém, como destacado anteriormente, a persistência de níveis elevados de pobreza nas famílias rurais formou uma inevitável procura por complementação da renda familiar. Assim, as atividades não-agrícolas, como um conjunto de trabalhos auxiliares decorrentes do processo de globalização no campo, entram em foco em diversos estudos de cunho social visando entender o processo de transformação no mercado de trabalho rural (SCHNEIDER, 2009).

Como tendência da introdução das atividades não-agrícolas por parte das famílias rurais, Blank (2005) constata uma propensão à busca por acompanhar as transformações

macroeconômicas e sociais e assim, se introduzir na via do desenvolvimento rural em curso, visando absorver de forma mais direta os resultados desse processo. Dessa forma, a procura por essas atividades não-agrícolas e a pluriatividade superam a compreensão simplória apenas baseada na reprodução social no campo, e englobam a predisposição de reestruturação capitalista nas relações produtivas, comerciais e trabalhistas no meio rural.

O fato é que a ampliação da demanda por trabalhos não-agrícolas no meio rural pode ser explicada levando em consideração as consequências do desenvolvimento rural. De acordo com Mattei (2014), por diversos enfoques como: econômico (busca por melhores níveis de rendimento e inserção nos mercados locais, etc.); social (com aumento da escolaridade dos membros da família, desejo de ascender socialmente, etc.); pessoal (com os membros das famílias tentando aumentar seus padrões de consumo, buscar outras carreiras, etc.); contextual (com o surgimento de empregos e indústrias locais que fomentam o desenvolvimento e a oferta dessas atividades, etc.) e lazer (com a ampliação do número de chácaras, turismo rural, áreas de preservação ambiental, etc.).

Graziano da Silva e Del Grossi (2001) também destacaram os principais fatores de ascensão das atividades não-agrícolas, considerando o aumento no número de famílias pluriativas e definiram como os elementos mais importantes:

- A reestruturação das unidades produtivas, no sentido de que muitas das atividades internas à unidade produtiva passaram a ser executadas por terceiros contratados para executar as mais diversas atividades do processo produtivo;
- Decorrente do anterior nota-se o crescimento do emprego qualificado no meio rural, especialmente de profissões técnicas agropecuárias e de profissões tipicamente urbanas como de administradores, de motoristas, de contadores ou de outros profissionais vinculados às atividades não-agrícolas;
- A especialização produtiva crescente das unidades agropecuárias, permitindo o aparecimento de novos produtos e mercados, como animais jovens, animais exóticos, frutas frescas e flores, entre muitos outros;
- A formação de redes vinculando fornecedores de insumos, prestadores de serviços, agricultores, agroindústrias e empresas de distribuição;
- A melhoria de infraestrutura social e de lazer rurais, proporciona maiores facilidades de transporte e meios de comunicação, possibilitando maiores chances de acesso aos bens públicos como: a previdência, o saneamento básico, a assistência médica e a educação.

Em síntese, o que se observa é que a elevação do fortalecimento tanto das atividades agrícolas, como das não-agrícolas por parte do desenvolvimento agrário – e em um contexto mais amplo, o desenvolvimento rural, considerando a melhoria dos padrões de vida das famílias rurais – se relacionam de uma maneira mais intensa com o crescimento do emprego nessas atividades não-agrícolas e pluriatividade. É o que será demonstrado no próximo tópico, paralelo ao crescimento do sistema agroalimentar e dada à importância da geração de novas demandas no meio rural.

1.2. Problema e sua relevância

O número de famílias rurais com pelo menos um membro empregado fora da agricultura evoluiu ao longo dos últimos anos. E nesse mesmo contexto, a quantidade de famílias rurais com rendas inferiores a meio e a um quarto de salário mínimo, ou seja, em situação de pobreza considerando as linhas de pobreza oficiais adotadas pelo governo, também tiveram variações diferenciadas e negativas na maioria das regiões, considerando os três tipos de famílias que são foco desse trabalho.

A Tabela 1, a seguir, apresenta esses comportamentos considerando as 5 regiões do país e dividindo as observações por tipo de família rural: exclusivamente agrícolas, não-agrícolas e pluriativas em 2001 e 2015 com base nos dados das PNAD's.

Tabela 1 – Distribuição das famílias por tipo e número de famílias com renda familiar per capita inferior a meio e a um quarto de salário mínimo por região em 2001 e 2015.

Região	Número de famílias			Renda inferior a 1/2 SM			Renda inferior a 1/4 SM		
	2001	2015	Δ%	2001	2015	Δ%	2001	2015	Δ%
Norte									
Agrícolas	385.738	567.847	47,2	223.938	319.795	42,8	108.967	158.713	45,6
Não-agrícolas	283.435	320.052	12,9	124.842	122.235	-2,1	46.453	40.688	-12,4
Pluriativas	166.326	196.969	18,4	94.517	75.259	-20,3	32.534	19.085	-41,3
Nordeste									
Agrícolas	1.811.864	1.228.595	-32,1	1.249.761	765.895	-38,7	720.496	478.896	-33,5
Não-agrícolas	449.316	798.876	77,8	649.062	332.942	-48,7	295.793	104.542	-64,6
Pluriativas	989.109	541.516	-45,2	641.811	272.561	-57,5	278.233	107.656	-61,3
Sudeste									
Agrícolas	777.372	819.483	5,4	352.604	307.589	-12,7	137.874	97.252	-29,4
Não-agrícolas	493.706	617.313	25,0	126.836	121.138	-4,4	35.460	24.940	-29,6
Pluriativas	343.877	391.938	13,9	96.734	82.789	-14,4	18.485	15.848	-14,2
Sul									
Agrícolas	1.105.141	626.735	-43,2	339.541	132.862	-60,8	125.696	46.301	-63,1
Não-agrícolas	349.553	392.810	12,3	67.493	53.035	-21,4	16.621	11.451	-31,1
Pluriativas	443.441	244.778	-44,8	85.265	25.971	-69,5	21.698	4.545	-79,0
Centro-Oeste									
Agrícolas	179.162	288.069	60,7	76.153	76.304	0,2	28.408	15.004	-47,1
Não-agrícolas	59.081	108.392	83,4	14.824	13.909	-6,1	2.164	1.612	-25,5
Pluriativas	70.680	97.317	37,6	14.924	10.624	-28,8	3.701	1.275	-65,5

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados da PNAD.

Com exceção do Norte, em todas as outras regiões o número de famílias não-agrícolas teve uma variação percentual superior ao crescimento das famílias agrícolas. Em algumas regiões como Nordeste e Sul observou-se, inclusive, o decréscimo no número dessas. Esse dado se mostra alinhado com o ponto de vista introduzido anteriormente no que se refere ao aumento do emprego não-agrícola e da tendência de aumento desses tipos de atividades, com as famílias procurando gerir de forma mais eficiente as fontes de renda e buscando se inserir de forma a acompanhar as mudanças no mercado de trabalho.

Alguns dados chamam atenção pelas diferentes dinâmicas agrícolas de suas regiões. No Nordeste, o número de famílias não-agrícolas teve variação de 77,8% em 15 anos, passando de 449.316 para 798.876, enquanto o número de famílias agrícolas teve queda de 32,1%, passando de 1.811.864 para 1.228.595. Fato que talvez se deva às dificuldades climático/hídricas e à baixa produtividade das culturas, que diminui a geração de renda.

Já no Centro-Oeste, marcado por uma agricultura de grande porte na produção de grãos, criação de rebanhos e com maior integração com as agroindústrias, o número de famílias com todos os membros empregados fora do setor produtivo variou 83,4%, passando de 59.081 para 108.392 famílias. Na região central, pelo contrário da primeira, também se observou uma variação positiva no número de famílias agrícolas, mas em uma escala menor. Esses dados já

dão uma primeira evidência de que as atividades não-agrícolas podem estar sendo buscadas na perspectiva de equalização no orçamento familiar.

Na região Sul, também conhecida como altamente produtiva na agricultura, o número de famílias agrícolas também teve uma redução, passando de 1.105.141 para 626.735, mostrando a alta capacidade de absorção de mão-de-obra das atividades não-agrícolas, com variação positiva de 12,3% entre 2001 e 2015.

Para as famílias pluriativas as variações foram negativas no Nordeste e no Sul. E nas demais regiões o número de famílias com pelo menos um membro empregado fora da agricultura teve variações positivas, no entanto bem inferiores às observadas para o emprego exclusivamente fora da agricultura. Uma explicação para essa determinada característica é que o peso da parcela agrícola dessas famílias é tão inferior na capacidade de geração de renda que estas passam direto para uma situação de não-agrícola em vez de se tornarem primeiramente pluriativas, como ressaltado por Gasson (1988), Fuller (1990) e Carneiro (1995).

Em comparação ao número de famílias rurais com renda per capita familiar inferior à linha de pobreza de meio salário mínimo, as famílias não-agrícolas e pluriativas tiveram variações negativas no número de famílias com renda abaixo desse patamar em todas as 5 regiões com maiores variações no percentual de famílias pluriativas pobres. Com exceção do Norte e Centro-Oeste, onde as famílias exclusivamente agrícolas com renda per capita inferior a meio salário mínimo apresentam elevação no período, nas demais regiões houve queda nesse número. No Sul caíram 60,8%, no Sudeste 12,7% e no Nordeste, 38,7%.

Essas diferenças podem evidenciar, para as regiões Sudeste e Sul existe um maior grau de eficiência na agricultura e as melhores perspectivas produtivas, no que se diz respeito às condições de produção e à maior capacidade de acompanhar as mudanças no mercado. A explicação para tal fato pode ser vista que, em módulo, as variações no número de famílias agrícolas ficaram inferiores às reduções no número de famílias agrícolas pobres e assim essas regiões tem uma menor incidência de pobreza para as famílias agrícolas.

Por outro lado, no Nordeste, grande parte da redução da pobreza das famílias exclusivamente agrícolas pode ser atribuída simplesmente ao fato desse tipo terem seu número reduzido entre 2001 e 2015, já que a maior parte das famílias pobres da região está concentrada nas famílias agrícolas com 765.895, sendo mais que a soma do total de famílias pobres não-agrícolas e pluriativas.

Na ótica de um nível de pobreza mais extrema, considerando a renda per capita familiar inferior a um quarto de salário mínimo, com exceção do Norte, em todas as regiões pode-se

notar uma redução no número de famílias rurais extremamente pobres ao longo de 15 anos, com queda nesse número para os três tipos de famílias rurais.

Um dado que chama atenção é que, com exceção do Sudeste e do Nordeste, a pluriatividade tem um peso maior na queda do número de famílias extremamente pobres em relação às famílias não-agrícolas. Em comparação com a linha de pobreza de meio salário mínimo, a pluriatividade apresenta maior efeito sobre o grau de pobreza mais elevado.

Nas regiões com agricultura mais produtiva e de grande porte, como o Sul e o Centro-oeste, as famílias exclusivamente agrícolas apresentaram variação maior no percentual de famílias extremamente pobres do que as correspondentes famílias não-agrícolas, acontecimento possivelmente justificado por esse maior grau de produtividade e as menores exposições às deficiências climáticas, ao contrário do Nordeste.

No geral, as dinâmicas de redução da pobreza e extrema pobreza mostram-se bastantes heterogêneas entre as regiões, porém é visível que o efeito da pluriatividade e das atividades não-agrícolas se correlacionam positivamente com um estado de redução no grau de incidência de pobreza nessas famílias. Uma possível explicação para tal fato pode ser dada ao maior equilíbrio das rendas provenientes dessas atividades não-agrícolas, junto também com uma maior estabilização dos rendimentos das famílias agrícolas quando essas mesclam as rendas dos membros empregados em setores do mercado. Outra explicação que pode ser dada ao acontecimento é o maior patamar das rendas dos trabalhos fora da agricultura.

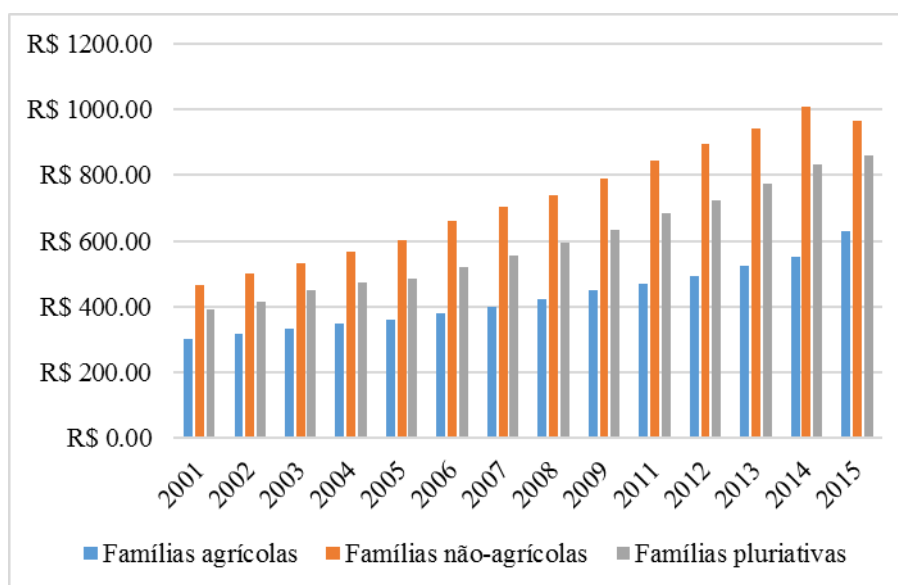
Essa última observação pode ser visualizada melhor por meio da Figura 1 que mostra a evolução da renda per capita familiar das famílias exclusivamente agrícolas, não-agrícolas e pluriativas no Brasil¹.

Um primeiro indício de que as famílias que apresentam o componente do não-agrícola têm maiores rendas é que entre os níveis de renda para todos os anos da série, as famílias não-agrícolas e pluriativas apresentam os maiores patamares quando se compara com os rendimentos per capitas das famílias exclusivamente agrícolas.

As diferenças entre os rendimentos das famílias não-agrícolas e pluriativas se tornam sensivelmente maiores em relação à renda per capita das famílias exclusivamente agrícolas a partir de 2005. Entre as diferenças das não-agrícolas e pluriativas, também se podem observar essas maiores diferenças, mas com uma leve convergência em 2015, talvez explicada pelo maior impacto da crise econômica sobre as primeiras.

¹ Rendas deflacionadas pelo INPC (Índice Nacional de Preços ao Consumidor) e calculadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) com base na série referenciada para o ano de 2015.

O fato é que a renda exclusivamente agrícola atingiu seu maior patamar em um ponto superior a R\$ 600,00, enquanto as famílias pluriativas e não-agrícolas atingem seus maiores níveis de renda próximos a R\$ 800,00 e R\$ 1.000,00, respectivamente. Analisando a série evidencia-se que no Brasil as rendas não ligadas à agricultura, mesmo considerando uma parcela do total do rendimento familiar (no caso da pluriatividade), têm um efeito maior sobre a elevação do rendimento médio, mostrando diretamente os efeitos sobre a redução da pobreza como retratado na discussão da Tabela 1.



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados da PNAD.

Figura 1 – Evolução da renda per capita das famílias agrícolas, não-agrícolas e pluriativas no Brasil entre 2001 e 2015.

Analisando as taxas geométricas de crescimento² dos rendimentos per capitas entre as regiões no período em questão, com exceção do Sudeste e do Centro-Oeste, também se observa uma maior elevação no caso de incidência de rendas não-agrícolas de acordo com a Tabela 2.

² Para o cálculo da taxa geométrica de crescimento ou simplesmente taxa de crescimento usa-se o modelo de regressão log-linear contra o tempo que é amplamente utilizado para medir taxas de crescimento ao longo de um período.

Tabela 2 – Taxas geométricas de crescimento da renda per capita por tipo de família entre 2001 e 2015.

Região	Famílias agrícolas	Famílias não-agrícolas	Famílias pluriativas
Norte	2,15***	5,27***	6,39***
Nordeste	2,71***	7,74***	7,90***
Sudeste	5,54***	5,49***	5,48***
Sul	5,27***	5,77***	6,77***
Centro-Oeste	5,70***	5,18***	4,59***

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados da PNAD.

Nota: ***, ** e * indicam significância estatística de, respectivamente, 1%, 5% e 10%.

Nessa perspectiva, o maior grau de elevação das rendas não-agrícolas em comparação com os rendimentos agrícolas e a maior eficiência no aspecto de redução dos níveis de pobreza e extrema pobreza (em todas as regiões) direcionam a discussão para indagações sobre qual é o impacto real das pluriatividades e das rendas não-agrícolas sobre os níveis de pobreza e extrema pobreza das famílias exclusivamente agrícolas. Neste ponto, o presente trabalho avança no aspecto metodológico, ou seja, na busca por ferramentas empíricas para realizar essa medição considerando o processo de escolha entre as alternativas ocupacionais, considerando a eliminação do viés de seleção que, por vezes, torna a validade dos resultados questionável ao passo da verificação real dos mesmos.

O problema de pesquisa busca compreender como se podem comparar as diferenças entre famílias agrícolas, não-agrícolas e pluriativas em aspectos internos à estrutura familiar que dão base para os diferentes níveis de renda e como esses diferenciais podem ser utilizados para verificar os efeitos sobre os indicadores de pobreza das famílias agrícolas, considerando a heterogeneidade entre o desenvolvimento das áreas rurais das cinco macrorregiões brasileiras.

A relevância está no arcabouço técnico dado ao processo de formulação de ações voltadas ao desenvolvimento do meio rural brasileiro e à melhoria das condições de vida das famílias rurais por meio de incentivos aos setores produtivos e de trabalho que melhor apresentam esses cenários positivos.

1.3. Hipóteses

De acordo com problema apresentado, os próximos tópicos serão guiados visando testar as seguintes hipóteses:

- i. O emprego em trabalhos não-agrícolas tem efeito positivo sobre a renda das famílias exclusivamente agrícolas em situação de pobreza. E esse efeito positivo se traduz em uma

redução da pobreza, mas de maneira diferenciada entre as regiões tanto para esse tipo de família, quanto para a região como um todo;

- ii. As variáveis ligadas às aptidões no mercado de trabalho como educação, idade ativa e condição na ocupação, bem como as particularidades, como a maior dependência de transferências de renda e a existência de muitos dependentes (crianças e idosos), têm efeitos positivos quando se considera a variação na probabilidade de se ocupar em emprego não-agrícola;
- iii. Nas regiões com uma proporção maior de famílias agrícolas com renda abaixo da linha da pobreza, o efeito do aumento dos rendimentos na redução da pobreza é observado em uma maior intensidade;
- iv. O impacto das rendas não ligadas à agricultura, trazido pela pluriatividade, não é fixo considerando diferentes linhas de pobreza e tem efeito maior para as famílias em situação de extrema pobreza.

1.4. Objetivos

1.4.1. Objetivo geral

O presente estudo tem como objetivo analisar os impactos da introdução de trabalhos não-agrícolas considerando as famílias exclusivamente agrícolas, seja por meio do emprego total dos seus membros nesses trabalhos (no caso de se tornarem não-agrícolas), seja por meio da pluriatividade sobre os indicadores de pobreza e extrema pobreza, fazendo uma análise comparativa entre o meio rural das cinco regiões brasileiras.

1.4.2. Objetivos específicos

Com base no objetivo geral, especificamente o que se pretende é:

- i. Mensurar os impactos da diversificação das fontes de renda na renda média de uma família exclusivamente agrícola levando em consideração a possibilidade de que esta família passe a ser pluriativa ou não-agrícola sobre o índice de pobreza *Foster-Greer-Thorbecke (FGT)*, por meio da derivação desse índice nos indicadores de proporção de pobres, hiato da pobreza e da severidade da pobreza;

- ii. Identificar se existe variação dos impactos da introdução das atividades não-agrícolas considerando linhas de pobreza diferenciadas, englobando os conceitos de pobreza e extrema pobreza;
- iii. Observar se o possível aumento da renda das famílias rurais tem efeito positivo sobre a diminuição da pobreza, considerando o cálculo dos indicadores de elasticidade crescimento-renda da pobreza;
- iv. Estimar quais variáveis têm maiores efeitos sobre a determinação de uma família agrícola em tornar-se pluriativa ou não-agrícola;
- v. Determinar se existe uma diferença significativa entre os efeitos das rendas não-agrícolas sobre os indicadores de pobreza das famílias agrícolas, entre as cinco regiões brasileiras.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

O presente referencial teórico apresenta o modelo teórico de maximização da utilidade da família rural que serve como base para o estudo do processo de tomada de decisão em relação à oferta de trabalho de atividades não-agrícolas. Parte-se do pressuposto teórico neoclássico de racionalidade das decisões de alocação de oferta de trabalho dos membros da família no mercado, visando se empregarem em trabalhos que ofereçam maiores níveis de renda e que possibilitem uma melhor alocação entre os bens consumidos. Também será realizada uma revisão de literatura sobre a incidência de pobreza e as suas consequências no meio rural e, sobre o papel da pluriatividade e das rendas não-agrícolas como mecanismo de superação desse problema, como discutido por diversos autores no contexto nacional e internacional.

2.1. Modelo teórico de maximização da utilidade da família rural

A modelagem teórica empregada neste estudo considera as decisões das famílias rurais relacionadas à oferta, ou não, do trabalho fora do estabelecimento agrícola, ou seja, a busca por trabalhos e fontes de renda em empregos não ligados diretamente à produção agropecuária. A procura por atividades não-agrícolas é consequência do crescimento cada vez maior do setor de serviços integrado à estrutura produtiva rural, fazendo com que surja uma gama de oportunidades de empregos ligados ao lazer, turismo, meio ambiente etc. Este cenário permite disponibilizar mais tempo de trabalho no mercado em detrimento ao trabalho na propriedade (HUFFMAN, 1979; GRAZIANO DA SILVA e DEL GROSSI, 2001; BUAINAIN *et al.*, 2013).

Assim, a necessidade de auferir renda vinda de outras fontes tem importância no que diz respeito a aumentar as possibilidades de consumo de bens e serviços com a complementação dos rendimentos familiares, em comparação com as famílias que não diversificam as suas fontes de renda e os seus membros se dedicam exclusivamente ao trabalho agrícola (SINGH, SQUIRE e STRAUSS, 1986).

Neste sentido, esta decisão pode ser analisada de acordo com um problema de maximização da utilidade da família rural compreendendo o consumo de bens e de lazer, levando em consideração a estrutura de produção e alocação de tempo de trabalho em atividades na propriedade ou no mercado (ZENG *et al.*, 2006). Ao se depararem com este problema de maximização, as famílias comparam as opções disponíveis buscando maximizar o nível de renda que permita o consumo da melhor combinação entre bens, serviços e tempo dedicado às atividades domésticas (BENJAMIM, 1994).

O modelo utilizado aqui é baseado nas abordagens de Lee (1998), Bardhan e Udry (1999), Zeng (2005) e Lima (2008). Considerando essas abordagens, a modelagem microeconômica das preferências das famílias é organizada assumindo que o domicílio rural está inserido em uma estrutura produtiva (de consumo e de geração de renda), na qual a família que a compõe emprega a racionalidade para a tomada de decisão visando às melhores alternativas produtivas e de aferição de renda.

A essência do problema de maximização da família rural se fundamenta no nível de eficiência produtiva agrícola, junto com uma estrutura de capital humano, que possibilitam uma alocação eficiente de tempo de trabalho no mercado, formando um *mix* entre as principais fontes de renda, visando o atendimento das necessidades de consumo individuais, mas de maneira simultânea para os indivíduos (CHAYANOV, 1966; SMITH, 2002).

Sendo assim, a unidade básica analisada é a família, onde os membros que a compõe tomam a decisão de alocação do tempo de trabalho em conjunto. Ou seja, na escolha entre trabalhos agrícolas e não-agrícolas, existe uma interdependência na avaliação da decisão sobre a melhoria do bem-estar da família como um todo. Esta característica elimina a possibilidade de uma abordagem separada na tomada de decisão (para cada indivíduo) como a realizada por Becker (1975), e leva em consideração a estrutura básica de compartilhamento e cumplicidade entre os indivíduos de uma mesma família por meio do conceito de utilidade conjunta ou *joint utility* discutido por Lundberg (1988), e que tem as mesmas propriedades de uma função de utilidade da teoria do consumidor.

Então o foco na escolha do tempo alocado entre atividades produtivas dentro da propriedade e no mercado se torna essencial quando o objetivo da análise é observar a capacidade de geração de renda e a eficiência da produção agrícola como possibilidade de aumentar os ganhos em relação a outras opções. Desta forma, decisões tomadas que envolvem empregar mais trabalho no mercado (em trabalhos não-agrícolas) diminuem a oferta de trabalho da família na produção agrícola, e assim sucessivamente, comprometendo a obtenção de renda em virtude da escolha que se colocou em detrimento (ZENG, 2005; LIMA, 2008).

Para uma maior simplificação na análise, a família é considerada aqui na sua forma mais simples, composta por apenas dois membros e inserida em uma estrutura de mercado competitivo para com preços de insumos e produtos finais do estabelecimento agrícola, que são considerados fixados de maneira exógena. Porém, essa mesma estrutura de mercado é dita imperfeita em relação aos salários, permitindo a possibilidade de excessos de oferta de empregos em relação ao nível de demanda de mão-de-obra (BARDHAN e UDRY, 1999).

Isto posto, o problema de maximização na qual a família se depara é apresentado como:

$$\max_{c_i, l_i, L_i^{agr}, L_i^{nagr}, A^{prod}, A^{arrend}} U(c_1, c_2, l_1, l_2) \quad (2.1)$$

s. a.

$$\bar{p}(c_1 + c_2) + \bar{w}L^{contr} + rA^{contr} \leq \bar{p}[F(L, A)] + \bar{w}(L_1^{nagr} + L_2^{nagr} | H^m) + rA^{arrend} + T \quad (2.2)$$

$$L = L^{agr} + L^{contr} \quad (2.3)$$

$$A = A^{prod} + A^{contr} \quad (2.4)$$

$$E_i^L = L^{agr} + L^{nagr} + l_i; E^A = A^{prod} + A^{arrend}, \quad i \in \{1, 2\} \quad (2.5)$$

$$c_i, l_i, L_i^{agr}, L_i^{nagr}, A^{prod}, A^{arrend} \geq 0, \quad i \in \{1, 2\} \quad (2.6)$$

Onde:

c_i = consumo de bens e serviços pelo membro i ;

l_i = tempo de lazer ou tempo dedicado ao trabalho doméstico (não remunerado);

L = quantidade de trabalho total utilizada na produção;

L^{agr} = quantidade de trabalho agrícola utilizada na produção;

L^{contr} = quantidade de mão-de-obra contratada de terceiros e utilizada na produção;

L^{nagr} = quantidade de trabalho não-agrícola empregada no mercado;

H^m = matriz de variáveis que representam a estrutura de capital humano, e outras variáveis endógenas e exógenas de características familiares;

E_i^L = tempo de trabalho total do membro i ;

A = área total da unidade produtiva utilizada na atividade agrícola;

A^{contr} = área contratada (ou alugada) de terceiros e utilizada na atividade agrícola;

A^{arrend} = área ociosa (ou não utilizada na atividade agrícola) arrendada para terceiros;

E^A = área total da unidade produtiva;

F = função de produção agrícola da unidade familiar;

r = taxa de aluguel relativa ao custo da terra;

$\bar{p}$ = vetor de preços de bens de consumo e insumos da atividade produtiva;

$\bar{w}$ = taxa salarial paga pela hora trabalhada;

T = renda do não trabalho, ou seja, aposentadorias, pensões e transferências diversas.

O nível de utilidade da família é determinado pelo consumo de bens e serviços (c) e pelo tempo de lazer (ou dedicado ao trabalho doméstico) (l). Esta função de utilidade assume as propriedades de não-saciedade local e quase-concavidade, e pode ser duas vezes diferenciável em relação ao consumo e ao tempo doméstico, permitindo assim a existência de um ponto de máximo que represente a alocação do tempo de trabalho para a realização da melhor combinação de consumo de bens e horas de lazer (LEE, 1998; BARDHAN e UDRY, 1999).

Basicamente, a família se defronta com cinco restrições dentro do problema de maximização, que são as expressões de (2.2) e (2.6). A equação (2.2) representa uma restrição orçamentária, na qual o consumo de bens e serviços e o gasto com insumos de trabalho contratado e área de produção, não devem ultrapassar as rendas recebidas da atividade produtiva; do trabalho não-agrícola ofertado no mercado; da renda da terra arrendada a terceiros; e, do recebimento de rendas advindas do não trabalho. A restrição (2.3) mostra que o trabalho total usado na propriedade é limitado à quantidade de mão-de-obra dedicada à atividade agrícola pelos membros da própria família e pelo trabalho contratado de terceiros. Em (2.4), o que se tem é o limite físico da área dedicada à atividade produtiva, sendo igual à própria área produtiva ativa do domicílio, mais uma parte que pode ser alugada no mercado; e, as expressões contidas em (2.5) representam as restrições físicas e temporais dos dois fatores de produção considerados físicos disponíveis, na qual a área total da propriedade é igual à parte produtiva e à outra ociosa e o montante disponível de tempo de cada membro é dividido em trabalho agrícola, não-agrícola e lazer. Por último, o conjunto contido em (2.6) representa uma restrição de não-negatividade para as variáveis do modelo, sendo que essas podem assumir valor zero³.

A restrição (2.2) representa, implicitamente, a restrição de renda total da teoria do consumidor. Tomando as expressões (2.3) e (2.4), essa pode ser ampliada para:

$$\bar{p}(c_1 + c_2) + \bar{w}(L - L_1^{agr} - L_2^{agr}) + r(A - A^{prod}) \leq \bar{p}[F(L, A)] + \bar{w}(L_1^{nagr} + L_2^{nagr}|H^m) + rA^{arrend} + T$$

Alocando os termos relacionados ao dispêndio de renda no lado esquerdo e juntando os custos de produção com o termo $\bar{p}[F(L, A)]$ a função pode ser resumida considerando a

³ Esta restrição de não-negatividade possibilita que essas variáveis assumam valor zero, traz a possibilidade dos membros se dedicarem exclusivamente a atividades agrícolas, não-agrícolas, serem pluriativos ou não estarem ocupados (BARDHAN e UDRY, 1999; LIMA, 2008).

separação entre as fontes e a utilização da renda, em uma perspectiva de resultado econômico da produção agrícola como:

$$\bar{p}(c_1 + c_2) + \bar{w}(l_1 + l_2) \leq \Pi + \bar{w}(E_1^L + E_2^L) + rE^A + T \quad (2.7)$$

Onde $\Pi = \bar{p}[F(L, A)] - \bar{w}L - rA$ é uma função de lucro restrita da atividade agrícola inserida no problema de maximização.

Agrupando os pares de consumo e lazer para cada um dos dois membros em um agregado total da família, já que se considera inter-relação na tomada de decisão e necessidades de consumo dos membros, obtêm-se:

$$(\bar{p}c + \bar{w}l) \leq \Pi + w(E_1^L + E_2^L) + rE^A + T \quad (2.8)$$

Por último, reunindo os dispêndios com consumo e lazer em uma unidade de gasto total (C) e considerando seus respectivos preços como um numerário⁴, a expressão (8) pode ser ajustada considerando a restrição de renda total como (2.9) a seguir:

$$C = \bar{p}[F(L^{agr} + L^{contr}, E^A)] - \bar{w}L^{contr} + \bar{w}(L^{nagr}|H^m) + rE^A + T \quad (2.9)$$

Desse modo, o problema de maximização pode ser simplificado considerando a substituição de (2.9) por (2.2); a utilização de uma área fixa no curto prazo para produção ($\overline{E^A}$)⁵, e um limite físico de absorção do trabalho não-agrícola no mercado (M)⁶, para:

$$\max_{c, l, L^{agr}, L^{nagr}} U(c, l) \quad (2.10)$$

s. a.

$$C = \bar{p}[F(L^{agr} + L^{contr}, E^A)] - \bar{w}L^{contr} + \bar{w}(L^{nagr}|H^m) + \overline{rE^A} + T \quad (2.11)$$

⁴ Assumindo que $(\bar{p} + \bar{w}) = 1$ para simplificação das interpretações.

⁵ O artifício de fixar o fator de produção de terra se baseia no objetivo principal do presente trabalho em analisar como a decisão de alocação de tempo de trabalho influencia na maximização da utilidade da família, como adotado por Bardhan e Udry (1999).

⁶ O referido termo representa uma limitação física do mercado para absorção do emprego não-agrícola, ou seja, acima de M, não se encontra trabalho. Essa restrição impõe a possibilidade de desemprego baseada na imperfeição do mercado de trabalho (HUFFMAN, 1979; BARDHAN e UDRY, 1999).

$$L^{agr} + L^{nagr} + l = E_i^L, \quad i \in \{1, 2\} \quad (2.12)$$

$$L^{nagr} \leq M \quad (2.13)$$

$$c_i, l_i, L_i^{agr}, L_i^{nagr} \geq 0, \quad i \in \{1, 2\} \quad (2.14)$$

Assumindo que a função de utilidade é diferenciável, de acordo com suas propriedades já citadas, o problema de maximização pode ser representado pelo lagrangeano abaixo:

$$\begin{aligned} L = & U(c, l) + \lambda [\bar{p}[F(L, A)] - \bar{w}L + \bar{r}\bar{E}^A + T - C] + \gamma(E^L - L^{agr} - L^{nagr} - l) \\ & + \tau(M - L^{nagr}) \end{aligned} \quad (2.15)$$

As restrições de não-negatividade resumidas em (2.6) e (2.14) implicam tanto na possibilidade de haver soluções de interior com L^{agr} e $L^{nagr} > 0$, quanto na possibilidade de existirem soluções de canto com $L^{agr} = 0$ ou $L^{nagr} = 0$. Sendo assim, o uso do método de Karush-Kuhn-Tucker⁷ é tradicionalmente indicado para derivação das condições de primeira ordem para o ponto ótimo, como apresentadas a seguir:

$$\frac{\partial L}{\partial c} = U_c - \lambda = 0 \quad (2.16)$$

$$\frac{\partial L}{\partial l} = U_l - \gamma = 0 \quad (2.17)$$

$$\frac{\partial L}{\partial L^{agr}} = \lambda \frac{\partial F}{\partial L^{agr}} - \gamma = \lambda F'_{L^{agr}} - \gamma \leq 0; L^{agr} \geq 0; (\lambda F'_{L^{agr}} - \gamma)L^{agr} = 0 \quad (2.18)$$

$$\frac{\partial L}{\partial L^{nagr}} = \lambda \bar{w} - \gamma - \tau \leq 0; L^{nagr} \geq 0; (\lambda \bar{w} - \gamma - \tau)L^{nagr} = 0 \quad (2.19)$$

De acordo com as condições de otimização do lagrangeano, percebe-se que a maximização da utilidade da família tem dependência direta com a presença ou não de trabalho agrícola e não-agrícola. Esta relação é detalhada nos tópicos seguintes, levando em consideração as características que influenciam a decisão para cada tipo de família.

⁷ Para mais detalhes ver Kunhe Tucker (1951).

2.1.1. Decisão econômica das famílias exclusivamente agrícolas

No caso das famílias unicamente agrícolas, ou seja, com $L^{\text{nagr}} = 0$ e $L^{\text{agr}} > 0$ considerando a propriedade de folga complementar, tem-se que $(\lambda F'_{L^{\text{agr}}} - \gamma) = 0$ e as condições de otimização do lagrangeano podem ser reorganizadas em:

$$\frac{\partial L}{\partial c} = U_c - \lambda = 0 \quad (2.20)$$

$$\frac{\partial L}{\partial l} = U_l - \gamma = 0 \quad (2.21)$$

$$\frac{\partial L}{\partial L^{\text{agr}}} = \lambda F'_{L^{\text{agr}}} - \gamma = 0 \rightarrow \frac{\gamma}{\lambda} = w_{\text{agr}} = \frac{U_l}{U_c} \quad (2.22)$$

Definindo a derivada da função de produção (implícita na função lucro) em relação ao trabalho agrícola como w_{agr} , esta pode ser considerada a taxa de salário agrícola paga. Neste caso, a decisão de ser exclusivamente agrícola depende da relação entre o ganho marginal do tempo dedicado à atividade não-agrícola e a renda auferida de trabalho total dedicado às atividades exclusivamente agrícolas.

A expressão (2.22) mostra que a decisão de ser exclusivamente agrícola depende da renda não-agrícola ser menor do que a taxa marginal de substituição entre lazer e renda total, ou propensão marginal a pagar do tempo de lazer. Essa propensão marginal a pagar pode ser considerada uma razão entre preço-sombra do lazer e preço-sombra da renda total⁸. A equação (2.23) seguinte resume a relação que determina a escolha da família em alocar o tempo total de trabalho em atividades agrícolas:

$$w_{\text{nagr}} < \frac{\gamma}{\lambda} = \frac{U_l}{U_c} \quad (2.23)$$

A restrição de renda total ou o dispêndio total de renda para as famílias exclusivamente agrícolas, pode ser apresentada, considerando as condições de primeira ordem, como:

⁸ Preços-sombra ou preços de eficiência podem ser definidos como o ganho marginal na função de utilidade que está sendo maximizada (função objetivo) com a variação positiva da restrição na qual está função está baseada (VARIAN, 2010, p. 641).

De acordo com Zeng (2005), o que dá base para a compreensão da dinâmica de comparação entre os ganhos marginais não-agrícolas e agrícolas é o grau de imperfeição do mercado. Desta forma, em um mercado de trabalho no qual seja observado a existência de falhas na relação entre oferta e demanda de mão-de-obra, esse mercado traz riscos e incertezas para a família rural quanto a obtenção de rendas com a disponibilização de horas de trabalho fora da agricultura, desestimulando assim, um comportamento que vá em tal direção de escolha e concentre os esforços no aumento da produção do domicílio e no emprego exclusivamente nesses trabalhos agrícolas.

2.1.2. Decisão econômica das famílias não-agrícolas

Para o caso das famílias exclusivamente não-agrícolas, ou seja, com $L^{nagr} > 0$ e $L^{agr} = 0$, as condições de primeira ordem do lagrangeano são:

$$\frac{\partial L}{\partial c} = U_c - \lambda = 0 \quad (2.25)$$

$$\frac{\partial L}{\partial l} = U_l - \gamma = 0 \quad (2.26)$$

$$\frac{\partial L}{\partial L^{nagr}} = \lambda w_{nagr} - \gamma - \tau = 0 \rightarrow w_{nagr} = \frac{\gamma + \tau}{\lambda} = \frac{U_l}{U_c} + \frac{\tau}{\lambda} \quad (2.27)$$

Derivando o lagrangeano em relação ao trabalho não-agrícola pela equação (2.27), tem-se a expressão que define a taxa de salário que remunera essas atividades (w_{nagr}), como a relação entre preço-sombra do tempo de lazer e o preço-sombra da renda total mais um fator $\frac{\tau}{\lambda}$ que pode ser interpretado como a razão entre os preços-sombra da flexibilização na absorção de mão-de-obra no mercado para com os trabalhos não-agrícolas e o preço-sombra da renda total. Ou mais resumidamente, como o inverso da elasticidade da renda total em relação à oferta de trabalho não-agrícola no mercado (SANTOS, LÍRIO e VIEIRA, 2009).

Pelas condições apresentadas nas expressões (2.26) e (2.27), a decisão da família em empregar toda sua força de trabalho em atividades não-agrícolas depende da renda relativa ao salário agrícola ser menor do que a taxa marginal de substituição entre lazer e renda total. De uma maneira mais direta, se w_{agr} for menor que a razão entre preço-sombra do lazer pelo preço-sombra da renda total mais a capacidade de absorção do mercado para com a procura de trabalho

não-agrícolas, os membros da família buscarão alocar todo o seu tempo de trabalho nessas atividades. Esta expressão pode ser resumida pela equação (2.28):

$$w_{agr} < \frac{\gamma + \tau}{\lambda} = \frac{U_l}{U_c} + \frac{\tau}{\lambda} \quad (2.28)$$

A capacidade de absorção de mão-de-obra do mercado, representada na relação (2.28) por $\frac{\tau}{\lambda}$, é referida como custo transacional incorridos na procura de trabalhos não-agrícolas no mercado. Custos estes que podem ser vistos como gastos com deslocamento para procura de trabalho; mudança no local de moradia e até mesmo com despesas nas projeções quanto à manutenção do referido emprego, por tempos mais longos que o necessário para a realização da quantidade produzida dentro da propriedade agrícola. A existência desses custos transacionais é o que limita a decisão entre alocação de tempo de trabalho – a uma perspectiva unicamente de renda – e incorpora as incertezas do mercado não-agrícola (BOWLUS; SICULAR, 2003; ZENG, 2005).

A equação que representa o dispêndio e a renda total das famílias não-agrícolas pode ser resumida a seguir:

$$\bar{p}_c c + w_{nagr} l = \Pi + w_{nagr} L + \overline{rE^A} + T \quad (2.29)$$

De acordo com (2.29), os gastos com consumo de bens, serviços e lazer (agora com custo de oportunidade medido pelo salário não-agrícola) é igual ao lucro da propriedade rural, utilizando apenas mão-de-obra de terceiros⁹; mais a renda do trabalho não-agrícola; mais a renda da terra alugada para terceiros e a parcela de rendimentos vindos do não trabalho.

2.1.3. Decisão econômica das famílias pluriativas

No caso de as famílias alocarem tempo de trabalho tanto em atividades agrícolas, como em atividade não-agrícolas, ou seja, sendo pluriativas com $L^{nagr} > 0$ e $L^{agr} > 0$, as condições de primeira ordem para o lagrangeano são apresentadas subsequentemente. Elas mesclam as

⁹ Assume-se também a possibilidade da propriedade rural não utilizar trabalho contratado de terceiros na produção (L^{agr}). Neste caso, a função de dispêndio total pode ser simplificada sem considerar o lucro da atividade produtiva para $\bar{p}_c c + w_{nagr} l = w_{nagr} L^{nagr} + \overline{rE^A} + T$.

condições expostas nos dois casos anteriores, famílias exclusivamente agrícolas e não-agrícolas:

$$\frac{\partial L}{\partial c} = U_c - \lambda = 0 \quad (2.30)$$

$$\frac{\partial L}{\partial l} = U_l - \gamma = 0 \quad (2.31)$$

$$\frac{\partial L}{\partial L^{agr}} = \lambda F'_{L^{agr}} - \gamma = 0 \rightarrow w_{agr} = \frac{\gamma}{\lambda} = \frac{U_l}{U_c} \quad (2.32)$$

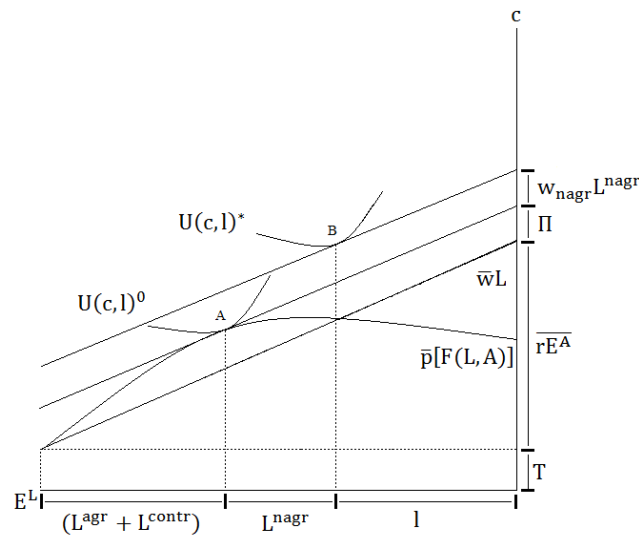
$$\frac{\partial L}{\partial L^{nagr}} = \lambda w - \gamma - \tau = 0 \rightarrow w_{nagr} = \frac{\gamma + \tau}{\lambda} = \frac{U_l}{U_c} + \frac{\tau}{\lambda} \quad (2.33)$$

Considerando ainda as definições de salário agrícola (w_{agr}) e não-agrícola (w_{nagr}), o comportamento desse tipo de família integra as decisões comparando os preços-sombra do lazer em relação ao preço-sombra da renda total, de maneira simultânea no que tange a combinação das duas fontes de renda.

A comparação entre o benefício marginal de empregar uma quantidade positiva de trabalho não-agrícola leva em consideração: o fato de que a renda advinda desse trabalho não-agrícola seja maior, ou pelo menos igual à taxa marginal de substituição entre lazer e renda total, proporcionada pelo salário vindo de atividade exclusivamente agrícola. A equação (2.34) mostra o resumo da decisão relacionada a empregar uma quantidade positiva de trabalho não-agrícola.

$$w_{agr} \leq \frac{\gamma + \tau}{\lambda} = \frac{U_l}{U_c} + \frac{\tau}{\lambda} \quad (2.34)$$

O problema de maximização da utilidade, considerando a introdução da renda não-agrícola é apresentado de uma maneira mais clara para visualização, pela Figura 3:



Fonte: adaptado de Lee (1998).

Figura 3 – Maximização da utilidade da família com a presença de trabalho não-agrícola.

Com a presença de trabalho não-agrícola, a maximização da utilidade da família pluriativa é alcançada em um ponto à esquerda do nível de maximização do lucro da propriedade, que foi então reduzido pelo desprendimento de trabalho agrícola em proveito da oferta de mais horas de trabalho no mercado. A diferença horizontal entre as funções de utilidade $U(c,l)^0$ e $U(c,l)^*$ é possibilitada pelo complemento no orçamento da família, trazido pelas rendas não-agrícolas.

Outra forma de visualizar o efeito da renda não-agrícola sobre a maximização da utilidade pode ser através análise da diferença vertical, entre o ponto de maximização da utilidade, considerando a introdução do trabalho não-agrícola (representado por B), e a função de produção, considerando apenas o trabalho agrícola, que é preenchida pelo nível de renda vezes a quantidade de trabalho ofertado não ligado à agricultura.

A expressão (2.35) que representa a função de dispêndio e fonte de renda total, tem a mesma interpretação dos casos anteriores, mas agora, pelo lado do dispêndio. Então, o custo de oportunidade do lazer é considerado como a soma das taxas de salário das atividades agrícolas e não-agrícolas. Pelo lado das fontes de recursos, esses gastos são realizados pelos fatores já citados mais a introdução da parcela de renda não-agrícola ($w_{nagr}L^{nagr}$).

$$\bar{p}_c c + (w_{agr} + w_{nagr})l = \Pi + w_{nagr}L^{nagr} + \overline{rE^A} + T \quad (2.35)$$

De acordo com o discutido nesta primeira parte do presente referencial teórico, a combinação das fontes de rendas agrícolas e não-agrícolas, na perspectiva de uma família pluriativa, pode ser considerada como uma estratégia de diminuição de riscos e de incertezas ligadas ao mercado de trabalho e à sazonalidade da agricultura, visando garantir a manutenção de um nível de consumo mínimo necessário à família. Assim, a decisão de combinar as fontes de renda para a maximização da utilidade revela uma tendência de compreensão da necessidade de adequar a estrutura de produção à necessidade de integração da mão-de-obra disponível, alocada eficientemente no mercado.

2.1.4. O caso das famílias não-ocupadas

Considerando, por último, o caso das famílias não-ocupadas, ou seja, aquelas que não têm membros empregados em atividades agrícolas ou não-agrícolas, com $L^{nagr} = 0$ e $L^{agr} = 0$, o lagrangeano da expressão (2.15) pode ser reestruturado para:

$$L = U(c, l) + \lambda[T - C] + \gamma(E^L - l) \quad (2.36)$$

As condições de primeira ordem também são simplificadas para:

$$\frac{\partial L}{\partial c} = U_c - \lambda = 0 \quad (2.37)$$

$$\frac{\partial L}{\partial l} = U_l - \gamma = 0 \quad (2.38)$$

Pelas equações (2.37) e (2.38), percebe-se que o problema de maximização da utilidade dessas famílias não pode ser definido como dependente de uma taxa salarial ou do preço-sombra do lazer e renda total. O fato é que para essas famílias o consumo representado por bens e serviços e lazer é proporcionado, exclusivamente, pela fonte de renda vinda de transferências governamentais. Ou seja, essas famílias têm como única fonte de realização de consumo, os rendimentos vindos de aposentadorias, pensões, bolsas, etc. financiadas pelo governo, como apresentado pela equação (2.39):

$$(\bar{p}_c c + \bar{w}_l l) = T \quad (2.39)$$

Para Lima (2008), a dinâmica de comportamento dessas famílias não-ocupadas incorpora uma baixa qualificação técnica e um baixo nível de escolaridade, no qual, não traz nenhuma perspectiva de migração para outra região visando melhores condições. Outra justificativa, dada por Graziano da Silva e Del Grossi (2001) e Buainain *et al.* (2013), para a importância das transferências de renda para as famílias não-ocupadas, é o fato da possibilidade de desvinculação do meio rural com a atividade produtiva em si, assumindo a opção, cada vez mais frequente, de fixar moradia no campo como meio de superar os problemas trazidos pelo crescimento urbano e visando uma melhoria na qualidade de vida.

As decisões relacionadas à família de empregar ou não horas de trabalho no mercado podem ser sintetizadas pela comparação entre as rendas agrícolas e não-agrícolas, considerando a diferença nesses rendimentos. Assim, definindo, de acordo com Andrade (2003), uma variável δ sendo equivalente a essa diferença ($w_{agr} - w_{nagr}$). Então, as famílias decidem se dedicarem exclusivamente ao trabalho agrícola se δ for positivo e maior que o custo de oportunidade de ter mais horas de lazer ou dedicado ao trabalho doméstico não remunerado. Pelo contrário, ou seja, se as famílias são exclusivamente não-agrícolas, admitindo δ como negativo, a comparação em relação ao módulo das diferenças de renda em referência ao benefício marginal de horas não trabalhadas. Para o caso das famílias pluriativas, δ é negativo, mas superior em módulo à relação entre os preços-sombra do lazer e renda total, fazendo com que a combinação entre fontes de rendas seja a melhor alternativa para atingir um nível de consumo que dê uma variação marginal positiva no nível de bem-estar da família.

Por último, a relação entre os níveis de renda agrícola e não-agrícola recebe influência direta das variáveis de capital humano e das demais características da estrutura familiar representadas pela matriz H^m . Desse modo, como discutido por Huffman e Lange (1989), Andrade (2003) e Lima (2008), o grau de desenvolvimento da estrutura de capital humano da família rural traz uma perspectiva de conseguir rendas maiores empregando trabalho no mercado ou mesmo auferir renda maior com a alocação de trabalho em atividades agrícolas (considerando a disponibilidade de horas de trabalho), dada a eficiência produtiva na propriedade rural com a maior capacitação da mão-de-obra e técnicas utilizadas.

Na seção seguinte, será feita uma abordagem teórica de como as variáveis relacionadas ao capital humano e às outras características familiares, impactam na tomada de decisão entre as opções de alocação de tempo de trabalho.

2.2. Influência das características familiares sobre a decisão econômica de oferta de mão-de-obra não-agrícola

A influência de determinadas características da família rural, presentes na matriz H^m , sobre sua escolha em ofertar horas de trabalho não-agrícola é discutida por diversos autores no contexto internacional, como Huffman (1979), Sumner (1982), Strauss (1986), Huffman e Lange (1989). Para a realidade brasileira, destacam-se os trabalhos de Graziano da Silva e Del Grossi (2001), Andrade (2003), Lima (2008), Schneider (2009). O fato é que o impacto dessas características pode ser observado de maneira indireta sobre o nível de utilidade da família. Primeiramente, o efeito é sentido sobre o aumento ou a diminuição da eficiência em alocar tempo de trabalho fora da propriedade rural, ou seja, no mercado. Nesse caso, a maior influência das características familiares é sobre o grau de diferença entre os rendimentos agrícolas e não-agrícolas dado por δ . Essa diferença é consequência da relação de custos de oportunidades alterada pelas características do vetor H^m .

Entre as principais variáveis que afetam as escolhas de oferta de trabalho não-agrícola, podem se destacar as ligadas ao capital humano (grau de escolaridade); estrutura familiar (existência de membros dependentes, número de indivíduos na família, etc.); estrutura produtiva (idade ativa dos membros, organização ocupacional, horas trabalhada na atividade principal, nível de ativos) e outras variáveis exógenas; mas que afetam diretamente na determinação das horas de trabalho empregadas em atividades não-agrícolas, como desenvolvimento local do mercado de trabalho, variáveis geográficas e presença do Estado na assistência às famílias rurais (ANDRADE, 2003).

O impacto da escolaridade, como *proxy* da estrutura de capital humano, foi discutido inicialmente por Nakajima (1970) e Huffman (1979), correlacionado ao desenvolvimento econômico e aos seus efeitos sobre o meio rural. Com o desenvolvimento econômico, aumentam-se a oferta de trabalhos não-agrícolas (com o crescimento dos mercados) e o desenvolvimento tecnológico das técnicas de produção agrícola. Levando em consideração que o desenvolvimento tecnológico não seja homogêneo para todas as propriedades agrícolas, pode ser observado um duplo efeito sobre a estrutura social no campo: a perda de capacidade concorrencial das propriedades marginalizadas do processo e a necessidade de aumentar o nível de capital humano para que seja possível se inserir no mercado de trabalho.

O aumento do nível de capital humano por meio da escolaridade tem efeito positivo, tanto na oferta de trabalhos ligados exclusivamente à agricultura, devido ao aumento da eficiência produtiva, quanto na expectativa de renda recebida de trabalhos não-agrícolas pela

maior qualificação para esses trabalhos. Nakajima (1970) argumenta que o aumento da escolaridade proporciona uma maior diferenciação entre as rendas esperadas dos trabalhos agrícolas e não-agrícolas para comparação com o custo de oportunidade (também maior) de disponibilizar horas de trabalhos em outras atividades que não sejam ligadas a principal.

Sobre o efeito esperado, Huffman (1979) sugere que o aumento da escolaridade está correlacionado positivamente com o aumento de emprego não-agrícola em detrimento do trabalho agrícola, devido às expectativas de maiores rendas do mercado e do aumento da produtividade agrícola, proporcionada pelo maior nível técnico da mão-de-obra que faz surgir ociosidade, que é possibilidade de emprego em atividades paralelas.

Os efeitos da estrutura familiar foram analisados por Huffman e Lange (1989) levando em consideração a existência de membros dependentes e o número de membros da família. Os autores perceberam que a presença de crianças menores de 6 anos representava efeitos adversos sobre o trabalho não-agrícola. Essa discussão pode ser generalizada para o caso da presença tanto de crianças pequenas, quanto de idosos ou indivíduos em condição de dependência de cuidado.

De acordo com Huffman e Lange (1989), podem ser observados dois efeitos sobre o emprego não-agrícola com o aumento do grau de dependência dos membros: um efeito negativo, pois esses indivíduos necessitam de mais cuidados fazendo com que as horas disponíveis para emprego no mercado sejam reduzidas; e um efeito positivo, já que esses maiores cuidados estão relacionados diretamente com o aumento dos recursos financeiros demandados para o domicílio, fazendo com o que se busque trabalhos não-agrícolas com maiores rendimentos.

A expectativa do efeito do número de membros da família, discutido por Huffman e Lange (1989) e Lima (2008), é que com o aumento de indivíduos se aumente a possibilidade de diversificação das atividades produtivas e de ganhos marginais maiores, com o emprego em atividades não ligadas à principal. Assim, a introdução de atividades não-agrícolas tende a aumentar com a busca pelo aumento da renda da família. O efeito sobre δ é o que o torna negativo, com $w_{agr} < w_{nagr}$, é a expectativa de aumento do custo de oportunidade em relação ao mercado (de empregar todos os membros na atividade agrícola com ganhos marginais decrescentes). Desse modo, o aumento do número de membros da família leva a uma busca de diversificação do risco e a uma combinação entre fontes diversas de renda.

Em referência às características que se relacionam diretamente com a eficiência produtiva da família rural, as principais destacadas por Sumner (1982), Huffman e Lange (1989), Andrade (2003), Zeng (2005) e Lima (2008), podem ser resumidas em: idade ativa dos

membros, estrutura de ativos da família, localização (ou distância) dos mercados e organização na ocupação. Dentre essas variáveis, os autores determinam que os seus respectivos efeitos tenham grande participação na determinação do nível de eficiência produtiva. E indiretamente se relacionam com as escolhas entre as alternativas de ocupação em setores não-agrícolas.

A idade ativa dos membros foi estudada por Sumner (1982) e Huffman e Lange (1989), como uma relação quadrática com a probabilidade de encontrar empregos fora da agricultura. Desse modo, o efeito do ciclo de vida é considerado como fator preponderante para a determinação de uma idade ótima, na qual o indivíduo teria mais condições de auferir renda maior se estivesse empregado no mercado. Basicamente, a observação dos autores trouxe a ideia de que as chances de deslocar horas de trabalho da agricultura para o mercado é crescente até determinada idade, considerada ótima, e passa a decrescer a partir desse determinado ponto. A observação demonstra ser bastante concisa já que é prudente considerar que a produtividade do indivíduo caia com a chegada de uma idade mais avançada, e que os ganhos marginais das rendas, obtidas do emprego no mercado, sejam cada vez menores.

A estrutura de ativos de renda da família também tem forte impacto na determinação da decisão de se empregar nos ramos não-agrícolas. Huffman e Lange (1989) e Lima (2008) chegam às considerações semelhantes sobre os efeitos dessa característica usando a renda per capita familiar, como *proxy* para medir o nível de estoque de capital. De acordo com os autores, os níveis de renda maiores estão relacionados de maneira positiva com o emprego em atividades não-agrícolas, devido ao efeito dessa maior renda estar ligada à maior diversificação de suas respectivas fontes. Então, a introdução de novas atividades, como discutido no início dessa seção, traz a possibilidade de diversificação e diminuição dos riscos relacionados ao emprego em apenas um setor. Sendo esse, um menor risco e por isso, um dos principais determinantes de aumento dos rendimentos. Pelo lado contrário, pode considerar que menores faixas de rendas estão relacionadas com setores com desenvolvimento tecnológico atrasado e pouco produtivo, o que na maior parte dos casos se confunde com a agricultura de subsistência.

A localização e estrutura de mercado também são fatores determinantes da escolha pelo emprego não-agrícola, levando em consideração os custos transacionais, como já discutidos por Bowlus e Sicular (2003); Zeng (2005). Lima (2008) realizou um recorte para considerar o local de estabelecimento do domicílio rural como *proxy* para estrutura de localização e de distância de acesso aos mercados. O autor observou que famílias residentes no meio rural mais distante dos centros urbanos tinham propensão menor a ter membros empregados em atividades não-agrícolas. Como discutido, esse menor acesso aos mercados torna mais caro os custos de transporte e locomoção, fazendo com que o custo de oportunidade

das rendas exclusivamente agrícolas aumente e inviabiliza a procura por empregos em outros setores. O contrário acontece para as famílias com domicílios mais próximos dos centros urbanos, onde a gama de serviços oferecidos é maior e os custos de transacionais são, relativamente, menores. Outro efeito que pode ser considerado é o maior desenvolvimento dos mercados, de transações de mercadorias e dos serviços para as localidades próximas às cidades, influenciando a oferta de empregos não-agrícolas.

A organização produtiva das famílias rurais relacionada à posição na ocupação é também tida como variável principal dentro da estrutura produtiva da família rural. Del Grossi e Graziano da Silva (2002) e Lima (2008) observaram que as famílias do tipo “conta-própria” e “empregada”, os tipos estão relacionados de maneira positiva à probabilidade de empregos no setor não-agrícola. Esse resultado pode ser interpretado pela característica da posição na ocupação relacionada ao emprego autônomo, no caso das famílias do tipo conta-própria, dar margem para essas disponibilizarem mais horas de trabalho para o setor não-agrícola, bem como pelo fato de estarem ligadas aos maiores níveis de renda relacionados, positivamente, com empregos no mercado, como visto. O outro tipo de posição na ocupação, família do tipo “empregada”, também se relaciona positivamente com o emprego não-agrícola devido à maior formalidade desses trabalhos, de maneira geral, ligados às agroindústrias de processamento ou serviços auxiliares à produção agrícola.

Por último, uma variável exógena que tem influência na probabilidade do emprego no setor não-agrícola é a dependência de transferências do governo na forma de rendas do não trabalho, como demonstrado pela variável T na seção 2.1.4. Lee (1998) e Andrade (2003) argumentam que a maior dependência da presença do governo para complementação de renda é daqueles setores produtivos com menor desenvolvimento tecnológico e ligados à produção agrícola. Em contrapartida, nas famílias com fontes de renda vindas exclusivamente do mercado na forma de trabalhos não-agrícolas, a proporção de transferências do governo é menor. Outra explicação para a relação negativa entre a presença de transferência e a diversificação das fontes de renda, é que a existência dessas fontes de rendas complementa o orçamento familiar e torna desnecessária a busca por outros rendimentos por meio da oferta de trabalho no mercado.

No próximo capítulo, a metodologia demonstrará como os efeitos dessas variáveis serão testados empiricamente para a determinação das escolhas ocupacionais, considerando as 5 regiões brasileiras. Essa estratégia de testar empiricamente os possíveis efeitos dessas variáveis possibilitará a comparação dos resultados encontrados com os apresentados pelos trabalhos citados.

2.3. Incidência da pobreza e as suas consequências no meio rural brasileiro

Ao longo da história humana do desenvolvimento das sociedades, a pobreza foi se caracterizando como grave problema social e obstáculo direto para a plena absorção dos resultados do crescimento econômico por parte de toda a população dos países ricos e/ou em desenvolvimento. A preocupação com esse fenômeno emerge nas sociedades pré-capitalistas por volta do século XVI, quando essas observam que a melhoria do bem-estar da sociedade como um todo é afetada por conjuntos de indivíduos marginalizados no crescente processo de organização social do trabalho, ligado às bases da industrialização nascente. Essa preocupação com a pobreza permanente de parte da população norteou diversas concepções sobre a implantação de políticas e ações visando o combate e a superação da questão. Esse assunto se tornou no final do século XX, um tema central da pauta dos estudos e debates sobre o desenvolvimento econômico e social (CODES, 2008).

A intensidade da observação da pobreza como obstáculo principal ao processo de desenvolvimento teve significativa ampliação com a crise do modelo de produção fordista, iniciada nos anos de 1970, causada pelo início de um período de reestruturação econômica pelos países industrializados, tendo como impacto a reorganização política e social em todo o globo. Essas mudanças e reajustamentos estão relacionados à maior flexibilidade dos processos de trabalho, contrastando com a rigidez do sistema então vigente; à ampliação da concorrência e ao nascimento de novos mercados consumidores; e, sobretudo, à inovação tecnológica, comercial e organizacional que transformaram profundamente os processos de trabalho e aumentaram as condições de precariedade e desequilíbrios nos níveis de emprego. Desse modo, o desenvolvimento social não acompanhou a produtividade industrial e financeira emergente, e por isso parte da sociedade ficou submetida à situação de miséria e extrema necessidade (ROCHA, 2012).

A percepção preliminar sobre o conceito e as características da forma de incidência da pobreza sobre uma determinada população tem importância essencial, no que diz respeito à criação e estruturação de mecanismos antipobreza. Porém, de forma geral, a conceituação e o entendimento da pobreza são deveras complexos e variam sobre o ponto de vista da sociedade na qual se estuda, e sobre quais procedimentos de mensuração serão adotados. Nesse contexto, ao longo da história surgiram diversas abordagens teóricas visando à definição e caracterização do fenômeno. Entre os principais enfoques de pensamento científico sobre a pobreza, alguns merecem destaque pela sua ampla apropriação na realização de estudos e nas discussões acadêmicas e teóricas, entre eles: o da subsistência; das necessidades básicas; da pobreza sob a

ótica relativa; da privação de capacidades e/ou das liberdades; e, por fim, da visão multidimensional. Todas essas concepções englobam entendimentos próprios sobre a insuficiência dos meios adequados de um indivíduo ou população de se inserir no grupo social em que vive (ROCHA, 2012).

A pobreza relacionada à subsistência define como pobre: o indivíduo com necessidades mínimas vitais, não atendidas sendo essas necessidades de ordem físicas ou antropométricas. Esse conceito é aplicável para países ou sociedades não desenvolvidas, onde grupos veem a sobrevivência ameaçada por problemas como a fome e a desnutrição. As deficiências quanto à abordagem da subsistência estão no fato de que os indivíduos não são apenas seres com demandas alimentares ou físicas, mas também com insuficiência de acesso a outros serviços como saúde, educação, habitação, etc. Assim, a concepção das necessidades básicas avalia a incidência da pobreza relacionada às deficiências no atendimento de serviços básicos multifacetados para a manutenção de relações sociais minimamente desejáveis (ROCHA, 2012; BATISTA e NEDER, 2015).

E quanto à pobreza relativa, considerada para sociedades onde o mínimo vital já é atendido, essa é vista como a diferenciação de padrões de vida ou mesmo como a desigualdade no desempenho de papéis sociais específicos. A abordagem relativa, desse modo, incluiu a busca por uma sociedade igualitária. Sobre o entendimento da pobreza como uma privação de capacidades, a questão da justiça social é adicionada às necessidades básicas considerando as liberdades de um indivíduo levar um tipo de vida propriamente avaliado como adequado (ROCHA, 2012).

Por último, a abordagem multidimensional entende a pobreza como um fenômeno complexo gerado pela interação de múltiplos fatores integrados entre si. Nesse conceito avalia-se a pobreza de uma população pela análise das diversas dimensões das necessidades sociais dos indivíduos que a compõe. Por exemplo, um indivíduo, mesmo com renda superior a uma linha de pobreza específica, pode ser considerado pobre se sofrer de alguma doença terminal causada pela poluição da cidade onde vive (SEN, 2010).

De maneira geral, o conceito de pobreza adotado leva em consideração o não atendimento de necessidades por parte de indivíduos de uma população. A atribuição de uma unidade de medida para essas necessidades se torna necessária quanto ao objetivo de mensuração do fenômeno. Ao longo do desenvolvimento da literatura que compõem os estudos sobre a pobreza, a adoção da renda como critério de medida se tornou crescentemente viável pelo desenvolvimento das economias de mercado e pela ampla monetarização dos serviços em todas as categorias consideradas para as necessidades dos indivíduos. Sobre essa perspectiva

de insuficiência de renda, ser pobre é não ter meios monetários suficientes para realizar o consumo de bens necessários à subsistência ou, simplesmente, auferir renda inferior a uma linha de pobreza, considerada apropriada para a manutenção de uma condição social mínima. Essa operacionalização da análise da pobreza de forma indireta (via renda) abre espaço para a facilidade do entendimento da associação da mesma, com discussões teóricas sobre as desigualdades geradas como resíduo do processo de desenvolvimento econômico (NERI e SOARES, 2012).

Sobre a incidência de pobreza no meio rural, diversos autores como Summers (1995), Fisher (2001), Cotter (2002) e Blank (2005) enfatizam que esse não pode ser considerado um fenômeno natural e sim, decorrente de fatores sócio/históricos do processo de desenvolvimento econômico centrado em uma base de dualidade entre os centros urbanos e o campo. Entre os principais fatores históricos que impactam no aumento dos índices de pobreza, destacam-se o processo de concentração fundiária e o acesso desigual ao desenvolvimento tecnológico, que foi voltado para as grandes metrópoles industriais e relegou um papel apenas de fornecimento de insumos para o meio rural.

Outro fator também considerado como precursor do aumento da pobreza rural é a desorganização comercial, trazida pela relação de preços de vendas dos produtos acabados, de preços de insumos comprados da indústria e da baixa eficiência produtiva das pequenas e médias propriedades que prendem de certa forma, os produtores em uma estrutura de marginalização no sentido de aferição de renda e mobilidade social decorrente dessa baixa renda (BLANK, 2005; MELLO *et al.*, 2014). De acordo com Summers (1995), tomando como referência o continente americano, a maneira como o desenvolvimento econômico foi pensado tornou o meio rural em um espaço acessório do processo, até mesmo no acesso a serviços básicos como saneamento e educação. Neste ponto, observa-se que a centralização dos investimentos de cunho social marginalizou: tanto as populações com residência fixa nas áreas rurais, como aquelas famílias e membros que migraram para as cidades objetivando melhores condições de vida.

Lelkes e Zolyoni (2008) argumentam que, especificamente para o caso europeu, é evidente que o direcionamento do capital financeiro para as manufaturas na etapa precedente à primeira Revolução Industrial, desestruturou parte das propriedades rurais de pequeno porte que antes eram abarcadas por uma estrutura parcialmente igualitária de desenvolvimento de comércio local. O resultado dessa industrialização concentradora é que o produto industrial cresceu as taxas sensivelmente maiores ao longo de 5 décadas em comparação com a estagnação

da renda rural, tornando assim, o meio rural europeu relativamente mais pobre até início do século XIX.

Ainda sobre o aspecto das diferenças internacionais e da eficiência no combate à pobreza rural, ao longo do século XX, a União Europeia conseguiu maior êxito nesse ponto, no que se refere à estruturação de incentivos ao acesso às tecnologias e aos programas de incentivo ao desenvolvimento produtivo no campo para os pequenos agricultores, com o PAC (Política Agrícola Comum). Entretanto, não se verificou o mesmo sucesso no caso brasileiro com o recente PRONAF – que tem idealização semelhante ao primeiro – sendo em sua medida também seletivo e concentrador na visão de Nascimento (2008).

Esses diagnósticos internacionais sobre a pobreza e como ela incide no meio rural não se afastam muito da realidade da América Latina, e principalmente da brasileira, que é o foco do presente trabalho. No Brasil, todos os fatores discutidos aliados às questões climáticas, base econômica historicamente fundada na escravidão e aos baixos investimentos em capital humano para o meio rural, podem explicar com bastante propriedade como grande parte dos pequenos produtores agrícolas e famílias residentes fora das áreas urbanas têm acesso deficiente às condições básicas de sobrevivência e desenvolvimento social (ARAÚJO *et al.*, 2013; MELLO *et al.*, 2014).

No meio rural brasileiro existem algumas características relevantes no que diz respeito às condições de vida das famílias. O estudo separado dessa área em relação ao meio urbano é resultado de uma percepção diferenciada do conceito de pobreza e de necessidades básicas, que estão relacionadas à observação da estrutura de acesso a terra e aos recursos naturais; à disponibilidade de serviços públicos básicos de fácil acesso à população de cada espaço geográfico, e ao processo de deterioração dos indicadores sociais para as famílias rurais (MENDONÇA e GALINDO, 2014).

As desigualdades nesses indicadores e as deficiências no desenvolvimento estrutural do campo são resultado, basicamente, das marcas históricas que englobam o processo de colonização do país e de sua essência exploratória, na qual, a colônia brasileira servia apenas como uma base para atendimento das necessidades da metrópole portuguesa. Dentre as principais consequências trazidas por esse processo histórico, as que mais se destacam como retratos da discrepância nas condições de vida no meio rural são: a incidência da pobreza; a concentração de renda e os altos níveis de marginalização social, medidos por indicadores como taxa de analfabetismo, desocupação e anos de estudo (NEY e HOFFMANN, 2009).

Helfand, Moreira e Figueiredo (2014) fazem uma discussão sobre a manutenção do baixo nível de renda de grande parte das famílias rurais, especificamente agrícolas, de pequeno

porte no Brasil. Segundo os autores as principais justificativas são: a manutenção de um alto nível de desigualdade de renda; os erros de direcionamento e formulação de políticas, que agravam a dualidade produtiva e de capital humano com detrimento para o campo.

Em relação à desigualdade de renda, apesar do Brasil ser um país de renda per capita mediana, boa parte da população sofre com a concentração e apropriação de renda por uma minoria de pessoas. Com essa grande concentração, torna-se desigual o acesso aos serviços básicos, com isso, famílias sem rendimentos são levadas a um estado de manutenção da pobreza. No quadro geográfico, dividindo os espaços urbanos e rurais, segundo Helfand, Moreira e Figueiredo (2014), essa alta concentração de renda pode ser observada pela estrutura produtiva de grande parte das famílias agrícolas com produção voltada apenas à subsistência.

A dualidade produtiva e de capital humano podem ser observadas tomando como exemplo essas mesmas famílias com produção para a subsistência, em que o acesso à tecnologia é praticamente nulo, logo se utilizam sistemas de produção manual e de maquinários de tração animal. Essas características somadas ao acesso inferior à educação de qualidade e melhoria dos índices de capacitação trazem uma baixa produtividade e capacidade de gerar renda por meio dos resultados da produção. Assim o que se observa em grande parte das famílias rurais, basicamente do tipo agrícola de pequeno porte, é uma incapacidade de acesso a mercados por meio da capacidade produtiva, física e técnica, além do baixo dinamismo na diversificação de renda.

Em relação ao direcionamento e à formulação de políticas, o que se pode argumentar é que no Brasil houve equívocos quanto à geração e ao planejamento de políticas regionais que não consideraram o tamanho do meio rural entre as regiões. De acordo com Helfand, Moreira e Figueiredo (2014), a região Nordeste tem 3 vezes mais famílias rurais pobres do que a região Sul, porém as políticas rurais formuladas são distribuídas de maneira igualitária. Todavia, deveria haver uma clara importância quanto ao direcionamento da primeira em detrimento da última região. Outro aspecto ligado às políticas públicas de superação da pobreza é que por várias vezes existe uma confusão conceitual entre políticas sociais e políticas de incentivo à produção com prioridade para a criação, essas últimas por facilidade em quantificação dos recursos financeiros e mensuração das áreas de atuação.

Assim, o que acontece é que não há perspectiva de superação dos altos níveis de pobreza de parte das áreas rurais brasileiras com políticas que visem o incentivo produtivo, pois nem todo meio rural é agrícola e nem todo espaço agrícola de pequeno porte tem condições técnicas de agregar os incentivos e se desenvolver. Além disso, seria incorreto pensar que

propriedades sem capacitação técnica e que estão expostas as externalidades climáticas, por exemplo, superariam as desigualdades sociais apenas expandindo a sua capacidade produtiva.

Ainda sobre as diferenças dos níveis de pobreza entre as regiões brasileiras, Veiga (2000), Araújo *et al.* (2013), Caldas e Sampaio (2015), discutem o papel das diferenças no desenvolvimento local influenciando na estrutura produtiva das regiões. Os autores mostram que, especificamente para o Nordeste que é a região com maior proporção de pobres do país, o que existe é uma clara separação entre os setores produtivos industriais e agropecuários (basicamente considerando a indústria rural como mais dinâmica, no sentido de geração de renda para o meio rural), mais do que no Sul e Sudeste, onde é encontrado o maior número de possibilidades de emprego em setores não ligados diretamente à agricultura. Essa característica evidência a correlação positiva entre a possibilidade de incentivos ao não-agrícola e a diminuição da pobreza, que é mais viável nessas regiões dado o elevado grau de dinamismo e diversificação industrial dessas.

Nascimento (2009) discute um ponto contrário à ideia de dinamismo, mesmo assim, destaca o papel de maior eficiência nos estímulos e no planejamento de políticas públicas de incentivo a pluriatividade nas regiões Sul e Sudeste, como fator determinante dos diferenciais de pobreza. Na visão do autor, as políticas antipobreza realizadas no Nordeste têm, acima de tudo, um caráter puramente assistencial, em contrapartida com o alinhamento de estímulos produtivos que acontecem nas outras regiões.

A incidência da pobreza no meio rural brasileiro está diretamente relacionada à ocorrência de outros problemas, como o aumento do desemprego nos setores urbano-industriais; a pressão demográfica sobre as grandes cidades; a violência urbana etc. Todos esses fatores quando somados ao processo de mecanização e revolução produtiva na agricultura, que ascenderam à posição relativa das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste em detrimento do setor agrícola nordestino, fizeram com que surgissem parcelas da população rural dependentes de uma agricultura não desenvolvida e que se tornassem o retrato da pobreza rural brasileira. Sendo assim, o atraso no desenvolvimento da agricultura de algumas regiões do país, principalmente a nordestina, e a característica de subsistência dessas, são as principais causas da reprodução das desigualdades sociais e do aumento das disparidades nos indicadores de qualidade de vida para as famílias com fontes de rendimento exclusivamente ligadas à agricultura (NASCIMENTO e CARDOSO, 2007).

Diversos autores enfatizam a importância da diversificação das atividades dentro da unidade familiar como meio de superação da condição de pobreza. Nesse sentido, a introdução

das atividades não-agrícolas por meio da pluriatividade ganha enfoque principal na análise da melhoria das condições de vida das famílias rurais.

2.4. Efeitos da pluriatividade e de rendas não-agrícolas sobre a pobreza rural

A maior intensidade com que a desigualdade de renda atinge as famílias rurais é mais observada naquelas que não têm recursos financeiros e qualificação técnica para diversificar suas atividades e agregar valor aos rendimentos, ficando assim dependentes de uma agricultura voltada a atender apenas suas necessidades básicas de consumo; e de empregos sem qualificação (e, conseqüentemente, rendimentos inferiores). Por outro lado, as famílias que conseguem diversificar as suas fontes de renda podem se dedicar a outras atividades mais rentáveis e anular parte desse efeito concentrador de renda, como é o caso das famílias com rendas não-agrícolas ou aquelas pluriativas (NEY e HOFFMANN, 2009).

Na literatura internacional são inúmeros os trabalhos que analisam os efeitos das rendas não-agrícolas e das políticas de incentivos a essas atividades sobre os indicadores de pobreza e desigualdade. Entre esses escritores, podem ser citados: Adams (1999), analisando a diminuição da concentração de renda das famílias rurais do Egito; Lanjouw e Murgai (2008) que quantificam os efeitos das diferenças de rendimento trazidas pelas rendas não-agrícolas sobre o acesso a serviços básicos na Índia; Zhu e Luo (2010), identificando a diversificação dos rendimentos trazida pelas atividades não-agrícolas e pela combinação dessas com a agricultura para a diminuição da desigualdade entre as famílias rurais chinesas. Nesse sentido, esses autores argumentam que políticas voltadas ao incentivo e apoio a essas atividades não-agrícolas teriam uma maior eficiência e facilidade de aplicação, com o objetivo de diminuir a incidência de pobreza, a dificuldade de sobrevivência e a reprodução social para as famílias camponesas.

O fato é que considerando a racionalidade da família sobre a maximização da utilidade, a busca por fontes de rendas maiores estão perfeitamente de acordo com a lógica de superação da pobreza pelo incremento na renda total. Os modelos teóricos de Gasson *et al.* (1988) e Lamarche (1998) demonstram o papel dos rendimentos vindos de atividades complementares não ligadas à agricultura sobre o nível de renda das propriedades rurais de pequeno porte na Europa (da metade do século XX), sobre a perspectiva de complemento da renda média familiar. Neste ponto, o emprego nessas atividades teria um papel duplo:

- Nas famílias agrícolas: de possibilidade de integração aos mercados e sustentação dos custos das atividades produtivas em períodos entre colheitas;

- Nas famílias residentes no meio rural, mas não empregadas na agricultura: da sustentação da única fonte de rendimento, que é o emprego em atividades não ligadas à agricultura.

Sobre a dinâmica de aumento da renda nas famílias rurais pelos trabalhos não-agrícolas e pela pluriatividade, Möllers e Buchenrieder (2011) destacam alguns pontos precursores principais que ajudam entender como se dá esse processo:

- Capacidade de absorção de mão-de-obra ociosa dos tempos de entressafra, em períodos de alta demanda, pelos produtos das grandes indústrias urbanas;
- Tendência crescente de introdução das indústrias rurais em áreas com baixa aptidão agrícola, mas que possuem capacidade de fornecimento de recursos produtivos com custos relativamente menores do que os centros urbanos. Sobre essa característica, a tendência é a de criação de uma fonte de renda dinâmica para os produtores e as famílias locais;
- Busca por uma gestão eficiente dos recursos produtivos da família rural, que é uma tendência cada vez mais crescente com a evolução da globalização dos mercados. Nesse sentido, a direção é disponibilizar trabalho para a indústria dos membros com maior capacidade técnica para esses empregos e manter os membros com aptidão na produção rural.

Outro ponto de destaque que é dado por Weber (2007) sobre como as rendas não-agrícolas e a pluriatividade impactam positivamente na redução de desigualdades, é sobre a visão de inserção nos mercados dos pequenos produtores a partir dessas atividades. Assim, com a disponibilização de força de trabalho para empregos nas indústrias domiciliares, urbanas e demais trabalhos, com dinamismo atrelado ao setor industrial, o que se observa é um maior grau de equidade em relação à taxa de crescimento das rendas rurais com esses complementos e à taxa de crescimento das rendas urbanas, já que existe um elo que correlaciona os produtos de ambos os resultados. Sobre esse ponto, Chayanov (1981) já tinha destacado também a busca por acesso às tecnologias, serviços e novos canais de consumo por parte dos produtores rurais.

Para a realidade brasileira, os efeitos dos rendimentos das atividades não-agrícolas e da combinação dessas com as rendas das atividades agrícolas, são defendidos por diversos autores como fonte estratégica para bloquear e, por vezes, superar a situação de pobreza e concentração de renda no meio rural. Carneiro (1995), Del Grossi, Graziano da Silva e Takagi (2001), Lima (2008), Schneider (2014), Mattei (2014) e Pereira, Lima e Justo (2016) enfatizam que as rendas não-agrícolas têm significância concreta na diminuição da pobreza em virtude de algumas características particulares desses rendimentos, entre elas:

- Elevação da renda da família, pois essas atividades não-agrícolas, em sua essência, são diretamente relacionadas com o comércio e a agroindústrias que dão maior valor agregado aos salários;
- Maior contribuição para geração de emprego no espaço rural, pois são atividades ligadas aos setores de apoio à atividade agrícola e envolvem trabalhos que demandam baixa qualificação técnica, como: empregadas domésticas, motoristas, seguranças, pedreiros e ajudantes, etc.;
- Estabilização dos rendimentos contrastando com os efeitos sazonais na qual a agricultura está sujeita;
- Maior oferta desses trabalhos não-agrícolas devido à crescente inserção de indústrias no meio rural. Indústrias essas de construção civil, processamento de produtos agrícolas, supermercados e outros estabelecimentos de varejo, etc.;
- Redução das migrações do campo para a cidade, além do estímulo aos mercados e ao desenvolvimento dos territórios rurais locais.

Na visão de Nascimento (2008), a busca por atividades não-agrícolas por parte dos membros de famílias rurais mais pobres tem o propósito de atender necessidades de bem-estar, consumo e convivência social, baseados na perspectiva materialista. Assim, o que se discute é que o direcionamento para o mercado de trabalho não-agrícola é cada vez mais evidente para faixas de rendas familiares mais baixas, devido à incapacidade de geração de renda por fontes produtivas diretas (agropecuárias) e ao baixo desenvolvimento da estrutura agrária local, no sentindo da possibilidade de encontrar empregos em propriedades de terceiros.

Lima (2008) discute o efeito das rendas não-agrícolas sobre a pobreza por duas vias: dado o maior dinamismo dessas rendas, a introdução de rendimentos com outras fontes não ligadas à agricultura tendem a aumentar o nível de renda média, e assim, diminuir a proporção de pobres ou mesmo a diferença dos rendimentos familiares em relação à linha de pobreza. Outro ponto é que com a elevação da renda média, a concentração de renda diminui e o papel que essa desigualdade tem – segurando parte da população em um nível alto de pobreza relativa – é reduzido.

Apresentando dados quantitativos sobre diferenças regionais dos efeitos das rendas não-agrícolas sob a pobreza, o trabalho de Del Grossi, Graziano da Silva e Takagi (2001) mostra que entre 1995 e 1999, o nível de pobreza se manteve estável no meio rural das 5 grandes regiões nacionais, dado o aumento do número de famílias com pelo menos um membro empregado nesses setores não-agrícolas. Separando a análise por tipo de família rural, os

autores demonstram que para o período, a taxa de crescimento de famílias abaixo da linha da pobreza foi superior a 3% a.a. para as famílias agrícolas, excluindo-se a região Sul que apresentou queda, e foi negativa para as famílias do tipo não-agrícolas. A justificativa é que os rendimentos dos setores não ligados à agricultura tiveram evolução superior no período.

Mattei (2014) destaca que a evolução dos rendimentos das famílias não-agrícolas foi cerca de 40% superior aos das famílias agrícolas do Brasil como um todo, e chegou a ser 62% no Nordeste durante a primeira década dos anos 2000. Em relação à diferenciação por tipo de família, em todas as regiões as famílias pluriativas e não-agrícolas apresentaram maiores rendimentos e menores níveis de pobreza. O destaque nesse ponto também foi para a região Nordeste, na qual as famílias pluriativas apesar de apresentarem menor proporção de pobres (do que as famílias agrícolas) ficaram com esses indicadores bastante próximos em todos os estados, mostrando o peso dos baixos rendimentos agrícolas da região.

No Nordeste, a elevação da renda familiar com a introdução das rendas não-agrícolas foi estimada em aproximadamente 59% por Lima (2008), com efeito de diminuição da proporção de pobres para menos da metade. Separando a análise por tipo de família rural, as famílias com fontes de rendimento não ligadas à agricultura conseguiram, ao longo da primeira década deste século, diminuir os níveis de pobreza de forma mais eficiente. Nessa perspectiva, entre 2001 e 2012, a proporção de pobres caiu 3,91% e 1,42% ao ano para as famílias não-agrícolas e pluriativas, respectivamente. Porém, a proporção para as famílias exclusivamente agrícolas, a queda foi de apenas 0,26% ao ano (PEREIRA, LIMA e JUSTO, 2015).

Ainda sobre o impacto direto nos rendimentos trazido pelas atividades não-agrícolas, Pereira, Lima e Justo (2016) mostra que nos estados da Bahia, Pernambuco e Ceará, os rendimentos não-agrícolas têm impacto de elevação da renda em 46% para as famílias exclusivamente agrícolas, o que se traduz numa redução da pobreza rural dos três estados acima de 5 pontos percentuais.

Nesse sentido, é de amplo consenso que as etapas de melhoria nas condições de vida para as famílias rurais passam por políticas governamentais de estímulos às atividades não-agrícolas. De acordo com o World Bank (2008) e FAO (2010), essas políticas devem se basear em uma maior integração e uma desconcentração dos mercados; aumento da produtividade; e, capacitação de mão-de-obra, entre outros. Objetivando a manutenção e sustentação da agricultura familiar, tendo nas atividades não ligadas à agricultura, um suporte para manutenção da geração de renda considerando a esfera familiar como unidade principal.

3. METODOLOGIA

No presente trabalho, o roteiro metodológico segue a mesma estrutura da aplicação do método *Propensity Score Matching*. Um dos avanços nesta metodologia é o uso combinado do modelo de probabilidade *logit* multinomial com o referido método de pareamento – no qual não se encontram muitos trabalhos na literatura, já que boa parte desses trabalhos não necessita fazer uma comparação simultânea entre conjuntos de tratamento e controle sobre uma variável – e a utilização dos modelos binários simples *logit* ou *probit* são suficientes.

Como será mostrada na aplicação empírica do modelo teórico de maximização da utilidade, a simultaneidade entre as probabilidades de uma família ser agrícola, não-agrícola ou pluriativa muda uma parte importante do processo de aplicação do pareamento. Neste ponto, a operacionalização do *PSM* pode ser resumida em algumas etapas, como salientado por Caliendo e Kopeinig (2005):

- i. Escolha do modelo de probabilidade e estimação do *score* de propensão;
- ii. Escolha do método de pareamento;
- iii. Inferência sobre os testes de suporte comum para balanceamento dos dados;
- iv. Estimação do efeito médio de tratamento sobre os indicadores de pobreza; e,
- v. Análise de sensibilidade da pobreza para mudanças nas rendas das famílias agrícolas.

Nos próximos tópicos serão apresentadas as etapas da aplicação do pareamento sobre a pobreza, que consiste em estimar as diferenças entre as rendas médias das famílias pluriativas e não-agrícolas em relação às famílias com fontes de renda exclusivamente agrícolas, por meio do pareamento por *Propensity Score Matching (PSM)*. Tendo como base as probabilidades estimadas pelo *logit* multinomial, e qual o efeito *a posteriori*, dessas diferenças de renda sobre os indicadores de pobreza, considerando o método de pareamento por vizinho mais próximo (*Nearest-Neighbor*), partindo do pressuposto que as famílias exclusivamente agrícolas, com atributos semelhantes às famílias não-agrícolas e pluriativas, poderiam ter incentivos a buscarem esses empregos visando um maior nível de renda, e sendo aptas a receberem o tratamento da diferença entre os rendimentos.

3.1. Variação da renda da família rural com a introdução das atividades não-agrícolas

O conceito de pobreza utilizado no presente trabalho é baseado no entendimento de pobreza absoluta sob a ótica de déficit de renda e considerando uma linha de pobreza absoluta.

Portanto, as famílias com renda média per capita superior à linha de pobreza são consideradas não pobres em comparação com o caso contrário. Para operacionalizar o teste da hipótese das rendas das famílias rurais, mais especificamente das famílias exclusivamente agrícolas, são elevadas com a combinação de trabalhos não ligados à agricultura com o trabalho agrícola e o nível de incidência de pobreza é reduzido, logo se tem a necessidade de medir a mudança nas rendas dadas por essas atividades não-agrícolas.

Nesse ponto, o objetivo é visualizar o impacto dos rendimentos dessas atividades sobre a renda das famílias agrícolas. Para tal observação, o procedimento metodológico necessitaria basear-se na comparação direta, dentro de uma mesma unidade familiar, entre um estado de presença de fontes de renda não-agrícolas e ausência desses trabalhos, simultaneamente. Esses impactos baseiam-se na mudança do bem-estar de um grupo de indivíduos, dado a presença de uma característica exógena de influência direta, tomando como referência o mesmo grupo em escala temporal paralela, como discutido por Ali, Deininger e Duponchel (2014).

Trabalhos semelhantes utilizaram a mesma metodologia para fins indiretamente relacionados ao tema ou utilizaram a mesma fundamentação teórica, mas com metodologias distintas. Podem ser citados os trabalhos de Ali, Deininger e Duponchel (2014) e Costa e Helfand (2016) utilizando o método de pareamento por *Propensity Score Matching* para analisar os efeitos da restrição de crédito sobre os níveis de pobreza rural em Ruanda na África; e em 13 municípios baianos atendidos por programas específicos de transferência de renda, respectivamente. Lima (2008) e Helfand, Moreira e Figueiredo (2014) analisaram os efeitos da pluriatividade e do acesso ao mercado de trabalho não-agrícola sobre a pobreza rural no Nordeste e entre regiões, nessa ordem, mas utilizando procedimentos de simulação de renda no primeiro; e uma extensão da decomposição de Oaxaca-Blinder no segundo.

Nesse trabalho, inova-se na combinação da técnica de pareamento para análise de impacto sobre índices de pobreza e suas sensibilidades para com mudanças na renda da população estudada. A relevância de tal observação reside no dinamismo da exogeneidade da fonte de influência do bem-estar, nesse caso os trabalhos não-agrícolas. Assim, se for observado que as famílias diminuem seu nível de pobreza aumentando a renda média com o emprego fora da agricultura, então as políticas públicas podem ser orientadas para o fim de direcionar os investimentos em desenvolvimento de indústrias rurais e no aumento da oferta desses tipos trabalhos no meio rural.

Considerando a aplicabilidade da metodologia de avaliação comparando efeitos de programas entre grupos de controle e tratamento, desenvolvidos por Rosenbaum e Rubin (1983), para a presente pesquisa, inicialmente considera-se uma família i residindo no meio

rural de uma das cinco regiões brasileiras analisadas e com pelo menos um membro empregado, excluindo desse modo, as famílias com todos os membros não-ocupados, dado o processo de maximização da utilidade estudado no tópico específico para esse tipo de família. Sendo que a fonte principal de consumo é transferências de renda que, neste caso, não dependem de um estado específico de estar ou não empregado. E assim, objetiva-se superar o viés relacionado às falhas de mercado observado por De Janvry e Sadoulet (2005).

A família em questão pode ser classificada em exclusivamente agrícola, não-agrícola ou pluriativa, como discutido anteriormente. Representam-se esses três tipos de família pelas variáveis *dummies*: D_0 , D_1 e D_2 que assumem valor 1 caso a família seja agrícola, não-agrícola ou pluriativa, respectivamente. Isolando as fontes de rendas em apenas rendimentos vindos do trabalho, excluindo assim as rendas de transferências ou programas sociais, consideram-se dois tipos de rendas para o meio rural: a renda agrícola, de trabalhos agrícolas, da produção e venda de produtos na unidade familiar e/ou de cultivos agropecuários diversos; e a renda não-agrícola, dos trabalhos não-agrícolas desempenhados dentro ou fora do espaço rural considerado, mas auferidos por membros residentes das famílias rurais, dadas por R_0 e R_1 , respectivamente. A equação de renda dessa família i pode ser sintetizada pela seguinte expressão:

$$R_i = D_0 R_0 + D_1 R_1 + D_2 (R_1 + R_0) \quad (3.1)$$

Adequando a discussão para a análise de impactos da variação no emprego entre os dois tipos de atividades (agrícolas e não-agrícolas), assume-se que em um primeiro momento, a família era exclusivamente agrícola e que passou a ter todos os seus membros empregados em setores não ligados à agricultura, ou seja, que se tornou não-agrícola; ou considera-se que essa mesma família passou a ter pelo menos um membro empregado em atividade não-agrícola, tornando-se assim uma família pluriativa. Neste ponto introduz-se a possibilidade de estudo da variação da renda por meio do estabelecimento de uma observação contrafactual (mudança da situação da família pela comparação entre seu bem-estar com e sem a renda não-agrícola), como discutido por Gertler *et al.* (2011).

A equação (3.1) pode ser desmembrada em duas partes para representar as situações descritas, de emprego total em atividades fora da agricultura ou de combinação de fontes de rendas agrícolas e não-agrícolas por meio da pluriatividade:

$$R_i = D_1 R_1 + (1 - D_1) R_0 \quad (3.2)$$

$$R_i = D_2(R_1 + R_0) + (1 - D_2)R_0 \quad (3.3)$$

Para analisar a variação trazida por essas mudanças sobre a renda é necessário medir a diferença total dos rendimentos dessa família agrícola, quando ela está no estado de não-agrícola ou quando passa a ser pluriativa e quando ela não tem a presença dessas determinadas fontes de renda. Sendo exclusivamente agrícolas considerando as expressões a seguir:

$$\Delta R_i = D_1 R_1 - (1 - D_1) R_0 \quad (3.4)$$

$$\Delta R_i = D_2(R_1 + R_0) - (1 - D_2)R_0 \quad (3.5)$$

As equações (3.4) e (3.5) podem ser representadas pelo valor esperado da diferença na renda da família i :

$$\Delta R_i = E(R_i - R_0 | D_i = 1) \quad (3.6)$$

Expandindo (3.6) para uma população total de n famílias, em uma análise geral, introduz-se o impacto médio (δR_{ij}), definido por Rosenbaum e Rubin (1983), das diferenças de renda das famílias não-agrícolas ou pluriativas sobre um conjunto de j famílias exclusivamente agrícolas por:

$$\delta R_{ij} = E(R_{ij} - R_{0j} | D_i = 1) \quad (3.7)$$

Neste ponto, a observação do conceito de contrafactual fica clara no contexto de presença ou não, de determinada característica exógena que influenciaria no nível de renda das famílias de determinada região geográfica considerada, permitindo a simples comparação dos diferenciais de renda entre grupos de tratamento e controle com as mesmas características.

Essa ideia se materializa sob o conceito de aleatoriedade do processo de classificação dos grupos de tratamento e controle. Assim, fixadas as variáveis que influenciam cada família no processo de maximização da utilidade conjunta no mesmo nível para todas as famílias. A escolha de uma família que seja do tipo agrícola, não-agrícola ou pluriativa pode ser vista como um processo aleatório puro, como descrito por Zeng (2005) e de fácil entendimento já que mudanças na renda poderiam ser observadas apenas por choques em uma das variáveis explicativas do modelo de utilidade, mantidas as demais constantes.

Porém, o que se observa é a impossibilidade de consideração de observações duplicadas com estados de contrafactualidade como argumentado por Costa e Helfand (2016), devido a duas dificuldades principais:

- i. A definição dos grupos de controle e tratamento, neste caso dos que contém ou não a presença de rendas não ligadas à agricultura, traz uma característica de autoeliminação da observação contrafactual tornando impossível sua análise simultânea; e,
- ii. Dada essa não aleatoriedade na classificação das famílias em grupos de tratamento e controle, existe um viés de seleção que decorre tanto da tendência natural de influência das variáveis endógenas no modelo de utilidade, quanto no resultado posterior da referida maximização que pode determinar o tipo de família.

Assim, como não é possível observar a família i sendo não-agrícola ou do tipo pluriativa e, no mesmo momento, exclusivamente agrícola, uma alternativa seria realizar a comparação das diferenças de renda entre dois grupos: um grupo formado por famílias não-agrícolas ou famílias pluriativas, chamando-o de grupo de tratamento, já que têm a incidência de fontes de rendas não-agrícolas e outro formado por famílias exclusivamente agrícolas, definido como grupo de controle. Ajustando a formulação apresentada por Duarte, Sampaio, B e Sampaio, Y. S. B. (2009), essa comparação é dada pela seguinte expressão:

$$\begin{aligned}
 E(R_{ij}|D_i = 1) - (R_{0j}|D_i = 0) &= \\
 E(R_{ij}|D_i = 1) - E(R_{0j}|D_i = 1) + E(R_{0j}|D_i = 1) - (R_{0j}|D_i = 0) &= \\
 = \delta R_{ij} + E(R_{0j}|D_i = 1) - E(R_{0j}|D_i = 0) &
 \end{aligned} \tag{3.8}$$

Em (3.8), o impacto médio dos rendimentos entre os grupos (δR_{ij}) também tem um viés de seleção $E(R_{0j}|D_i = 1) - E(R_{0j}|D_i = 0)$ que representa, basicamente, os efeitos de características próprias desses dois grupos, como por exemplo: grau de escolaridade dos membros; se os indivíduos possuem ou não rendas de transferências; número de integrantes da unidade familiar; entre outras particularidades de cada grupo de famílias. O presente viés de seleção já foi abordado por Attanasio *et al.* (2005) e mostra a influência de características próprias da família contidas no vetor H^m , como discutido no referencial teórico, como determinantes indiretos do processo de maximização da utilidade da família e alocação de tempo de trabalho em diferentes ocupações, bem como dos diferenciais de taxas de salários entre trabalhos agrícolas e não-agrícolas. O passo necessário para viabilizar a operacionalização de tal análise é eliminar ou reduzir ao máximo esse viés.

Entre os principais métodos usados como fim de superar os problemas do viés de seleção estão: Diferenças em Diferenças (*Diff-in-Diff* ou Dupla Diferença); Efeitos Fixos (*Fixed Effects*) e o método de *Propensity Score Matching*. O último método desenvolvido por Rosenbaum e Rubin (1983), por ser baseado na probabilidade de mudança de estado dado um vetor de características específicas é o método que mais se identifica com o problema proposto, dado a racionalidade das famílias na maximização da utilidade sob o conjunto de características próprias, e por isso foi o escolhido como será apresentado no tópico seguinte.

3.2. Aplicação do *Propensity Score Matching* (PSM) e estimação do *Average effect of Treatment on the Treated* (ATT)

Na base da aplicação do *Propensity Score Matching* está o método *Matching* utilizado em grande parte por estudos que visam investigar o impacto de políticas públicas, idealizado por Rosenbaum e Rubin (1983).

Considerando um grupo de tratamento e outro de controle, como definidos anteriormente, o impacto médio de tratamento, ou seja, da participação de uma observação do grupo de controle no grupo de tratamento pode ser obtido equiparando as observações de cada grupo considerando um vetor X_m de características observáveis. Esse vetor é a versão simplificada (para efeito de aplicação) do vetor H_m do modelo de maximização da utilidade, contendo atributos e características próprias para cada família. Assim, torna-se claro o entendimento de que se for possível encontrar dois grupos de famílias i e j com as mesmas características, que influenciariam no processo de maximização da utilidade, ou seja, o fator (H_m) que determinaria a classificação do tipo desta família poderia ser considerado como aleatório e exógeno ao processo decisório (PEREIRA, LIMA e JUSTO, 2016).

Tomando o caso em questão, dada a igualdade entre as observações para as informações contidas no vetor característico X_m , e dado que os dois grupos de famílias (de tratamento e controle) são classificados em agrícolas e não-agrícolas, ou agrícolas e pluriativos, respectivamente, o diferencial de rendas dos dois grupos representa apenas particularidades do tipo de atividades, na qual seus membros estão empregados, e não a aptidão relacionada à educação, idade ou grau de dependência da família.

Dessa forma, o problema do viés $E(R_{0j}|D_i = 1) - E(R_{0j}|D_i = 0)$ pode ser diminuído ao máximo, pois na análise do *Matching*, a estrutura de comparação para o cálculo do impacto

médio de participar ou não do grupo tratado considera as observações com características mais próximas dentre a amostra analisada.

Pela perspectiva do presente estudo, se for possível comparar observações do grupo de tratamento com aquelas famílias exclusivamente agrícolas, considerando a igualdade em todas as variáveis do vetor X_m , os dois grupos analisados compartilhariam das mesmas características observáveis, e o viés de seleção que influenciaria no fato da família ser ou não pertencente ao grupo de tratamento, seria eliminado como mostra a equação abaixo (ROSENBAUM e RUBIN, 1983):

$$E(R_{0j}|X_m, D_i = 1) - E(R_{0j}|X_m, D_0 = 1) = 0 \quad (3.9)$$

Dessa forma, o impacto médio das diferenças entre as rendas das famílias não-agrícolas ou famílias pluriativas e as rendas das famílias exclusivamente agrícolas, apresentado em (3.8), pode ser reescrito sem o viés de seleção com base na função (3.10) abaixo:

$$\delta R_{ij} = E(R_{ij}|X_m, D_i = 1) - E(R_{0j}|X_m, D_0 = 1) \quad (3.10)$$

Para o cálculo desse impacto médio, toma-se a expectativa condicional da diferença dos rendimentos entre dois tipos de famílias, tendo como base a existência de n observações no grupo de tratamento representado por $D_i = 1$. Dessa maneira, a comparação seria realizada truncando a quantidade de famílias do grupo de controle pelo número de j famílias do grupo de tratamento com características observáveis semelhantes, introduzindo assim, o *Average effect of Treatment on the Treated (ATT)* ou Efeito Médio de Tratamento no Tratado (tradução direta do termo) dado por:

$$\tau = \{E[E(R_{ij}|X_m, D_i = 1) - E(R_{0j}|X_m, D_0 = 1)]|D_i = 1\} = (\delta R_{ij}|D_i = 1) \quad (3.11)$$

O fato de considerar a comparação das diferenças dos rendimentos do grupo de tratamento com o grupo de controle tem uma dificuldade central relacionada ao vetor de características X_m . Nesse ponto, quanto maior o número de variáveis consideradas no *Matching*, menor o número de observações utilizadas no cálculo do *ATT* devido à dificuldade de encontrar duas ou mais famílias com características semelhantes pertencentes a grupos diferentes.

Essa dificuldade foi definida como “multidimensionalidade do pareamento” por Rosenbaum e Rubin (1983) e teve como solução a mudança na perspectiva do efeito direto do vetor característico X_m . Neste ponto, encontrar famílias semelhantes em particularidade pode

ser contornado pela substituição da comparação direta entre características pela comparação generalizada entre o efeito conjunto, de como essas variáveis direcionam as decisões familiares nas diferentes probabilidades de escolha da alternativa ocupacional e maximização da utilidade.

Logo, esse problema é superado considerando-se, em vez do vetor de características X_m , uma estimativa de probabilidade relacionada a esse vetor, dada por $p(X_m)$, definido como *Propensity Score*. Esse escalar associado ao conjunto de variáveis X_m , que representa a chance de participar ou não do grupo de tratamento, pode ser obtido considerando um modelo de resposta binária (BECKER e ICHINO, 2002). Modelos do tipo *logit* ou *probit* são amplamente utilizados na literatura. Nesse trabalho o caso se assemelha a múltiplos processos binários, dado que a escolha entre as alternativas ocupacionais reflete uma simultaneidade de comparações entre as alternativas ocupacionais, como: todos os membros empregados na agricultura, nenhum emprego na agricultura ou apenas uma parte. Sendo assim, para estimação do *score* de propensão $p(X_m)$ foi escolhido o modelo *logit* multinomial, como apresentado no próximo tópico.

Assim, o impacto das rendas não-agrícolas e pluriatividade deixariam de considerar a comparação entre as características das famílias do grupo de tratamento e controle, para considerar a comparação entre os *scores* de probabilidades relacionadas à família agrícola passar a ser do tipo não-agrícola ou pluriativa, como representado pela equação (3.12):

$$p(X_m) = \Pr(D_i = 1|X_m) = E(D_i|X) \quad (3.12)$$

A diferença média dos rendimentos, considerando essas probabilidades passa a ser:

$$\delta R_{ij} = E(R_{ij}|p(X_m), D_i = 1) - E(R_{0j}|p(X_m), D_i = 1) \quad (3.13)$$

E em relação ao Efeito Médio de Tratamento no Tratado, esse pode ser reescrito como:

$$\tau = \{E[E(R_{ij}|p(X_m), D_i = 1) - E(R_{0j}|p(X_m), D_i = 1)]|D_i = 1\} = (\delta R_{ij}|D_i = 1) \quad (3.14)$$

Para o cálculo de τ deve-se admitir duas hipóteses sobre $p(X_m)$, observadas por Becker e Ichino (2002):

- **Hipótese 1** – Balanceamento das variáveis observadas antes do tratamento, ou seja, que a seleção da amostra de famílias utilizadas no pareamento seja independente das características observadas condicionais às probabilidades de ser do tipo não-agrícola ou pluriativa, de maneira formal:

$$D_i \perp X_m | p(X_m) \quad (3.15)$$

- **Hipótese 2** – As rendas não-agrícolas e agrícolas independem dos grupos considerados (tratamento e controle), dado o vetor de características observáveis:

$$R_0, R_1 \perp D_i | X_m \quad (3.16)$$

Sendo satisfeitas as hipóteses 1 e 2 acima, o próximo passo é a escolha do procedimento de pareamento para cálculo do *ATT*. Entre os principais métodos, quatro se destacam como mais usuais na literatura, são eles: *Radius Matching*, *Kernel Matching*, *Stratification Matching Method* e *Nearest-Neighbor Matching*. A atribuição dos pesos para ponderação da inclusão do vetor $p(X_m)$ é o que causa as diferenças entre tais métodos (BECKER e ICHINO, 2002).

No método *Radius Matching* a comparação é realizada com peso fixo, baseado em um fator pré-estabelecido de diferenças r para todas as probabilidades. Assim, a comparação entre os escores de propensão acontece considerando a expressão a seguir:

$$p(X_m)_i - p(X_m)_j < r \quad (3.16)$$

Para o presente estudo, o referido método não se torna adequado devido à maneira totalmente aleatória na qual o fator r é estabelecido, podendo carregar viés de seletividade por desconhecimento de influência das probabilidades particulares de uma família ser classificada como, agrícola, não-agrícola ou pluriativa.

No método de *Kernel Matching* se considera o *ATT* como a média geral das probabilidades dos grupos de controle e tratamento pela equação a seguir, as probabilidades ponderadas pelas diferenças nos erros-padrão calculadas sob uma função Gaussiana:

$$\tau^K = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \left[R_i^T - \sum_{j \in C} \left(\frac{\frac{p(X_m)_i - p(X_m)_j}{X_m}}{\frac{p(X_m)_K - p(X_m)_j}{X_m}} \right) R_{oj}^C \right] \quad (3.16)$$

Esse método também carrega um possível viés de seleção por tratar como similares aquelas famílias dentro de uma mesma região, mas com características diferentes que podem afetar de maneira significativa o nível do *score* de propensão estimado e entrar no cálculo do

ATT com peso similar a uma outra família com níveis de escolaridade totalmente diferentes, mas que tiverem, no geral, a mesma probabilidade.

A mesma explicação dada para a não escolha do método *Radius Matching* pode ser dada ao *Stratification Matching Method*, já que esse último é baseado no cálculo do *ATT* pela divisão das probabilidades observadas em estratos pré-definidos.

Para o cálculo do *ATT* foi escolhido o método de pareamento *Nearest-Neighbor Matching* (Vizinho Comparável Mais Próximo), que considera a menor diferença entre os *scores* para um conjunto observações do grupo de tratamento e controle, considerando um número de vizinhos para o estabelecimento do contrafactual:

$$\min_j \|p(X_m)_i - p(X_m)_j\| \quad (3.17)$$

Como mostrado por Pereira, Lima e Justo (2015), este método é livre de influência aleatória e o mais adequado para o problema em questão por realizar a comparação considerando os efeitos marginais mais próximos de mudanças nas variáveis explicativas, dadas suas respectivas médias, do vetor $p(X_m)$.

No que se refere à escolha do número de vizinhos utilizadas no pareamento, essa é de grande importância, pois é esse parâmetro que define a matriz de ponderação w_c utilizada no cálculo do *ATT* (DEHEJIA e WAHBA, 2002). A escolha do número de vizinhos foi estabelecida em 1 e os pesos estimados são de acordo com o tamanho da diferença entre os *scores* no pareamento. Assim, cada família do grupo de controle será pareada com apenas uma observação mais próxima do grupo de tratamento. Pois, escolher um número maior de vizinhos poderia tornar o cálculo de τ vulnerável às variações das características familiares relacionadas às dinâmicas regionais ou locais de desenvolvimento econômico, bem como, às influências de políticas específicas para um conjunto de famílias semelhantes. Portanto não sendo eficiente, dessa forma, na diminuição do viés de seleção como destacado por Becker e Ichino (2002).

A estimação do *ATT* pelo método *Nearest-Neighbor Matching* pode ser obtida de acordo com a seguinte função (BECKER e ICHINO, 2002):

$$\begin{aligned}
\tau^{NNM} &= \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \left(R_i^T - \sum_{j \in C} w_c R_{oj}^C \right) = \\
&= \frac{1}{N^T} \left(\sum_{i \in T} R_i^T - \sum_{i \in T} \sum_{j \in C} w_c R_{oj}^C \right) = \\
&= \left(\frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} R_i^T - \frac{1}{N^T} \sum_{j \in C} w_j R_{oj}^C \right)
\end{aligned} \tag{3.18}$$

Na qual,

R_i^T são o conjunto de renda per capita familiar do grupo tratado;

R_{oj}^C são o conjunto de renda per capita familiar do grupo de controle;

N^T é o número de observações do grupo tratado; e,

w_c é a matriz de ponderação para vizinhança, estabelecida no presente trabalho com todos os seus elementos iguais ao inverso da distância entre os *scores* de pareamento, entre o grupo de tratamento e controle considerados.

Depois de realizada a estimação do *ATT* pelo método *Nearest-Neighbor Matching* verifica-se a validade dos resultados por meio das estatísticas de suporte comum R e B de Rubin. No teste R, verifica-se a média ponderada (com base na diferença padronizada entre as médias de cada variável explicativa) entre os *scores* de propensão calculados entre os grupos de tratamento e controle, considerando o cálculo do viés de seleção antes e depois do pareamento. Para o referido teste, o valor da estatística R-Rubin deve ficar no intervalo de 0,5 e 2 para as observações inseridas no conjunto de pareamento (conjunto suporte comum) estimando uma razão de máxima verossimilhança que segue uma distribuição de qui-quadrado, com o número de observações dentro do suporte comum menos o número de variáveis explicativas introduzidas no modelo probabilístico.

Na estatística B-Rubin, a análise se dá a partir da proporção padronizada das variâncias das observações utilizadas no referido cálculo do *ATT*, também considerando o cálculo do viés de seleção antes e depois do pareamento. Essa medida mostra o impacto do pareamento sobre o viés e pode assumir valores negativos, caso o viés tenha sido reajustado para um valor inferior à média das variâncias ou positivo, caso tenha sido ajustado para um valor superior à média. A literatura indica que para esse teste, o valor da estatística B não deve ser inferior à -25% ou superior à 125% da média da proporção das variâncias padronizadas (BRYSON, DORSETT e PURDON, 2002).

Finalizando, a variância do estimador τ é estimada assumindo que os pesos são fixos e independentes entre as alternativas da variável dependente do modelo probabilístico tanto para o grupo de controle, quanto para o grupo de tratamento. Sendo assim, são assumidas como homocedásticas e viáveis para realização de inferência, baseada também numa distribuição de qui-quadrado. A equação seguinte mostra o cálculo da variância do *ATT* (LECHNER, 2002):

$$\begin{aligned}
 \text{Var}(\tau^{\text{NNM}}) &= \frac{1}{(N^T)^2} \left[\sum_{i \in T} \text{Var}(R_i^T) + \sum_{j \in C} (w_c)^2 \text{Var}(R_{oj}^C) \right] = \\
 &= \frac{1}{(N^T)^2} \left[N^T \text{Var}(R_i^T) + \sum_{j \in C} (w_c)^2 \text{Var}(R_{oj}^C) \right] = \\
 &= \frac{1}{N^T} \text{Var}(R_i^T) + \frac{1}{(N^T)^2} \sum_{j \in C} (w_c)^2 \text{Var}(R_{oj}^C)
 \end{aligned} \tag{3.19}$$

3.3. Modelo *logit* multinomial e descrição das variáveis

O modelo probabilístico usado como suporte para o pareamento por *Propensity Score* no presente trabalho segue a base teórica de não ordenamento entre as alternativas ocupacionais. Assim, assumindo que a família busca a maximização da utilidade sobre a escolha ocupacional, como retratado no modelo teórico do capítulo 2 apresentado anteriormente, pode se definir uma função de utilidade indireta relacionada à escolha de uma família i para com uma alternativa j da seguinte maneira, como apresentado por Lima (2008) e Greene (2011):

$$\bar{U} = \alpha_j + \beta'_j x_i \tag{3.20}$$

Essa função de utilidade indireta compreende um fator α_j , caracterizada com um nível de utilidade constante a cada escolha, mais um fator $\beta'_j x_i$ determinado pelos atributos individuais e características da família, incluídos na representação do vetor H_m já discutido. O nível da utilidade indireta é dado pelo conjunto de rendas vindas de trabalhos agrícolas, não-agrícolas e transferências do não trabalho, e este é combinado com um componente aleatório para a definição de uma função de utilidade estocástica, assumindo que essa determinada família escolhe uma alternativa j que maximiza sua utilidade, levando em consideração seus atributos presentes no vetor $\beta'_j x_i$:

$$U_{ij} = \bar{U}_{ij} + \varepsilon_{ij} \tag{3.21}$$

Como referenciado no exemplo, a escolha de uma família para uma alternativa ocupacional j em detrimento de uma alternativa k , é baseada na maior utilidade da primeira em relação à segunda:

$$U_j > U_k \quad (3.22)$$

Que proporciona assim, um nível de consumo e tempo de lazer maior dada a restrição orçamentária. Desse modo, a escolha entre uma alternativa e outra pode ser representada, considerando a função de utilidade indireta, por meio da comparação entre os níveis de consumo possíveis, proporcionados por um maior nível de renda a partir da combinação de fontes escolhidas dentro de cada categoria:

$$\begin{aligned} & [\bar{p}[F(L, A)] + \bar{w}(L_1^{\text{nagr}} + L_2^{\text{nagr}} | H^m) + rA^{\text{arrend}} + T]_j > \\ & > [\bar{p}[F(L, A)] + \bar{w}(L_1^{\text{nagr}} + L_2^{\text{nagr}} | H^m) + rA^{\text{arrend}} + T]_k \end{aligned} \quad (3.23)$$

Partindo desta discussão, a escolha da alternativa que proporciona maior utilidade para família pode ser representada por um modelo estatístico que atribui maior probabilidade de escolha para a maior utilidade entre as alternativas j e k , como representando a seguir com base em Lima (2008):

$$\text{Prob}(U_{ij} > U_{ik}) \quad (3.24)$$

A operacionalização do modelo se torna possível considerando o processo de distribuição de probabilidade do vetor aleatório ε_{ij} . De acordo com McFadden (1974) e Greene (2011), dado o não ordenamento entre as alternativas presentes na função de utilidade, assumindo que os termos de erro para cada uma das alternativas são IID (Independentes e Igualmente Distribuídos), estes seguem uma distribuição de Gumbel de tipo 1 com valor extremo que é baseada no logaritmo natural da função de distribuição de Weibull, como representada pela expressão abaixo:

$$F(\varepsilon_{ij}) = \exp[-\exp(\varepsilon_{ij})] \quad (3.25)$$

E que classifica o processo de escolha das categorias do modelo de utilidade aleatória por meio do ajustamento de um modelo *logit* multinomial dado por:

$$\text{Prob}(Y_i = j|x_i) = \frac{\exp(\beta'_j x_i)}{\sum_{j=0}^J \exp(\beta'_j x_i)} \quad (3.26)$$

Este modelo assume a probabilidade de certo evento j ocorrer dado um conjunto de características e atributos presentes no vetor $\beta'_j x_i$. Considerando a necessidade de estimar a probabilidade de uma escolha j dentro de um conjunto de categorias que varia de 0 a j , o processo de estimação se torna indefinido visto que o número de categorias é igual ao número de interações necessárias e o processo de estimação produzirá um conjunto idêntico de probabilidades considerando todas as alternativas (GREENE, 2011). A superação dessa indeterminação se dá, considerando uma categoria como referência, atribuindo valor 0 ao seu respectivo vetor $\beta'_j x_i$. Assim, o modelo ajustado a ser estimado fica:

$$\text{Prob}(Y_i = j|x_i) = \frac{\exp(\beta'_j x_i)}{1 + \sum_{j=1}^J \exp(\beta'_j x_i)} \quad (3.27)$$

A diferença entre um modelo *logit* simplificado ou binário, com apenas uma categoria possível, e um modelo *logit* multinomial é que esse último se caracteriza e pode ser pensado como a estimação simultânea destes *logit*'s binários com j categorias possíveis. Essa estimação é realizada por pseudo-maximaverossimilhança dado o tipo de amostragem complexa dos dados, como será visto, e corresponde à atribuição de uma categoria j para uma família i , ou o valor zero caso ela não pertença a essa determinada categoria. Assim, são possíveis $j + 1$ resultados de escolha para cada família residente no meio rural (GREENE, 2011).

A estimação considerando a estrutura da função de pseudo-verossimilhança é obtida pela equação abaixo, considerando uma categoria como base de escolha para n famílias residentes no meio rural de uma das 5 regiões analisadas:

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J D_{ij} \ln \text{Prob}(Y_i = j|x_i) \quad (3.28)$$

Assumindo a exclusão da categoria de famílias não-ocupadas, serão três categorias possíveis encontradas como já foi citado anteriormente: ser do tipo agrícola, não-agrícola ou pluriativa. Para estimação do modelo *logit* multinomial, a categoria agrícola será tomada como categoria base. Assim, a variável D_{ij} assumirá valor 1 para a categoria não-agrícola e 2 para

pluriativa. A simultaneidade da estimação do modelo pode ser observado a seguir, sabendo que a categoria agrícola é usada como base assumindo valor 0:

$$\text{Prob}(Y_i = 0|x_i) = \frac{1}{1 + \exp(\beta'_{12}x_i) + \exp(\beta'_{13}x_i)} \quad (3.29)$$

$$\text{Prob}(Y_i = 1|x_i) = \frac{\exp(\beta'_2x_i)}{1 + \exp(\beta'_{22}x_i) + \exp(\beta'_{23}x_i)} \quad (3.30)$$

$$\text{Prob}(Y_i = 2|x_i) = \frac{\exp(\beta'_3x_i)}{1 + \exp(\beta'_jx_{32}) + \exp(\beta'_jx_{33})} \quad (3.31)$$

Entre as principais dificuldades na estimação de um modelo logit multinomial, destaca-se a hipótese da Independência das Alternativas Irrelevantes (ou *Independence of Irrelevance Alternatives - IIA*). Esta hipótese afirma que a probabilidade relativa à escolha entre qualquer alternativa, depende apenas dos atributos destas relacionados a essas escolhas e, portanto, a inclusão de outra alternativa no modelo não altera a probabilidade de um evento ocorrer.

Assim, a razão relativa entre as alternativas j e k não é alterada com inclusão de novas alternativas. Para o teste de hipótese sobre essa alternativa, espera-se a não rejeição da hipótese nula.

Segundo Long e Freeze (2005), para dar base à análise dos resultados devem ser realizados os testes da hipótese de *IIA*. Para o presente trabalho serão também incluídos os testes de Wald e estimação das estatísticas de multicolinearidade. Para a hipótese de *IIA*, será realizado o teste de Small-Hsiao que é uma versão modificada dos testes tradicionais considerando a superação das influências do viés de seletividade da amostra escolhida. Para o teste de Wald, considera-se a validade (ou não nulidade) dos efeitos das variáveis incluídas no modelo sobre a alternativa incluída na variável dependente. Por último, serão estimadas as estatísticas de Tolerância (TOL) e Fator de Inflação de Variância (FIV) para retratar a existência, ou não, de multicolinearidade entre as variáveis explicativas.

A interpretação do modelo *logit* multinomial é, da mesma forma que para o modelo *logit* binário, complexa e os sinais dos coeficientes estimados servem para indicar a direção das probabilidades de escolha de determinada categoria considerando a mudança nas variáveis explicativas.

Uma interpretação importante que geralmente é realizada considera as Razões Relativas de Risco (RRR) baseada na variação das chances em favor de determinada categoria em detrimento das outras, quando acontece uma variação discreta na média das variáveis explicativas de acordo com a seguinte expressão:

$$RRR = \frac{\frac{\text{Prob}(Y_i = j|x + 1)}{\text{Prob}(Y_i = k|x + 1)}}{\frac{\text{Prob}(Y_i = j|x)}{\text{Prob}(Y_i = k|x)}} \quad (3.32)$$

Os efeitos marginais das variáveis explicativas em relação à probabilidade da família ser não-agrícola ou pluriativa, tomando como base a categoria agrícola, são obtidos e ajustados, segundo Johnston e Dinardo (2001) derivando-se a função do modelo *logit* multinomial, dada a alternativa escolhida, em relação à variável explicativa que se queira isolar de acordo com a equação seguinte:

$$\frac{\partial \left(\frac{\exp(\beta'_j x_i)}{1 + \sum_{j=1}^J \exp(\beta'_j x_i)} \right)}{\partial x_i} = \text{Prob}(Y_i = j) \left[\beta_j - \sum_{j=0}^j \beta_{j-1} \text{Prob}(Y_i = j) \right] \quad (3.33)$$

A interpretação dos efeitos marginais na variação da probabilidade de ocorrência de um evento, em relação à variação de uma variável específica, é dada isolando-se a variável em questão e considerando o resultado obtido, depois de aplicar a equação (3.33) como variação em pontos percentuais na probabilidade, a partir da mudança de uma unidade na variável e a partir de sua média.

A seleção das variáveis utilizadas no modelo *logit* multinomial foi baseada nas características mais relevantes na determinação do tipo de família rural e discutidas em Lima (2008) e Escher *et al.* (2014). A variável dependente do modelo considerado para cada região é tricotômica assumindo o valor 0 se a família for exclusivamente agrícola; 1 se a família for não-agrícola; 2 para a família pluriativa. As variáveis explicativas utilizadas são descritas no Quadro 1 a seguir.

As variáveis *Idpeares* e *Idpeares*² foram incluídas visando captar o efeito do ciclo de vida dos membros sobre a probabilidade de estar empregado em atividade não-agrícola, para esse efeito espera-se a forma de U invertido. *Anosest* foi incluída e calculada considerando o recorte de idade de 10 anos ou mais com efeito esperado positivo para o emprego fora da agricultura. Para o *Numcompfam*, o objetivo é considerar a influência positiva do número de componentes

sobre a probabilidade de emprego em atividade não-agrícola. A justificativa para *Horastr1* é que quanto maior a média de horas trabalhadas na atividade principal, menor a disponibilidade de horas para emprego em outra atividade.

Quadro 1– Descrição das variáveis utilizadas no modelo *logit* para pareamento das observações.

Variável	Descrição
Idpeares	Idade média dos membros economicamente ativos entre 10 e 60 anos
Idpeares ²	Idade média dos membros economicamente ativos entre 10 e 60 anos, ao quadrado
Anosest	Média de anos de estudo para os membros com 10 anos ou mais de idade
Numcompfam	Número de componentes da família
Horastr1	Média de horas semanais trabalhadas na atividade principal por membro
Renpercap	Renda familiar per capita considerando todas as fontes
Transfer	<i>Dummy</i> para existência de renda do não trabalho assumindo 1 para sim e 0, caso contrário
Razaodep	<i>Dummy</i> para razão de dependência assumindo 1 para dependente e 0, caso contrário
Contaprop	<i>Dummy</i> para posição assumindo 1 para família do tipo conta própria e 0, caso contrário
Empregados	<i>Dummy</i> para posição assumindo 1 para família do tipo empregado e 0, caso contrário
Localmora	<i>Dummy</i> para local de moradia assumindo 1 para o rural agropecuário e 0, caso contrário
UF_i	<i>Dummy</i> para estado de residência

Fonte: Elaborado pelo autor com base em Lima (2008) e Escher *et al.* (2014).

Para *Renpercap*, espera-se efeito positivo assumindo que famílias não-agrícolas e pluriativas têm renda superior. Para a *dummy* *Transfer*, o efeito esperado sobre a probabilidade de ser não-agrícola ou pluriativa é negativo para a presença de transferências considerando, por hipótese, a alta dependência das famílias agrícolas das aposentadorias rurais.

Na inclusão das variáveis *Razaodep*, *Contaprop* e *Empregados* espera-se efeito positivo, sendo considerando que a presença de dependentes, bem como a posição na ocupação, leve a uma maior probabilidade de se observar empregos fora da agricultura, para aumento da renda considerando a primeira variável, e diversificação da mesma considerando a posição na ocupação. Para as variáveis geográficas *Localmora* e *UF_i* esperam-se efeitos opostos levando em consideração que estar residindo no meio rural mais distante seja relacionado negativamente com a probabilidade de se empregar em atividades não-agrícolas, e que residir no meio rural dos diferentes estados que compõem cada região seja um fator relevante sobre a probabilidade de uma família agrícola ser pluriativa ou não-agrícola.

Apresentando explicitamente o modelo a ser estimado para a região Norte, o estado de Tocantins foi omitido e usado como categoria base para comparação, como mostra a expressão (3.34):

$$\begin{aligned}
\text{Prob}(Y_i = j|x_i) = & \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \text{Idpeares} + \hat{\beta}_2 \text{Idpeares}^2 + \hat{\beta}_3 \text{Anosest} + \hat{\beta}_4 \text{Numcompfam} + \\
& + \hat{\beta}_5 \text{Horastr1} + \hat{\beta}_6 \text{Renpercap} + \hat{\beta}_7 \text{Transfer} + \hat{\beta}_8 \text{Razaodep} + \hat{\beta}_9 \text{Contaprop} + \\
& + \hat{\beta}_{10} \text{Empregados} + \hat{\beta}_{11} \text{Localmora} + \hat{\beta}_{12} \text{RO} + \hat{\beta}_{13} \text{AC} + \hat{\beta}_{14} \text{AM} + \hat{\beta}_{15} \text{RR} + \hat{\beta}_{16} \text{PA} + \\
& + \hat{\beta}_{17} \text{AP} + \hat{\varepsilon}
\end{aligned} \tag{3.34}$$

Para o *logit* multinomial da região Nordeste considera-se o estado de Pernambuco como base de comparação:

$$\begin{aligned}
\text{Prob}(Y_i = j|x_i) = & \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \text{Idpeares} + \hat{\beta}_2 \text{Idpeares}^2 + \hat{\beta}_3 \text{Anosest} + \hat{\beta}_4 \text{Numcompfam} + \\
& + \hat{\beta}_5 \text{Horastr1} + \hat{\beta}_6 \text{Renpercap} + \hat{\beta}_7 \text{Transfer} + \hat{\beta}_8 \text{Razaodep} + \hat{\beta}_9 \text{Contaprop} + \\
& + \hat{\beta}_{10} \text{Empregados} + \hat{\beta}_{11} \text{Localmora} + \hat{\beta}_{12} \text{MA} + \hat{\beta}_{13} \text{PI} + \hat{\beta}_{14} \text{CE} + \hat{\beta}_{15} \text{RN} + \hat{\beta}_{16} \text{PB} + \\
& + \hat{\beta}_{17} \text{AL} + \hat{\beta}_{18} \text{SE} + \hat{\beta}_{19} \text{BA} + \hat{\varepsilon}
\end{aligned} \tag{3.35}$$

Na região Sudeste, o estado de São Paulo foi omitido do modelo e a equação fica da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
\text{Prob}(Y_i = j|x_i) = & \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \text{Idpeares} + \hat{\beta}_2 \text{Idpeares}^2 + \hat{\beta}_3 \text{Anosest} + \hat{\beta}_4 \text{Numcompfam} + \\
& + \hat{\beta}_5 \text{Horastr1} + \hat{\beta}_6 \text{Renpercap} + \hat{\beta}_7 \text{Transfer} + \hat{\beta}_8 \text{Razaodep} + \hat{\beta}_9 \text{Contaprop} + \\
& + \hat{\beta}_{10} \text{Empregados} + \hat{\beta}_{11} \text{Localmora} + \hat{\beta}_{12} \text{MG} + \hat{\beta}_{13} \text{ES} + \hat{\beta}_{14} \text{RJ} + \hat{\varepsilon}
\end{aligned} \tag{3.36}$$

Para o Sul, o estado do Rio Grande do Sul foi usado como base para estruturação do modelo:

$$\begin{aligned}
\text{Prob}(Y_i = j|x_i) = & \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \text{Idpeares} + \hat{\beta}_2 \text{Idpeares}^2 + \hat{\beta}_3 \text{Anosest} + \hat{\beta}_4 \text{Numcompfam} + \\
& + \hat{\beta}_5 \text{Horastr1} + \hat{\beta}_6 \text{Renpercap} + \hat{\beta}_7 \text{Transfer} + \hat{\beta}_8 \text{Razaodep} + \hat{\beta}_9 \text{Contaprop} + \\
& + \hat{\beta}_{10} \text{Empregados} + \hat{\beta}_{11} \text{Localmora} + \hat{\beta}_{12} \text{SC} + \hat{\beta}_{13} \text{PR} + \hat{\varepsilon}
\end{aligned} \tag{3.37}$$

Por fim, na análise da probabilidade de uma família agrícola ser pluriativa ou não-agrícola na região Centro-Oeste, o Distrito Federal foi excluído considerando o número reduzido de famílias residentes no meio rural desse estrato geográfico e a estimação do modelo se deu com a omissão do estado de Goiás:

$$\begin{aligned}
\text{Prob}(Y_i = j|x_i) = & \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \text{Idpeares} + \hat{\beta}_2 \text{Idpeares}^2 + \hat{\beta}_3 \text{Anosest} + \hat{\beta}_4 \text{Numcompfam} + \\
& + \hat{\beta}_5 \text{Horastr1} + \hat{\beta}_6 \text{Renpercap} + \hat{\beta}_7 \text{Transfer} + \hat{\beta}_8 \text{Razaodep} + \hat{\beta}_9 \text{Contaprop} + \\
& + \hat{\beta}_{10} \text{Empregados} + \hat{\beta}_{11} \text{Localmora} + \hat{\beta}_{12} \text{MT} + \hat{\beta}_{13} \text{MS} + \hat{\varepsilon}
\end{aligned} \tag{3.38}$$

3.4. Índice de pobreza *Foster-Greer-Thorbecke (FGT)* e linhas utilizadas

No presente trabalho, a medição dos níveis de pobreza será realizada por uma classe de indicadores decompostos do índice *Foster-Greer-Thorbecke (FGT)* apresentado por Foster, Greer e Thorbecke (1984), que mostra os vários aspectos do fenômeno e dado pela seguinte expressão:

$$\varphi(\alpha) = \frac{1}{nz^\alpha} \sum_{i=1}^q (z - \bar{y}_i)^\alpha \quad (3.39)$$

Na qual,

q é o número de famílias abaixo da linha da pobreza;

n é o tamanho da população analisada;

z é a linha de pobreza; e,

$\bar{y}_i$ é a renda familiar per capita da i -ésima família da população.

Do índice de pobreza *FGT* podem ser derivados três indicadores com base na variação do parâmetro α :

- $\alpha = 0$ – Proporção dos pobres (P0), que mede o tamanho do número de pobres em relação à população total;
- $\alpha = 1$ – Hiato da pobreza (P1), que mede a intensidade da pobreza como um déficit de renda; e,
- $\alpha = 2$ – Severidade da pobreza (P2), que mostra o quão desigual é a distribuição de renda entre os mais pobres da população estudada, dando uma maior relevância a esses últimos.

O tamanho da intensidade dada à potência α varia de acordo com o nível de análise que se esteja querendo realizar. Assim, quanto maior o valor de tal escalar, maior será o grau de pobreza investigado (ROCHA, 2006).

Nesse ponto, verifica-se a importância e ajustamento do índice escolhido para o presente trabalho, já que o foco é no impacto da variação dos rendimentos. Como o foco está baseado na mudança da renda familiar per capita, as medidas de pobreza escolhidas devem compartilhar de ponderação igualitária entre diferentes grupos inseridos na amostra. Para que fique claro, independentemente do nível de análise que se esteja realizando, os indicadores *FGT* compartilham a possibilidade de comparação direta entre si. Assim, tanto a nível agregado para o país, quanto para regiões ou Unidades da Federação, os indicadores não mudam de interpretação (HOFFMANN, 1998; ROCHA, 2006).

Decompondo a equação (3.39) considerando a variação da potência, chega-se aos conceitos de pobreza medidos pelos indicadores *FGT* como apresentado por Pereira, Lima e Justo (2015):

$$\varphi(\alpha = 0) = P0 = \frac{q}{n} \quad (3.40)$$

$$\varphi(\alpha = 1) = P1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \frac{z - y_i}{z} \quad (3.41)$$

$$\varphi(\alpha = 2) = P2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^2 \quad (3.42)$$

Os três indicadores *FGT* compartilham das propriedades desejáveis de medidas de pobreza como apresentado na forma axiomática por Hagenaars (1986):

- **Axioma da monotonicidade:** Dada uma população e uma distribuição de renda específica, reduzindo-se a renda de uma família a medida de pobreza deve aumentar;
- **Axioma da transferência de renda:** Dada uma população e uma distribuição de renda específica, uma transferência de renda de uma família pobre para outra família menos pobre deve aumentar a medida de pobreza, considerando que o nível de concentração de renda é afetado e o conceito de pobreza relativa se aplica, mostrando que a primeira fica mais pobre.
- **Axioma da sensibilidade de transferências:** Dada uma população e uma distribuição de renda específica, uma transferência de renda positiva ($t > 0$) para uma família com renda Y e para uma família com renda $Y + d$ deve resultar em um impacto positivo maior para a família de mais pobre em relação ao déficit de renda.

Para Lima (2008), os dois últimos indicadores (Hiato da pobreza e Severidade da pobreza) são mais relevantes do que a proporção de pobres ($P0$), pois levam em consideração os mais pobres entre os pobres, dando um peso maior a esses na análise de incidência da pobreza.

Levando em consideração o problema abordado quanto à variação de renda trazida pelos trabalhos não ligados a agricultura, é possível demonstrar que os indicadores *FGT* se apoiam, e são facilmente operacionalizáveis, mesmo tendo que parte das famílias agrícolas de uma região, por exemplo, não serão aptas a receber o tratamento dependendo do resultado do pareamento e participação no conjunto de suporte comum pelo *PSM*. Neste ponto, realiza-se a demonstração da variação do índice *FGT* partindo do pressuposto que apenas uma família do

meio rural de uma entre as 5 regiões analisadas, seja introduzida no suporte comum de pareamento e tenha semelhança no *score* de pareamento com uma família não-agrícola.

O que se quer é medir a variação do índice de pobreza φ , dada essa variação positiva de renda i equivalente, na magnitude ρ :

$$\lim_{\rho \rightarrow 0} \frac{\Delta\varphi}{\rho} = \frac{d\varphi}{d\rho} \quad (3.43)$$

De acordo com a equação (3.43), com uma elevação de uma renda da população considerada o índice φ pode ser calculado por:

$$\varphi(\alpha) = \frac{1}{nz^\alpha} \sum_{i=1}^q (z - \bar{y}_i)^\alpha - (z - \bar{y}_j - \rho)^\alpha \quad (3.44)$$

Então,

$$\frac{d\varphi}{d\rho} = \varphi(\alpha) = -\frac{1}{nz^\alpha} \alpha (z - \bar{y}_j - \rho)^{\alpha-1} \quad (3.45)$$

Logo,

$$\lim_{\rho \rightarrow 0} \frac{\Delta\varphi}{\rho} = -\frac{1}{nz^\alpha} \alpha (z - \bar{y}_j)^{\alpha-1} \quad (3.46)$$

Observa-se que o indicador com a variação de renda positiva para apenas uma família é menor do que o indicador anterior sem variação de renda, independentemente do valor de α ¹⁰:

$$\frac{1}{nz^\alpha} \sum_{i=1}^q (z - \bar{y}_i)^\alpha - \frac{1}{nz^\alpha} \alpha (z - \bar{y}_j)^{\alpha-1} < \frac{1}{nz^\alpha} \sum_{i=1}^q (z - \bar{y}_i)^\alpha \quad (3.47)$$

Assim, espera-se mudança nos índices de pobreza com suas reduções considerando o tratamento das rendas pareadas por meio da adição do *ATT* sobre estas.

A orientação, no que se refere às medidas de pobreza, é que se leve em consideração as informações nutricionais no caso de formulação de linhas de indigência, e informações de cesta de consumo combinadas com coeficientes que representem as necessidades de moradia,

¹⁰ Para variações de renda negativas para aquelas abaixo da linha de pobreza, não se observa variação na proporção de pobres como era esperado (HOFFMANN, 1998).

saúde, transporte, etc. para a formulação de linhas de pobreza. Porém, devido à complexidade e muitas vezes ausência dessas informações, as linhas de pobreza são adotadas com certa arbitrariedade, pois são referentes às informações de rendimento que estão de acordo com a alta monetarização das relações econômicas realizadas (HOFFMANN, 1998; PEREIRA, LIMA e JUSTO, 2015).

As linhas de pobreza e extrema pobreza foram estabelecidas em um meio e um quarto de salário mínimo de 2015, equivalentes à R\$ 394,00 e R\$ 197,00, respectivamente, tomando como referência o Decreto N° 6.135, de 26 de junho 2007 e a Lei nº 8.742, de 7 de dezembro de 1993 que definem as famílias consideradas pobres (ou em situação de vulnerabilidade) e em situação de extrema pobreza.

Depois de calcular os índices de pobreza, uma análise interessante é a estimação das elasticidades crescimento-renda da pobreza, ou seja, o que ocorre com os índices *FGT* se houver variação no crescimento da renda para cada tipo de família rural. Este procedimento se baseia na Curva de Lorenz (apresentada no próximo tópico), levando em consideração a participação dos p por cento dos indivíduos pobres de cada tipo de família nos φ por cento da distribuição da renda, restringindo a população de indivíduos para cada categoria de família rural analisada. Na estimação da elasticidade crescimento-renda da pobreza de cada índice *FGT* é usado, segundo Lima (2008) o conjunto de equações a seguir, respectivamente para cada indicador considerado:

$$\varepsilon P_i = \begin{cases} \varepsilon P_0 = -\frac{z}{\mu P_0 L''(P_0)} \\ \varepsilon P_1 = 1 - \frac{P_0}{P_1} \\ \varepsilon P_2 = 2 \left(1 - \frac{P_1}{P_2}\right) \end{cases} \quad (3.48)$$

Sendo z a linha de pobreza predeterminada, μ é a renda média e $L''(P_0)$ é o valor da segunda derivada da Curva de Lorenz. A interpretação da elasticidade crescimento-renda da pobreza é semelhante à elasticidade estimada por um modelo logarítmico, ou seja, a resposta em pontos percentuais do indicador, dada a variação percentual positiva na renda.

A unidade consumidora levada em consideração neste trabalho é a família (conjunto de indivíduos ligados por traços de parentesco) que representa a união das diversas necessidades dos indivíduos que a compõe e todo o esforço para otimização e atendimento dessas necessidades (HOFFMANN, 1998; KAGEYAMA, 1998). A renda per capita equivale ao rendimento familiar per capita (soma de todos os rendimentos da família divididos pela

quantidade de pessoas da mesma família residentes no mesmo domicílio, ou seja, todos os rendimentos provenientes do trabalho ou de transferências.).

3.5. Fonte e tratamento dos dados

A base de dados para o presente trabalho é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o ano de 2015, já com as novas ponderações. A escolha do ano em questão se deve ao fato de este ser o período mais atualizado na qual as informações estão disponíveis, esperando-se assim que esses dados incorporem as mudanças recentes relacionadas às possíveis melhorias nas condições e redução de possíveis desequilíbrios, no acesso ao mercado de trabalho em serviços não ligados à agricultura.

Outro ponto a ser destacado pela não escolha de outros anos para realização de uma comparação ao longo do tempo dos efeitos, é que essa comparação além de representar um alto custo computacional, carrega viés de seletividade da amostra por diversos fatores como climáticos, ou mesmo a implantação de políticas que beneficiem o emprego não-agrícola em determinado estado em detrimento dos demais estados em um ano (DUARTE, SAMPAIO, B e SAMPAIO, Y. S. B., 2009). Essa característica se deve ao nível de agregação escolhido que regionalmente considera as 5 macrorregiões brasileiras. Deixando mais claro, um *ATT* para o ano de 2005 considerando a região Nordeste, por exemplo, não pode ser comparado diretamente ao *ATT* de 2015 por possíveis influências de políticas de incentivo ao emprego não-agrícola no estado de Pernambuco, que não foi seguida pelos demais estados, afetando assim a média de renda da região como um todo, sem uma visualização direta de tal fato.

A vantagem na escolha da agregação dos dados a nível regional reside, no tamanho da amostra, na possibilidade de análise ampliada sobre possíveis desequilíbrios regionais e no aumento da qualidade das estimações. Outro ponto a ser destacado, é a consideração de possíveis fatores estruturantes e generalizados que se estendem como tendência na formação social, cultural e mercadológico dentro de uma mesma região. Assim, apesar da heterogeneidade entre estados de uma mesma região, esses seguem uma tendência geral de formação e organização produtiva, dentro de um contexto nacional com diferentes níveis dos índices de educação, de renda média etc. (LIMA, 2008; BARROS, 2011).

Em relação à estrutura e apresentação da PNAD, essa é uma pesquisa amostral de domicílios realizada anualmente, excluindo-se os anos de realização do Censo demográfico – que investiga permanentemente características gerais da população, de educação, trabalho,

rendimento e habitação – sendo que, em anos específicos, são realizadas pesquisas suplementares com informações especiais de acordo com as necessidades de dados como pesquisas de saneamento, saúde, migração, fecundidade, nupcialidade, segurança alimentar, entre outros assuntos. Para o ano de 2015, com mês de referência sendo setembro, a Tabela 3 a seguir, resume o tamanho da amostra pesquisada separando as informações por domicílios e pessoas consideradas, bem como da localização da moradia: se rural ou urbana.

Tabela 3 – Distribuição da amostra da PNAD 2015 em domicílios e de pessoas por região e localização (urbana e rural).

Região	Urbano		Rural	
	Domicílios	Pessoas	Domicílios	Pessoas
Norte	21.442	57.193	4.683	12.157
Nordeste	43.434	102.659	9.166	22.555
Sul	24.532	54.510	3.115	6.470
Sudeste	45.546	105.367	3.797	7.491
Centro-Oeste	16.235	37.175	1.874	3.667
Brasil	151.189	356.904	22.635	52.340

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados da PNAD 2015.

O formato do desenho amostral da PNAD é de amostra complexa com estratificação, aglomeração e atribuição de probabilidades de seleção diferentes. O processo de amostragem da PNAD é realizado em duas etapas. Na primeira, a estratificação da amostra é feita dividindo o país em 36 estratos, dos quais 18 unidades são Estados que formam um estrato único e independente¹¹, e nas outras nove Unidades da Federação são definidos mais dois estratos em cada uma: um contando com todas as nove regiões metropolitanas com sede na capital (área censitária 1) e o outro com os demais municípios sendo classificados em auto representativos e não auto-representativos, formando-se assim, as outras 18 unidades de amostragem.

Os municípios auto-representativos (conhecidos como área censitária 2) são aqueles não pertencentes às Regiões Metropolitanas¹², mas que têm sua presença na amostra garantida, devido ao seu tamanho populacional que é maior que o estabelecido para os estratos. Os municípios não auto-representativos (área censitária 3), são os demais municípios que têm população inferior à estabelecida pela estratificação e não têm sua participação garantida na amostra, assim, ficando dependentes da seleção de municípios na realização da amostra (são

¹¹ Os Estados que formam um único extrato são: Acre, Amazonas, Amapá, Alagoas, Distrito Federal, Espírito Santo, Goiás, Maranhão, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Paraná, Piauí, Rio Grande do Norte, Roraima, Santa Catarina e Tocantins.

¹² As nove Regiões Metropolitanas são: Região Metropolitana de Belém, Região Metropolitana de Belo Horizonte, Região Metropolitana de Curitiba, Região Metropolitana de Fortaleza, Região Metropolitana de Porto Alegre, Região Metropolitana de Recife, Região Metropolitana de Salvador e Região Metropolitana de São Paulo.

selecionados 2 municípios não auto-representativos para comporem o extrato da área censitária 3).

Na segunda etapa da amostragem, em cada estrato é realizado um processo de estratificação em três estágios, também considerando probabilidades desiguais, no qual participam as unidades (de primeiro, segundo, terceiro estágios) que compõem subgrupos mutuamente excludentes. No primeiro estágio são selecionadas, dentro de cada estrato, as Unidades Primárias de Amostragem (UPA's), que equivalem aos municípios dentro de cada UF ou região específica. No segundo estágio são selecionadas as Unidades Secundárias de Amostragem (USA's) dentro de cada município selecionado, que equivalem aos setores censitários que têm probabilidades proporcionais ao número de domicílios em cada setor segundo o último Censo Demográfico disponível. As Unidades Terciárias de Amostragem (UTA's) são os domicílios selecionados dentro de cada setor censitário. Dentro de um domicílio selecionado, todas as pessoas são selecionadas. A Tabela 4, a seguir descreve os 36 estratos, frações de representatividade amostral e números das unidades primárias, secundárias e terciárias pesquisadas no ano de 2015.

Tabela 4 – Estratos geográficos, fração amostral e caracterização dos números de observações por estágio de amostragem para a PNAD 2015.

Ordem	Estratos geográficos	Fração amostral	Municípios	Setores censitários	Domicílios
1	Rondônia	1/200	23	170	2.837
2	Acre	1/150	11	94	1.642
3	Amazonas	1/250	23	240	3.796
4	Roraima	1/150	5	57	1.011
5	Pará	1/350	61	563	8.697
6	RM de Belém	1/150	6	264	4.344
7	Amapá	1/200	6	60	966
8	Tocantins	1/200	23	148	2.493
9	Maranhão	1/600	35	205	3.226
10	Piauí	1/500	20	127	2.251
11	Ceará	1/600	48	457	7.871
12	RM de Fortaleza	1/250	15	289	5.054
13	Rio Grande do Norte	1/550	19	129	2.136
14	Paraíba	1/550	23	146	2.444
15	Pernambuco	1/600	50	581	9.110
16	RM de Recife	1/200	14	390	6.290
17	Alagoas	1/500	18	128	2.030
18	Sergipe	1/300	22	155	2.508
19	Bahia	1/600	88	731	11.858
20	RM de Salvador	1/250	13	330	5.524
21	Minas Gerais	1/650	129	813	13.977
22	RM de Belo Horizonte	1/400	35	297	5.258
23	Espírito Santo	1/450	24	187	3.087
24	Rio de Janeiro	1/550	47	689	11.191
25	RM do Rio de Janeiro	1/550	19	495	7.980
26	São Paulo	1/950	126	1.023	17.291
27	RM de São Paulo	1/850	37	489	8.284
28	Paraná	1/600	67	457	7.665
29	RM de Curitiba	1/400	18	174	2.982
30	Santa Catarina	1/550	45	278	4.511
31	Rio Grande do Sul	1/600	83	756	12.356
32	RM de Porto Alegre	1/200	32	472	7.676
33	Mato Grosso do Sul	1/350	21	158	2.687
34	Mato Grosso	1/350	31	204	3.268
35	Goiás	1/350	51	397	6.617
36	Distrito Federal	1/250	1	213	3.663
Brasil			1.100	9.166	204.581

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados da PNAD 2015.

Por ter formato de amostra complexa, os pesos amostrais abrem a possibilidade de extrapolação dos resultados da PNAD no Brasil, nas grandes regiões e nas Unidades da Federação e para as nove regiões metropolitanas. Porém, não é possível uma abrangência a nível municipal, por exemplo, devido à estrutura da amostragem da pesquisa que não permite o recorte geográfico para unidades menores que as UF's.

Em relação à consideração do plano amostral nas estimativas, é equivocado considerar os aspectos amostrais da PNAD, partindo de pressupostos amostrais básicos que só seriam aplicáveis se os dados fossem obtidos através de amostras aleatórias simples com reposição ou,

equivalentemente, independência e igualdade de distribuição (IID), o que não é o caso da PNAD (SILVA, PESSOA e LILA, 2002). É necessário assim, considerar os efeitos do plano amostral ao estimar a variância, ao construir intervalos de confiança e ao testar hipóteses, gerando assim, estimativas não viesadas (GUIMARÃES, 2007; LIMA, 2008).

Considerando a utilização do *software* STATA na versão 13.0, para a estimação do modelo *logit* multinomial e do *Propensity Score Matching*, considerando o efeito do plano amostral complexo dos dados da PNAD, é necessário a utilização do código “*svymlogit*” (BOURGUIGNON *et al.*, 2001 *apud* LIMA, 2008). Assim, realizada a estimação do modelo probabilístico considerando a amostragem complexa, a base da estimativa posterior do PSM fica balanceada por considerar os intervalos de confiança e variância do referido modelo.

No que se refere à construção das variáveis incorporadas no modelo probabilístico, algumas considerações devem ser apresentadas para fim de entendimento dos conceitos e definições utilizados, bem como dos seus respectivos códigos dentro do plano amostral. As variáveis *Idpeares* e *Idpeares*² são formadas considerando a variável idade (V8005) e sexo (V0302). Assim, está em idade ativa, o membro da família do sexo masculino com idade entre 10 e 60 anos, ou membro do sexo feminino com idade entre 10 e 55 anos que estava empregado ou procurando emprego há pelo menos 1 ano da semana de referência da realização da pesquisa. *Anosest* equivale à média da variável “Anos de estudo” (V4803) para os membros ativos da família com idade superior a 10 anos. A variável *Numcompfam* é correspondente ao número de componentes da família (V4741), excluindo-se as pessoas residentes no domicílio sem traços consanguíneos.

A variável *Horastr1* se refere à média da quantidade de horas trabalhadas por semana no trabalho único ou principal, seja ele agrícola ou não-agrícola (V9058), pelos membros com mais de 10 anos de idade. A variável *Renpercap* se refere à renda familiar de todas as fontes (V4750) dividida pela quantidade de membros da família (*Numcompfam*). A variável *Transfer* corresponde a uma *dummy* relacionada ao recebimento ou não de algum tipo de renda proveniente do não trabalho, como aposentadorias, pensões, abonos, juros, aluguel, doação de não morador, etc., equivalente as variáveis de V9124 a V1273. A variável *Razaodep* é formada pela razão entre a quantidade de membros da família com idade abaixo de 10 anos e acima de 60 anos do sexo masculino e abaixo de 10 anos e acima de 55 anos do sexo feminino, pela média de idade ativa dos membros da referida família. As variáveis *Contaproe* Empregados são *dummies* para posição na ocupação considerando a variável V4706. Assim foi considerado “conta própria” o indivíduo que trabalhou sem nenhum tipo de subordinação, equivalente aos

valores maiores que 9 para as categorias desta variável, caso contrário o trabalhador foi classificado como do tipo empregado.

Por último, a variável *Localmora* é formada por uma *dummy* que representa a localização do domicílio dentro da definição de situação censitária, atribuindo valor 1 caso o domicílio esteja localizado na classificação de rural mais distante ou “rural agropecuário” com atribuição de valor 8, a situação censitária dada pela variável V4728.

4. RESULTADOS

Neste capítulo serão apresentados os resultados obtidos no trabalho. As próximas seções reúnem todos os aspectos considerados nas hipóteses levantadas e objetivos pretendidos, a serem testados. Na primeira seção serão apresentadas as principais estatísticas descritivas (média, proporção e erro padrão) das variáveis utilizadas no estudo. Na seção seguinte serão apresentados os indicadores de pobreza e extrema pobreza *FGT* para o meio rural agregado e dividindo a distribuição por tipo de família, buscando identificar as principais características da pobreza rural entre as regiões. Na terceira seção, serão analisados os resultados do modelo *logit* multinomial para determinantes entre as alternativas ocupacionais e os principais testes empíricos que valiam seus resultados para cada uma das 5 regiões analisadas. Por último, na última seção, utilizando os *scores* de probabilidades do modelo estimado serão calculados os impactos das diferenças de rendimento sobre os indicadores de pobreza e extrema pobreza das famílias exclusivamente agrícolas por meio do *PSM*.

4.1. Estatísticas descritivas

Iniciando a análise dos resultados com estatísticas descritivas das variáveis presentes no modelo probabilístico para o pareamento por *propensity score*, a seguir tem-se a Tabela 5 com as médias e erros padrões das variáveis contínuas utilizadas considerando uma amostra de 13.914 famílias que correspondem, após a expansão da amostra, à 8.306.725 famílias residentes no meio rural brasileiro.

Tabela 5 – Estatísticas descritivas (média e erro padrão) das variáveis utilizadas no pareamento, por região, considerando o plano amostral da PNAD 2015.

Variável	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Idpeares	32,4234 (0,3102)	32,3736 (0,1785)	34,8301 (0,2584)	36,5481 (0,2772)	35,4403 (0,4615)
Anosest	5,8994 (0,1184)	5,2527 (0,0747)	6,2885 (0,1154)	6,8985 (0,1103)	6,5965 (0,1603)
Numcompfam	3,6301 (0,0443)	3,4943 (0,0292)	3,2617 (0,0330)	3,1331 (0,0339)	3,0216 (0,0442)
Horastr1	33,8221 (0,5424)	31,4183 (0,4089)	38,2813 (0,5282)	39,8657 (0,4482)	39,4091 (0,7517)
Renpercap (R\$)	560,3436 (27,3814)	407,2874 (8,4501)	784,7380 (33,3673)	976,9095 (32,4242)	913,4512 (36,7105)
Razaodep	1,0139 (0,0235)	0,9183 (0,0162)	0,7817 (0,0206)	0,7826 (0,0271)	0,7150 (0,0244)

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

Nota: Erro Padrão entre parênteses.

De acordo com a tabela, a idade média dos membros economicamente ativos acima de 10 anos, ou idade da PEA restrita, das famílias rurais fica acima dos 30 anos em todas as regiões. No Norte, esse número fica em aproximadamente 32,42 anos de idade; no Nordeste, 32,37 anos; no Sudeste, 34,83 anos; na região Sul observa-se a maior média de idade ativa com 36,54 anos e no Centro-Oeste têm-se a segunda maior média com 35,44 anos de idade. Sabendo que a média pode ser afetada por valores extremos, pode-se considerar que nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste os trabalhadores rurais ficam ativos por mais tempo considerando os limites de 60 e 55 anos, para homens e mulheres, respectivamente, como adotado nesse trabalho.

Na média de anos de estudo para os membros ativos com idade superior a 10 anos, em todas as regiões os valores encontrados ficaram acima de 5,2 anos com as maiores médias para as regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste que apresentaram, respectivamente, 6,89, 6,59 e 6,28 em anos de estudo. Nas regiões Norte e Nordeste, a média de anos de estudo ficou abaixo de 6 e teve seu menor valor encontrado considerando as famílias rurais nordestinas com 5,25, enquanto as famílias rurais do Norte apresentaram 5,89 de média. Esse resultado mostra uma possível disparidade no nível educacional dentro do meio rural das regiões e evidencia as melhores condições de acesso à educação pelas famílias rurais das outras regiões em comparação com o Norte e Nordeste.

Em número de componentes, as famílias rurais do Norte e Nordeste apresentaram as maiores médias com aproximadamente 3,63 e 3,49, respectivamente, sendo mais numerosas. No Sudeste, o número de componentes médio das famílias estimado foi de 3,26; no Sul, 3,13; e no Centro-Oeste, observa-se a menor média com 3,02 componentes. Esse maior número de componentes pode dar base para se observar uma razão de dependência maior para as famílias rurais dessas regiões, e assim em conjunto terem efeitos positivos na busca pela diversificação da renda com trabalhos fora da agricultura nas Regiões Norte e Nordeste.

Em relação ao número de horas dedicadas ao trabalho na atividade principal (podendo ser tanto agrícola, como não-agrícola), variável essa que pode ter um efeito positivo na especialização em apenas um setor, mas efeito negativo sobre a busca por outros empregos, e assim sobre a pluriatividade, as famílias do Norte e Nordeste apresentaram as menores médias com 33,82 e 31,41 horas por semana, respectivamente. No Sudeste, Sul e Centro-Oeste, as médias ficaram sensivelmente superiores que os valores das duas regiões anteriores, com 38,28, 39,86 e 39,40, respectivamente. Assim, é possível que as famílias rurais das duas primeiras regiões tenham mais disponibilidade de tempo, podendo terem mais chance de serem pluriativas. Essa menor média de horas trabalhadas também pode representar a falta de emprego

ou condições de trabalho em subempregos que demandam poucas horas de trabalho ou esporádicos como trabalhos remunerados por diárias e outras formas não regulares de serviço. Quanto maior a média de horas trabalhadas em uma atividade, se pode esperar que mais especializada pode ser essa família, assim como é possível que rendas provenientes desses trabalhos sejam, em média, maiores, dado que mais horas estão sendo dedicados a essas atividades.

A renda per capita familiar média apresenta grandes variações entre as 5 regiões. As maiores rendas são encontradas, por ordem, no Sul com R\$ 976,90; no Centro-Oeste com R\$ 913,45, e no Sudeste com R\$ 784,73. No Norte e Nordeste, as médias da renda per capita familiar foram estimadas em R\$ 560,34 e R\$ 407,28, respectivamente. Um fato que chama atenção é que, comparando esses rendimentos, a renda per capita familiar média do Nordeste é apenas 41,69% da média observada para as famílias rurais do Sul; 44,58% do Centro-Oeste e 51,91% do Sudeste. Esse resultado mostra o evidente desequilíbrio distributivo no meio rural brasileiro que representa resultados de um desenvolvimento diferenciado entre essas regiões. Levando em consideração essa característica, as famílias rurais do Nordeste com menor nível de renda rural estão mais expostas aos efeitos da incidência de pobreza e concentração de renda no meio rural como discutido por Pereira, Lima e Justo (2016).

Na média da razão de dependência, as maiores médias são observadas nas regiões Norte e Nordeste com 1,01 e 0,91, respectivamente como esperado de acordo com a discussão feita anteriormente para o maior número de componentes das famílias rurais dessas regiões. Esse resultado evidencia a maior presença de crianças e idosos nessas nas famílias rurais dessas regiões que podem ter um efeito positivo na busca por complementação de renda, visando aumentar as chances de sustendo de uma família maior com membros não ativos. Nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, as médias foram estimadas em 0,7817, 0,7826 e 0,7150, respectivamente.

Outras características da amostra utilizadas podem ser analisadas para as variáveis *dummies* empregadas no trabalho. A Tabela 6 abaixo, traz as estimativas de proporção dessas variáveis para as 5 regiões brasileiras.

Tabela 6 – Estatísticas descritivas (proporção e erro padrão) das variáveis utilizadas no pareamento, por região, considerando o plano amostral da PNAD 2015.

Variável	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Transfer					
Não	0,3701	0,1977	0,4615	0,4551	0,5526
Sim	0,6299	0,8023	0,5385	0,5449	0,4474
	(0,0171)	(0,0084)	(0,0174)	(0,0156)	(0,0239)
Posição na ocupação					
Conta-própria	0,5800	0,4732	0,3646	0,5083	0,3623
	(0,0153)	(0,0123)	(0,0145)	(0,0181)	(0,0242)
Empregados	0,3557	0,5011	0,6278	0,4174	0,5468
	(0,0145)	(0,0101)	(0,0169)	(0,0182)	(0,0273)
Localmora					
Não	0,1820	0,2768	0,1359	0,0324	0,1401
Rural agropecuário	0,8180	0,7232	0,8641	0,9676	0,8599
	(0,0228)	(0,0189)	(0,0273)	(0,0127)	(0,0340)

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados da PNAD 2015.

Nota: Erro Padrão entre parênteses.

A proporção de famílias que têm incidência de transferências de renda provenientes do não trabalho é maior no Nordeste onde atinge 80,23% das famílias rurais, representando uma alta dependência dessas para com esses tipos de rendimentos, possivelmente relacionado aos baixos rendimentos recebidos dos trabalhos rurais em que se empregam. No Norte esse número chega a 62,99% das famílias rurais. Nas regiões Sudeste e Sul, os valores estimados ficam próximos em 53,85% e 54,49%, respectivamente. Na região Centro-Oeste, têm-se a menor proporção de famílias rurais que dependem dessas transferências com 44,74% dessas. Se essa informação for cruzada com o dado de renda per capita familiar apresentado anteriormente, torna-se possível considerar que uma parcela significativa da renda das famílias rurais nordestinas, mesmo sendo baixas em comparação com as outras regiões, é formada por essas aposentadorias, pensões, e demais rendas que, possivelmente, é o que mantém muitas dessas famílias ainda residindo no meio rural.

Em relação a organização do trabalho e posição na ocupação dentro da família, a proporção de famílias do tipo conta-própria é maior no Norte com 58,00% das famílias rurais desta região. No Nordeste, o percentual é de 47,32%; no Sudeste, de 36,46% e no Centro-Oeste, de 36,23%. Em relação as famílias com classificação do tipo “empregados”, na região Norte são 35,57% das famílias; no Nordeste são 50,11%; no Sudeste, 62,78% com o maior percentual; no Sul, 41,74%, e no Centro-Oeste 54,68%. O restante dos percentuais se divide em famílias do tipo “empregadoras” e “não-ocupadas” (que não serão usadas no presente trabalho).

No que se refere ao local de moradia, a maior parte das famílias rurais reside no chamado “rural agropecuário”, ou seja, na área rural mais distante dos centros urbanos. No

Norte, o percentual de famílias é de 81,80%; no Nordeste é de 72,32% sendo a menor proporção entre as regiões; no Sudeste chega a 86,41%; no Sul têm-se a maior proporção com 96,76%, e por fim, no Centro-Oeste encontram-se 85,99% das famílias nesse estrato geográfico. Quanto maior a proporção de famílias nessa área, espera-se uma menor probabilidade de seus membros conseguirem emprego não-agrícola e essas serem pluriativas, dada a cada vez menor oferta de serviços não-agrícolas.

4.2. Indicadores de pobreza e elasticidade crescimento-renda da pobreza

A estimação dos indicadores de pobreza para o meio rural agregado, ou seja, sem fazer divisão por tipo de família, é apresentada na Tabela 7, a seguir, para as 5 regiões brasileiras.

Tabela 7 – Indicadores de pobreza *FGT (Foster-Greer-Thorbecke)* para renda per capita inferior a meio e a um quarto de salário mínimo por região em 2015.

Linha	Indicador	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
1/2 salário mínimo	P0	0,4775	0,5416	0,2825	0,1634	0,1910
	P1	0,2202	0,2807	0,1040	0,0602	0,0623
	P2	0,1283	0,1802	0,0515	0,0310	0,0305
1/4 salário mínimo	P0	0,2028	0,2848	0,0721	0,0474	0,0319
	P1	0,0781	0,1280	0,0220	0,0158	0,0140
	P2	0,0411	0,0749	0,0111	0,0076	0,0095

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

Considerando meio salário mínimo, a maior proporção de pobres é estimada para o Nordeste, atingindo aproximadamente 54,16% das famílias rurais. O Norte aparece como a segunda região com maior proporção de famílias pobres com 47,75%. As demais regiões apresentam indicadores relativamente menores do que essas primeiras. No Sudeste, a proporção de pobres é de 28,25%; no Sul, de 16,34% sendo a menor estimativa, e no Centro-Oeste, 19,10%.

Sobre o tamanho da incidência de pobreza no Norte e Nordeste, chama atenção o fato do indicador P0 na região nordestina ser quase o dobro do estimado para o Sudeste, e quase três vezes do calculado para o Sul. No Norte, a proporção de pobres é mais que o dobro da mesma estimativa para a região Sul e Centro-Oeste. Esse fato endossa a discussão de disparidade entre as condições de vida das famílias rurais entre as grandes regiões brasileiras, já que aquelas regiões com dinâmicas produtivas mais pujantes apresentam menor número de famílias pobres em relação ao total de famílias no meio rural quando se compara com as regiões historicamente

marcadas por uma agricultura de baixa produtividade como discutido por Helfand, Moreira e Figueiredo (2014) e por Neder (2014).

Para os indicadores de hiato da pobreza e severidade da pobreza, o Norte e Nordeste também apresentam os maiores valores. Convergindo com a ideia de um alto número de famílias com rendimentos inferiores a meio salário mínimo apresentado na Tabela 1, esse grau de inferioridade na média de rendimento familiar se mostra bastante intenso para as duas regiões com o P1 estimado em 0,2202 no Norte e 0,2807 no Nordeste, que é substancialmente superior ao dobro do mesmo indicador para as demais regiões. O grau de desigualdade entre os mais pobres da população é tão elevado que P2 no Nordeste é estimado em quase 6 vezes o encontrado para as regiões Sul e Centro-Oeste mostrando que além de terem rendimentos inferiores à linha de pobreza considerada, essas famílias pobres Nordestinas, e também do Norte, sofrem com um alto grau de concentração de renda.

A extrema pobreza, medida considerando uma linha de $\frac{1}{4}$ de salário mínimo também traz resultados interessantes a serem analisados também presentes na Tabela 7. A proporção de famílias em extrema pobreza no Norte chega a 20,28% e no Nordeste, 28,48%. Esses números são tão alarmantes que, fazendo uma comparação simples entre linhas de pobreza, a proporção de famílias extremamente pobres no Nordeste é superior ao número de famílias pobres (apenas com renda inferior à metade do salário mínimo) das regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste.

Apesar de uma menor proporção de famílias extremamente pobres quando comparado com o Nordeste, o Norte tem, relativamente, mais famílias com renda média abaixo de um quarto de salário mínimo do que o Sul e Centro-Oeste têm de famílias com rendimentos médios abaixo de meio salário mínimo. Esse resultado mostra a elevada disparidade distributiva de renda, considerando que a maior parte dos mais miseráveis da população se concentram em duas regiões geográficas.

Os indicadores P1 e P2 da extrema pobreza do Norte e Nordeste também são bastante superiores aos encontrados nas regiões com maior produtividade agrícola. Esses resultados mostram uma possível comprovação da tese de marginalização dos pequenos produtores como destacado por Buainain *et al.* (2013) onde se tem que as duas regiões referenciadas são vistas como identificadas com uma agricultura de pequeno porte. Porém, é possível ter maior clareza dividindo os indicadores por tipo de família objetivando visualizar como determinada família tem peso na participação da pobreza rural agregada.

Realizando a divisão por tipo de família e considerando uma linha de pobreza de meio salário mínimo, a Tabela 8 apresenta os resultados para as 5 regiões de uma forma mais clara e relacionada às discussões já feitas até aqui.

Tabela 8 – Indicadores de pobreza *FGT* (*Foster-Greer-Thorbecke*) para renda per capita inferior a meio salário mínimo por tipo de família rural e região em 2015.

Família	Indicador	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Agrícola	P0	0,5413	0,6070	0,3354	0,1989	0,2447
	P1	0,2770	0,3563	0,1342	0,0804	0,0839
	P2	0,1733	0,2467	0,0706	0,0443	0,0430
Não-agrícola	P0	0,4116	0,4642	0,2247	0,1388	0,1240
	P1	0,1662	0,1924	0,0722	0,0475	0,0374
	P2	0,0859	0,1031	0,0329	0,0217	0,0151
Pluriativa	P0	0,3967	0,4889	0,2416	0,1094	0,1065
	P1	0,1409	0,2183	0,0787	0,0278	0,0263
	P2	0,0652	0,1246	0,0332	0,0108	0,0106

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

Em todas as regiões, as famílias exclusivamente agrícolas apresentam maior proporção de pobres quando se compara com as famílias não-agrícolas e pluriativas. Mais uma vez, os piores indicadores são encontrados para nas regiões Norte e Nordeste. Para essas regiões, P0 é superior a 50% e chega a marca de 60,70% no Nordeste. No Sudeste, a proporção de famílias pobres é de 33,54%. No Sul e Centro-Oeste, encontram-se as menores estimativas com 19,89% e 24,47% respectivamente.

A proporção de famílias pobres no Nordeste é 3 vezes maior a observada no Sul e mais de 2 vezes superior a estimativa para o Centro-Oeste. Esse resultado mostra que a pobreza rural nacional se distribui de forma desigual entre as regiões e atinge de maneira mais intensa as famílias agrícolas do Nordeste como observado anteriormente por Lima (2008). A análise fica mais apurada quando se considera as estatísticas de hiato da pobreza e severidade da pobreza, também bastante diferenciadas entre as regiões e com seus piores níveis nas famílias agrícolas regiões Norte e Nordeste.

Considerando as famílias não-agrícolas, os indicadores de proporção de pobres apresentam valores em torno de 1/4 menores do que para as famílias agrícolas no Nordeste e Nordeste; aproximadamente 1/3 menores no Sudeste e Sul, e chega a ser quase 50% menor no Centro-Oeste. Para essas famílias não-agrícolas, os indicadores P1 e P2 são bastante inferiores aos calculados para as famílias agrícolas. Uma consideração importante sobre esse resultado por ser dada ao fato de uma maior estabilidade e segurança dos rendimentos não-agrícolas ser observado com a menor distancia dessas rendas, considerando as famílias pobres, em relação à linha de pobreza e da menor desigualdade de renda entre os mais pobres da população quando se leva em consideração as famílias exclusivamente agrícolas e pluriativas.

Para as famílias que têm tanto membros empregados na agricultura como em atividades não-agrícolas, a proporção de pobres, hiato da pobreza e severidade da pobreza são menores do que os observados nas famílias exclusivamente agrícolas, mas inferiores aos das famílias não-agrícolas, com exceção das regiões Sul e Centro-Oeste onde essas famílias pluriativas apresentam os menores indicadores de proporção de pobres, déficit de renda e severidade da pobreza. Nessas últimas regiões, o indicador P2 fica próximo a 1%, estimado em 0,0108 para o Sul e 0,0106 para o Centro-Oeste, o que aliado com um baixo indicador de hiato da pobreza mostra que as famílias pobres dessas regiões têm rendas bastante parecidas e pouco inferiores à linha de pobreza considerada. Nas demais regiões, o maior nível de pobreza nas famílias pluriativas pode ser explicado levando em consideração o alto grau de incidência de pobreza no componente equivalente à renda agrícola que por sua vez pode anular parte do efeito de diminuição da pobreza trazido por maiores rendas não-agrícolas.

Dadas as estimativas dos indicadores de pobreza por tipo de família rural entre as 5 regiões, considerando meio salário mínimo como linha de pobreza, uma análise que se torna interessante é avaliar o que acontece com esses indicadores de pobreza se for possível observar uma variação positiva nos rendimentos médios dessas famílias rurais. A Tabela 9 traz as estatísticas de elasticidade crescimento-renda da pobreza por região e tipo de família.

Tabela 9 – Elasticidade da pobreza para os indicadores *FGT* considerando o crescimento da renda para linha de pobreza de meio salário mínimo por região em 2015.

Família	Indicador	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Agrícola	P0	-0,8113	-0,6301	-1,5143	-1,3606	-1,7935
	P1	-0,9541	-0,7035	-1,4989	-1,4749	-1,9177
	P2	-1,1974	-0,8889	-1,8043	-1,6290	-1,9033
Não-agrícola	P0	-1,3533	-1,0973	-1,8325	-1,8020	-2,6855
	P1	-1,4763	-1,4123	-2,1116	-1,9216	-2,3136
	P2	-1,8714	-1,7344	-2,3956	-2,3770	-2,9550
Pluriativa	P0	-1,1898	-1,2154	-1,4450	-2,0229	-3,2444
	P1	-1,8149	-1,2399	-2,0696	-2,9318	-3,0511
	P2	-2,3255	-1,5048	-2,7419	-3,1669	-2,9725

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

Observa-se, que como salientado por Hoffmann (1998), todos os indicadores de pobreza da Tabela 9 apresentam redução com a elevação da renda média familiar. No Norte, para as famílias exclusivamente agrícolas, um aumento de 1% na renda média da família se traduz em uma redução de P0, P1 e P2 em 0,81; 0,95 e 1,19 pontos percentuais, respectivamente. No Nordeste, também para as famílias exclusivamente agrícolas, o aumento na renda tem efeito de reduzir os três indicadores em 0,63, 0,70 e 0,88 pontos percentuais,

respectivamente. Considerando todos os indicadores para todos os tipos de família entre as 5 regiões, apenas para o Norte e Nordeste, tem-se estimativas abaixo da unidade, tendo assim, níveis de pobreza inelásticos para com o crescimento da renda.

Esse efeito se dá, como mostrado anteriormente, pelo elevado grau de pobreza das famílias agrícolas dessas regiões. Nas demais, Sudeste, Sul e Centro-Oeste, todos os indicadores apresentam variações acima de uma unidade. Um ponto interessante de ser abordado, apesar de não fazer parte do escopo do presente trabalho, mas com relação direta ao tema, é que com um grau de efeito na redução da pobreza acima de uma unidade, essa elevação da renda diminui também o grau de concentração de renda das famílias agrícolas nessas últimas três regiões, já que tem um impacto maior para os rendimentos abaixo da linha de pobreza.

Para as famílias não-agrícolas e pluriativas, todos os indicadores de todas as regiões foram estimados acima de uma unidade. Chama atenção o fato dos indicadores das famílias pluriativas do Norte e Nordeste ficarem bastante inferiores aos das demais regiões devido ao alto grau de pobreza do componente de renda agrícola dessas famílias. Fazendo-se uma simples comparação, uma variação positiva de 10% na renda de uma família pluriativa reduz a proporção de pobres em 11,89 e 12,15 pontos percentuais, no Norte e Nordeste, respectivamente, enquanto essa mesma variação tem efeito de queda no número de pobres, em relação ao total de famílias, de 20,22 e 32,44 pontos percentuais no Sul e Centro-Oeste, respectivamente, ou seja, quase três vezes maior.

Por último, corroborando com essa discussão, os maiores efeitos sobre a redução da pobreza são encontrados a partir de variações nos rendimentos das famílias não-agrícolas e pluriativas das regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, que mostra fortemente o elevado nível de heterogeneidade no desenvolvimento dessas atividades e oportunidades de obtenção de renda mais elevada nestas regiões. Mesmo assim, por mais que tenham efeitos menores sobre os indicadores de pobreza, as famílias não-agrícolas e pluriativas do Norte e Nordeste conseguem uma maior eficiência de diminuição da pobreza a partir de elevações nos seus rendimentos, quando se compara com o caso das famílias exclusivamente agrícolas dessas regiões.

No caso da extrema pobreza, também fazendo um recorte por tipo de família para as 5 regiões, os dados são apresentados na Tabela 10 a seguir e mostram características interessantes de como se distribui a extrema pobreza no meio rural brasileiro.

Tabela 10 – Indicadores de pobreza *FGT* (*Foster-Greer-Thorbecke*) para renda per capita inferior a um quarto de salário mínimo por tipo de família rural e região em 2015.

Família	Indicador	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Agrícola	P0	0,2791	0,3957	0,1071	0,0698	0,0464
	P1	0,1173	0,1928	0,0341	0,0251	0,0211
	P2	0,0648	0,1176	0,0176	0,0128	0,0150
Não-agrícola	P0	0,1306	0,1489	0,0388	0,0280	0,0099
	P1	0,0410	0,0531	0,0119	0,0076	0,0044
	P2	0,0184	0,0270	0,0065	0,0031	0,0023
Pluriativa	P0	0,0959	0,2011	0,0373	0,0189	0,0133
	P1	0,0229	0,0735	0,0077	0,0041	0,0036
	P2	0,0081	0,0373	0,0025	0,0011	0,0012

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

Em todas as regiões, como se pode observar, as famílias mais pobres da população se concentram nas famílias que não diversificam a atividade produtiva e têm apenas na produção agrícola, sua principal fonte de renda. Neste ponto, todos os indicadores *FGT* calculados são mais elevados para esse tipo de família. Chama atenção o fato do nível de extrema pobreza na região Nordeste com a P0 em 39,59%, o hiato da extrema pobreza em 0,1928 e a desigualdade para os extremamente pobres em 0,1176, serem maiores que todos os indicadores para todos os tipos de família rurais das regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, considerando uma linha de pobreza superior (de meio salário mínimo) como apresentado na Tabela 8. Assim, observa-se que a parcela mais grave da pobreza rural nacional se concentra nas famílias agrícolas Nordestinas.

Uma outra característica da extrema pobreza rural é que além dos indicadores serem menores para as famílias não-agrícolas e pluriativas, o nível desses é muito inferior aos calculados para as famílias exclusivamente agrícolas, com destaque para os indicadores de hiato da extrema pobreza e severidade da extrema pobreza que ficam bastante próximos a zero para essas famílias. No Norte, os indicadores de pobreza das famílias agrícolas (P0 = 0,2791, P1 = 0,1173 e P2 = 0,0648) são mais que o dobro dos estimados para as famílias não-agrícolas (P0 = 0,1306, P1 = 0,0410 e P2 = 0,0184) e quase três vezes os calculados para as famílias pluriativas (P0 = 0,0959, P1 = 0,0229 e P2 = 0,0081).

No Nordeste indicadores de pobreza *FGT* das famílias exclusivamente agrícolas são mais que o dobro, dos mesmos calculados para as famílias não-agrícolas (P0 = 0,1489, P1 = 0,0531 e P2 = 0,0270). Outra vez o destaque vai para os indicadores P1 e P2 que apresentam as maiores diferenças e mostram que a diversificação da renda diminui tanto o déficit de renda, quanto a concentração entre os mais pobres, equilibrando o nível de suas rendas.

No Sudeste, Sul e Centro-Oeste, as diferenças entre os indicadores de pobreza P1 e P2 não é tão grande quanto nas primeiras regiões, considerando a divisão por tipo de família, o que mostra um certo equilíbrio entre os rendimentos fazendo uma análise comparativa entre a média de renda das famílias agrícolas, não-agrícolas e pluriativas. Porém, também se observa uma grande diferença entre a proporção de pobres entre as famílias que tem a presença do componente não-agrícola na geração de renda.

No Sudeste, a diferença entre a proporção de pobres é cerca de 70% com as famílias agrícolas apresentando P0 de 0,1071; as não-agrícolas, de 0,0388 e as pluriativas, de 0,0373. No Sul, esse indicador se apresenta em 0,0698, 0,0280, e 0,0189, respectivamente, para as exclusivamente agrícolas, não-agrícolas e pluriativas.

No Centro-Oeste se encontram as menores taxas de pobreza em todos os indicadores e para todos os tipos de família que, excluindo-se a proporção de extremamente pobres e hiato da extrema pobreza das famílias agrícolas, os demais ficam próximos a zero mostrando a quase inexistência de extremamente pobres na região e um elevado nível de renda das famílias rurais.

Uma última característica que chama atenção é o fato da extrema pobreza para as famílias também se apresentar em menor nível, quando se comparam os três indicadores, em relação às famílias não-agrícolas, com exceção do Nordeste. Esse resultado mostra que, apesar de estarem mais suscetíveis à incidência de pobreza devido o componente agrícola (como mostrado pela Tabela 8 para meio salário mínimo), as rendas das famílias pluriativas parecem ter um limite inferior que diminui os efeitos da extrema pobreza para essas. Uma explicação plausível é que, dada a diminuição da renda ou aumento do desemprego no meio rural, ampliando assim a pobreza, as famílias pluriativas ainda podem recorrer à produção agrícola para autoconsumo e utilizar parte dessa produção para comercializar e conseguir comprar outras mercadorias essenciais, mostrando assim uma possível via de escape por meio da agricultura considerando os mais baixos níveis de renda.

Os efeitos, sobre a extrema pobreza, de uma elevação na renda familiar é mostrada na Tabela 11. Com exceção da proporção de extremamente pobres das famílias agrícolas no Nordeste e da severidade da extrema pobreza das famílias agrícolas do Centro-Oeste, todos os outros indicadores para todos os tipos de família apresentam elasticidades crescimento-renda da extrema pobreza acima de uma unidade, ou seja, variações na renda familiar têm efeitos mais que proporcionais sobre a diminuição de P0, P1 e P2.

Tabela 11 – Elasticidade da pobreza para os indicadores *FGT* considerando o crescimento da renda para linha de pobreza de um quarto de salário mínimo por região em 2015.

Família	Indicador	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Agrícola	P0	-1,2314	-0,7606	-2,1649	-1,6590	-2,8208
	P1	-1,3788	-1,0523	-2,1369	-1,7760	-1,2038
	P2	-1,6215	-1,2791	-1,8854	-1,9188	-0,8057
Não-agrícola	P0	-2,1846	-2,1916	-3,2902	-2,9862	-6,6493
	P1	-2,1844	-1,8026	-2,2611	-2,6868	-1,2705
	P2	-2,4563	-1,9294	-1,6783	-2,9594	-1,8588
Pluriativa	P0	-2,8492	-1,5983	-4,1183	-2,1878	-3,2264
	P1	-3,1825	-1,7379	-3,8179	-3,5627	-2,6496
	P2	-3,6519	-1,9402	-4,3017	-5,7399	-4,2601

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

Os menores coeficientes de elasticidade, em módulo, são encontrados mais uma vez para as famílias agrícolas das regiões Norte e Nordeste. Em contrapartida, as famílias agrícolas das demais regiões, como já apresentam os menores indicadores de extrema pobreza, têm coeficientes maiores como era esperado. Fazendo uma comparação relativa, o maior coeficiente de elasticidade é encontrado para P0 agrícola no Centro-Oeste, onde uma variação de 1% na renda tem efeito de reduzir este indicador em 2,82 pontos percentuais. O menor coeficiente de elasticidade é de proporção de extremamente pobres no Nordeste, onde uma variação de 10% na renda das famílias agrícolas, tem efeito de reduzir P0 em 7,606 pontos percentuais, em média.

As sensibilidades, para com variações na renda, são mais elevadas para as famílias pluriativas e não-agrícolas como era esperado. Para as famílias não-agrícolas do Centro-Oeste, a proporção de pobres chega a ter uma redução de 6,64 pontos percentuais, dado o aumento de 1% na renda dessas famílias. Para as famílias pluriativas do Sul, também é possível observar um alto coeficiente de elasticidade para a severidade da extrema pobreza com redução estimada em 57,39 pontos percentuais para uma variação de 10 por cento na renda.

Em comparação com os resultados de elasticidade crescimento-renda da pobreza com uma linha de pobreza de meio salário mínimo, como apresentado na Tabela 9, os resultados da Tabela 11 são superiores em módulo na sua maioria. Essa observação se justifica pelo fato de em linhas de pobreza mais baixas, pequenas variações de renda correspondem a variações percentuais mais elevadas do que para rendas maiores. Assim, pode-se observar que os indicadores hiato da extrema pobreza e severidade da extrema pobreza apresentam coeficientes maiores, relativamente, do que os encontrados na Tabela 9.

Finalizando essa seção, um último resultado a ser destacado é que os coeficientes de elasticidade das famílias pluriativas superam todos os calculados para as não-agrícolas no Norte e Sudeste, e considerando apenas o P1 e P2, com exceção do Nordeste, as famílias pluriativas apresentam respostas maiores, em módulo, para variações nos rendimentos familiares em relação à redução da pobreza. Essa característica mostra que, como citado anteriormente, a diversificação é possivelmente a melhor opção para as famílias mais pobres de uma região rural, em contraste com a especialização total em atividades agrícolas ou não-agrícolas. Sendo assim, mesclando atividades agrícolas e não-agrícolas, em períodos de desemprego no mercado não-agrícola, parte dos membros empregados na agricultura podem fazer frente às necessidades de consumo dos demais vendendo a produção proveniente e vice-versa.

Essa característica possivelmente se traduz em uma viável opção de orientação para com políticas públicas voltadas ao reduzir os efeitos do desemprego como consequência da seca e demais fatores econômicos. Desse modo, tendo resultados positivos também na elevação da renda familiar e maior eficiência no combate à pobreza.

4.3. Determinantes entre as alternativas ocupacionais

Com base na fundamentação teórica apresentada, que as famílias buscam ofertar trabalho dentre as melhores alternativas visando a maximização de sua utilidade, os resultados relacionados aos determinantes entre as alternativas ocupacionais das famílias rurais das 5 regiões serão apresentados nesta seção.

As tabelas 12, 13 e 14 apresentam os resultados da estimação do modelo *logit* multinomial para a região Norte. Na Tabela 12 é apresentado o resultado do teste de Small-Hsiao para a hipótese de *IIA* para as três categorias utilizadas no trabalho. Levando em consideração a importância deste pressuposto, os resultados da tabela mostram que não se rejeita a hipótese nula de independência para as três alternativas, de acordo com o valor de χ^2 para 18 graus de liberdade, e pode-se prosseguir normalmente com a estimação dos demais parâmetros.

Tabela 12 – Teste Small-Hsiao para a hipótese *IIA* (*Independence of Irrelevance Alternatives*) considerando o modelo *logit* multinomial para as famílias rurais do Norte.

Categoria	lnL (sem restrição)	lnL (restrito)	χ^2	gl	Prop > χ^2
Agrícolas	-421,286	-417,129	8,315	18	0,974
Não-agrícolas	-550,098	-560,828	-21,46	18	1,000
Pluriativas	-373,761	-362,380	22,761	18	0,200

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

A Tabela 13 traz os resultados para o teste de nulidade de Wald analisando a importância das variáveis para explicar a escolha entre as alternativas ocupacionais e para as estatísticas de TOL e FIV visando verificar a existência de multicolinearidade entre as variáveis independentes utilizadas. De acordo com os resultados da tabela, a maior parte das variáveis é relevante para explicar a escolha entre as alternativas consideradas, para um teste F com 2 e 96 graus de liberdade com um nível de significância estatística máximo de 10%.

Para a multicolinearidade, com exceção das variáveis ligadas à idade ativa do indivíduo (na média para a família), para a maioria das outras variáveis os valores para a estatística TOL se mostram não muito baixos e o FIV fica próximo a 1 o que dá indícios de que o conjunto de variáveis utilizadas no modelo não é afetado por esse problema de maneira grave e os intervalos de confiança serão estimados de maneira eficiente.

Tabela 13 – Teste para nulidade dos efeitos de Wald e estatísticas Tolerância (TOL) e Fator de Inflação da Variância (FIV) para multicolinearidade entre as variáveis utilizadas no modelo *logit* multinomial do Norte.

Variável	Teste de nulidade de Wald		Multicolinearidade	
	Valor calculado F (2, 96)	Prob > F	TOL	FIV
Idpeares	3,91	0,023	0,023	42,699
Idpeares ²	2,72	0,071	0,024	41,368
Anosest	59,26	0,000	0,772	1,295
Numcompfam	9,94	0,000	0,463	2,160
Horastr1	51,34	0,000	0,903	1,107
Renpercap	1,07	0,348	0,919	1,088
Transfer	1,43	0,245	0,781	1,280
Razaodep	2,47	0,090	0,604	1,655
Contaprop	65,02	0,000	0,622	1,608
Empregados	88,19	0,000	0,601	1,664
Localmora	16,96	0,000	0,924	1,082
RO	0,33	0,723	0,813	1,238
AC	5,66	0,005	0,634	1,576
AM	3,06	0,052	0,637	1,582
RR	2,04	0,135	0,800	1,249
PA	8,91	0,000	0,603	1,664
AP	25,71	0,000	0,809	1,237

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

Na Tabela 14 são apresentados os resultados dos coeficientes estimados do modelo *logit* multinomial para determinantes entre as alternativas ocupacionais para as famílias rurais da região Norte tomando como base a categoria exclusivamente agrícola e omitindo o estado de Tocantins. A maioria das variáveis apresentaram coeficientes estatisticamente significativos e com sinais de acordo com o esperado para as categorias não-agrícola e pluriativa. Os coeficientes das variáveis “Número de componentes da família”; “Renda per capita familiar”; “Razão de dependência” e as *dummies* estatuais de Rondônia e Roraima não foram

significativas para a categoria não-agrícola. Para a categoria pluriativa, “Idade média da PEA restrita”; “Idade média da PEA restrita ao quadrado”; “Renda per capita familiar”; a *dummy* para a existência ou não de rendas não provenientes do trabalho; “Razão de dependência” e as *dummies* para os estados de Rondônia e Amapá, também não se mostraram significativas ao nível máximo de 10%, ou seja, as categorias dessas variáveis não apresentam diferença na determinação da escolha entre a alternativa ocupacional da família.

Tabela 14 – Resultados do modelo *logit* multinomial para determinantes das escolhas entre as alternativas ocupacionais para as famílias rurais do Norte em 2015.

Variável	Não-agrícola			Pluriativa		
	Coeficiente	RRR	Efeito marginal	Coeficiente	RRR	Efeito marginal
Idpeares	0,07187**	1,74065	0,00283	0,02987	1,03032	0,00426
Idpeares ²	-0,00091**	0,99909	-	-0,00022	0,99978	-
Anosest	0,23557***	1,26563	0,03785	0,18526***	1,20353	0,01425
Numcompfam	-0,04023	0,96056	-0,01456	0,22554***	1,25300	0,03404
Horastr1	0,02391***	1,02420	0,00678	-0,03307***	0,96747	-0,00641
Renpercap	0,00016	1,00016	0,00002	0,00029	1,00029	0,00004
Transfer	-0,19399*	0,82366	-0,03761	0,01220	1,01227	0,00843
Razaodep	0,01882	1,01900	0,00223	-0,10313	0,90201	-0,01370
Contaprop	1,01350***	2,75523	0,07496	2,44693***	11,55278	0,31081
Empregados	1,83742***	6,28031	0,20193	3,23734***	25,46590	0,38750
Localmora	-1,25586***	0,28483	-0,23016	-0,62278**	0,53645	-0,02287
RO	0,29819	1,34742	0,06361	-0,00437	0,99564	-0,01730
AC	1,58826***	4,89525	0,30292	0,52308**	1,68721	0,00992
AM	0,71990*	2,05424	0,17059	0,36323*	0,43543	0,09148
RR	1,04696	2,84896	0,21283	0,20682*	1,22976	0,02282
PA	1,45016**	4,26380	0,28223	0,36353*	1,43840	0,02403
AP	1,84868***	6,35144	0,41337	-0,51319	0,59858	-0,17540
Constante	-2,93559***	0,05310	-	-5,35654***	0,00472	-

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

Nota: ***, ** e * indicam significância estatística de, respectivamente, 1%, 5% e 10%.

Na a idade média da PEA restrita da família para a alternativa não-agrícola, observa-se uma forma quadrática de U invertido com a idade aumentando o *log* das chances em favor do emprego não-agrícola até um ponto máximo de 39,48 anos¹³ e a partir daí qualquer aumento de um ano na média ativa dos componentes se traduz em uma queda no *log* de chances. A média de anos de estudo dos componentes apresenta influência positiva tanto para a categoria não-agrícola como para a pluriativa, evidenciando que um maior grau de instrução aumenta as chances de emprego fora da agricultura como salientado por Nakajima (1970) e Huffman (1979).

¹³ Estimando-se pela formula $x_i^* = \left| \frac{\hat{\beta}_{x_i}}{2\hat{\beta}_{x_i^2}} \right|$ dada por Long e Freese (2005).

Para a quantidade de membros da família (Numcompfam), o sinal positivo vai de acordo com os resultados sugeridos por Huffman e Lange (1989) e Lima (2008) em favor da diversificação, neste caso para a categoria pluriativa. A quantidade média de horas dedicadas à atividade principal (Horastr1) mostra efeito positivo para o *log* de chances em favor da alternativa não-agrícola, e negativo para a pluriativa, possivelmente captando as probabilidades de se especializar em uma categoria exclusiva, como é o caso dos empregos não-agrícolas e indo na contramão da diversificação, já que mais tempo dedicado a um tipo de trabalho faz com que sobre menos tempo para outras atividades.

A existência de rendas do não trabalho diminui o *log* das chances em favor da categoria não-agrícola, possivelmente demonstrando que as rendas provenientes dessas atividades não menos dependentes dessas transferências. Para as *dummies* de posição na ocupação, tanto para as famílias do tipo conta-própria quanto para as do tipo empregados, os efeitos são positivos para o emprego fora da agricultura como uma possível consequência das maiores possibilidades de interação com o mercado dessas categorias. Em relação ao local de moradia, famílias residindo no meio rural mais distante (“Rural agropecuário”) têm menos chance de empregarem seus membros em atividades não-agrícolas ou diversificarem as fontes de renda junto com a agricultura.

As dinâmicas estatuais afetam de maneira diferenciada o *log* de chances em favor das alternativas não-agrícola e pluriativa. Assim, os estados com base agrícola não muito diversificada como o Acre e o Amapá, tem-se no emprego fora da agricultura as melhores oportunidades de geração de renda. Outro ponto importante é que em estados que possuem produção agropecuária desenvolvida e mercado não-agrícola diversificado como o Amazonas (com a produção extrativista e o polo industrial de Manaus) e o Pará (com grande base de produção pecuária e de comércio) têm efeitos positivos tanto para a especialização em emprego não-agrícola como para a pluriatividade.

Em relação à Razão Relativa de Risco das categorias não-agrícola e pluriativa em relação à categoria base exclusivamente agrícola, um ano a mais de idade a partir da média das famílias, aumentam as chances em favor da alternativa não-agrícola em 73,97% (74,06% de Idpeares – 0,091% de Idpeares²). Um ano a mais de estudo tem efeito positivo de 23,55% e 18,52% para não-agrícola e pluriativa, respectivamente. Um componente a mais na família, aumentam as chances em favor da categoria pluriativa em 25,30%. O número de horas trabalhadas na atividade principal tem efeito de aumentar as chances em 2,42% para não-agrícola e de reduzir em 3,25% as chances em favor da pluriatividade.

A existência de rendas do não trabalho reduz as chances em favor da categoria não-agrícola em 17,64%. Para a posição na ocupação, as classificações conta-própria e empregados têm efeitos em favor do não-agrícola em 2,75 e 6,28 vezes, respectivamente. Para a alternativa pluriativa, essas variáveis apresentam-se 11,55 e 25,46 vezes mais favoráveis em comparação com a categoria base, mostrando a maior influência dessas organizações de mão-de-obra para com a diversificação dos rendimentos. Residir no rural mais distante reduz em 71,52% e 46,36% as chances em favor do não-agrícola e pluriativa, respectivamente. No caso das *dummies* estaduais, os maiores efeitos são encontrados para uma família exclusivamente agrícola residente no estado do Tocantins em comparação com uma residente no Amapá com chance em favor de se tornar não-agrícola de 6,35 vezes e com uma família residente no estado do Acre de se tornar pluriativa em 68,72%.

Os efeitos sobre a probabilidade de uma mudança nas variáveis explicativas são representados pelos efeitos marginais também presentes na Tabela 14. Para Idpeares, um aumento de um ano na idade ativa média da família tem efeito de aumentar a probabilidade dessa família agrícola se tornar não-agrícola em 0,00283. Para os anos de estudo, um ano a mais na média de escolaridade da família tem efeito de aumentar as probabilidades 0,03785 e 0,01425 para essa passar a ser não-agrícola e pluriativa, respectivamente. O número de componentes da família só tem efeito marginal para a categoria pluriativa com variação na probabilidade de 0,03404 para cada membro a partir da média.

Uma hora a mais dedicada à atividade principal, acima da média, tem efeito de aumentar a probabilidade dessa família ter todos seus membros empregados fora da agricultura em 0,00687 e de combinar atividades não-agrícolas com agrícolas em -0,00641. A presença de rendas não provenientes do trabalho reduz a probabilidade de a família agrícola ser não-agrícola em 0,03761. Para as variáveis de posição na ocupação, são observados os maiores efeitos marginais com 0,07496 e 0,31081 para conta-própria e 0,20193 e 0,38750 para empregados, considerando as categorias não-agrícola e pluriativa, respectivamente.

No local de moradia, residir no meio rural mais distante tem efeito de reduzir a probabilidade de ser não-agrícola em 0,23016 e de ser pluriativa em 0,02287. Dentre as variáveis estaduais, os maiores efeitos positivos de variação nas probabilidades são observados nas categorias não-agrícola para uma comparação entre famílias residentes no Tocantins em relação ao Acre, e na categoria pluriativa, de residência no Tocantins comparando com a residência no Amazonas.

Para o modelo *logit* multinomial da região Nordeste, os resultados para a hipótese de *IIA* são apresentados na Tabela 15 a seguir. De acordo com os resultados, para as alternativas

não-agrícola e pluriativa não se pode rejeitar a hipótese nula ao nível de 10% de significância, o que mostra independência entre essas alternativas com as demais. Para o caso da alternativa agrícola, usada como base, com 20 graus de liberdade, o valor da estatística χ^2 leva a rejeição de H_0 . Neste caso em particular, optou-se pelo prosseguimento das estimações considerando que o resultado é consequência de características da amostra para esse tipo de família e não se incorrerá de perdas graves que invalidariam os resultados.

Tabela 15 – Teste Small-Hsiao para a hipótese *IIA (Independence of Irrelevance Alternatives)* considerando o modelo *logit* multinomial para as famílias rurais do Nordeste.

Categoria	lnL (sem restrição)	lnL (restrito)	χ^2	gl	Prop > χ^2
Agrícola	-772,643	-742,859	59,569	20	0,000
Não-agrícola	-856,587	-841,101	20,971	20	0,556
Pluriativa	-719,101	-709,384	19,434	20	0,494

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

Para o teste de nulidade de Wald e multicolinearidade, os resultados são apresentados na Tabela 16. Mais uma vez com exceção das variáveis *Idpeares* e *Idpeares*², a maioria das outras variáveis apresenta um valor da estatística F com 2 e 175 graus de liberdade que rejeita a hipótese nula e admite que essas variáveis são importantes para explicar o processo de escolha entre as alternativas de ocupação.

Tabela 16 – Teste para nulidade dos efeitos de Wald e estatísticas Tolerância (TOL) e Fator de Inflação da Variância (FIV) para multicolinearidade entre as variáveis utilizadas no modelo *logit* multinomial do Nordeste.

Variável	Teste de nulidade de Wald		Multicolinearidade	
	Valor calculado F (2, 175)	Prob > F	TOL	FIV
<i>Idpeares</i>	0,32	0,728	0,025	39,328
<i>Idpeares</i> ²	0,02	0,983	0,026	38,974
<i>Anosest</i>	102,76	0,000	0,768	1,302
<i>Numcompfam</i>	39,80	0,000	0,545	1,836
<i>Horastr1</i>	81,74	0,000	0,888	1,127
<i>Renpercap</i>	16,21	0,000	0,855	1,169
<i>Transfer</i>	9,25	0,000	0,811	1,233
<i>Razaodep</i>	4,93	0,008	0,684	1,462
<i>Contaprop</i>	143,94	0,000	0,723	1,382
<i>Empregados</i>	241,71	0,000	0,664	1,506
<i>Localmora</i>	14,43	0,000	0,889	1,125
AL	4,46	0,013	0,733	1,364
BA	1,92	0,150	0,405	2,468
CE	1,04	0,357	0,496	2,018
PB	1,40	0,249	0,719	1,391
MA	1,17	0,313	0,452	2,211
PI	7,82	0,001	0,636	1,572
RN	0,22	0,803	0,725	1,379
SE	4,73	0,010	0,738	1,355

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

No que se refere à multicolinearidade, também excluindo-se as variáveis *Idpeares* e *Idpeares*², todas as outras apresentam estatísticas TOL e FIV ajustadas que não dão indício de existência de correlação elevada entre as variáveis.

Na Tabela 17 são apresentados os resultados do *logit* multinomial dos determinantes entre as alternativas ocupacionais para as famílias rurais do Nordeste. De acordo com os resultados, a maioria dos coeficientes das variáveis se mostraram estatisticamente significativas e com sinais de acordo com o esperado. Apenas os coeficientes das variáveis “Local de moradia” e as *dummies* estaduais do Maranhão e Rio Grande do Norte para a categoria não-agrícola, e das variáveis *dummies* de residência nos estados da Paraíba, Rio Grande do Norte e Sergipe na categoria pluriativa, não se mostraram significativas ao nível de 10%.

Tabela 17 – Resultados do modelo *logit* multinomial para determinantes das escolhas entre as alternativas ocupacionais para as famílias rurais do Nordeste em 2015.

Variável	Não-agrícola			Pluriativa		
	Coeficiente	RRR	Efeito marginal	Coeficiente	RRR	Efeito marginal
<i>Idpeares</i>	0,05112***	1,05017	0,00508	0,02972***	1,03016	0,00392
<i>Idpeares</i> ²	-0,00064***	0,99961	-	-0,00050*	0,99951	-
<i>Anosest</i>	0,22166**	1,24814	0,03430	0,15980*	1,17327	0,01145
<i>Numcompfam</i>	-0,06549**	0,93661	-0,02823	0,22134*	1,24774	0,04547
<i>Horastr1</i>	0,03404***	1,03462	0,00892	-0,02668**	0,97367	-0,00731
<i>Renpercap</i>	0,00145***	1,00145	0,00019	0,00166**	1,00166	0,00021
<i>Transfer</i>	-0,32817***	0,72024	-0,05911	-0,13927**	0,87000	-0,00395
<i>Razaodep</i>	0,04127***	1,04213	0,01376	-0,10058**	0,90431	-0,02288
<i>Contaprop</i>	1,77469*	5,89844	0,17494	2,76362***	15,85709	0,37102
<i>Empregados</i>	2,58864*	13,31167	0,29555	3,43944**	31,16944	0,43358
<i>Localmora</i>	-0,82885	0,43655	-0,14920	-0,34092**	0,71112	-0,00364
AL	-0,09054***	0,91344	-0,03050	-0,67785*	0,50771	-0,11685
BA	-0,66642*	0,51354	-0,00011	-0,28643*	0,75094	-0,23007
CE	0,43326*	1,54227	0,07452	0,24317*	1,27528	0,01506
PB	0,18089*	1,19828	0,01450	0,34280	1,40888	0,04903
MA	-0,45293	0,63577	-0,07719	-0,20954**	0,81096	-0,00243
PI	-0,00630***	0,99372	-0,06252	0,89622*	2,45032	0,16501
RN	0,25004	1,28408	0,04353	0,13558	1,14520	0,00666
SE	-0,20000*	0,81873	-0,14958	0,44969	1,56783	0,15170
Constante	-3,35977**	0,03474	-	-4,64233*	0,00964	-

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

Nota: ***, ** e * indicam significância estatística de, respectivamente, 1%, 5% e 10%.

De acordo com a tabela, a forma quadrática das variáveis *Idpeares* e *Idpeares*² apresentam formato de U invertido com o *log* de chances em favor de ambas as categorias crescendo até um ponto médio de 39,93 e 29,72 anos, para não-agrícola e pluriativa respetivamente, e a partir desses pontos, qualquer ano de idade a mais na média reduz o *log* de chances em favor de tais categorias. A média de anos de estudo se mostrou positiva para a determinação de uma família agrícola passar a ser tanto não-agrícola, como pluriativa. Para o

número de componentes da família, o efeito é negativo considerando a categoria não-agrícola e positivo para a pluriativa com base nos coeficientes estimados.

Da mesma forma como estimado para a região Norte, a média de horas dedicadas à atividade principal se mostrou ter efeito positivo para o não-agrícola e efeito negativo para a pluriatividade, como já era esperado. Para a variável renda per capita média familiar, em ambas as categorias os coeficientes se mostram positivos. Para as rendas não provenientes do trabalho, a incidência desse tipo de rendimento tem efeito de diminuir o *log* de chances em favor das duas categorias, tomando a alternativa exclusivamente agrícola como base. Em relação à variável razão de dependência, o sinal encontrado para o não-agrícola está de acordo com o esperado. Em contrapartida, o coeficiente dessa mesma variável se mostrou negativo quando se leva em consideração o *log* de chances de uma família passar de agrícola para pluriativa, o que vai em um sentido contrário ao esperado.

Os coeficientes das variáveis de classificação na ocupação representadas pelas *dummies* conta-própria e empregados se mostram positivas tanto para a alternativa agrícola como para a pluriativa. Para o local de moradia, o efeito sobre a pluriatividade é negativo como já era esperado. Por fim, nas *dummies* estaduais, residir nos estados de Alagoas, Bahia, Piauí e Sergipe, no caso não-agrícola e nos estados de Alagoas, Bahia e Maranhão, no caso da categoria pluriativa, tem efeito negativo sobre seus respectivos *log's* de chances. As demais variáveis dummy de estado de residência se mostram positivas para a incidência de atividades não ligadas à agricultura, considerando o estado de Pernambuco como base.

No que se refere à Razão Relativa de Risco, os maiores coeficientes positivos encontrados são para as variáveis de posição na ocupação com 4,89 e 12,31 vezes em favor de uma família agrícola se tornar não-agrícola, e 15,85 e 31,16 vezes para o caso da categoria pluriativa. A média de anos de estudo também apresentam efeitos positivos em chances a favor das duas categorias com 24,81% e 17,32%, respectivamente, para o não-agrícola e pluriativa. Outros efeitos positivos, também de tamanho considerável, são a mudança de Pernambuco para o Ceará que aumenta em 54,22% as chances em favor de uma família se tornar não-agrícola, e a mudança do estado pernambucano para o Piauí, que aumenta em 1,45 vezes as chances em favor da combinação de atividades agrícolas e não-agrícolas.

Os maiores efeitos negativos sobre RRR são encontrados nas variáveis para o caso de comparação entre uma família residente no estado de Pernambuco e outra na Bahia, com -48,65% e incidência de rendas do não trabalho, com -27,98% de variação sobre as chances em favor de uma família agrícola se tornar não-agrícola. Para o caso da categoria pluriativa, a residência em Pernambuco em relação a uma família que mora no meio rural de Alagoas

apresenta uma variação negativa de 49,23% e residir no “rural agropecuário” tem uma queda de 28,88% sobre as chances de uma família exclusivamente agrícola em favor dessa categoria. A explicação para tais efeitos pode ser dada para o caso do estado baiano pelo fato de este ter uma extensão geográfica superior aos demais estados nordestinos e apresentar áreas mais distantes de centros urbanos como é o caso do oeste do reôncavo baiano (municípios de Cruz das Almas e Embira, por exemplo.); no caso do estado de Alagoas pode-se destacar a possibilidade de concentração da agricultura no interior do estado e da maior oferta de trabalho no setor de serviços na área urbana mais densa, dificultando assim a mobilidade e combinação de fontes de renda para a possibilidade de uma família se tornar pluriativa.

Nos efeitos marginaes estimados, as variáveis com maiores impactos positivos na variação das probabilidades são as *dummies* conta-própria, empregados e residência no estado do Ceará com efeitos de 0,17494, 0,29555 e 0,07452, respectivamente, para o caso de uma família agrícola se tornar não-agrícola. Na outra possibilidade, de agrícola para pluriativa, as maiores variações nas probabilidades também são encontradas para as variáveis conta-própria e empregos com 0,37102 e 0,43358, respectivamente, e mudança do estado de Pernambuco para o Piauí com efeito de 0,16501. Considerando a variação negativa, as *dummies* para o estado do Piauí, no caso não-agrícola, e Bahia, para o caso pluriativa, apresentam os maiores coeficientes com 0,06252 e 0,23007, respectivamente, sobre as probabilidades de uma família agrícola diversificar a atividade em comparação com as famílias residentes nesses estados.

Na Tabela 18 a seguir, considerando a aplicação do modelo probabilístico para as famílias rurais do Sudeste, o teste de Small-Hsiao mostra que a hipótese de independência entre as alternativas não pode ser rejeitada de acordos com os valores críticos de χ^2 para 15 graus de liberdade considerando todas as categorias da variável dependente.

Tabela 18 – Teste Small-Hsiao para a hipótese IIA (*Independence of Irrelevance Alternatives*) considerando o modelo *logit* multinomial para as famílias rurais do Sudeste.

Categoria	lnL (sem restrição)	lnL (restrito)	χ^2	gl	Prop > χ^2
Agrícola	-298,317	-287,869	20,896	15	0,140
Não-agrícola	-354,670	-342,527	22,286	15	0,160
Pluriativa	-264,783	-253,090	21,387	15	0,176

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

Para o teste de nulidade dos efeitos das variáveis escolhidas, a Tabela 19 apresenta a importância da maioria das variáveis com os valores da estatística F sendo significativo ao nível de 1%, com exceção da variável *dummy* de residência no estado do Rio de Janeiro; a Razão de dependência e as duas variáveis de idade ativa. Possivelmente a não significância dos

componentes relacionados a variável do indivíduo podem estar relacionadas a semelhança entre as distribuições desses valores para os 3 tipos de famílias analisados.

Na análise de existência ou não de multicolinearidade, também com exceção das variáveis relacionadas à idade média dos componentes ativos da família, todas as demais apresentam valores das estatísticas de TOL acima de 0,5 e FIV abaixo de 2. Assim, a estimação dos coeficientes do *logit* multinomial pode se seguir sem maiores restrições.

Tabela 19 – Teste para nulidade dos efeitos de Wald e estatísticas Tolerância (TOL) e Fator de Inflação da Variância (FIV) para multicolinearidade entre as variáveis utilizadas no modelo *logit* multinomial do Sudeste.

Variável	Teste de nulidade de Wald		Multicolinearidade	
	Valor calculado F (2, 115)	Prob > F	TOL	FIV
Idpeares	1,51	0,226	0,020	48,783
Idpeares ²	1,52	0,224	0,021	46,992
Anosest	26,26	0,000	0,730	1,369
Numcompfam	10,74	0,000	0,541	1,849
Horastr1	44,35	0,000	0,866	1,154
Renpercap	8,14	0,000	0,850	1,176
Transfer	6,00	0,003	0,738	1,355
Razaodep	2,19	0,117	0,676	1,478
Contaprop	39,36	0,000	0,615	1,626
Empregados	85,25	0,000	0,570	1,753
Localmora	20,20	0,000	0,919	1,088
RJ	0,84	0,434	0,815	1,227
MG	14,41	0,000	0,633	1,581
ES	6,35	0,002	0,747	1,339

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

Os resultados dos determinantes para as escolhas ocupacionais das famílias rurais do Sudeste são apresentados na Tabela 20 a seguir. De forma semelhante aos resultados encontrados nas outras regiões, a maioria dos coeficientes das variáveis se mostram significativos e apresentaram sinais de acordo com o esperado. Para a categoria não-agrícola, as variáveis que não tiveram coeficientes estatisticamente significativos foram “Número de componentes da família”; “Renda per capita média familiar”; e a *dummy* de residência no estado do Rio de Janeiro. Na categoria pluriativa, as variáveis que também não apresentaram coeficientes estatisticamente significativos, considerando o nível máximo de 10%, foram “Idade da PEA restrita ao quadrado”; “Razão de dependência” também a *dummy* RJ.

Tabela 20 – Resultados do modelo *logit* multinomial para determinantes das escolhas entre as alternativas ocupacionais para as famílias rurais do Sudeste em 2015.

Variável	Não-agrícola			Pluriativa		
	Coeficiente	RRR	Efeito marginal	Coeficiente	RRR	Efeito marginal
Idpeares	0,07521*	1,07811	0,00037	0,06452*	1,06664	0,00122
Idpeares ²	-0,00101*	0,99899	-	-0,00084	0,99916	-
Anosest	0,20225***	1,22416	0,03577	0,13377***	1,14313	0,00748
Numcompfam	-0,03132	0,96917	-0,03533	0,27911***	1,32195	0,04749
Horastr1	-0,00676**	0,99327	-0,00375	-0,06810***	0,93416	-0,01148
Renpercap	-0,00011	0,99989	-0,00006	0,00042*	1,00042	0,00008
Transfer	-0,45008***	0,63758	-0,06126	-0,55063***	0,57658	-0,06174
Razaodep	0,13241*	1,14158	0,04249	-0,05733	0,94429	-0,01577
Contaprop	1,00047***	2,71955	0,09202	1,76175***	5,82263	0,23018
Empregados	1,77835***	5,92010	0,17552	2,97908***	19,66962	0,38298
Localmora	-2,27532***	0,10276	-0,44257	-0,83069***	0,43575	-0,02609
RJ	0,21124	1,23521	0,07593	-0,35986	0,69777	-0,07777
MG	-1,54645***	0,21300	-0,29885	-0,57247**	0,56413	-0,01608
ES	-1,31805***	0,26766	-0,23668	-0,74571**	0,47440	-0,03010
Constante	-0,85859	0,42376	-	-2,53211**	0,07949	-

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

Nota: ***, ** e * indicam significância estatística de, respectivamente, 1%, 5% e 10%.

Como pode ser observado para o efeito da idade sobre os determinantes ocupacionais, na categoria não-agrícola pode se identificar uma forma quadrática de U invertido, com ponto médio de 37,23 anos, com o *log* de chances em favor de a família se tornar não-agrícola caindo a partir do momento que a média de idade atinge esse valor. No caso da categoria pluriativa, não se pode visualizar uma forma quadrática como salientado anteriormente dada a não significância do termo quadrático da idade. Na média de anos de estudo, em ambos os casos os efeitos foram positivos e mais uma vez mostra-se que um grau de estudo mais elevado aumenta as chances dos indivíduos se inserirem no mercado e conseguirem emprego fora da agricultura.

Como era esperado, Numcompfam tem efeito positivo para a categoria pluriativa de acordo com a discussão teórica e com os resultados encontrados para as outras regiões. Para as horas trabalhadas na atividade principal, o resultado encontrado para a categoria não-agrícola se diferencia das outras regiões. Porém, pode se justificar o sinal negativo devido as dinâmicas próprias dos trabalhos não-agrícolas que talvez demandem menos horas de trabalho em comparação com a agricultura. No caso da pluriatividade, Horastr1 apresentou sinal negativo como já era esperado. O coeficiente da “Renda per capita média familiar” foi positivo para a categoria pluriativa como esperado também corroborando com os demais resultados, que uma maior renda está ligada a um nível de diversificação nas fontes de rendas no meio rural.

Um resultado interessante encontrado foi para a variável Transfer que apresentou coeficiente negativo para a categoria não-agrícola como esperado, mas também se mostrou

negativo no caso da pluriatividade. Uma possível justificativa é que as famílias pluriativas da região Sudeste e principalmente o componente agrícola dessas famílias, possivelmente são menos dependentes dessas rendas do não trabalho em comparação com os resultados encontrados nas outras regiões. A variável “Razão de dependência” mostrou efeito positivo para o não-agrícola como também era esperado.

No caso das variáveis de posição na ocupação e local de moradia para o rural mais distante, todos os resultados se assemelham aos encontrados anteriormente. Tanto ser do tipo conta-própria, como do tipo empregado têm efeito positivo para o emprego fora da agricultura, e residir no rural agropecuário dificulta que a família consiga encontrar trabalho não-agrícola e/ou ser pluriativa.

No que se refere à Razão Relativa de Risco, as direções dos efeitos acompanham os sinais dos coeficientes (como deve ser) e mais uma vez se constata que as variáveis com maiores graus de efeito em favor das categorias não-agrícola e pluriativa, tomando a agrícola como base, são as relacionadas à posição na ocupação com conta-própria apresentando 2,71 e 5,82 vezes, e empregados com 5,82 e 19,66 vezes, mais chance em favor das alternativas não-agrícolas e pluriativas, respectivamente. A variável de média de anos de estudo também tem efeito importante a ser analisado com 22,41% mais chances a favor da alternativa não-agrícola e 14,31% em favor da pluriativa.

Para os efeitos marginais, os maiores resultados são encontrados para as variáveis de posição na ocupação como já dito. Chama atenção o alto efeito na probabilidade de uma família agrícola passar a ser pluriativa, que a variável que capta a posição de uma família do tipo empregados exerce com uma variação de 0,3829 na probabilidade. Pelo lado do efeito negativo, residir no meio rural mais distante diminui em 0,4425 a probabilidade de uma família agrícola passar a ser não-agrícola sendo o maior efeito de variação negativa encontrado.

Os efeitos marginais encontrados para as variáveis de controle de residência nos estados tomando como base uma família agrícola residente no estado de São Paulo merecem destaque. Neste caso, residir no estado de São Paulo em comparação com uma família que mora, tanto para Minas Gerais quanto para o Espírito Santo, reduziria as probabilidades de se tornar pluriativa ou não-agrícola. O peso maior dessa redução na probabilidade se dá para a categoria não-agrícola com quedas de 0,2988 e 0,2366 para MG e ES, respectivamente como observado.

Na Tabela 21 a seguir, apresentam-se os resultados do teste de *IIA* considerando as alternativas incluídas no modelo relativo à região Sul. De acordo com os valores críticos da estatística de χ^2 com 14 graus de liberdade, a hipótese nula de independência entre as

alternativas não pode ser rejeitada ao nível máximo de 10% de significância e pode se seguir com a aplicação do *logit* multinomial.

Tabela 21 – Teste Small-Hsiao para a hipótese IIA (*Independence of Irrelevance Alternatives*) considerando o modelo *logit* multinomial para as famílias rurais do Sul.

Categoria	lnL (sem restrição)	lnL (restrito)	χ^2	gl	Prop > χ^2
Agrícola	-201,830	-194,294	15,073	14	0,373
Não-agrícola	-281,091	-271,132	19,919	14	0,133
Pluriativa	-255,177	-251,506	7,342	14	0,921

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

A Tabela 22 traz os resultados das estatísticas F com 2 e 94 graus de liberdade para análise de nulidade dos efeitos das variáveis incluídas no modelo. De acordo com os resultados apenas os coeficientes das variáveis Razão de dependência, a *dummy* de residência no estado do Paraná, e Idpeares e Idpeares², não apresentaram valores críticos de F estatisticamente significativos ao nível de 10%. Para a questão de multicolinearidade, com exceção também das variáveis de idade restrita da PEA, todos os valores de TOL e FIV demonstram a não existência de uma correlação forte entre as variáveis explicativas.

Tabela 22 – Teste para nulidade dos efeitos de Wald e estatísticas Tolerância (TOL) e Fator de Inflação da Variância (FIV) para multicolinearidade entre as variáveis utilizadas no modelo *logit* multinomial do Sul.

Variável	Teste de nulidade de Wald		Multicolinearidade	
	Valor calculado F (2, 94)	Prob > F	TOL	FIV
Idpeares	0,41	0,667	0,019	53,553
Idpeares ²	0,42	0,661	0,019	52,481
Anosest	24,00	0,000	0,694	1,441
Numcompfam	4,56	0,013	0,535	1,869
Horastr1	37,87	0,000	0,929	1,076
Renpercap	8,98	0,000	0,798	1,252
Transfer	2,81	0,095	0,743	1,345
Razaodep	0,09	0,915	0,633	1,579
Contaprop	43,20	0,000	0,585	1,709
Empregados	95,17	0,000	0,555	1,801
Localmora	50,64	0,000	0,963	1,039
PR	1,61	0,205	0,794	1,259
SC	8,41	0,000	0,784	1,275

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

Na Tabela 23 são apresentados os resultados do modelo *logit* multinomial para a região Sul. De acordo com os resultados da tabela, os coeficientes das variáveis Idpeares e Idpeares² não se mostraram estatisticamente significativas tanto para a categoria não-agrícola como para a categoria pluriativa, resultado esse que se diferencia dos encontrados para as outras regiões. Outra variável que também não apresentou coeficiente estatisticamente significativo para ambas as categorias, foi a *dummy* de residência no estado do Paraná. Indicando assim que residir

no Paranaense ou no Rio Grande do Sul não afeta a escolha da família. Especificamente para o caso não-agrícola, o número de componentes da família não teve efeito estatisticamente significativo e para alternativa pluriativa, o coeficiente de “Razão de dependência” não foi significativo.

Tabela 23 – Resultados do modelo *logit* multinomial para determinantes das escolhas entre as alternativas ocupacionais para as famílias rurais do Sul em 2015.

Variável	Não-agrícola			Pluriativa		
	Coeficiente	RRR	Efeito marginal	Coeficiente	RRR	Efeito marginal
Idpeares	-0,01601	0,98412	-0,00185	0,03542	1,03605	0,00019
Idpeares ²	0,00008	1,00008	-	-0,00059	0,99941	-
Anosest	0,16780***	1,18270	0,02883	0,12166***	1,12937	0,00661
Numcompfam	-0,04500	0,95600	-0,01770	0,16704**	1,18181	0,02509
Horastr1	-0,01507**	0,98504	-0,00123	-0,05799***	0,94366	-0,00942
Renpercap	0,00032*	1,00032	0,00003	0,00050***	1,00050	0,00007
Transfer	-0,18828*	0,82838	-0,05415	0,17890*	1,19591	0,04409
Razaodep	0,03870**	1,03946	0,00314	-0,00673	0,99329	-0,00533
Contaprop	0,30949***	1,36273	0,09321	2,14872***	8,57384	0,35273
Empregados	2,85962***	17,45497	0,30134	4,34138***	76,81306	0,54782
Localmora	-4,52353***	0,01085	-0,77916	-2,90746***	0,05461	-0,16492
PR	0,13959	1,14980	0,04781	-0,23366	0,79163	-0,05078
SC	0,50135*	1,65094	0,14155	-0,40001*	0,67031	-0,10834
Constante	1,93568	6,92873	-	-1,46785	0,23042	-

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

Nota: ***, ** e * indicam significância estatística de, respectivamente, 1%, 5% e 10%.

Os coeficientes estimados para as variáveis considerando a categoria não-agrícola apresentam sinal de acordo com o esperado para as variáveis Anosest, Renpercap, Transfer, Razaodep, as duas variáveis de posição na ocupação, e Localmora. Para a média de horas trabalhadas na atividade principal, o coeficiente se mostrou negativo da mesma forma como apresentado para a região Sudeste, o que se pode atribuir à semelhança das duas regiões em grande produtividade agrícola e que as culturas produzidas nessas (baseadas na fruticultura e pecuária de leite), demandem mais horas trabalhadas em comparação com a média das atividades não-agrícolas. Para a categoria pluriativa, todas as variáveis apresentam sinal semelhante ao encontrado para as outras regiões.

Na Razão Relativa de Risco, a variável que controla a posição na ocupação para as famílias do tipo “empregados” apresentou o maior coeficiente considerando a categoria não-agrícola com 17,45 vezes mais chance em favor desta, comparando com a categoria base. O maior efeito negativo é encontrado para as famílias que residem no rural mais distante que têm 98,15% menos chance de serem de se tornarem não-agrícola. No caso da categoria pluriativa, famílias agrícolas do tipo empregados têm 76,81 vezes mais chance em favor de passarem a ser dessa categoria, o maior resultado, encontrado para as variáveis de posição na ocupação.

Considerando o efeito negativo, residir no rural agropecuário também apresenta o maior coeficiente com 94,53% menos chance em favor de se tornar pluriativa para uma família agrícola nessa condição.

Para os efeitos marginais, também se destacam as variáveis de posição na ocupação do tipo empregados e residência no rural mais distante no caso não-agrícola com variação na probabilidade de 0,30134 e -0,77916, respectivamente. O tamanho do efeito de Localmora sobre a probabilidade de ser do tipo não-agrícola é o maior em relação à variação no nível de probabilidade estimado é o maior encontrado até agora, considerando o os resultados das demais regiões. Na categoria pluriativa, os maiores efeitos marginais são encontrados nas variáveis conta-própria e empregados, com respectivamente 0,35273 e 0,54782 de variação na probabilidade de uma família passar a ter algum membro empregado fora da agricultura.

Para a região Centro-Oeste, o teste de Small-Hsiao é apresentado na Tabela 24 a seguir. De acordo com os valores críticos de χ^2 para 14 graus de liberdade, não se rejeita a hipótese de IIA e todas as alternativas ocupacionais se mostram independentes entre si, com os coeficientes do modelo probabilístico de escolha entre as alternativas ocupacionais podendo serem estimados.

Tabela 24 – Teste Small-Hsiao para a hipótese IIA (*Independence of Irrelevance Alternatives*) considerando o modelo *logit* multinomial para as famílias rurais do Centro-Oeste.

Categoria	lnL (sem restrição)	lnL (restrito)	χ^2	gl	Prop > χ^2
Agrícola	-188,811	-181,363	14,898	14	0,385
Não-agrícola	-139,730	-127,062	20,336	14	0,131
Pluriativa	-110,843	-100,789	20,108	14	0,127

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

No teste de nulidade de Wald, com exceção das variáveis de idade da PEA restrita e da *dummy* de residência no estado de Mato Grosso do Sul, para todas as outras variáveis se rejeitou a hipótese nula com base nos valores críticos da estatística F com 2 e 48 graus de liberdade, concluindo-se que essas variáveis são importantes para a determinação da probabilidade de se empregar ou não em uma das alternativas de ocupação consideradas. Não se identificou nível relevante de correlação entre essas variáveis explicativas de acordo com as estatísticas de TOL e com os valores do FIV abaixo de 2.

Tabela 25 – Teste para nulidade dos efeitos de Wald e estatísticas Tolerância (TOL) e Fator de Inflação da Variância (FIV) para multicolinearidade entre as variáveis utilizadas no modelo *logit* multinomial do Centro-Oeste.

Variável	Teste de nulidade de Wald		Multicolinearidade	
	Valor calculado F (2, 48)	Prob > F	TOL	FIV
Idpeares	0,37	0,692	0,019	52,473
Idpeares ²	0,20	0,823	0,020	49,867
Anosest	8,38	0,001	0,782	1,279
Numcompfam	6,55	0,003	0,582	1,718
Horastr1	10,06	0,000	0,925	1,081
Renpercap	4,61	0,015	0,806	1,241
Transfer	2,41	0,097	0,809	1,236
Razaodep	2,93	0,056	0,558	1,791
Contaprop	32,07	0,000	0,526	1,899
Empregados	46,80	0,000	0,511	1,959
Localmora	51,47	0,000	0,951	1,051
MT	2,46	0,096	0,758	1,319
MS	0,13	0,875	0,772	1,295

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

O último modelo estimado, neste caso para a região Centro-Oeste, tem seus resultados apresentados na Tabela 26. Com base nessa tabela, na categoria não-agrícola, apenas os coeficientes das variáveis Idpeares², Transfer e as *dummies* estaduais não se mostraram estatisticamente significativos para determinar as escolhas das famílias para esta. No caso da categoria pluriativa, os coeficientes de Idpeares², Transfer, Localmora e a *dummy* do Mato Grosso do Sul não foram estatisticamente significativos a 10%.

Tabela 26 – Resultados do modelo *logit* multinomial para determinantes das escolhas entre as alternativas ocupacionais para as famílias rurais do Centro-Oeste em 2015.

Variável	Não-agrícola			Pluriativa		
	Coeficiente	RRR	Efeito marginal	Coeficiente	RRR	Efeito marginal
Idpeares	0,03452**	1,03513	0,00012	0,04342**	1,04437	0,00276
Idpeares ²	-0,00040	0,99960	-	-0,00040	0,99960	-
Anosest	0,13013***	1,13897	0,01473	0,10646***	1,11234	0,01286
Numcompfam	-0,17131**	0,84256	-0,03672	0,30713***	1,35952	0,05468
Horastr1	0,01091*	1,01097	0,00313	-0,04213***	0,95875	-0,00760
Renpercap	0,00029**	1,00029	0,00003	0,00032***	1,00032	0,00004
Transfer	0,05365	1,05511	0,01296	-0,16219	0,85028	-0,02991
Razaodep	0,24576***	1,27859	0,04383	-0,21402***	0,80733	-0,04067
Contaprop	1,54496***	4,68779	0,13111	2,31834***	10,15880	0,34055
Empregados	1,77426***	5,89591	0,11839	3,55782***	35,08667	0,54498
Localmora	-2,88732*	0,05573	-0,39101	-0,46133	0,63044	-0,03093
MT	-0,11607	0,89041	-0,00574	-0,59161**	0,55343	-0,09579
MS	-0,16634	0,84676	-0,01891	-0,11970	0,88718	-0,01497
Constante	-2,36045	0,09438	-	-4,80346***	0,00820	-

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

Nota: ***, ** e * indicam significância estatística de, respectivamente, 1%, 5% e 10%.

Os sinais dos coeficientes estimados não se distanciam do esperado de maneira que todos se assemelham ao já calculados nas outras quatro regiões. As variáveis “Média de anos de estudo”, “Renda per capita média familiar”, as variáveis de posição na ocupação e, Localmora apresentaram efeitos na mesma direção tanto para a categoria não-agrícola como para a pluriativa como era esperado. Para a alternativa não-agrícola, a média de horas trabalhadas na atividade principal e Numcompfam, respectivamente com sinais positivo e negativo, apresentam as mesmas direções do que foi encontrado para as regiões Norte e Nordeste.

Em relação à Razão Relativa de Risco das categorias não-agrícola e pluriativa em relação à categoria base exclusivamente agrícola, um ano a mais de idade a partir da média da família aumentam as chances em favor da alternativa não-agrícola em 3,51% e 4,43% para a pluriativa. Um ano a mais de estudo tem efeito positivo de 13,89% e 11,23% para não-agrícola e pluriativa, respectivamente. Um componente a mais na família, aumentam as chances em favor da categoria pluriativa em 35,95% e reduzem as chances em favor do não-agrícola em 17,13%. O número de horas trabalhadas na atividade principal tem efeito de aumentar as chances em 1,09% para não-agrícola e de reduzir em 4,21% as chances em favor da pluriatividade.

A existência de membros dependentes na família aumenta as chances em favor da categoria não-agrícola em 27,85% e reduzem as chances para a pluriatividade em 19,27%. Para a posição na ocupação, as classificações conta-própria e empregados têm efeitos em favor do não-agrícola em 4,68 e 5,89 vezes, respectivamente. Para a alternativa pluriativa, essas variáveis apresentam-se 10,15 e 35,08 vezes mais favoráveis em comparação com a categoria base, mostrando a maior influência dessas organizações de mão-de-obra para com a diversificação dos rendimentos. Residir no rural mais distante reduz em 94,43% e 37,96% as chances em favor do não-agrícola e pluriativa, respectivamente. No caso das *dummies* estaduais, apenas residir no estado de Mato Grosso para a categoria pluriativa se mostrou significativa com redução de RRR em 44,66% em comparação com a família que reside em Goiás.

Os efeitos de variações sobre a probabilidade de uma mudança nas variáveis explicativas são representados pelos efeitos marginais também presentes na Tabela 26. Para Idpeares, um aumento de um ano na idade ativa média da família tem efeito de aumentar a probabilidade dessa família agrícola se tornar não-agrícola em 0,00012 e para a pluriatividade em 0,00276. Para os anos de estudo, um ano a mais na média de escolaridade da família tem efeito de aumentar as probabilidades 0,01473 e 0,01286 para essa passar a ser não-agrícola e

pluriativa, respectivamente. O número de componentes da família só tem efeito marginal para a categoria pluriativa com variação na probabilidade de 0,05468 para cada membro a partir da média e de reduzir a probabilidade de ser não-agrícola em 0,03672.

Uma hora a mais dedicada à atividade principal, acima da média, tem efeito de aumentar a probabilidade dessa família ter todos seus membros empregados fora da agricultura em 0,00313 e de combinar atividades não-agrícolas com agrícolas em -0,00760. Os efeitos de Renpercap são baixos e positivos ficando em 0,00003 para não-agrícola, e 0,00004 para pluriativa. Para as variáveis de posição na ocupação, são observados os maiores efeitos marginais com 0,13111 e 0,34055 para conta-própria e 0,11839 e 0,54498 para empregados, considerando as categorias não-agrícola e pluriativa, respectivamente. No local de moradia, residir no meio rural mais distante tem efeito de reduzir a probabilidade de ser não-agrícola em 0,39101 e de ser pluriativa em 0,03093.

Finalizando a seção com as principais considerações sobre os resultados encontrados em uma análise mais generalizada para as 5 regiões, observou-se que o efeito da idade ativa afeta as probabilidades de inserção no mercado para os membros das famílias rurais, de modo a apresentar um ponto médio que representa um pico de idade, onde as chances de conseguir empregos não-agrícolas são maiores. Quanto à escolaridade, as estimações realizadas estão de acordo com os resultados de Lima (2008) e de acordo com a discussão teórica sugerida por Nakajima (1970) no que se refere às famílias rurais com maiores médias de anos de estudo terem maiores probabilidades de encontrarem empregos fora da agricultura.

Em todas as regiões, tanto o número de componentes da família como a razão de dependência mostram efeitos negativo e positivo, respectivamente, para uma família agrícola passar a ser não-agrícola ou pluriativa. Resultado esse que se mostra coerente já que, como salientado por Huffman e Lange (1989), uma maior quantidade de dependentes resulta em uma maior necessidade de diversificação de renda para fazer frente às necessidades de consumo; e, para o número de membros da família, as chances de buscar empregos fora da propriedade aumentam.

Quanto aos resultados obtidos nas variáveis de posição na ocupação, as formas consideradas no presente trabalho, no caso do tipo conta-própria ou empregados, essas formas de organização produtiva dentro da propriedade estão relacionadas à uma estrutura de trabalho que possibilita a busca por trabalhos auxiliares, seja para complemento da renda, seja para fazer frente a um maior grau de produtividade e limites físicos de absorção de mão-de-obra agrícola como discutido por Del Grossi e Graziano da Silva (2002).

Por último, para o local de moradia, considerando o meio rural mais distante, os efeitos de custos de transação e de deslocamento dificultam a busca por trabalhos fora da agricultura, como salientado por Sumner (1982), Bowlus e Sicular (2003) e Zeng (2005) e que vão de acordo com os coeficientes negativos que captam esse efeito inverso sobre as probabilidades de ser não-agrícola e/ou pluriativa para as famílias rurais de todas as regiões.

4.4. Pareamento e impacto do ATT sobre os indicadores de pobreza

O passo posterior à estimação dos determinantes entre as alternativas ocupacionais por cada região é realizar o pareamento entre as famílias com *scores* de probabilidade semelhante. Dessa maneira, esta seção apresenta os resultados do *Propensity Score Matching* direcionado para tal fim.

Na Tabela 27 a seguir, apresentam-se os resultados dos testes R e B de Ruben visando analisar a qualidade (ou equilíbrio) do pareamento no sentido de redução do viés de seleção entre as observações consideradas mais semelhantes possível dentro do conjunto de famílias analisados para cada região.

Tabela 27 – Teste R e B de Ruben para análise do equilíbrio do pareamento para as famílias agrícolas com base na probabilidade de ser do tipo não-agrícola ou pluriativa por região.

Região	Pareamento da amostra	Não-agrícola			Pluriativa		
		R-Rubin	B-Rubin (%)	LR χ^2	R-Rubin	B-Rubin (%)	LR χ^2
Norte	Não	0,281	89,6	13.687,56***	0,32	72,4	11.767,54***
	Sim	0,744	116,9	7.686,02***	0,622	119,9	1.664,06***
Nordeste	Não	0,308	74,8	2.4746,21***	0,319	89,2	23.480,06***
	Sim	0,583	103,7	15.130,95***	0,537	75,9	5.841,62***
Sudeste	Não	0,303	44,3	9.947,41***	0,289	41,2	7.623,93***
	Sim	0,579	86,5	8.913,99***	0,702	120,8	1.702,84***
Sul	Não	0,344	58,6	9.858,37***	0,422	88,5	9.262,58***
	Sim	0,525	124,9	10.888,52***	0,636	93,4	1.639,16***
Centro-Oeste	Não	0,254	24,8	3.253,29***	0,243	23,5	3.449,73***
	Sim	0,537	97,2	729,32***	0,727	120,1	1.250,06***

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

Nota: ***, ** e * indicam significância estatística de, respectivamente, 1%, 5% e 10%.

Fazendo uma comparação antes e depois do pareamento, sobre a hipótese de redução do viés na seleção da amostra, a estatística R de Rubin mostra que para as famílias inseridas no conjunto de suporte comum, ou seja, utilizadas no pareamento, observou-se redução do viés sobre os *scores* de probabilidade em todas as regiões com os valores de R acima de 0,5 e abaixo de 2. Desse modo, por meio do pareamento, o método utilizado reduziu as diferenças entre as famílias agrícolas para com os grupos de tratamento nas alternativas não-agrícola e pluriativa

e, assim, as observações introduzidas no conjunto de pareamento são as mais semelhantes possíveis.

Para o teste B de Rubin, considerando o efeito do pareamento sobre o viés entre as variâncias das probabilidades, que terão efeito para determinar a significância estatísticas dos *ATT's* estimados, para todos os resultados encontrados, tanto no pareamento Agrícola/Não-Agrícola, como no pareamento Agrícola/Pluriativa, verificou-se que existe redução no viés com todos os valores de B dentro do intervalo considerado adequado e os intervalos de confiança estimados serão os mais eficientes possíveis em todas as regiões. Dessa maneira, pode-se prosseguir com a estimação dos impactos sobre a renda de uma mudança no tipo da família rural.

O cálculo do *ATT* considerando o método de vizinho mais próximo para as 5 regiões é apresentado na Tabela 28. De acordo com os resultados, todos os efeitos de tratamento foram estatisticamente significativos, o que representa, inicialmente, que se uma família rural passar de agrícola para não-agrícola ou pluriativa, ocorre um efeito de variar seus rendimentos. Considerando que todos os *ATT's* foram positivos, essas variações são no sentido de elevar os rendimentos. Dentro de cada região, as médias dos rendimentos das famílias agrícolas incluídas no suporte comum foram menores que os rendimentos das famílias não-agrícolas e pluriativas.

Tabela 28 – Efeito Médio de Tratamento no Tratado (*ATT*) considerando o método de *Nearest-Neighbor Matching* para as famílias agrícolas com base na probabilidade de ser do tipo não-agrícola ou pluriativa por região em 2015.

Região	Família	Tratamento		Controle		Obs. no suporte comum	<i>ATT</i> (R\$)
		Obs.	Renda (R\$)	Obs.	Renda (R\$)		
Norte	Não-agrícola	13.536	685,75	23.568	495,57	27.072	190,18***
	Pluriativa	8.384	727,64		532,72	16.768	194,91**
Nordeste	Não-agrícola	17.470	510,25	27.196	341,66	34.940	168,59**
	Pluriativa	13.906	461,19		358,04	27.812	103,15***
Sudeste	Não-agrícola	9.760	787,55	14.656	675,37	19.520	112,18**
	Pluriativa	6.608	916,91		704,19	13.216	212,72***
Sul	Não-agrícola	9.200	1.021,99	11.680	924,50	18.400	97,50***
	Pluriativa	5.680	1.143,48		972,50	11.360	170,98***
Centro-Oeste	Não-agrícola	2.816	1.163,70	8.672	956,74	5.632	206,96**
	Pluriativa	3.344	946,64		940,62	6.688	6,02*

Fonte: Elaborados pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

Nota: ***, ** e * indicam significância estatística de, respectivamente, 1%, 5% e 10%.

Por apresentarem uma maior proporção entre os tipos de família considerados, as famílias exclusivamente agrícolas tiveram mais observações no grupo de controle que as famílias do grupo de tratamento, como já era esperado. No Norte, das 23.568 observações no grupo de controle, 13.536 foram utilizadas no 1º e 8.384 no 2º pareamento. A renda média das famílias agrícolas no suporte comum foi estimada em R\$ 495,57 (no pareamento não-agrícola)

e R\$ 532,72 (no pareamento pluriativa). Após realizado o *matching*, observou-se um efeito sobre a renda per capita dessas famílias do grupo de controle de R\$ 190,18 e R\$ 194,91, levando em consideração as famílias não-agrícolas e pluriativas mais semelhantes. Mantido fatores exógenos que poderiam afetar o nível de renda fixos, caso essas famílias passassem a ser não-agrícola ou pluriativa teriam uma elevação na média de renda per capita de 38,37% e 36,58%, respectivamente.

Na região Nordeste são observados os maiores números de observações nos grupos de controle e tratamento. No tratamento não-agrícola, das 27.196 famílias agrícolas, 17.470 foram incluídas no suporte comum para pareamento com as famílias do tipo não-agrícola, com renda média per capita de R\$ 341,66 e efeito de elevação sobre os rendimentos de R\$ 168,59, ou seja 49,34%. No caso do *ATT* do pareamento pluriativa, o efeito foi de R\$ 103,15 (28,80%) sobre os R\$ 358,04 da média de renda per capita das famílias agrícolas para esse pareamento. Chama atenção o fato do *ATT* não-agrícola ser o maior, em variação percentual, entre todas as regiões, que mostra a baixa capacidade de geração de renda das famílias agrícolas nordestinas em comparação ao caso dessas serem do tipo não-agrícola e/ou pluriativa.

No Sudeste, 14.656 famílias agrícolas foram observadas no grupo de controle e dessas, 9.760 e 6.608 observações foram utilizadas no pareamento no conjunto de suporte comum não-agrícola e pluriativa, respectivamente. As rendas médias das famílias agrícolas no suporte comum foram estimadas em R\$ 675,37 no primeiro pareamento e R\$ 704,19 no segundo, sendo superiores às observadas nas regiões Norte e Nordeste. O efeito do tratamento não-agrícola foi de R\$ 112,18, que representa uma diferença de 16,61% sobre a renda per capita do grupo de controle. No caso do *ATT* pluriativo, observou-se uma diferença maior em comparação com o anterior, ficando em R\$ 212,72 (30,20%) entre as observações no suporte comum.

Na região Sul é observado o menor *ATT* não-agrícola em comparação percentual à renda média das famílias do grupo de controle utilizadas no conjunto de suporte comum com diferença de R\$ 97,50, ou seja, 10,54% sobre R\$ 924,50. Também se observa na região, a maior renda média per capita para as famílias pluriativas do grupo de tratamento estimada em R\$ 1.143,48, que, fazendo uma comparação direta, representa 2,47 vezes a renda per capita das famílias pluriativas do Nordeste e é 57,22% superior à renda média das famílias pluriativa no suporte comum do Norte. No caso do *ATT* pluriativo, o pareamento mostrou uma variação de R\$ 170,98 sobre os rendimentos, que representa uma elevação de 17,58%.

No Centro-Oeste é observado a maior renda média das famílias não-agrícola do grupo de tratamento com R\$ 1.163,70. O efeito sobre os rendimentos das famílias agrícolas, no primeiro pareamento, é de R\$ 206,96 (17,78%). No pareamento pluriativa, o *ATT* é de R\$ 6,02,

sendo o menor entre as 5 regiões. Esse resultado se mostra alinhado ao fato de existirem o menor número de famílias extremamente pobres na região, fazendo com que o hiato de renda seja menor dentro do pareamento.

Nos resultados das diferenças de renda estimadas pelo pareamento apresentado acima, observa-se as altas diferenças entre os rendimentos das famílias agrícolas que mostra o estado atual, ainda discriminatório, do desenvolvimento agrícola entre as regiões. O fato é que a diferença entre a menor e a maior renda do grupo de controle (R\$ 341,66 no Nordeste e R\$ 972,50 no Sul) é de R\$ 630,84. Esse hiato também se mostra elevado, mas em um nível superior, quando se considera as famílias com presença de fontes de renda não-agrícola. As diferenças entre as menores e maiores rendas do grupo de tratamento são de R\$ 652,72 e 682,48 nos casos não-agrícola e pluriativa, respectivamente.

Um último ponto relacionado ao tamanho das diferenças na renda per capita familiar, medido pelo *ATT* que merece destaque, é o efeito dessas diferenças na renda total da família multiplicado a quantidade de membros pelo resultado obtido na Tabela 28. Considerando a média de membros da família por região, e multiplicando esse número pelo resultado da diferença na renda per capita familiar, as regiões Norte e Centro-Oeste teriam a maior diferença na renda total familiar considerando a probabilidade de serem não-agrícolas com R\$ 690,37 e R\$ 625,35, respectivamente. Considerando os diferenciais de renda no caso da pluriatividade, as famílias agrícolas das regiões Norte e Sudeste teriam o maior impacto sobre a renda total com R\$ 707,54 e R\$ 693,82, respectivamente.

Depois de realizado os 2 pareamentos para cada região, segue-se com a estimação dos efeitos desses *ATT's* sobre os indicadores de pobreza e extrema pobreza. A estimação desses efeitos é realizada tratando os rendimentos das famílias agrícolas, utilizadas no pareamento, com o correspondente *ATT* calculado. Desse modo, por exemplo, das 23.568 famílias agrícolas pertencentes ao grupo de controle na região Norte, as 13.536 que foram pareadas com suas correspondentes no grupo de tratamento não-agrícola receberão o tratamento de suas rendas, ou seja, essas famílias agrícolas têm *Propensity Scores* semelhantes às observações do grupo tratado, podendo ser consideradas aptas a se tornarem não-agrícolas. Após a obtenção do Efeito de Tratamento sobre o Tratado de R\$ 190,18, como já apresentado acima, as rendas das 13.536 famílias foram ampliadas com esse *ATT*, e essas famílias foram devolvidas para o grupo de controle sendo recalculados os indicadores de pobreza e extrema para essas famílias agrícolas e para o meio rural de cada região como um todo, também considerando o tratamento das rendas agrícolas e considerando o processo de amostragem complexa das observações da PNAD.

Na Tabela 29 são apresentados os efeitos do tratamento considerando o *ATT* não-agrícola sobre a pobreza (com linha de pobreza de meio salário mínimo) das famílias agrícolas e sobre a pobreza do meio rural como um todo de cada uma das 5 regiões brasileiras.

Tabela 29 – Impacto do *ATT* considerando a renda per capita das famílias não-agrícolas sobre a pobreza das famílias agrícolas e para o meio rural agregado por região em 2015.

Região	Indicador	Famílias agrícolas			Famílias rurais agregadas		
		Sem tratamento	Com tratamento	$\Delta\%$	Sem tratamento	Com tratamento	$\Delta\%$
Norte	P0	0,5413	0,3863	-28,64%	0,4775	0,3955	-17,17%
	P1	0,2770	0,1514	-45,35%	0,2202	0,1538	-30,17%
	P2	0,1733	0,0875	-49,49%	0,1283	0,0830	-35,34%
Nordeste	P0	0,6070	0,4923	-18,88%	0,5416	0,4839	-10,66%
	P1	0,3563	0,2213	-37,88%	0,2807	0,2127	-24,22%
	P2	0,2467	0,1406	-42,99%	0,1802	0,1268	-29,65%
Sudeste	P0	0,3354	0,2514	-25,05%	0,2825	0,2412	-14,63%
	P1	0,1342	0,0753	-43,86%	0,1040	0,0750	-27,84%
	P2	0,0706	0,0349	-50,58%	0,0515	0,0339	-34,11%
Sul	P0	0,1989	0,1453	-26,96%	0,1634	0,1362	-16,65%
	P1	0,0804	0,0490	-39,03%	0,0602	0,0443	-26,42%
	P2	0,0443	0,0240	-45,92%	0,0310	0,0206	-33,32%
Centro-Oeste	P0	0,2447	0,1886	-22,94%	0,1910	0,1596	-16,47%
	P1	0,0839	0,0643	-23,36%	0,0623	0,0512	-17,84%
	P2	0,0430	0,0332	-22,77%	0,0305	0,0250	-18,05%

Fonte: Elaborados pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

De acordo com os resultados, os efeitos sobre os indicadores de proporção de pobres, hiato da pobreza e severidade da pobreza são de redução em todas as regiões. As maiores quedas na proporção de famílias com renda per capita familiar abaixo de meio salário mínimo e no hiato da pobreza, considerando o tratamento das rendas agrícolas no suporte comum, é observado na região Norte com variações de -28,64% e -45,35%, respectivamente. Essas altas variações demonstram inicialmente, que o impacto das rendas não-agrícolas tem efeito sobre os mais pobres da população, por serem essas famílias mais pobres as que mais têm tendência a introduzirem fontes de renda não-agrícola dado os baixos níveis de rendimento vindos da agricultura.

A severidade da pobreza tem a maior queda observada na região Sudeste com variação de -50,58%. Chama atenção o fato das famílias agrícolas nordestinas obterem reduções nos indicadores de pobreza menores, em módulo, do que as variações observadas para o mesmo tipo de família das regiões Sudeste e Sul, mesmo tendo um *ATT* percentualmente maior do que essas regiões. A explicação para tal fato se dá levando em consideração que a pobreza das famílias agrícolas do Nordeste é tão elevada, que mesmo observando uma elevação na renda em proporção maior que as outras regiões, boa parte dessas famílias ainda permanecem com

renda per capita abaixo da linha da pobreza. Adicionando a essa interpretação, a observação que o P1 e P2 no Nordeste também têm variações inferiores, a distância da renda dos pobres em relação a linha de pobreza e a desigualdade entre os mais pobres também não é reduzida dada suas maiores intensidades.

Outro ponto a ser destacado é que o Centro-Oeste, mesmo tendo uma proporção de pobres menor que a região Nordeste, consegue reduzir essa em 22,94% com o tratamento na renda de 32,47% de famílias no conjunto de suporte comum (2.816 de 8.672 observações), considerando um *ATT* de 17,78% (R\$ 206,96 de R\$ 1.163,70); em quanto o Nordeste tem uma redução na proporção de pobres de 18,88%, mas com 64,23% de famílias (17.470 de 27.196 observações) recebendo complemento sobre a renda de 49,34% (R\$ 168,59 de R\$ 341,66), mostrando assim que a maior parte das famílias pobres nordestinas têm um nível de renda extremamente inferior ao das demais regiões.

A estimação dos impactos sobre os indicadores de pobreza para o meio rural agregado das regiões, sem realizar a divisão por tipo de família, também mostra que os maiores efeitos de redução nos indicadores *FGT* acontece nas famílias rurais do Norte, mostrando que a maior parte da pobreza rural da região se concentra nas famílias exclusivamente agrícolas. As regiões Sudeste e Sul apresentam variações nos indicadores de pobreza para o meio rural agregado, superiores aos encontrados na região Nordeste. Mais uma vez se justifica tal tendência devido ao alto grau de incidência de pobreza nessas regiões, com os indicadores de proporção de pobres, hiato da pobreza e severidade da pobreza sendo estimados em 0,5416, 0,2807 e 0,1802 no Nordeste, respectivamente; enquanto esses mesmos índices ficam em 0,2825, 0,1040 e 0,0515 no Sudeste, e 0,1634, 0,0602 e 0,0305 no Sul.

No Centro-Oeste, após o tratamento com o *ATT* não-agrícola das rendas das famílias exclusivamente agrícolas, os indicadores de pobreza *FGT* calculados para o meio rural agregado, ficam bastante próximos aos observados para as famílias rurais do Sul, região com menor incidência de pobreza para o meio rural como um todo. Esse resultado mostra que boa parte da pobreza rural da região Centro-Oeste possivelmente pode ser explicada por um nível elevado de desigualdade de renda que é diminuído pela elevação da renda dos mais pobres da região e essa redução se traduz em baixa no nível pobreza.

O efeito do *ATT* não-agrícola sobre a extrema pobreza é apresentado na Tabela 30 a seguir. Como era esperado, também se observou redução dos três indicadores *FGT* para todas as regiões e para o meio rural agregado por meio do tratamento da renda das famílias agrícolas abaixo de um quarto de salário mínimo. Uma consideração importante é que as variações no nível dos indicadores para uma linha de pobreza mais baixa, são relativamente maiores do que

os encontrados para meio salário mínimo na Tabela 29. Esse resultado mostra que a maior parte da pobreza rural entre as regiões se concentra nas famílias mais pobres dentre as pobres e que essas famílias são as mais aptas a se tornarem não-agrícola, partindo do pressuposto que o grau de variação foi maior devido a um maior número de rendas abaixo dessa linha terem recebido tratamento.

Tabela 30 – Impacto do *ATT* considerando a renda per capita das famílias não-agrícolas sobre a extrema pobreza das famílias agrícolas e para o meio rural agregado por região em 2015.

Região	Indicador	Famílias agrícolas			Famílias rurais agregadas		
		Sem tratamento	Com tratamento	$\Delta\%$	Sem tratamento	Com tratamento	$\Delta\%$
Norte	P0	0,2791	0,1275	-54,34%	0,2028	0,1226	-39,55%
	P1	0,1173	0,0586	-50,06%	0,0781	0,0470	-39,79%
	P2	0,0648	0,0346	-46,58%	0,0411	0,0251	-38,87%
Nordeste	P0	0,3957	0,1793	-54,68%	0,2848	0,1758	-38,26%
	P1	0,1928	0,1057	-45,19%	0,1280	0,0841	-34,28%
	P2	0,1176	0,0721	-38,65%	0,0749	0,0520	-30,56%
Sudeste	P0	0,1071	0,0480	-55,13%	0,0721	0,0379	-47,48%
	P1	0,0341	0,0158	-53,61%	0,0220	0,0130	-41,11%
	P2	0,0176	0,0085	-51,60%	0,0111	0,0071	-35,79%
Sul	P0	0,0698	0,0303	-56,57%	0,0474	0,0273	-42,26%
	P1	0,0251	0,0116	-53,66%	0,0158	0,0090	-43,29%
	P2	0,0128	0,0062	-51,47%	0,0076	0,0043	-43,97%
Centro-Oeste	P0	0,0464	0,0353	-24,02%	0,0319	0,0255	-20,12%
	P1	0,0211	0,0165	-21,46%	0,0140	0,0116	-17,32%
	P2	0,0150	0,0118	-21,65%	0,0095	0,0079	-17,15%

Fonte: Elaborados pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

As maiores quedas são encontradas na região Sudeste e Sul com percentuais de variação para P0, P1 e P2 de 55,13%, 53,61% e 51,60%, e 56,57%, 53,66% e 51,47%, respectivamente. Após essas reduções, todos os indicadores de pobreza ficam próximos a zero mostrando que a maior parte das famílias extremamente pobres dessas regiões têm seus rendimentos muito próximos a linha de pobreza, ou seja, com um hiato de pobreza baixo em comparação com as demais regiões.

Nas regiões Norte e Nordeste, as variações na proporção de extremamente pobres ficam relativamente parecidas com percentuais de -54,34% e -54,68%, respectivamente. Nessas duas regiões, as diferenças maiores são observadas nos indicadores de hiato da extrema pobreza e severidade da extrema pobreza, nos quais, mesmo após o tratamento dos rendimentos, as famílias agrícolas do Nordeste apresentam níveis próximos ao dobro dos encontrados no Norte. Outra vez a justificativa se baseia no baixo nível dos rendimentos das famílias agrícolas nordestinas e na alta desigualdade de renda entre os mais pobres dessa região, fazendo assim com que a elevação dos rendimentos dessas famílias, sejam em parte anuladas.

No Centro-Oeste são observadas as menores quedas nos indicadores P0, P1 e P2 entre as regiões. A justificativa para tal resultado está no baixo número de famílias extremamente pobres na região, já que esta apresenta os menores indicadores *FGT* para a extrema pobreza antes do tratamento com P0 calculado em 0,0464; P1 em 0,0211 e P2 em 0,0150. Assim, variações nos rendimentos das famílias extremamente pobres, são refletidos em quedas menores nos indicadores de pobreza, já que a maior parte da pobreza da região se concentra em um nível de renda superior observando as quedas nos indicadores para uma linha de maior salário mínimo como apresentado na Tabela 29.

Na agregação do tratamento das rendas agrícolas para a estimação dos indicadores de pobreza para o meio rural agregado, observa-se que, com exceção de P1 e P2 para extrema pobreza no Centro-Oeste, as variações na extrema pobreza das famílias agrícolas têm efeito de diminuir a incidência da extrema pobreza em uma escala maior do que a redução observada no agregado para uma linha de maior salário mínimo na Tabela 29. Esse dado mostra que no Norte, Nordeste, Sul e Sudeste, os níveis de pobreza são resultado da existência de muitas famílias com rendimento muito baixos.

Um ponto de destaque é que nas regiões Sudeste e Sul, as variações em P0, P1 e P2 com -47,48%, -41,11% e 35,79%, e -42,26%, -43,29%, respectivamente, são maiores do que no Norte e Nordeste apesar das primeiras já terem indicadores de pobreza menores antes do tratamento. A observação é que esse menor nível de extrema pobreza é resultado da existência de um número reduzido dessas famílias agrícolas extremamente pobres em comparação com a proporção de famílias não-agrícolas e pluriativas nessa situação. Assim o simples tratamento dos rendimentos das primeiras faz com que os indicadores de extrema pobreza fiquem próximos a zero.

No meio rural agregado das regiões Norte e Nordeste, a queda nos indicadores de extrema pobreza com o tratamento não-agrícola são mais altas do que as observadas para uma linha de pobreza de maior salário mínimo. Destaca-se, por exemplo, que a queda na proporção de extremamente pobres no Norte e Nordeste fica em 39,55% e 38,26%, enquanto a queda na pobreza é de -17,17% e -10,66%, respectivamente. Porém as quedas em P1 e P2 não têm a mesma intensidade entre linhas de pobreza diferentes o que mais uma vez dá indício de que a pobreza rural dessas regiões se concentra na faixa de menor renda agrícola e é observada em um grau muito elevado, anulando parte dos efeitos de tratamento quando se considera a variação no indicador agregado.

Finalizando esta parte dos resultados, as menores quedas nos indicadores de hiato da extrema pobreza e severidade da extrema pobreza na região Centro-Oeste quando se compara

com uma linha de pobreza superior concretiza a hipótese de que nesta região a pobreza das famílias rurais está ligada a um conjunto de famílias agrícolas, mas com renda média per capita superior a R\$ 197,00 (1/4 de salário mínimo em 2015).

Na Tabela 31 a seguir, são apresentados os resultados nos níveis de pobreza das famílias agrícolas e no meio rural agregado do tratamento considerando o *ATT* para o *matching* com as famílias pluriativas. Em uma primeira análise, mesmo considerando que o *ATT* pluriativo é superior ao obtido no pareamento entre famílias exclusivamente agrícolas e não-agrícolas nas regiões Norte, Sudeste e Sul, em todas as regiões, as variações nos indicadores de pobreza são menores do que as computadas para o tratamento dos rendimentos com o *ATT* não-agrícola, para meio salário mínimo como linha de pobreza.

Esse resultado pode ser justificado por duas vias: primeiro que o número de famílias com probabilidades (nesse caso, aptidões) de se tornarem pluriativas é reduzido em comparação com o caso de empregar todos os membros fora da agricultura. Neste caso, a maior efetividade na diminuição da pobreza está em passar direto para um estado não-agrícola sem o estágio inicial pluriativo descrito por Gasson (1988), Fuller (1990) e Carneiro (1995), sendo que a parte agrícola dessas rendas são muito ineficientes no sentido de realização de consumo. O segundo ponto é que as famílias que recebem o tratamento com o *ATT* pluriativo, podem já ser, dentro do conjunto de controle, as famílias agrícolas com maiores médias de renda per capita familiar, o que faria com que parte do efeito sobre a pobreza fosse perdido.

Tabela 31 – Impacto do *ATT* considerando a renda per capita das famílias pluriativas sobre a pobreza das famílias agrícolas e para o meio rural agregado por região em 2015.

Região	Indicador	Famílias agrícolas			Famílias rurais agregadas		
		Sem tratamento	Com tratamento	$\Delta\%$	Sem tratamento	Com tratamento	$\Delta\%$
Norte	P0	0,5413	0,4251	-21,46%	0,4775	0,4160	-12,87%
	P1	0,2770	0,1984	-28,37%	0,2202	0,1786	-18,87%
	P2	0,1733	0,1240	-28,43%	0,1283	0,1023	-20,30%
Nordeste	P0	0,6070	0,5584	-8,01%	0,5416	0,5171	-4,52%
	P1	0,3563	0,2883	-19,07%	0,2807	0,2465	-12,19%
	P2	0,2467	0,1886	-23,52%	0,1802	0,1509	-16,22%
Sudeste	P0	0,3354	0,2153	-35,80%	0,2825	0,0375	-86,73%
	P1	0,1342	0,0744	-44,58%	0,1040	0,0157	-84,87%
	P2	0,0706	0,0363	-48,56%	0,0515	0,0095	-81,60%
Sul	P0	0,1989	0,1414	-28,90%	0,1634	0,1342	-17,85%
	P1	0,0804	0,0518	-35,60%	0,0602	0,0457	-24,10%
	P2	0,0443	0,0276	-37,80%	0,0310	0,0225	-27,42%
Centro-Oeste	P0	0,2447	0,2411	-1,49%	0,1910	0,1910	-0,03%
	P1	0,0839	0,0804	-4,19%	0,0623	0,0611	-1,97%
	P2	0,0430	0,0402	-6,40%	0,0305	0,0293	-3,85%

Fonte: Elaborados pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

Entre as regiões com os maiores impactos sobre a pobreza então as regiões Sudeste com variação de P0 em -35,80%, de P1 em -44,58% e P2 em -48,56%; e Sul com a proporção de pobres reduzindo 28,90%, o hiato da pobreza caindo 35,60% e a severidade da pobreza reduzindo 37,80%. Esses percentuais são menores, mas muito próximos aos observados considerando o caso não-agrícola na Tabela 29, o que pode representar que a diversificação de renda por meio da pluriatividade é tão eficiente quanto o emprego total em atividades não-agrícolas, considerando que a parte agrícola dessas famílias tem um nível de renda superior às famílias das outras regiões.

No Norte e Nordeste, chama atenção o fato de as reduções nos indicadores de proporção de pobres, 21,46% no Norte e 8,01% no Norte, serem menores que as variações nos indicadores de hiato da pobreza e severidade da pobreza, 28,37% e 28,43% na primeira, e 19,07% e 23,52% na segunda, respectivamente. Esse resultado mostra que, apesar da menor capacidade de diminuir a quantidade de famílias pobres em relação ao total, uma família pobre que passa de agrícola para pluriativa no meio rural de uma dessas regiões consegue diminuir a diferença entre seus rendimentos e a linha de pobreza por meio da queda observada em P1, e consegue diminuir a desigualdade considerando os mais pobres da população por P2.

Para as famílias agrícolas do Centro-Oeste são observados os menores impactos da pluriatividade sobre o nível de pobreza. Esse resultado já era esperado, dado que a região apresenta o menor *ATT* pluriativo com R\$ 6,02, bem como a segunda maior renda média per capita das famílias agrícolas incluídas no pareamento com as pluriativas. O fato é que a alta produtividade das culturas de grãos nos estados de Mato Grosso do Sul e Goiás e a forte produção pecuária também no estado goiano e no Mato Grosso trazem como consequências que as famílias ligadas a essa produção, já auferiram renda suficientemente equiparadas, ou em muitos casos superiores, aos trabalhos não agrícolas, tornando assim muito mais atrativo que os membros dessas famílias se dediquem à atividade produtiva em detrimento de empregos no mercado.

Na agregação dos resultados considerando o meio rural como um todo, observam-se as altas taxas de redução dos indicadores de pobreza na região Sudeste. A proporção de pobres cai 86,76%, o hiato da pobreza se reduz em 84,87% e a severidade da pobreza em 81,60%. Esses números são resultado das diferenças entre os *ATT*'s do primeiro e segundo tratamentos, R\$ 112,18 no caso não-agrícola e R\$ 212,72 para a pluriativa; bem como de uma possível característica da pobreza rural da região estar ligada, em sua maioria, a um conjunto de famílias agrícolas com rendas médias inferiores às do mercado, e que poderiam ter um maior nível

desses rendimentos liberando parte dos membros para se empregarem em atividades não-agrícolas.

No Centro-Oeste, como descrito anteriormente, o tratamento das rendas das famílias agrícolas com *scores* de propensão próximos aos estimados para as famílias pluriativas, teria pouco efeito sobre a redução da pobreza rural como um todo, considerando uma queda quase nula de 0,03% na proporção de pobres. Porém, mesmo com essa pequena redução é importante destacar a capacidade de diminuir, mesmo em pequena escala, o hiato da pobreza e severidade da pobreza, ou seja, diminuindo ainda mais a desigualdade entre as famílias rurais da região.

Nas regiões Norte e Sul, observa-se uma tendência semelhante de queda nos indicadores no meio rural como um todo, que difere das altas taxas encontradas no Sudeste, mas que são sensivelmente superiores às observadas no Centro-Oeste. Pode-se classificar as taxas de queda nessas duas regiões como intermediárias no conjunto de resultados da Tabela 31 com os indicadores P0, P1 e P2 caindo, respectivamente, 12,87%, 18,87% e 20,30% no Norte, e no Sudeste, 17,85%, 24,10% e 27,42%. Porém, a análise desses efeitos se torna relativamente antagônica quando se considera as dinâmicas do meio rural das duas regiões. No Sul, apesar das rendas médias das famílias agrícolas serem menores do que as correspondentes no grupo de tratamento, esses rendimentos já são os maiores entre todas as regiões para as observações utilizadas no pareamento. No Norte, o alto valor do *ATT* pluriativo corresponde a um pareamento no conjunto de suporte comum com menor proporção de famílias agrícolas pobres em comparação com o caso do pareamento não-agrícola.

Por fim, destaca-se os impactos da pluriatividade sobre as famílias agrícolas no agregado para a região Nordeste como um todo. Com uma redução de 4,52% na proporção de pobres, mas uma queda de 12,19% no hiato da pobreza e 16,22% na severidade da pobreza, o *ATT* pluriativo pode ser avaliado como eficiente na redução da desigualdade entre os mais pobres da população e no déficit de rendas dessas famílias. Porém, tendo a região os maiores níveis de pobreza para o meio rural como um todo antes do tratamento ($P0 = 0,5416$; $P1 = 0,2465$ e $P2 = 0,1509$), essa característica faz com que a elevação nos rendimentos dessas famílias agrícolas se torne parcialmente ineficaz na redução do número de pobres em relação à população total.

O último resultado, considerando o efeito do *ATT* pluriativo sobre a extrema pobreza é apresentado na Tabela 32 a seguir. Como era esperado, também se observou redução dos três indicadores *FGT* para todas as regiões e para o meio rural agregado por meio do tratamento da renda das famílias agrícolas abaixo de um quarto de salário mínimo. Em comparação com a linha de pobreza de meio salário mínimo, observou-se que em todos os indicadores de todas as

regiões, com exceção de P1 e P2 no Norte, as variações para a extrema pobreza foram maiores, em módulo, do que as observadas na Tabela 31.

Tabela 32 – Impacto do *ATT* considerando a renda per capita das famílias pluriativas sobre a extrema pobreza das famílias agrícolas e para o meio rural agregado por região em 2015.

Região	Indicador	Famílias agrícolas			Famílias rurais agregadas		
		Sem tratamento	Com tratamento	$\Delta\%$	Sem tratamento	Com tratamento	$\Delta\%$
Norte	P0	0,2791	0,1952	-30,08%	0,2028	0,1584	-21,89%
	P1	0,1173	0,0883	-24,72%	0,0781	0,0627	-19,65%
	P2	0,0648	0,0517	-20,29%	0,0411	0,0341	-16,93%
Nordeste	P0	0,3957	0,2805	-29,10%	0,2848	0,2268	-20,36%
	P1	0,1928	0,1375	-28,67%	0,1280	0,1002	-21,75%
	P2	0,1176	0,0877	-25,42%	0,0749	0,0599	-20,10%
Sudeste	P0	0,1071	0,0379	-64,64%	0,0721	0,0375	-47,99%
	P1	0,0341	0,0130	-62,03%	0,0220	0,0157	-28,47%
	P2	0,0176	0,0071	-59,32%	0,0111	0,0095	-14,90%
Sul	P0	0,0698	0,0330	-52,68%	0,0474	0,0415	-12,46%
	P1	0,0251	0,0108	-57,03%	0,0158	0,0153	-3,31%
	P2	0,0128	0,0052	-59,34%	0,0076	0,0081	6,28%
Centro-Oeste	P0	0,0464	0,0430	-7,33%	0,0319	0,0302	-5,19%
	P1	0,0211	0,0189	-10,30%	0,0140	0,0130	-6,98%
	P2	0,0150	0,0134	-10,55%	0,0095	0,0089	-6,34%

Fonte: Elaborados pelo autor com base nos microdados das PNAD 2015.

As maiores quedas são encontradas na região Sudeste e Sul com percentuais de variação para P0, P1 e P2 de 64,64%, 62,03% e 59,32%, e 52,68%, 57,03% e 59,34%, respectivamente. Após essas reduções, todos os indicadores de pobreza ficam próximos a zero mostrando que a maior parte das famílias extremamente pobres dessas regiões têm seus rendimentos muito próximos a linha de pobreza, ou seja, com um hiato de pobreza baixo em comparação com as demais regiões.

Nas regiões Norte e Nordeste, as variações na proporção de extremamente pobres ficam relativamente parecidas com percentuais de -30,08% e -29,10%, respectivamente. Nessas duas regiões, as diferenças maiores são observadas nos indicadores de hiato da extrema pobreza e severidade da extrema pobreza, nos quais, mesmo após o tratamento dos rendimentos, as famílias agrícolas do Nordeste apresentam níveis bastante superiores aos encontrados no Norte. Da mesma forma como já ressaltado anteriormente, a justificativa se baseia no baixo nível dos rendimentos das famílias agrícolas nordestinas e na alta desigualdade de renda entre os mais pobres dessa região, fazendo assim com que a elevação dos rendimentos dessas famílias, sejam em parte anuladas.

No Centro-Oeste são observadas as menores quedas nos indicadores P0, P1 e P2 entre as regiões considerando o tratamento com o *ATT* pluriativo como já era esperado, dado a baixa

diferença entre os rendimentos das observações dos grupos de controle e tratamento incluídas no conjunto de suporte comum. Porém, esses resultados são superiores aos impactos obtidos para uma linha de pobreza de meio salário mínimo e mostram que as famílias extremamente pobres da região têm rendimentos muito próximos à linha de um quarto de salário mínimo.

Na agregação da análise para o meio rural agregado por região, os efeitos são bastante heterogêneos e observados de maneira a serem maiores do que as variações para a linha de pobreza superior em algumas regiões, e inferior em outras. Nos indicadores P0 e P1 no Norte e nos três indicadores das regiões Nordeste e Centro-Oeste, as variações na extrema pobreza rural são maiores do que as observadas na Tabela 31. Nos demais indicadores das outras regiões, as quedas são muito menores do que as reduções em meio salário mínimo como linha da pobreza. Neste ponto, observa-se que a pluriatividade tem efeito de diminuir a pobreza nas famílias mais pobres das regiões com baixa capacidade de geração de renda agrícola (Norte e Nordeste), e essa diversificação nos rendimentos tem maior efeito sobre as desigualdades de renda entre os mais pobres, como observado no Centro-Oeste.

No Sudeste e Sul, com o componente de trabalho agrícola nesse tipo de família tendo uma dinâmica maior na geração de renda, se observa pouca presença de famílias agrícolas que poderiam ser pluriativas extremamente pobres e que têm baixos rendimentos dentre o total de famílias rurais. Assim, por isso que o pareamento não-agrícola resultou em impacto maior sobre a extrema pobreza. Desta forma, vislumbra-se a redução da pobreza das famílias agrícolas e considerando o meio rural como um todo por meio dos incentivos às atividades não-agrícolas nas áreas dessas regiões com maior incidência de pobreza e que apresentam maiores capacidades de absorver mão-de-obra agrícola.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A agricultura se desenvolveu de maneira diferenciada nas últimas décadas, parte dos países e populações que não conseguiram ter acesso às bases desse desenvolvimento, como tecnologia, crédito e infraestrutura, tiveram um certo atraso relativo na produtividade para com as regiões mais desenvolvidas e grandes propriedades. Esse processo de marginalização é uma das principais causas da incidência da pobreza no meio rural e boa parte dessa pobreza é caracterizada por pequenos agricultores com baixa produtividade agrícola e inferior capacidade de fazer frentes aos altos rendimentos.

No Brasil, essa tendência de heterogeneidade no desenvolvimento também pode ser observada com as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste com menores níveis de pobreza do que as regiões Norte e Nordeste que ainda têm os agravantes climáticos/hídricos e de produtividade do solo, intensificando ainda mais os efeitos desses problemas. Porém, se observa que a introdução e incentivos de trabalhos ligados ao mercado não-agrícola e a diversificação das fontes de renda das famílias agrícolas conseguem, de certa forma, diminuir os níveis de desigualdades no meio rural.

Considerando a racionalidade na escolha entre as atividades onde ofertar mão-de-obra, as famílias buscam maximizar a utilidade combinando as melhores opções que proporcionem maior consumo de bens e serviços. No presente trabalho, observou-se que os rendimentos de famílias não-agrícolas e pluriativas são maiores do que os das famílias que se dedicam exclusivamente à agricultura. Além disso, observou-se que a pobreza diminuiu de maneira mais intensa nessas famílias que têm o componente não-agrícola como fonte de renda.

A metodologia empregada baseada em estimar os impactos dos rendimentos não-agrícolas e da combinação desses com as rendas agrícolas apresentou resultados robustos, tanto no modelo *logit* multinomial para a estimação das probabilidades de uma família se empregar em outras atividades, como no *Propensity Score Matching* por meio do qual se conseguiu superar a maior parte do viés de seletividade da amostra, que por sua vez torna boa parte dos resultados de outros trabalhos, não tão confiáveis. Neste ponto, todos os testes executados de maneira antecipada se mostraram ajustados que mostram a confiança dos resultados obtidos.

Entre os principais determinantes que influenciam em uma família ser do tipo não-agrícola e/ou pluriativa obtidos no modelo probabilístico estimado estão o grau de escolaridade, presença ou não de dependentes, dependência de transferências governamentais e posição e tipo de ocupação produtiva. Assim concluiu-se que uma maior média de anos de estudo levam aos

membros das famílias rurais terem mais oportunidades de emprego no mercado; a presença de componentes dependentes aumenta as necessidades de consumo e, assim, de auferir renda; famílias menos dependentes de rendas do não-trabalho se caracterizam como as que mais diversificam seus rendimentos; e, a maneira como as famílias se organizam no trabalho sendo do tipo conta-própria ou empregados trazem maior facilidade de inserção no mercado não-agrícola.

Outro ponto a ser destacado é o efeito geográfico da área de localização no domicílio. Assim, o fato de a família se localizar no meio rural mais distante, traz maiores custos no momento de procurar emprego fora da agricultura. Outro fato é que existem diferenças latentes entre os estados que compõem cada região, com alguns tendo maior produtividade agrícola e proporcionando maiores rendas e outros com maior desenvolvimento nos setores de indústria e serviços, dando base a maior oferta de trabalhos não-agrícolas.

Considerando os *scores* de probabilidade entre as famílias mais semelhantes nos pares agrícola/não-agrícola e agrícola/pluriativa, observou-se que passar de exclusivamente agrícola a introduzir fontes de renda não ligadas à atividade produtiva, tem efeito de proporcionar uma elevação nos rendimentos familiares e essa elevação se traduz em redução nos indicadores de pobreza. O grau de melhoria nas condições de vida passa a ser maior para as famílias mais pobres das regiões rurais com suas rendas tendo uma diferença maior, comparativamente. Assim, as famílias mais beneficiadas com a redução da pobreza são as mais pobres da população, mostrando assim que a maior intensidade da pobreza é sentida pelos agricultores de menor porte e capacidade de famílias rurais de gerar renda. Outro possível papel das rendas não-agrícolas além da redução da pobreza, que merece ser tratado mais a fundo em trabalhos futuros, é a manutenção das famílias no seu local de origem, reduzindo o êxodo rural e consequentes problemas de povoamento das grandes cidades.

Desse modo, o incentivo ao desenvolvimento das atividades não-agrícolas no meio rural, como defendido por organismos internacionais, é uma das políticas públicas possíveis e mais rápidas a serem realizadas visando diminuir a dualidade do efeito do desenvolvimento econômico e melhorar as condições de vida de boa parte da população que ainda vive em situação de necessidade básicas não atendida.

Um ponto que deve ser colado é que essas políticas devem ser direcionadas de maneira específica para cada região. Nesse sentido, se a pluriatividade tem maior eficiência na elevação da renda das famílias agrícolas do Norte e Sudeste, o incentivo deve ser na direção de ampliar a capacidade de processar os produtos agrícolas, de serviços auxiliares à produção, de introdução de tecnologia, entre outras, que venham a estruturar ainda mais o sistema de

produção agrícola. Por outro lado, nas regiões Nordeste e Centro-Oeste com a renda não-agrícola mais eficiente e com maior poder de elevar os rendimentos familiares, a busca pelo investimento em agroindústrias, setor de serviços, capacitação técnica para o mercado não-agrícola, entre outras, seria o caminho mais racional a se seguir no sentido de direcionar força de trabalho para o emprego fora da agricultura e assim melhorar as condições de vida das famílias rurais com o objetivo de reduzir a pobreza.

No que se refere às principais dificuldades encontradas na realização desta pesquisa, destaca-se a disponibilidade de dados mais precisos sobre as condições de famílias rurais que permitiriam análises mais acuradas e um aprofundamento nas discussões de como superar os problemas trazidos pelo baixo nível de renda de famílias que não conseguem ascender socialmente em uma parte tão relevante para geração de produto para o país que é o campo.

Para trabalhos futuros, sugere-se a introdução de uma ampliação nos conceitos de pobreza utilizado abarcando níveis de necessidades de moradia, emprego, alimentação, saúde e educação como fatores que levam a um tipo de pobreza mais forte considerando um conjunto de necessidades a serem atendidas, mais profunda do que a necessidade apenas de obtenção de renda.

De todo modo, espera-se que o objetivo de proporcionar um entendimento maior das dinâmicas sociais no meio rural tenha sido alcançado e possa servir de base para indagações futuras quanto a busca por melhorias na qualidade de vida das famílias residentes no meio rural brasileiro.

REFERÊNCIAS

- ADAMS, R. H. Non-farm income, inequality and land in rural Egypt. **Policy Research Working Paper**, N°. 2.178, Word Bank, 1999, 39 p.
- ALI, B. A.; DEININGER, K.; DUPONCHEL, M. Credit Constraints, Agricultural Productivity and Rural Nonfarm Participation: Evidence from Rwanda. **Policy Research Working Paper**, N°. 6.769. World Bank: 2014, 32 p.
- ANDRADE, V. D. de A. **O papel do estabelecimento agrícola e das características pessoais e familiares na alocação de trabalho no meio rural brasileiro**. 136 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, 2003.
- ARAUJO, T. B.; BIELSHOWSKY, R.; PAULANI, L.; LACERDA, A. C.; POCHMANN, M. O financiamento do desenvolvimento econômico, a distribuição de renda e a questão regional. In: PRADO, L. C. D. (Org.). **O Desenvolvimento Econômico Brasileiro e a CAIXA**. 2ª. ed. Rio de Janeiro, Rio de Janeiro: Centro Internacional Celso Furtado, Vol. 1, p. 59-67, 2013.
- ATTANAZIO, O., BATTISTIN, E., FITZSIMONS, E., MESNARD, A., VERA-HERNÁNDEZ, M. **How effective are conditional cash transfers? Evidence from Colombia**. London: The Institute for Fiscal Studies, 2005, 10 p.
- BALSADI, O. V. Ocupações não-agrícolas da população rural no Centro-Oeste brasileiro no período 2001-2005. Rio de Janeiro: **Informações Econômicas**, Vol. 38, p. 39-47, 2008.
- BARDHAN, P.; UDRY, C. **Development Microeconomics**. Oxford: Oxford University Press, 1999. 249 p.
- BARROS, A. R. **Desigualdades Regionais no Brasil**. Rio de Janeiro: editora Campus, 2011. 368 p.
- BATISTA, H. R.; NEDER, H. D. Efeitos do Pronaf sobre a pobreza rural no Brasil (2001-2009). **Revista de Economia e Sociologia Rural (Impresso)**, Piracicaba, São Paulo, Vol. 52, Supl. 1, p. 147-166, 2015.

BECKER, G. **Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education**, Second Edition. New York: Columbia University Press, National Bureau of Economic Research, 1975. 268 p.

BECKER, S. O; ICHINO, A. Estimation of average treatment effects based on propensity scores. **The Stata Journal**, Vol. 2, Nº. 4, p. 358-377, 2002.

BENJAMIN, C. The growing importance of diversification activities for French farm households. **ELSEVIER: Journal of Rural Studies**, Vol. 10, p. 331–342, 1994.

BLANK, R. M. Poverty, Policy and Place: How Poverty and Policies to Alleviate Poverty Are Shaped by Local Characteristics. **International Regional Science Review**, Vol. 28, p. 441-464, 2005.

BOWLUS, J. A.; SICULAR, T. Moving towards markets? Labor allocation in rural China. **Journal of Development economics**, Vol. 71, p. 561-583, 2003.

BRASIL. Decreto do poder executivo Nº. 6.135. Dispõe sobre o Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal e dá outras providências. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**. Brasília, DF, 26 de junho de 2007. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2007/decreto/d6135.htm.

BRASIL. Lei Nº. 8.742. Lei Orgânica de Assistência Social (LOAS). **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**. Brasília, DF, 7 de dezembro de 1993. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/Leis/L8742.htm.

BRYSON, A.; DORSETT, R.; PURDON, S. The Use of Propensity Score Matching in the Evaluation of Labour Market Policies. **Working Paper, Policy Studies Institute and National Centre for Social Research**, London, England, Nº. 4. 2002. 52 p.

BUAINAIN, A. M.; ALVES, E.; SILVEIRA, J. M. da.; NAVARRO, Z. Sete teses sobre o mundo rural brasileiro. **Revista de Política Agrícola**, Vol. 22, Nº. 2, Brasília, Distrito Federal, p. 105-121, abril-junho, 2013.

CALDAS, R. M.; SAMPAIO, Y. B. Pobreza no Nordeste Brasileiro: uma análise multidimensional. **Revista de Economia Contemporânea (Impresso)**, Vol. 19, Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, p. 74-96, 2015.

CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. **Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching**. Discussion Papers of DIW Berlin 485, DIW Berlin, German Institute for Economic Research, 2005, 32 p.

CARNEIRO, M. J. **Pluriatividade: uma resposta à crise da exploração familiar?**. In: Anais do XVII PISA. Porto Alegre, RS, p. 50-58, 1995.

CHAYANOV, A. V. Sobre a teoria dos sistemas econômicos não capitalistas. In: SILVA, J. G., STOLCKE, V. **A questão agrária**. São Paulo, São Paulo: Brasiliense, p. 477-502, 1981.

CHAYANOV, A. V. The Theory of Peasant Economy. **The American Economic Association**. Illinois: Homewood, 1966. 386 p.

CODES, A. L. M. de. **A trajetória do pensamento científico sobre a pobreza: em direção a uma visão complexa**. Texto para Discussão Nº. 1332. Brasília, Distrito Federal: IPEA, 2008, 30 p.

COSTA, L. V.; HELFAND, S. M. **Projetos de Desenvolvimento Rural e transferência condicionada de renda: Explorando potenciais sinergias entre o Pró-Gavião e o Bolsa Família**. In: 54º CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, Maceió, Alagoas, 2016.

COTTER, D. A. Poor People in Poor Places: Local Opportunity Structures and Household Poverty. **Rural Sociology**, Vol. 67, Nº. 4, p. 534-555, 2002.

DE JANVRY, A.; SADOULET, E. Progress in the Modeling of Rural Households - Behavior Under Market Failures. In: DE JANVRY, A.; KANBUR, R. (Ed.). **Poverty, Inequality and Development: Essays in Honor of Erik Thorbecke**. New York: Springer Publishers, p. 155-181. 2005.

DEHEJIA, R. H; WAHBA, S. Propensity Score Matching methods for nonexperimental causal studies. **The Review of Economics and Statistics**, Vol. 84, Nº. 1, p. 151-161, 2002.

DEL GROSSI, M. E.; GRAZIANO DA SILVA, J.; TAKAGI, M. **Evolução da pobreza no Brasil, 1995/99**. Texto para Discussão, Instituto de Economia, UNICAMP, Vol. 1, p. 1-35, 2001.

DEL GROSSI, M.; GRAZIANO DA SILVA, J. **O uso das PNAD's para as áreas rurais.** Texto para discussão IPEA N° 874. Rio de Janeiro, Rio de Janeiro: IPEA, 2002, 33 p.

DUARTE, G. B.; SAMPAIO, B.; SAMPAIO, Y. B. Programa Bolsa Família: impacto das transferências sobre os gastos com alimentos em famílias rurais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Vol. 47, N° 4, p. 903-918, 2009.

ESCHER, F.; SCHNEIDER, S.; SCARTON, L. M.; CONTERATO, M. A. Caracterização da Pluriatividade e dos Plurirrendimentos da Agricultura Brasileira a partir do Censo Agropecuário 2006. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Vol. 52, N° 4, p. 643-668, 2014.

FISHER, D. R. Resource Dependency and Rural Poverty: Rural Areas in the United States and Japan. **Rural Sociology**, Vol. 66, N° 2, p. 181–202, 2001.

FOOD AND AGRICULTURAL ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS (FAO). Gender dimensions of agricultural and rural employment: Differentiated pathways out of poverty - Status, trends and gaps. **The International Fund for Agricultural Development and the International Labour Office report: Gender and rural employment**, Rome, 2010, 266 p.

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A Class of Decomposable Poverty Measures. **Econometrica**, Vol. 52, N° 3, p. 761-766, 1984.

FULLER, A. M. From part-time farming to pluriactivity: a decade of change in rural Europe. **Journal of Rural Studies**, London, England, Vol. 6, N° 4, p. 361-373, 1990.

GASQUES, J. G.; VIEIRA FILHO, J. E.; NAVARRO, Z. (Org.). **A agricultura brasileira: desempenho, desafios e perspectivas.** Brasília, Distrito Federal: IPEA, 2010. 294 p.

GASSON, R.; CROW, G.; ERRINGTON, A.; HUTSON, J; MARSDEN, T. WINTER, D. M. The farm as a family business: A review. **Journal of Agricultural Economics**, Vol. 39, p. 1-41, 1988.

GERTLER, P. J. MARTINEZ, S. PREMAND, P. L. B. RAWLINGS, CHRISTEL, M. J. **Vermeersch: Impact Evaluation in Practice.** Washington DC: World Bank, 2011, 266 p.

GRAZIANO DA SILVA, J.; DEL GROSSI, M. E. **A evolução das rendas e atividades rurais não-agrícolas no Brasil.** In: SEMINÁRIO SOBRE O NOVO RURAL BRASILEIRO: A

dinâmica das atividades agrícolas e não-agrícolas no novo rural brasileiro (Fase III do projeto Rurbano). Campinas, São Paulo, Vol. 2, 2001, 35 p.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 7ª edition. New York: Pearson, 2011. 1.232 p.

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

HAGENAARS, A. J. M. **The perception of poverty**. Amsterdam, North Holland: Elsevier, 1986, 313 p.

HELFAND, S. M.; MOREIRA, A. R. B.; FIGUEIREDO, A. M. R. Explicando as Diferenças de Pobreza entre Produtores Agrícolas no Brasil: Simulações Contrafactuais com o Censo Agropecuário 1995-96. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Goiânia, Goiás, Vol. 49, Nº. 2, p. 391-418, 2014.

HOFFMANN, R. **Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza**. São Paulo: EDUSP, 1998, 204 p.

HUFFMAN, W.E. Farm and off-farm work decision: the role o human capital. **The Review of Economic and Statistics**, p. 471-479, 1979.

HUFFMAN, W.E., LANGE, M.D. Off-farm work decision of husbands and wives: joint decision making. **The Review of Economic and Statistics**, p. 471- 479, 1989.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios PNAD**. Rio de Janeiro, RJ, 2016.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Métodos econométricos**. Alfragide: McGraw-Hill. Portugal, 2001, 531 p.

KAGEYAMA, A. **Pluriatividade e Ruralidade: aspectos metodológicos**. Economia Aplicada. São Paulo: FIPE/FEA-USP, Vol. 2, Nº. 3, p.515-551, julho-setembro, 1998.

KUHN, H. W.; TUCKER, A. W. **Nonlinear programming. Proceedings of Second Edition**. Berkeley Symposium. Berkeley: University of California Press. p. 481–492, 1951.

LAMARCHE, H. A agricultura familiar: comparação internacional. **Revista de Sociologia e Política**. Campinas, São Paulo: Editora Unicamp, Vol. 2, Nº. 12. p. 161-167, 1998.

LANJOUW, P.; MURGAI, R. Poverty Decline, Agricultural Wages, and Non-Farm Employment in Rural India 1983-2004. Washington DC: **The World Bank Policy Research Working Paper**, Nº. 4858, March 2008, 50 p.

LECHNER, M. Some practical issues in the evaluation of heterogenous labour market programmes by matching methods. **Journal of the Royal Statistical Society: Series A**, Londres, Inglaterra, Vol. 165, Nº. 1, p. 59–82, 2002.

LEE, M. **Off-farm labor supply and various related aspects of resource allocation by agricultural households**. 125 f. (Elektronische Dissertationen) - Georg-August, Universität Göttingen, 1998.

LELKES, O.; ZOLYONI, E. Poverty Across Europe: The Latest Evidence Using the EU-SILC Survey. **Policy Brief, European Centre for Social Welfare Policy and Research**, Vienna, 2008. 16 p.

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

LONG, J. S.; FREESE, J. **Regression Models for Categorical Outcomes Using Stata**. Second Edition. College Station, TX: Stata Press. 2005, 589 p.

LUNDERBERG, S. Labor Supply of Husbands and Wives: A Simultaneous Equations Approach. **The Review of Economics and Statistics**, Vol. 70, Nº. 2, p. 224-235, 1988.

MARIANO, J. L.; NEDER H. D. Desigualdade de renda e pobreza entre Famílias no meio rural do Nordeste. **Economia e desenvolvimento**, Vol. 5, Nº. 2, p. 221-242, 2006.

MATTEI, L. Pobreza e Política de Desenvolvimento Territorial: noções, metodologias de mensuração e estratégias de enfrentamento do problema. In: MIRANDA, C.; TIBURCIO, B. (Org.). **Políticas de Desenvolvimento Territorial e Enfrentamento da Pobreza Rural no Brasil**. Brasília, Distrito Federal: IICA, Vol. 1, 2014, 359 p.

MCFADDEN, D. Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior. In: ZAREMBKA, P. **Frontiers in Econometrics**. New York: Academic Press, 1974, 252 p.

MELLO, J.; ANDRADE, B. T. de.; MELCHIORI, C. E.; OLIVEIRA, Y. R. de. A inclusão produtiva rural do Brasil sem Miséria: estratégias e primeiros resultados. In: CAMPELLO, T.; FALCÃO, T.; COSTA, P. V. da. (Org.). **O Brasil sem miséria**. Brasília, Distrito Federal: MDS, 2014, 848 p.

MENDONÇA, L. K.; GALINDO, E. Integração de políticas de desenvolvimento rural e social para inclusão produtiva e superação da extrema pobreza no plano Brasil sem Miséria e o cadastro único para programas sociais do governo federal. In: CAMPELLO, T.; FALCÃO, T.; COSTA, P. V. da. (Org.). **O Brasil sem miséria**. Brasília, Distrito Federal: MDS, 2014, 848 p.

MÖLLERS, J.; BUCHENRIEDER, G. Effects of rural non-farm employment on household welfare and income distribution of small farms in Croatia. **Quarterly Journal of International Agriculture**, Vol. 50, Nº. 3, p. 217-235, 2011.

NAKAJIMA, C. Subsistence and commercial family farms: some theoretical models. In: WHARTON, C. R. **Subsistence agriculture and economic development**. Chicago: Aldine, p. 186-191, 1970.

NASCIMENTO, C. A. do. A pluriatividade das famílias rurais no Nordeste e no Sul do Brasil: pobreza rural e políticas públicas. **Economia e Sociedade**, Campinas, São Paulo, Vol. 18, Nº. 2, p. 317-348, agosto 2009.

NASCIMENTO, C. A. do. **Pluriatividade, pobreza rural e políticas públicas: Uma análise comparada entre Brasil e União Europeia**. Fortaleza, Ceará: Banco do Nordeste (BNB Teses e Dissertações, Nº. 11), 2008, 282 p.

NASCIMENTO, C. A. do.; CARDOZO, S. A. Redes urbanas regionais e a pluriatividade das famílias rurais no Nordeste e no Sul do Brasil, 1992-1999 e 2001-2005. **Revista Econômica do Nordeste**, Vol. 38, Nº. 34, outubro-dezembro, p. 637-658, 2007.

NAVARRO, Z. Desenvolvimento rural no Brasil: os limites do passado e os caminhos do futuro. **Revista Estudos Avançados**, São Paulo: USP, Vol. 15, Nº. 43, p. 83-100, 2001.

NEDER, H. D. Trabalho e pobreza rural no Brasil. In: BUAINAIN, A. M.; ALVES, E.; SILVEIRA, J. M. da.; NAVARRO, Z. (Org.). **O mundo rural no Brasil do século 21: A formação de um novo padrão agrário e agrícola**. 1ª. ed. Brasília, Distrito Federal: Embrapa, Vol. 1, p. 621-652, 2014.

NERI, M. C.; SOARES, W. L. Sustainable Tourism and Eradication of Poverty (STEP): Impact assessment of a tourism development program in Brazil. **Revista de Administração Pública (Impresso)**, Vol. 46, p. 865-878, 2012.

NEY, M. G.; HOFFMANN, R. Educação, concentração fundiária e desigualdade de rendimentos no meio rural brasileiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Vol. 47, p. 637-658. 2009.

PEREIRA, A. F. C.; JUSTO, W. R.; LIMA, J. R. F. **Impactos das rendas não-agrícolas sobre as desigualdades no meio rural da Bahia, Ceará e Pernambuco**. In: XXI Encontro Regional de Economia, 2016, Fortaleza. Anais do XXI Encontro Regional de Economia, Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (ANPEC), 2016, 23 p.

PEREIRA, A. F. C.; LIMA, J. R. F.; JUSTO, W. R. **Impactos das rendas não-agrícolas sobre os indicadores de pobreza Foster-Greer-Thorbecke (FGT) para as famílias rurais do estado de Pernambuco**. In: IV Encontro Pernambucano de Economia, Recife, Pernambuco, 2015, 22 p.

ROCHA, S. O Declínio Sustentado da Desigualdade de Renda no Brasil (1997-2009). **Economia**, Brasília, Distrito Federal, Vol. 13, p. 629-645, 2012.

ROCHA, S. **Pobreza no Brasil: afinal, do que se trata?**. 3ª edição. Rio de Janeiro: editora FGV, 2006, 190 p.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIM, D. The central role of the propensity score in observational studies for casual effects. **Biometrika**, Vol. 70, Nº. 1, p. 41-55, 1983.

SANTOS, M. L.; LÍRIO, V. S.; VIEIRA, W. da. C. (Org.). **Microeconomia aplicada**. Viçosa: UFV, 2009. 649 p.

SCHNEIDER, S. A pluriatividade no meio rural brasileiro: características e perspectivas para investigação. Quito, Equador: **GRAMMONT**, Edição Flacso, Série FORO, Vol. 1, p. 132-161, 2009.

SCHNEIDER, S. Evolução e Características da Agricultura Familiar no Brasil. Uruguai: **ALASRU Nueva Epoca**, Vol. 1, p. 21-52, 2014.

SEN, A. **Desenvolvimento como liberdade**. São Paulo: Companhia das Letras, 2010, 461 p.

SILVA, P. L. N., PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência e Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, RJ, Vol.7, Nº. 4, Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, p. 659-670, 2002.

SINGH, I. SQUIRE, L. STRAUSS. J. **Agricultural Household Models: Extensions, Applications and Policy**. Baltimore: The Johns Hopkins University Press., 1986, 335 p.

SMITH, K. R. Does Off-Farm Work Hinder ‘Smart’ Farming?. **Agricultural Outlook, Economic Research Service**, USDA, p. 28-50, 2002.

STRAUSS, J. The Theory and Comparative Statics of Agricultural Household Models: A General Approach. In: SINGH, I. SQUIRE, L. STRAUSS. J. **Agricultural Household Models: Extensions, Applications and Policy**. Baltimore: The Johns Hopkins University Press., 1986, 335 p.

SUMMERS, G. Persistent Rural Poverty. In: CASTLE. E. **The Changing American Countryside**, Lawrence: University of Kansas Press, 1995, 584 p.

SUMNER, D. A. The off-farm labor supply of farmers. **American Journal Agricultural Economics**, p. 499-509, 1982.

VARIAN, H. R. **Intermediate microeconomics**. 8. ed. New York-London: W. W. Norton & Company, 2010, 805 p.

VEIGA, J. E. da. **A face rural do desenvolvimento**. Porto Alegre, Rio Grande do Sul: Editora da Universidade, 2000. 197 p.

WEBER, B. A. People and Places at the Ragged Edge: Place-based Policy for Reducing Rural Poverty. In: WU, J. P.; BARKLEY, W.; WEBER, B. A. **Frontiers in Resource and Rural Economics**, Washington DC: Resources for the Future Press, 2007, 192 p.

WORD BANK. **Agriculture for development**. World development report 2008. Washington: DC., 2008, 386 p.

ZENG, T. **Chinese Agricultural Household Farming Efficiency and Off-Farm Labor Supply**. 169 f. (Ph.D Thesis). North Carolina State University, 2005.

ZENG, T.; LAND, K. C.; WANG, Z.; GU, D. U. S. Family household momentum and dynamics: Extension and application of the ProFamy method. **Population Research and Policy Review**, Vol. 25, p. 1-41, 2006.

ZHU, N.; LUO, X. The impact of migration on rural poverty and inequality: a case study in China. **Agricultural Economics**, Vol. 41, N°. 2, p. 191-204, 2010.