

Mudanças no meio rural brasileiro na segunda década do século XXI *

Domingos Isaias Maia Amorim **

Carlos José Caetano Bacha ***

Resumo

A segunda década do século XXI tem se caracterizado pelo crescimento, no meio rural, da importância de famílias não agrícolas e pelas perdas de importâncias de famílias agrícolas e pluriativas, evidenciando uma nova configuração do nosso meio rural. O presente artigo, além de ilustrar esses fenômenos com dados secundários, utiliza-se de um modelo *Logit* multinomial e dados das Pnads Contínuas para avaliar a importância de atributos individuais, familiares, da ocupação dos membros que compõem a PEA ocupada da família e a sua localização regional para explicar essa nova composição das famílias vivendo em nosso meio rural. Os resultados econométricos nos informam que as maiores chances de uma família rural ser não agrícola ou pluriativa é ela viver fora do Centro-Oeste. Ter entre os seus membros o aposentado, ter maior número de membros e o seu chefe ser do grupo preto, pardo ou indígena aumenta as chances de a família rural ser não agrícola, em relação a ser família agrícola. Produzir para autoconsumo, ter beneficiário do bolsa família e ter maior número de dependentes são condições para aumentar a chance de a família rural ser pluriativa em relação a ser agrícola.

Palavras-chave: Meio rural, Famílias, Brasil, Mercado de trabalho; Modelo estocástico.

Abstract

Changes in the Brazilian rural sector during the 2010s

The 2010s saw an increase in the share of non-agricultural families living in Brazil's rural areas and a decrease in the share of agricultural and pluriactive families. In order to better understand this new phenomena, this paper first uses secondary dataset to illustrate the issue, followed by a multinomial model and dataset from the Continuous Pnads in order to evaluate the importance of individual attributes, family features, the family workforce's occupation type and the regional location considering the probability of a rural family to be non-agricultural or pluriactive in relation to be an agricultural family. Statistical results allow us to conclude that any rural family living outside of the Central-West are more likely to be a non-agricultural or pluriactive family than an agricultural family. As the rural family has a retired person among its members, has a greater number of members and its head is either black, indigenous or a person of color the probability of being a non-agricultural family is greater in relation to an agricultural family. The probability that a rural family is pluriactive, in relation to agricultural, increases, since it produces for self-consumption, is a beneficiary of the government-allowance-program, and has a greater number of dependents.

Keywords: Rural Brazil, Labor market, Stochastic model.

JEL: D12, J21, R23.

Introdução

Em especial a partir da década de 1990, várias estudos (ver, por exemplo, Graziano da Silva, 1997; Kageyama, 1999; Mattei, 1999; Campanhola, Graziano da Silva, 2000; Graziano da Silva, Del Grossi, Campanhola, 2002; Anjos, 2003; Schneider, 2003; Nascimento, 2009; Feltre; Bacha, 2010) foram realizados no Brasil para destacar o Novo Rural, em que o meio rural brasileiro não era apenas agrícola e no qual várias atividades não agrícolas estavam surgindo, viabilizando, mas não sendo a razão única para tal, a pluriatividade da família rural (ou seja,

* Artigo recebido em 8 de fevereiro de 2021 e aprovado em 1 de abril de 2022.

** Doutorando em Economia Aplicada da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP), Piracicaba, SP, Brasil. E-mail: domingos_isaias@usp.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6825-2317>.

*** Professor Titular da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP), Piracicaba, SP, Brasil. E-mail: carlosbacha@usp.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2956-9017>.

alguns membros da família vivendo no meio rural se dedicavam à agropecuária e outros, a atividades não agrícolas, seja no meio rural ou no meio urbano). Simultaneamente, a modernização da agropecuária, em parte via sua mecanização, leva à redução da demanda de mão de obra agrícola, conduzindo as pessoas que vivem no meio rural a procurarem outras atividades não agrícolas (Sakamoto; Nascimento; Maia, 2016), ou migrarem para as cidades. Esse último fenômeno, inclusive, levou, em algumas áreas, à escassez de oferta de mão de obra, com efeitos relevantes sobre vários sistemas produtivos (Buainain, 2014).

As duas primeiras décadas do século XXI têm presenciado programas crescentes de transferência de renda (via o Bolsa Família ou via aposentadorias especiais, como o Benefício de Prestação Continuada, BPC) que permitem a subsistência de famílias tanto no meio urbano quanto no meio rural sem estarem diretamente vinculadas às atividades produtivas comuns desses ambientes. Ademais, morar em uma cidade pode implicar custos maiores de moradia do que morar no meio rural, seja pelo preço da terra para construir moradias ou com maiores despesas de aluguel e contas de água e esgoto, por exemplo. Isto pode levar ao surgimento no meio rural de famílias de baixa renda que não tenham entre os seus membros vínculo com a agropecuária, constituindo-se em famílias rurais não agrícolas.

Os fenômenos acima explicam o convívio no meio rural brasileiro de famílias agrícolas (que vivem da agropecuária), de famílias pluriativas (em que parte dos seus membros vivem em torno da agropecuária e outros se dedicam a atividades não agrícolas, quer sejam rurais ou urbanas) e de famílias não agrícolas (que moram no meio rural, mas sem os seus membros estarem trabalhando com a agropecuária). No entanto, a composição dessas famílias em nível nacional e regional e o exame dos fatores que determinam as chances de uma família ser agrícola, pluriativa ou não agrícola ainda não é fenômeno estudado a contento no Brasil, em especial considerando dados referentes à segunda década do século XXI.

Diante do acima exposto, o objetivo geral deste artigo é analisar a evolução da composição das famílias rurais brasileiras (separando-as em agrícolas, pluriativas ou não agrícolas) e estimar a chance de uma família ser não agrícola ou pluriativa em relação a ser agrícola, usando para tal um modelo multinomial. Para este tipo de análise, são utilizados microdados das PNADs contínuas referentes aos anos de 2012 a 2019 (que eram os disponíveis no momento da realização do artigo e são referentes à segunda década do século XXI).

O artigo está organizado em quatro seções, além dessa Introdução. Na primeira seção é apresentada uma síntese do Novo Rural brasileiro, em especial destacando os trabalhos da década de 1990 e da primeira década do século XXI, que destacam a simultaneidade deste novo perfil do meio rural com a aceleração do processo de modernização da agropecuária brasileira e do crescimento no meio rural de atividades não agrícolas. A seção 2 apresenta a metodologia e comenta os dados a serem usados no artigo. A seção 3 apresenta os resultados obtidos; seguida das considerações finais do artigo.

1 O novo rural brasileiro e a modernização da agropecuária brasileira nas décadas de 1990 e 2000

Parte da literatura tratando do mercado de trabalho rural nas décadas de 1990 e 2000 destaca a nova composição do meio rural brasileiro e as vinculações dos mercados de trabalho urbano e rural que se formavam fortemente, em especial desde a década de 1970 (ver, por exemplo, Graziano da Silva, 1997; Schneider, 2004). Esses trabalhos chamam a atenção para o

fato de que no meio rural não ocorrem apenas atividades agropecuárias, e as famílias vivendo no meio rural não se dedicam, necessariamente, apenas à agropecuária.

A modernização da agropecuária, com ela usando equipamentos e insumos industriais (processo determinado pelo setor industrial, e que foi chamado por alguns autores de “industrialização da agricultura”¹), junto às inovações tecnológicas no processo agropecuário, que se aceleram no começo dos anos 1970, juntamente com o transbordamento do mundo urbano para aquele espaço definido como rural, causaram mudanças no meio rural brasileiro na década de 1990 e na primeira década do século XXI (Bolliger, 2014; Graziano da Silva, 1997).

O processo de modernização da agropecuária (algumas vezes chamada apenas de agricultura em alguns dos trabalhos já ou a serem citados) que se acelera a partir da década de 1970, induzido inicialmente pela política agrícola e, posteriormente, pelas forças de mercado, reduziu a demanda relativa de mão de obra que, apesar do êxodo rural, manteve-se disponível para a agropecuária (Gasques et al., 2010; Buainain, 2014). Era a vigência de um “novo padrão agrícola brasileiro”, que emergia da passagem “do complexo rural aos complexos agroindustriais” (Buainain, 2014).

Naturalmente, a incorporação de novas tecnologias – levando à modernização da agropecuária – tem fortes impactos sobre o mercado de trabalho rural, em razão da liberação de mão de obra devido à mecanização das operações agropecuárias e às mudanças na sazonalidade da produção e da demanda de mão de obra nas diferentes fases de cultivo (Graziano da Silva, 1997; Garcia, 2014).

Concomitantemente à modernização da agropecuária, em certos segmentos dela houve o cerceamento de oportunidades a pequenos produtores e a algumas famílias rurais, que não migrassem ou não procurassem outras alternativas de rendimento fora da agropecuária. Eles estavam condicionados a caminhar para a pobreza. O baixo dinamismo desta porção dos pequenos produtores (diga-se, não generalizada a todo o Brasil) associa-se à carência de capacidade de absorção tecnológica e, em alguma medida, à pobreza rural, que está fortemente concentrada. Neder (2014) destaca a existência de uma certa polarização da pobreza rural, concentrada nas atividades tradicionais. Os ocupados em atividades mais dinâmicas no meio rural apresentam taxas de pobreza mais reduzidas (Neder, 2014).

É nesse contexto que estudos a respeito do impacto das atividades não agrícolas das famílias rurais, sobretudo sobre a pluriatividade, passaram a ganhar mais destaque a partir de meados dos anos 1990 (como ressaltado por Sakamoto; Nascimento; Maia, 2016). Há uma vasta literatura brasileira (tal como, por exemplo, Schneider et al., 2006; Nascimento, 2009; Buainain et al., 2014; Sakamoto; Nascimento; Maia, 2016) que trata e relaciona a pluriatividade e o trabalho não agrícola nas diversas regiões rurais brasileiras, ressaltando similaridades e diferenças desses tópicos entre as regiões (ou estados) brasileiras. O trabalho rural não agrícola (seja ele puro ou pluriativo) é visto então como um sistema capaz de estabilizar as rendas rurais, combater a pobreza e conter o êxodo rural, além de gerar o dinamismo nas economias locais, uma vez que existe interação entre os mercados de trabalho agrícola e não agrícola (Schneider, 2003; Ney, 2010; Schneider et al., 2013).

(1) Esse termo foi utilizado por Guimarães (1979), Delgado (1985), Buainain e Dedecca (2008) e Ney (2010), por exemplo, para se referir ao setor industrial determinando o modo de produção da agropecuária.

A análise feita por Seyferth (1974) sobre o colono-operário no Vale do Itajaí é considerada na literatura brasileira como o trabalho embrionário sobre a ocorrência da pluriatividade no Brasil (Graziano da Silva; Del Grossi, 1997). A autora conclui que a pluriatividade era uma estratégia de produção das unidades camponesas. Graziano da Silva (1997) ressaltava, em meados da década de 1990, que não se podia mais caracterizar o meio rural brasileiro como sendo apenas agrícola, além de não ser mais possível explicar o comportamento do emprego rural apenas por meio do calendário agrícola, da expansão/retração das áreas e/ou produção agropecuária. Tem-se, então, um conjunto de atividades não-agrícolas que responde cada vez mais pela nova dinâmica da população e do emprego no meio rural brasileiro. A criação de empregos não agrícolas nas zonas rurais era vista como uma estratégia capaz de reter essa população rural pobre nos seus locais de moradia, ao mesmo tempo que permitia elevar o nível de renda da mesma (Graziano da Silva, 1997).

Garcia (2014) mostra que a população economicamente ativa rural (a PEA-rural) apresentou tendência de queda, segundo os dados das Pnads, de 1992 a 2012, destacando a queda do pessoal empregado em atividades agrícolas. Adicionalmente, o autor enfatiza o processo de envelhecimento da população vivendo no campo, pois os jovens migram às cidades devido à proximidade de certas áreas rurais aos centros urbanos, à procura de acesso à educação, à facilidade de comunicação, e ao aumento de oportunidades de trabalho e vida nas cidades. Essa migração afeta ambas: a agricultura familiar e a agricultura patronal (termo usado pelo autor).

Neder (2014) – corroborando com Graziano da Silva e Del Grossi (1997), Schneider (2003), Ney e Hoffmann (2008), Ney (2010) e Garcia (2014) – identifica as relações existentes entre a pobreza rural e a forma como a PEA rural incorpora-se ao mercado de trabalho no Brasil. Neder (2014) conclui que a concentração de trabalhadores mais bem remunerados ocorre em municípios de maior porte econômico, refletindo uma maior precarização da ocupação agrícola à medida que a atividade é interiorizada (ou seja, passa dos municípios maiores para os menores), intercorrendo para o aumento de domicílios com ocupações exclusivamente fundamentada nos setores não agrícolas.

Sakamoto, Nascimento e Maia (2016) utilizaram dados anuais das Pnad de 2001 a 2013 com o objetivo de apresentar os condicionantes e diferenciais de renda das famílias pluriativas e das famílias não agrícolas no rural brasileiro. Os autores identificam que foi mantida a redução das famílias com atividades exclusivamente agrícolas no Brasil, apesar das sensíveis melhoras no emprego e renda agrícola nos anos 2000. Esse aumento da participação dos domicílios rurais não agrícolas é explicado, sobretudo, por mudanças internas às famílias, como maior escolaridade e mudanças na estrutura etária de seus membros.

Em relação à literatura supra analisada, constata-se a ausência de trabalhos que tratam da evolução da composição das famílias rurais no meio rural brasileiro na segunda metade da segunda década do século XXI. Continua o processo de pluriatividade das famílias rurais a crescer na segunda década do século XXI? Qual é a evolução das famílias rurais não agrícolas do Brasil na segunda década do Século XXI? Existem políticas de caráter social (e não agrícolas) que afetam a decisão das famílias rurais serem não agrícolas? A contribuição deste artigo é ajudar a esclarecer essas dúvidas e mostrar os determinantes que levam ao crescimento desigual no meio rural das famílias agrícolas, pluriativas e não agrícolas.

2 Referencial teórico, metodologia e dados utilizados

Baseando-se em Gil (2002) pode-se classificar este trabalho como sendo uma pesquisa exploratória quanto ao seu objetivo, por proporcionar uma maior familiaridade com o problema, e envolver o levantamento bibliográfico como base para o estudo. Quanto aos meios técnicos de investigação, esta pesquisa utiliza os métodos observacional e estatístico, visto ela estar preocupada em evidenciar novos fenômenos que ocorrem no meio rural brasileiro e identificar econometricamente os fatores que os determinam.

Nas subseções a seguir, o referencial analítico, a metodologia e a base de dados necessários para atingir o objetivo da pesquisa serão apresentados.

2.1 Abordagem da utilidade conjunta

A abordagem que fundamenta a equação a ser estimada neste artigo se baseia nos determinantes da oferta de mão de obra rural, ressaltando a possibilidade de a família residente no meio rural poder se engajar em múltiplas fontes de emprego (agrícola e/ou não agrícola). A ideia base é que a família compara as opções de trabalho e aloca seu tempo total disponível de forma a maximizar sua função de utilidade. Assim, examina-se a família vivendo no meio rural de forma a entender as decisões do agregado de seus membros sobre a sua alocação de tempo e atividade a ser realizada (agrícola ou não agrícola).

A abordagem da utilidade conjunta assume que os membros da família maximizam uma função utilidade, comum a todos (Lee, 1998). De forma agregada, esta função utilidade possui características e o desempenho econômico de cada indivíduo com argumentos separados (porém, agregáveis), assim como as propriedades usuais da função de utilidade da teoria do consumidor individual. Esse referencial teórico considerando a família como maximizadora de utilidade possibilita fazer uso do modelo econométrico *Logit* multinomial para quantificar os determinantes de uma família rural ser agrícola, pluriativa ou não agrícola.

2.2 Modelo *Logit* Multinomial

Considerando as características das variáveis explicativas a serem utilizadas (e que estão detalhadas no Quadro 1) e o fato da variável dependente ser discreta, estima-se o modelo *Logit* multinomial. Este último é baseado em uma distribuição logística cumulativa multivariada e, para o propósito deste artigo, aquele é melhor do que o modelo *Probit* multinomial, o qual assume uma resposta cumulativa normal multivariada (Crown, 1998). O modelo *Logit* Multinomial é muito útil quando a variável dependente é de resposta múltipla, portanto, é considerado como uma extensão do modelo *Logit* bivariado. As respostas ou categorias de uma variável podem ser ordenadas, hierarquizadas ou, pelo contrário, não ser, como é o caso em apreço, uma vez que as respostas associadas aos motivos de ser não agrícola não apresentam uma relação ordinal.

O modelo *Logit* Multinomial apresenta algumas características importantes relacionadas às variáveis regressoras (também chamadas de variáveis independentes ou variáveis explicativas). Uma delas é que seus efeitos podem ser diferentes para cada resposta (Long, 1997). Para Agresti (2002), uma importante aplicação do *Logit* multinomial é determinar os efeitos das variáveis explicativas no resultado de um conjunto discreto de opções. Segundo Cameron e Trivedi (2005), quando os regressores não variam entre as alternativas, o modelo *Logit* multinomial deve ser utilizado.

O modelo *Logit* multinomial pode ser especificado a partir das seguintes equações:

$$P(Y_i = j|X) = \frac{\exp(X\beta_j)}{1 + \sum_{k=1}^j \exp(X\beta_k)} = p_j(X, \beta) \quad (1)$$

$$P(Y_i = 0|X) = \frac{1}{1 + \sum_{h=1}^j \exp(X\beta_h)} = p_0(X, \beta) \quad (2)$$

A equação (1) representa a probabilidade de que o indivíduo escolha qualquer opção j exceto aquela tomada como base, ou a probabilidade de que a variável dependente Y é igual a qualquer valor j exceto zero. Ou seja, j são as respostas ou categorias da variável dependente desde $j = 0, 1, \dots, J - 1$, sendo que i é o número de observações para cada resposta de uma amostra da população $i = 1, 2, \dots, N$ e X constitui as variáveis explicativas.

A equação (2) incorpora a probabilidade de que a variável dependente assumo o valor zero, que geralmente J indica ser a resposta base. O modelo assume a existência de $J - 1$ equações para as respostas ou categorias da variável dependente e está em uma dessas equações em que β é fixado a zero, de modo que a resposta associada a isso é a referência base do grupo. A escolha da resposta de base do grupo afetará os coeficientes estimados, mas não as probabilidades previstas (Hardin; Hilbe 2007).

O modelo *Log* Multinomial não pode ser estimado pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), pois este assume uma distribuição linear das variáveis explicativas. Ao estimar o modelo *Logit* multinomial, uma distribuição logística é assumida, e, para tanto, o método de máxima verossimilhança (MV) é aplicado. O princípio da máxima verossimilhança consiste na escolha dos valores estimados dos parâmetros β que maximizam a função de verossimilhança (Schmidt, 2005). A estimação por máxima verossimilhança de um vetor de valores do parâmetro β é simplesmente o valor particular de β que dá a maior probabilidade de obter os dados observados (Kennedy, 2003). Da mesma forma, a estimativa da MV fornece estimadores consistentes e eficientes e assintoticamente normais dos coeficientes β (Verbeek, 2008). Na prática, o que se realiza é a maximização do logaritmo da função de verossimilhança que é dada pela equação (3):

$$l(\beta) = \sum_{i=0}^n \sum_{j=0}^j 1[Y_i = j] \log[p_j(X, \beta)] \quad (3)$$

2.3 Dados utilizados

Este artigo faz uso dos microdados trimestrais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), considerando o período de 2012 a 2019. A identificação do domicílio é gerada pelas variáveis: UPA+V1008+V1014 (IBGE, 2020).

Inicialmente, a base de dados da PNADC sobre pessoas foi agregada em famílias e, posteriormente, foram excluídas as famílias cuja situação do domicílio era classificada como urbana, segundo a área de localização do domicílio (tomando como base a legislação vigente, ver IBGE, 2020)². Subsequentemente, a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE

(2) Consideram-se as áreas correspondentes às cidades (sedes municipais), às vilas (sedes distritais) ou às áreas urbanas isoladas. A situação rural abrange toda a área situada fora desses limites. Esse critério também é utilizado na classificação das populações urbana e rural (IBGE, 2020).

2.0) foi utilizada para separar a atividade principal da semana de referência entre agropecuária e não-agropecuária de cada membro ocupado da família vivendo no meio rural.

A construção dos tipos de famílias exclui em sua contagem os pensionistas (aqueles membros externos à família, residindo juntamente à mesma por alugar quarto), os empregados domésticos e os parentes dos empregados domésticos, bem como as famílias que não possuem membros ocupados. Desta forma, a unidade de análise adotada consiste no núcleo familiar e em seus parentes que vivem no mesmo domicílio, outrora chamada por Mattei (2007) de “famílias extensas” e que têm pelo menos um membro ocupado.

A classificação da família rural³ como pluriativa implica ela ter residência no meio rural e possuir pelo menos um de seus membros exercendo atividade na agropecuária e pelo menos um membro familiar realizando atividade não agropecuária (seja no meio rural ou urbano). Classifica-se uma família como agrícola caso todos os seus membros ocupados desempenhem atividades na agropecuária. E como família não agrícola tem-se aquela em que todos os seus componentes familiares ocupados possuem trabalhos não agrícolas (seja no meio rural e/ou urbano).

Para identificar diferenças na composição das famílias rurais entre as regiões do Brasil, os dados foram, inicialmente, desagregados nas cinco grandes regiões do Brasil, a saber: Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul.

Para efeito das estimativas do Modelo *Log* Multinomial apenas os dados das PNADCs de 2016 e 2019 serão utilizados. A justificativa para utilização desses anos é pautada na limitação de informações, quando da elaboração deste artigo, para algumas variáveis explicativas que usamos neste modelo e cujos dados não estão disponíveis em outros anos. Uma dessas variáveis é se a família recebeu rendimentos do Programa Bolsa Família. As PNADCs antes de 2016 e após 2019 não apresentam esta informação, mas as PNADCs entre 2016 e 2019 a possuem. Esta variável é importante para avaliar os efeitos de rendimentos do não trabalho nas probabilidades de as famílias rurais serem não agrícolas ou pluriativas, pois estarão buscando em outras oportunidades, que não a agropecuária, as condições para sobrevivência.

O Quadro 1, a seguir, apresenta a descrição das variáveis dependente e explicativas que serão utilizadas nas regressões e o efeito esperado das variáveis explicativas sobre a dependente. A escolha das variáveis explicativas seguiu o que também foi adotado por trabalhos como, por exemplo, Andrade (2003), Lima (2008); Llamas e Rubio (2014), Amaral et al. (2016), Sakamoto, Nascimento e Maia (2016), Castro, Barros e Almeida (2020); bem como considerou-se a disponibilidade de dados para os anos analisados no artigo.

Os resultados obtidos pelo modelo *Logit* multinomial são mais bem avaliados a partir dos efeitos marginais e não, diretamente, do coeficiente estimado e associado a cada variável explicativa. Esses efeitos marginais são definidos como a inclinação da função de previsão para um determinado valor da variável explicativa e, assim, nos informa sobre a mudança nas probabilidades previstas para a variável dependente devido a uma mudança em um preditor particular (Bowen; Wiersema, 2004).

Ressalta-se que a discordância de sinal entre o efeito marginal e o coeficiente associado a uma variável explicativa pode surgir em modelos logísticos multinomiais. De acordo com

(3) Neste estudo foram excluídas as famílias que não possuíam qualquer membro ocupado no período de referência. Com este corte, o Universo estudado contemplou todas as famílias do meio rural, desde que tivessem pelo menos um membro ocupado entre seus membros.

Greene (2003), os sinais dos coeficientes estimados e dos efeitos marginais não, necessariamente, serão os mesmos. Em um modelo *Logit* multinomial, os coeficientes descrevem como as mudanças em cada probabilidade de resultado se relacionam com as mudanças na probabilidade da resposta da categoria base (em nosso estudo, famílias puramente agrícolas)⁴. A título de exemplo, considere a existência de 2 categorias de respostas, famílias não agrícolas e famílias pluriativas. Se a variação em uma variável explicativa “x” aumentar a probabilidade dos resultados em ser ‘não agrícola’ em relação ao resultado “pluriativa”, mas se a probabilidade de o resultado “não agrícola” aumentar muito, a probabilidade do resultado em ser “pluriativa” terá que diminuir para abrir espaço para ela.

Quadro 1

Descrição das variáveis dependente e explicativas utilizadas nas análises econométricas e sinais esperados da estimativa

Variáveis	Descrição	Sinal Esperado do coeficiente associado à variável explicativa
Variável dependente		
Tipo de família	0 se família agrícola; 1 se família não agrícola; 2 se família pluriativa	
Características regionais (utiliza-se o Centro-Oeste como região básica)		
Norte	1 se região Norte	Espera-se que se a família rural residir em qualquer uma dessas regiões, ela tenha maiores chances de ser uma família não agrícola ou uma família pluriativa quando comparado a ser famílias agrícolas, pois o Centro-Oeste é a região brasileira com menor presença de famílias rurais e com grande expansão da agropecuária no período em apreço
Nordeste	1 se região Nordeste	
Sudeste	1 se região Sudeste	
Sul	1 se região Sul	
Características do trabalho dos membros que compõem a PEA ocupada na família (a base é a família de empregadores)		
Conta Própria	1 se a família possui apenas trabalhadores por conta própria	Espera-se que famílias que trabalhem por conta própria tenham maiores chances de serem pluriativas, quando comparadas às famílias compostas por empregadores, as quais são mais agrícolas
Empregado	1 se a família possui apenas trabalhadores empregados	Famílias compostas por empregados possuem maiores chances de serem não agrícolas ou pluriativas quando comparadas às famílias compostas por empregadores
Autoconsumo	1 se a família possui apenas trabalhadores que produzem para o autoconsumo	Famílias que produzem para autoconsumo possuem maiores chances de serem pluriativas do que serem famílias agrícolas, pois as primeiras procuram outras opções de trabalho não agrícola para garantir sua subsistência
Características do indivíduo e do domicílio		
Bolsa família	1 se a família é beneficiária do Programa Bolsa Família, 0 caso contrário	Contar com o bolsa família mostra a necessidade da família rural em buscar outros trabalhos (ou atividades) fora da agropecuária (pois a exploração da área ocupada não lhe garante o seu total sustento), aumentando, assim, a chance de a família rural ser pluriativa em relação a ser agrícola

Continua...

(4) Lembrando que a soma das probabilidades de todas as respostas da categoria deve ser sempre 1.

Quadro 1 – Continuação

Variáveis	Descrição	Sinal Esperado do coeficiente associado à variável explicativa
Características do indivíduo e do domicílio		
Aposentado	1 se possui aposentado(s) na família, 0 caso contrário	A presença do aposentado aumenta a chance de a família rural ser não agrícola em relação a ser agrícola, pois o rendimento da aposentadoria garante um mínimo de sobrevivência da família, mesmo não explorando o imóvel rural
Dependente	Número de dependentes na família é a quantidade de indivíduos menores de 16 anos ou maiores de 65 anos na família	Um maior número de dependentes em relação à quantidade de pessoas na PEA pode contribuir para a família optar por trabalho não agrícola (Andrade, 2003; Lima, 2008)
Tamanho da família	Número de componentes da família	Famílias rurais mais numerosas teriam mais dificuldades em arcar com o custo de moradia urbana e assim teriam mais chances de serem famílias rurais não agrícolas em relação a serem agrícolas
Idade média da PEA	Idade média da População Economicamente Ativa da Família, em anos	Indica que um aumento da idade eleva a chance de as famílias serem não agrícolas ou pluriativas
Idade média da PEA ao quadrado	Idade média ao quadrado da População Economicamente Ativa da Família, em anos	A relação negativa da variável ao quadrado indica um comportamento em formato de “U” invertido, ou seja, a partir de um ponto de máximo as chances começam a se reduzir
Anos médios de estudo da família	Anos médios de estudo da família	O sinal positivo indica que quanto maior é o número de anos médios de estudo da família, maior é a chance de os membros estarem ocupados em atividades não agrícolas (seja de forma pura ou pluriativa), conforme sugere Amaral et al. (2016)
Ln do rendimento per capita familiar	Logaritmo natural do rendimento per capita da família ^(a)	Baseando-se em Lima (2008); Amaral et al. (2016), Sakamoto, Nascimento e Maia (2016), pode-se presumir que as famílias com rendimento per capita mais elevado tenham maior propensão a ter ocupação fora da agropecuária, em especial buscando na pluriatividade o aumento do rendimento familiar médio.
Sexo do chefe da família	1 se homem, 0 caso contrário	Efeito entendido como consequência de vestígios de desigualdade de gênero e raça no mercado de trabalho brasileiro
Cor do chefe da família	1 se não branco, 0 caso contrário ^(b)	

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: (a) Rendimento de todas as fontes e o valor foi deflacionado para o quarto trimestre de 2019 com base no Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA. (b) Os indivíduos de cor preta, parda ou indígena são considerados como sendo não-brancos.

O coeficiente associado a cada variável é interpretado por meio do seu sinal, visto que ele indica como as famílias analisam as razões de chances, que no *Logit* multinomial é denominada de Razão Relativa de Risco (RRR), além das probabilidades estimadas. A RRR mostra a variação na razão de probabilidade de escolha entre as diversas alternativas, dada uma alternativa na variável explicativa (*ceteris paribus*), algebricamente expressa como:

$$\frac{\frac{Prob(Y = j | x + 1)}{Prob(Y = k | x + 1)}}{\frac{Prob(Y = j | x)}{Prob(Y = k | x)}} \quad (4)$$

O RRR é sempre positivo, mas ele pode ser maior ou menor do que 1. Se o RRR associado a uma variável explicativa é maior do que 1, ele indica que a chance daquele tipo de família ocorrer, devido à variável em apreço, é maior do que ocorrer a família base considerada na análise. Se o RRR associado a uma variável é menor do que 1, isto indica que a chance daquele tipo de família ocorrer, devido à variável em apreço, é menor do que ocorrer a família tomada como base. Por exemplo, se o RRR da variável presença do aposentado na regressão que toma a família rural ser não agrícola em relação a ser agrícola for de 1,9916, isto indica que a presença do aposentado em uma família rural eleva em 99,16% a probabilidade de ela ser uma família não agrícola do que ser uma família agrícola. Se o RRR associado ao fato do chefe da família ser homem for de 0,6007 quando se regride a chance de ser família pluriativa em relação a ser família agrícola, tem-se que há 40% menos de chance de a família rural ser pluriativa em relação a ser família agrícola quando o chefe da família é do sexo masculino.

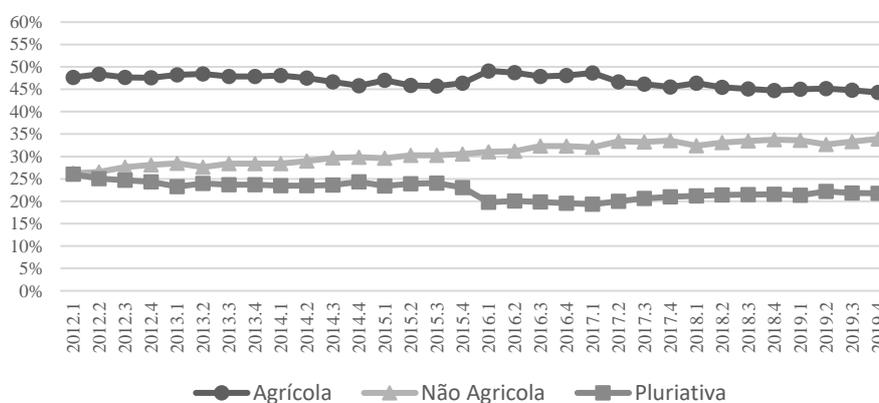
3 Resultados

Esta seção apresenta, inicialmente (item 3.1), a evolução trimestral da composição das famílias rurais brasileiras (agrícola, pluriativa ou não agrícola), identificando, nos anos de 2012 a 2019, possíveis alterações nesta composição. Também se apresenta algumas informações das variáveis explicativas listadas no Quadro 1, para anos selecionados (2012, 2015, 2016 e 2019), procurando identificar possíveis alterações das mesmas e que possam explicar alguns dos resultados econométricos a serem obtidos. Esses são apresentados no item 3.2. As regressões foram realizadas usando o software Stata 14.0 e os níveis de significância estatística adotados foram de 1%, 5% e 10%.

3.1 Características das famílias agrícolas, não agrícolas e pluriativas

Os dados da PNADC de 2012 a 2019 mostram que há redução do número de pessoas ocupadas na agropecuária brasileira e que a maior parte das famílias rurais podem ser classificadas como agrícolas. Esses fenômenos já haviam sido observados por outros autores, como, por exemplo, Sakamoto; Nascimento e Maia (2016), para períodos até 2015. No entanto, observa-se que, entre os anos de 2012 e 2019, tem caído a importância das famílias agrícolas e das famílias pluriativas entre as famílias rurais brasileiras e tem aumentado a importância das famílias não agrícolas, como mostra o Gráfico 1. Entre esses anos (2012 e 2019) os declínios nas participações das famílias rurais agrícolas (FA) e das famílias pluriativas (PL) foram, respectivamente, de 7,16% e 16,33%, ao mesmo tempo em que a participação das famílias não agrícolas (NA) ampliou em 29,22%.

Gráfico 1
Participação de domicílios rurais (%) segundo tipo familiar (agrícola, não agrícola e pluriativo).
Brasil, 2012 a 2019



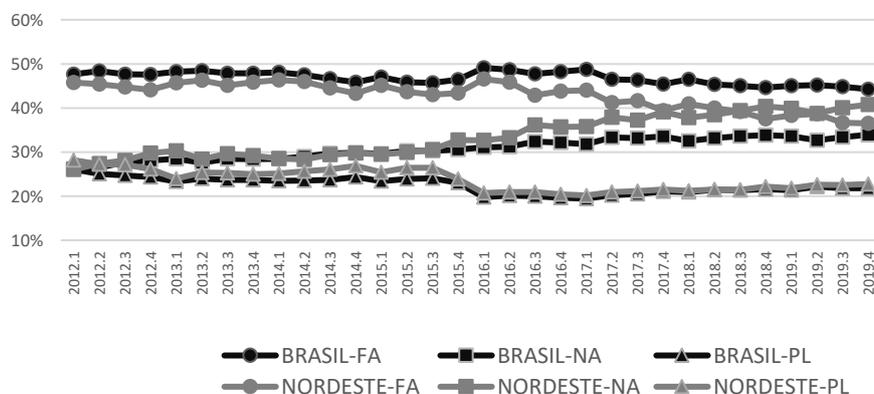
Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da PNAD Contínua.

Nota: considerou-se apenas as famílias que tinham pelo menos um membro em situação de pessoa ocupada.

Ao desagregar o Brasil rural em grandes regiões, vê-se que mudança de composição das famílias rurais ocorre em todas as regiões, com exceção parcial da Região Norte. Nesta, entre 2012 e 2019, a importância das famílias agrícolas no total de famílias rurais aumentou em 6,20%, apesar da importância de as famílias não agrícolas ter aumentado de 14,07% e a importância das famílias pluriativas ter caído de 25,64%.

O padrão mostrado no gráfico 1 parece ser ditado pelo que ocorre na Região Nordeste. No gráfico 2 têm-se as composições das famílias rurais brasileiras e das nordestinas e as linhas, além de similares, indicam que no Nordeste há maior crescimento relativo, entre 2012 e 2019, da importância das famílias agrícolas do que em todo o Brasil. Do 3º trimestre de 2018 ao 4º trimestre de 2019, as famílias não agrícolas ultrapassaram, em número, as famílias agrícolas no meio rural do Nordeste.

Gráfico 2
Série histórica
Percentual de famílias agrícolas (FA), Famílias não agrícolas (NA) e Famílias pluriativas (PL)
– Brasil e Nordeste rurais, 2012 a 2019



Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da PNAD Contínua.

Existe uma predisposição a atividades não agrícolas e à pluriatividade, sobretudo, na Região Nordeste em tempos atuais. Isso é destacado também por Garcia (2014), que conclui que as mudanças recentes no quadro institucional e de políticas públicas, além da modernização de alguns territórios da região, tem impacto na transição de ocupações agrícolas para não agrícolas ou pluriativas. Essas mudanças impactaram de forma positiva o mercado de trabalho rural ao se pensar nas condições de superexploração dominantes em décadas recentes (Garcia, 2014).

É importante destacar a composição e evolução das famílias rurais vivendo na região Nordeste, pois elas apresentam as menores remunerações, além de ter sua base produtiva com menor desempenho produtivo e tecnológico em relação às famílias rurais que vivem no Centro-Sul do país (Buainain; Dedecca, 2008).

No Nordeste, é perceptível que o acesso da população rural pobre aos programas de transferência de renda e à aposentadoria especial tem assegurado um rendimento mínimo frente a situações adversas, como, por exemplo, as secas registradas em diversas regiões do país (Garcia, 2014). Outro fator que é apontado por gerar fortes impactos sobre o mercado de trabalho, também no Nordeste, é o efeito de migração dos jovens da zona rural para as sedes municipais, bem como o aumento expressivo de motocicletas e automóveis nos domicílios rurais nordestinos, além de melhorias nas vias de transporte, o que acaba permitindo o crescimento do movimento pendular (*commuting*) da população rural que diariamente se desloca para as áreas urbanas para trabalhar, permitindo o aumento de atividades não agrícolas (Aquino; Nascimento, 2020a; Aquino; Nascimento, 2020b).

A Tabela 1 apresenta algumas informações sobre as variáveis explicativas que serão testadas no modelo multinomial. Os dados da Tabela 1 se referem aos anos de 2012, 2015, 2016 e 2019 (apesar de apenas esses dois últimos anos serem considerados nas estimativas do *logit* multinomial, apresentadas no item 3.2).

Tabela 1
Estatística descritiva (média, proporção) – Brasil – 2012, 2015, 2016, 2019.

Variáveis	Média ou proporção			
	2012	2015	2016	2019
Distribuição percentual das famílias rurais entre as regiões do Brasil (em %)				
Norte	13,28	14,13	14,17	14,11
Nordeste	45,31	45,59	45,84	45,56
Sudeste	18,58	18,16	17,98	18,21
Centro-Oeste	6,65	6,77	6,73	6,74
Sul	16,18	15,35	15,31	15,39
Tipo de Ocupação da família rural em relação ao total ocupado (em %)				
Conta Própria	28,08	30,25	33,42	31,25
Empregador	01,54	01,55	01,77	02,13
Empregado	51,99	51,79	52,12	54,43
Autoconsumo	18,39	16,40	12,69	12,19
Características da família ⁵				
Proporção das famílias que detêm beneficiário do Bolsa Família	-	-	0,0506	0,0476
Proporção das famílias que possuem Aposentado e/ou pensionista	-	-	0,0703	0,0745
Número médio de dependente na família	1,1277	1,0248	1,0043	0,9560
Número médio de componentes da família	3,40	3,21	3,12	3,05
Idade média da PEA	37,87	38,55	38,91	39,63
Idade média da PEA ao quadrado	1559,20	1618,74	1642,2	17033,1
Anos de estudo médio da Família	5,64	6,00	6,14	6,58

Continua...

(5) Informações a respeito de beneficiários do Programa Bolsa Famílias e sobre a existência de Aposentados ou pensionistas na família estão disponíveis apenas a partir de 2016.

Tabela 1 – Continuação

Variáveis	Média ou proporção			
	2012	2015	2016	2019
Rendimento Familiar per capita (em valores de dezembro de 2019, usando o IPCA)				
LN do rendimento médio per capita	5,374	5,66	5,79	5,95
Rendimento médio per capita – Total (R\$)	307,22	393,49	451,35	490,78
Rendimento médio per capita – Agrícola (R\$)	353,58	469,90	593,12	715,50
Rendimento médio per capita - Não Agrícola (R\$)	246,56	312,01	331,80	338,28
Rendimento médio per capita – Pluriativa (R\$)	648,08	911,97	1151,4	1452,3
Pessoa de Referência				
Importância do homem como chefe da família rural (%)	78,76	77,41	75,16	68,95
Raça do chefe da família (% da soma de pretos, pardos e indígenas)	62,69	65,12	65,31	66,54

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da PNAD Contínua.

A variável dependente do modelo *Logit* multinomial são as famílias rurais que se declaram como não agrícolas ou como pluriativas, tendo como base as famílias que se declaram como agrícolas. Como já ressaltado antes, a composição dessas famílias varia entre as regiões. Na primeira parte da Tabela 1 observam-se as importâncias das regiões em abrigarem as famílias rurais no Brasil. Nota-se que o Nordeste é detentor da maior participação da amostra, em todos os anos, sendo que aproximadamente 45% das famílias rurais brasileiras contabilizadas na PNADC vivem no Nordeste. A Região Sudeste detém cerca de 18% das famílias rurais e o Centro-Oeste detém, em média, 6,7% das famílias rurais do Brasil. De modo geral, entre 2012 e 2019 não há grandes mudanças na importância das regiões em abrigarem as famílias rurais brasileiras. Por ser a região Centro-Oeste a que detém a menor proporção de famílias rurais do Brasil, ela será considerada como base na variável que capta as diferenças regionais no modelo multinomial.

A maior parte de todos os indivíduos ocupados das famílias rurais do Brasil se declarou na categoria “empregado”, seguidos da categoria “conta própria”. A importância de ambas as categorias tem aumentado na segunda década do século XXI, com queda de importância dos indivíduos que declaram que produzem para autoconsumo.

Os dados da Tabela 1 indicam que, entre os anos de 2012 e 2019, tem ocorrido a redução tanto do número de membros da família quanto de seus dependentes, ao passo que se tem uma melhora nos anos de estudo médio dos membros da família rural. Isso indica, provavelmente, que os indivíduos mais jovens que fazem parte da população em idade ativa estão retardando sua entrada no mercado de trabalho, possivelmente por buscar melhores níveis educacionais, como é sugerido ao avaliar a variável “Anos de estudo médio da Família” nos anos analisados.

O rendimento médio per capita⁶ mensal das famílias rurais brasileiras cresceu durante os anos comparados. Nota-se que as famílias pluriativas têm, nos anos analisados, o maior rendimento médio per capita, seguidas das famílias agrícolas e sendo as famílias não agrícolas as com menor rendimento médio per capita. Em 2012, por exemplo, o rendimento médio per capita das famílias rurais não agrícolas correspondia a 38% do rendimento médio per capita das famílias pluriativas. Este percentual, em 2019, foi de 23%. Há, claramente, evoluções distintas dos rendimentos médios per capita das famílias rurais entre os anos analisados. E o fato de o rendimento médio per capita de a família não agrícola ser relativamente menor pode ser um fator que a leva a permanecer morando no meio rural por não ter renda suficiente para se manter no meio urbano.

(6) Valores deflacionados utilizando o Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA de dezembro de 2019.

As características das pessoas de referência das famílias mostram que a maioria dos chefes das famílias ainda são predominantemente homens, porém essa diferença entre os sexos está diminuindo com o passar dos anos, sendo que há uma redução de 12,46% entre 2012 e 2019 da proporção dos homens como chefes das famílias rurais. A raça (ou cor) do chefe de família mostra que a maioria é composta por pessoas pretas, pardas ou indígenas e que essas famílias estão em crescimento quando comparadas às famílias chefiadas por brancos ou amarelos⁷.

3.2 Resultados das estimativas do modelo *log* multinomial

Quando da realização deste artigo, o modelo *log* multinomial, usando as variáveis descritas no Quadro 1, só pode ser estimado, usando as variáveis do quadro 1, para os anos de 2016 a 2019 para os quais há informações sobre os beneficiários do bolsa família e dos aposentados. A Tabela 2 apresenta as estimativas de máxima verossimilhança para os coeficientes dos modelos de regressão logística multinomial (as estimativas para $j = 1$ e $j = 2$ na equação 3). Essa tabela também mostra os efeitos parciais no ponto médio e a razão relativa de risco (RRR) de cada variável para cada ano. Como o tipo de família puramente agrícola foi utilizada como referência, as estimativas refletem o impacto de cada característica socioeconômica, regional e do tipo de ocupação em aumentar ou diminuir a probabilidade de a família com residência rural pertencer ao tipo não agrícola ou ser pluriativa quando comparada à probabilidade de pertencer ao tipo agrícola⁸.

A maioria dos coeficientes estimados são estatisticamente significativos a 1% de probabilidade e seus sinais estão em concordância com o sugerido no Quadro 1. No entanto, para alguns casos, o coeficiente associado a uma variável pode ser estatisticamente significativo em uma alternativa e não em outra. Foram os casos dos coeficientes associados às variáveis “Bolsa Família”, “Dependente” e “Cor do chefe”. Como destacado por Hoffmann (2004), esse é um resultado comum ao se estimar modelos logísticos multinomiais.

Os resultados apresentados na Tabela 2 indicam que para a alternativa referente à Família Não Agrícola o coeficiente estimado e o RRR associados à variável “*Dependente*” não foram estatisticamente significativos a 10% em nenhum dos anos analisados, mas eles foram estatisticamente significativos nas regressões referentes a famílias pluriativas. Para as Famílias Pluriativas, os valores RRR associados às variáveis “*Bolsa Família*” e “*Cor do chefe*” não são estatisticamente significativos a 10% em 2016, mas eles são estatisticamente significativos em 2019. Também para famílias pluriativas, os valores de RRR referentes aos três tipos de ocupações (“conta própria”, “empregado” e “autoconsumo”, em relação a ser empregador) e “tamanho da família” não foram estatisticamente significantes em 2019, apesar de terem sido estatisticamente significativos em 2016.

(7) Esses resultados vão de acordo com os apresentados pelo IPEA no Retrato das Desigualdades de Gênero e Raça. Para mais ver: <https://www.ipea.gov.br/retrato/index.html>.

(8) A Tabela 2 apresenta os resultados incluindo a variável Ln do rendimento per capita. Foram também estimadas regressões sem incluir esta variável, mas os resultados da Tabela 2, em relação à outra alternativa, mostram melhores níveis de significância para as variáveis que indicam localização das famílias e cor do chefe da família, além do fato de que a regressão sem incluir rendimentos gera resultados não justificáveis, com o senso comum, sobre a presença de aposentados nas famílias rurais.

Tabela 2

Estimativas de máxima verossimilhança, efeitos marginais e razões de chances para a propensão dos domicílios rurais pertencerem ao grupo de não agrícolas e pluriativos. Brasil, 2016 e 2019

Variáveis	Ano de 2016						Ano de 2019					
	Famílias Não Agrícolas			Famílias Pluriativas			Famílias Não Agrícolas			Famílias Pluriativas		
	Estimativas	dy/dx	RRR									
Norte	0,8265*** (0,0656)	0,1843*** (0,0161)	2,2854*** (0,1499)	1,6443*** (0,1998)	0,0337*** (0,0052)	5,1773*** (1,0346)	0,7767*** (0,0663)	0,1771*** (0,0163)	2,1745*** (0,1441)	0,9475*** (0,1533)	0,0184*** (0,0052)	2,5795*** (0,3954)
Nordeste	1,2074*** (0,0599)	0,2762*** (0,0147)	3,3450*** (0,2005)	1,8400*** (0,1951)	0,0342*** (0,0051)	6,2967*** (1,2285)	1,2995*** (0,0606)	0,2995*** (0,0149)	3,6675*** (0,2223)	1,4119*** (0,1445)	0,0248*** (0,0048)	4,1039*** (0,5929)
Sudeste	0,8384*** (0,0614)	0,1924*** (0,0151)	2,3127*** (0,1420)	1,2287*** (0,1977)	0,0224*** (0,0052)	3,4166*** (0,6755)	0,8206*** (0,0618)	0,1917*** (0,0153)	2,2717*** (0,1405)	0,7429*** (0,1472)	0,0106** (0,0049)	2,1022*** (0,3095)
Sul	0,6573*** (0,0656)	0,1487*** (0,0162)	1,9296*** (0,1267)	1,1355*** (0,2020)	0,0222*** (0,0053)	3,1127*** (0,6287)	0,5999*** (0,0657)	0,1368*** (0,0162)	1,8220*** (0,1197)	0,7323*** (0,1502)	0,0142*** (0,0051)	2,0799*** (0,3123)
Conta Própria	-0,3094*** (0,1055)	-0,0827*** (0,0257)	0,7338*** (0,0774)	0,4835** (0,2424)	0,0168*** (0,0063)	1,6217** (0,3931)	-0,3093*** (0,1072)	-0,0774*** (0,0261)	0,7339*** (0,0786)	0,0052 (0,1883)	0,0057 (0,0062)	1,0053 (0,1893)
Empregado	0,6608*** (0,1041)	0,1568*** (0,0254)	1,9364*** (0,2017)	0,5516** (0,2404)	0,0065 (0,0063)	1,7359** (0,4173)	0,5181*** (0,1058)	0,1307*** (0,0257)	1,6788*** (0,1776)	-0,0665 (0,1864)	-0,0115* (0,0061)	0,9356 (0,1744)
Autoconsumo	-0,8703*** (0,1135)	-0,2286*** (0,0277)	0,4188*** (0,0475)	1,0390*** (0,2530)	0,0387*** (0,0066)	2,8265*** (0,7151)	-1,0897*** (0,1161)	-0,2768*** (0,0283)	0,3363*** (0,0391)	0,2458 (0,2012)	0,0279*** (0,0066)	2,2786 (0,2573)
Bolsa Família	-0,3004*** (0,0399)	-0,0765*** (0,0098)	0,7405*** (0,0295)	0,1675 (0,1036)	0,0082*** (0,0027)	1,1824 (0,1225)	-0,1288*** (0,0431)	-0,0378*** (0,0105)	0,8791*** (0,0379)	0,3149*** (0,1001)	0,0131*** (0,0033)	1,3701*** (0,1372)
Aposentado	0,6889*** (0,0409)	0,1804*** (0,0100)	1,9916*** (0,0815)	-0,7791*** (0,1191)	-0,0294*** (0,0031)	0,4588*** (0,0546)	0,6579*** (0,0424)	0,1792*** (0,0104)	1,9308*** (0,0818)	-0,8207*** (0,1073)	-0,0398*** (0,0035)	0,4401*** (0,0472)
Dependente	0,0161 (0,0151)	0,0022 (0,0038)	1,016 (0,0152)	0,1452*** (0,0415)	0,0037*** (0,0011)	1,1562*** (0,0479)	0,0050 (0,0166)	-0,0009 (0,0040)	1,0051 (0,0166)	0,1242*** (0,0392)	0,0041*** (0,0013)	1,1322*** (0,0444)
Tamanho da família	0,0424*** (0,0094)	0,0113*** (0,0023)	1,0433*** (0,0098)	-0,0647** (0,0267)	-0,0023*** (0,0007)	0,9373** (0,0250)	0,0453*** (0,0101)	0,0116*** (0,0025)	1,0463*** (0,0105)	-0,0164 (0,0246)	-0,0014* (0,0008)	0,9837 (0,0242)
Idade média da PEA	0,0617*** (0,0091)	0,0145*** (0,0022)	1,0637*** (0,0096)	0,0632*** (0,0240)	0,0009 (0,0006)	1,0653*** (0,0256)	0,0648*** (0,0095)	0,0149*** (0,0023)	1,0669*** (0,0102)	0,0741*** (0,0227)	0,0013* (0,0007)	1,0769*** (0,0244)

Continua...

Tabela 2 – Continuação

Variáveis	Ano de 2016						Ano de 2019					
	Famílias Não Agrícolas			Famílias Pluriativas			Famílias Não Agrícolas			Famílias Pluriativas		
	Estimativas	dy/dx	RRR	Estimativas	dy/dx	RRR	Estimativas	dy/dx	RRR	Estimativas	dy/dx	RRR
Idade Média da PEA ao quadrado	-0,0008*** (0,0001)	-0,0002*** (0,0000)	0,9992*** (0,0001)	-0,0008*** (0,0003)	-0,0000 (0,0000)	0,9992*** (0,0003)	-0,0008*** (0,0001)	-0,0001*** (0,0000)	0,9992*** (0,0001)	-0,0008*** (0,0003)	-0,0000* (0,0000)	0,9991*** (0,0002)
Anos médios de estudo da família	0,1146*** (0,0044)	0,0274*** (0,0011)	1,1214*** (0,0049)	0,0834*** (0,0107)	0,0008*** (0,0003)	1,0869*** (0,0116)	0,1035*** (0,0046)	0,0247*** (0,0011)	1,1090*** (0,0051)	0,0666*** (0,0101)	0,0004 (0,0003)	1,0689*** (0,0108)
Ln rendimento per capita	0,1301*** (0,0185)	0,0218*** (0,0045)	1,1389*** (0,0211)	0,8387*** (0,0485)	0,0208*** (0,0012)	2,3133*** (0,1123)	0,0406** (0,0187)	-0,0051 (0,0045)	1,0415** (0,0194)	0,8518*** (0,0458)	0,0283*** (0,0014)	2,3438*** (0,1074)
Sexo do chefe	-1,9063** (0,0433)	-0,4659*** (0,0105)	0,1486*** (0,006)	-0,5096*** (0,1221)	0,0101*** (0,0031)	0,6007*** (0,0734)	-1,8824*** (0,0413)	-0,4606*** (0,0099)	0,1522*** (0,0063)	-0,5518*** (0,0989)	0,0149*** (0,0032)	0,5759*** (0,0570)
Cor do chefe	0,0708** (0,0341)	0,0168** (0,0083)	1,0734** (0,0367)	0,0585 (0,0867)	0,0007 (0,0023)	1,0602 (0,0919)	0,0820** (0,0351)	0,0178** (0,0086)	1,0855** (0,0382)	0,1484* (0,0804)	0,0036 (0,0027)	1,1600* (0,0933)
Constante	-2,4888*** (0,2543)		0,0830*** (0,0211)	-11,2186*** (0,6734)		0,0000*** (0,0000)	-1,9463*** (0,2652)		0,1427*** (0,0379)	-10,4009*** (0,6182)		0,0000*** (0,0000)

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da PNAD Contínua.

OBS: Erro padrão em parênteses, * p>0.10; ** p>0.05; *** p>0.01.

As variáveis utilizadas para controlar o efeito das regiões em que a família rural reside, objetivando reduzir o problema da heterogeneidade das informações agregadas, apresentam, no caso das famílias não agrícolas e das famílias pluriativas (tanto em 2016 quanto em 2019) todos os coeficientes estimados com valores positivos quando comparados à Região Centro-Oeste e RRR superiores a 1. Assim, em relação à Região Centro-Oeste, residir em qualquer outra região aumenta a chance em favor da família ser puramente não agrícola ou pluriativa, com destaque para as famílias residentes na Região Nordeste. Nesta última, em 2016, havia 224,5% a mais de chance de a família rural ser não agrícola do que ser agrícola (em relação ao que ocorria no Centro-Oeste). Em 2019, este acréscimo de chance era de 266,8%. Os acréscimos de chances de uma família rural vivendo no Nordeste ser pluriativa (e não agrícola) em relação ao que ocorre no Centro-Oeste são ainda maiores: 529,7% em 2016 e 310,4% em 2019. Pode-se, assim, dizer que, tanto em 2016 quanto em 2019, uma família rural vivendo no Nordeste tinha, no mínimo, o dobro de chances de ser não agrícola do que uma família rural vivendo no Centro-Oeste. Isto condiz com as informações do Gráfico 2, em que há um grande aumento da proporção de famílias rurais não agrícolas no Nordeste do 1º trimestre de 2016 ao 4º trimestre de 2019. Esses resultados reafirmam as hipóteses levantadas por Aquino e Nascimento (2020a e 2020b) de que as atividades não agropecuárias têm ganhado importância na geração de ocupação para as famílias rurais nordestinas.

Analisando as famílias que trabalham por conta própria, elas têm menor chance (-26,6% em ambos os anos de 2016 e 2019) de serem não agrícolas em comparação às chances de serem famílias puramente agrícolas. No entanto, as diferenças de chances dessas famílias serem pluriativas em relação a serem agrícolas são positivas, apesar de apenas serem estatisticamente significativas em 2006.

O fato dos membros da família serem da categoria “empregado” aumenta as chances de a família rural ser não agrícola (em relação a ser família agrícola). Observa-se na Tabela 2 que, em 2016, famílias compostas por empregados possuíam 93,6% a mais de chances de serem não agrícolas (do que serem agrícolas) e este aumento de chances era de 67,9% em 2019. Esses acréscimos para a família rural ser pluriativa (em relação a serem agrícolas) foram de 73,6% em 2006 e praticamente nula em 2019 (pois o RRR de 0,9356 não foi estatisticamente significativo). Tais resultados são coerentes com as argumentações apresentadas por Aquino e Nascimento (2020a e 2020b) que evidenciam a transcendência das atividades não agrícolas em impulsionar os mais diversos espaços rurais, gerando, assim, uma diversificação do rendimento e a arrefecendo o êxodo rural. Além disso, os resultados acima condizem com a visão de que, para parcela da população em apreço, morar na zona rural é uma opção de residência e não de trabalho.

Famílias que produzem para o autoconsumo têm menos chances de serem não-agrícolas e mais chances de serem pluriativas. Os dados da Tabela 2 indicam que famílias rurais que produzem para autoconsumo tinham, em 2016, 58,1% menos de chances de serem não agrícolas do que serem agrícolas. Em 2019, esta redução de chances foi de 66,4%. Famílias rurais que produzem para autoconsumo tinham, em 2016, 182,7% a mais de chances de serem pluriativas do que serem agrícolas. Para 2019, apesar do RRR ser de 2,2786, ele não foi estatisticamente significante a 10% para as chances de as famílias rurais serem pluriativas em relação a serem agrícolas.

As variáveis referentes à família ser beneficiária do Programa Bolsa Família e possuir aposentado em sua composição, ambas *dummy*, podem ser vistas como variáveis que captam rendimento do não-trabalho.

As chances de uma família beneficiada pelo Programa Bolsa Família ser não agrícola era quase 26% menor do que ser agrícola em 2016 e 12% menor em 2019. As estimativas do RRR não foram estatisticamente significantes a 10% para famílias beneficiárias do Programa Bolsa Família quando analisadas as chances de serem pluriativas para o ano de 2016. No entanto, para 2019, as famílias rurais possuíam 37% a mais (em relação a famílias agrícolas) de chances de serem pluriativas se tivessem algum membro beneficiário do Bolsa Família.

Famílias rurais que contêm aposentados em seu núcleo familiar possuem maiores chances de serem não agrícolas quando comparadas a serem puramente agrícolas, e menos chances de serem pluriativas. Nos dois anos estudados (2016 e 2019), as chances são, respectivamente, de 99,2% e 93,1% a mais de serem famílias não agrícolas do que serem famílias agrícolas.

O coeficiente associado à variável de dependência – que capta a existência de pessoas menores de 14 anos ou maiores de 65 que são dependentes da PEA ocupada dentro da família rural – não foi estatisticamente significativo a 10% para famílias não-agrícolas em nenhum dos anos estudados (ver Tabela 2). Mas esses coeficientes foram estatisticamente significativos nas regressões para famílias pluriativas. As chances de uma família rural que possui dependentes ser pluriativa eram 15,6% a mais em 2016 e 13,2% a mais em 2019, quando confrontadas às chances de a família rural ser puramente agrícola. Esse resultado confirma os obtidos em alguns estudos - por exemplo, de Del Grossi (1999), Balsadi (2008) e de Balsadi (2012) - que indicam o avanço de atividades não agrícolas como estratégia de sobrevivência de famílias rurais, pois as que têm mais dependentes precisam de fontes de rendimento a obter fora da agropecuária.

O coeficiente associado à variável que mensura o tamanho da família apresentou o sinal esperado na estimativa de chance de ser família não-agrícola em relação a ser agrícola. O acréscimo de uma pessoa na família rural aumenta em 4,3% e em 4,6% a sua chance de ser família não-agrícola do que ser família agrícola nos anos de 2016 e 2019, respectivamente. O tamanho da família não gerou impacto expressivo nas chances de a família rural ser pluriativa em 2019. Este resultado condiz com a hipótese de que morar na zona rural seja uma opção para famílias mais pobres e numerosas do que arcar com o custo de moradia em área urbana.

Os coeficientes associados às variáveis “Idade Média da PEA” e “Idade Média da PEA ao quadrado” indicam, tanto para famílias não agrícolas como para famílias pluriativas, que existe uma forma quadrática, na forma de “U invertido”, em suas chances de ocorrer (em relação a serem famílias agrícolas), havendo um ponto máximo nessas chances. Até este ponto máximo, o aumento da idade média, aumentam as chances em favor das famílias rurais serem não agrícolas ou de serem pluriativas, em relação a serem famílias agrícolas. Depois desse ponto de máximo, o aumento em uma unidade na idade média da PEA reduz essas chances. Esse ponto máximo é alcançado em⁹ 38,56 anos e 40,5 anos para famílias não agrícolas e em 39,5 anos e 46,31 anos para famílias pluriativas, respectivamente, nos anos de 2016 e 2019.

O aumento em uma unidade na média de anos de estudos dos membros da família com residência rural elevou em 12,1% a chance de a família rural ser não agrícola e em 8,7% a chance de a família rural ser pluriativa no ano de 2016 (sempre em comparação às chances de a família rural ser puramente agrícola). Para 2019, esses aumentos de chances foram de 10,9% para famílias não agrícolas e de 6,9% para família pluriativa, em relação às famílias rurais serem agrícolas.

(9) Como indicado por Wooldridge (2006), p.183: $x^* = \left| \frac{\beta_{\text{IdadamediaPEA}}}{2\beta_{\text{IdadamediaPEA}^2}} \right|$

O aumento do rendimento da família rural aumenta as chances de a mesma ser agrícola ou pluriativa em relação a ser agrícola. Como se trata de rendimentos de todas as fontes, a concessão de aposentadoria ou de bolsa família, além de outras formas de transferências e subsídios, permite à família rural ficar menos dependente, para seu sustento, da exploração agropecuária apenas.

E o fato do chefe de família ser do sexo masculino reduz em ambos os anos comparados as chances de a família rural ser não agrícola (85,1% e 84,8%, respectivamente, em 2016 e 2019) e de ser pluriativa (39,9% e 42,4%, respectivamente, em 2016 e 2019) em relação a ser família puramente agrícola. Observa-se aqui um maior efeito negativo dessa característica no tocante à família ser não agrícola. Isto, provavelmente, indica que a presença do homem (independentemente de sua idade e escolaridade) no campo o leva a explorar a terra, ainda que não consiga, com isto, garantir plenamente o sustento de sua família.

Famílias que possuem o chefe de cor preta, parda ou indígena possuem maiores chances de serem não agrícolas (7,3% e 8,6%, respectivamente, em 2016 e 2019), em relação a serem agrícolas; o efeito maior é observado também para as razões de chances de a família rural ser pluriativa (6% e 16% a mais de chances, em relação a serem famílias agrícolas, respectivamente, em 2016 e 2019).

Considerações finais

A literatura do Novo Rural brasileiro, que foi florescente na segunda metade da década de 1990 e no decorrer do século XXI, ressaltava o crescimento de atividades não agrícolas no meio rural e o crescente surgimento da pluriatividade no mesmo. A segunda década do século XXI mostra que a pluriatividade não tem aumentado e crescem, significativamente, as famílias rurais não agrícolas, ou seja, famílias que vivem no meio rural, mas que não têm entre seus membros que trabalham os que se ligam atualmente com a atividade agropecuária. Este padrão nacional é fortemente determinado pelo que ocorre no Nordeste. Nesta região, a partir de meados de 2018, a grande maioria das famílias são não agrícolas.

Diversos são os fatores que definem as chances de a família rural ser não agrícola ou ser pluriativa, entre os quais podem ser destacados (a partir dos resultados desse trabalho): a região em que a família mora, a posição na ocupação em que se encontra a PEA ocupada (seja como empregado, conta própria, empregador ou produção para autoconsumo), a existência de beneficiário de programas de transferência de renda feitos pelo governo (como o Bolsa Família) e a presença de aposentados na família, que possa lhe garantir um mínimo de rendimento estável ao mês.

As regressões *log* multinomial realizadas com microdados das PNADCs de 2016 e 2019 indicam que as maiores chances de uma família rural ser não agrícola ou pluriativa (em relação a ela ser família puramente agrícola) é ela viver fora do Centro-Oeste, ter maior escolaridade e o chefe da família não ser do sexo masculino. Adicionalmente, há maiores chances de uma família rural ser não agrícola, em relação a ser agrícola, caso haja entre os seus membros o aposentado, ela tenha maior número de membros e o seu chefe seja do grupo preto, pardo ou indígena. As chances de uma família rural ser pluriativa aumentam, em relação a esta família ser agrícola, caso a família rural produza para autoconsumo, tenha beneficiário do Bolsa Família e tenha maior número de dependentes.

Os resultados acima reforçam a importância de se pensar em políticas de desenvolvimento do meio rural (como de infraestrutura e habitação) que não sejam apenas para fins produtivos agropecuários, ainda que possam ter reflexos positivos sobre este setor.

Os dados utilizados na pesquisa, PNADC, no entanto, não permitem alguns tipos de análises, como, por exemplo, determinar se as famílias rurais não agrícolas em 2016 e 2019 foram, no passado, famílias agrícolas. Também não é possível ampliar a análise do que inibiu o crescimento da pluriatividade na segunda década do século XXI. Pelo fato dos microdados da PNADC não serem, metodologicamente, comparáveis como os microdados do Censo Agropecuário, não é possível associar as características dos domicílios rurais com as dos estabelecimentos agropecuários. Não obstante, a base de dados utilizada no presente artigo permite um rico acompanhamento temporal de características importantes para o trabalho dos residentes no meio rural brasileiro, seja ele agrícola, não agrícola ou pluriativo, além de possibilitar comparações entre esses tipos de trabalhadores (ou famílias, como esse estudo).

Como sugestões para novos trabalhos, tem-se: (a) avaliar se há ou não endogeneidade entre renda e pluriatividade entre as famílias vivendo no meio rural. Como já explicado no trabalho, a exclusão da variável renda empobreceria alguns (ver nota de rodapé número 9) dos resultados econométricos evidenciados no texto e como foge ao propósito deste trabalho testar sua endogeneidade ou não com pluriatividade, isto fica como sugestão para trabalhos futuros; (b) estudos similares ao atual poderão ser feitos para regiões mais específicas do país, considerando as peculiaridades dos diversos mercados de trabalhos rurais e diagnosticando semelhanças ou não entre os resultados locais e o nacional apresentado neste artigo.

Referências bibliográficas

- AGRESTI, A. Logit models for multinomial responses. In: CATEGORICAL data analysis. New York: John Wiley, 2002.
- AMARAL, G. O. et al. A pluriatividade como estratégia de sobrevivência dos agricultores familiares da região Centro-Oeste brasileira. *Revista Nexos Econômicos*, v. 10, n. 2, p. 7-22, 2016.
- ANDRADE, V. D. A. *O papel do estabelecimento agrícola e das características pessoais e familiares na alocação de trabalho no meio rural brasileiro*. 136f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada)—Departamento de Economia Rural, Universidade de Viçosa, Minas Gerais, 2003.
- AQUINO, J. R.; NASCIMENTO C. A. O “novo” rural do Rio Grande do Norte revisitado. *Cadernos de Ciências Sociais Aplicadas*, v. 12, n. 20, p. 135-157, 2015.
- AQUINO, J. R.; NASCIMENTO, C. A. A grande seca e as fontes de ocupação e renda das famílias rurais no Nordeste do Brasil (2011-2015). *Revista Econômica do Nordeste*, v. 51, n. 2, p. 81-97, 2020a.
- AQUINO, J. R.; NASCIMENTO, C. A. Heterogeneidade e dinâmicas das fontes de ocupação e renda das famílias rurais nos estados do nordeste brasileiro. *Revista Grifos*, v. 29, n. 50, p. 126-148, 2020b.
- ANJOS, F.S. Pluriatividade e desenvolvimento rural no Sul do Brasil. *Cadernos de Ciência & Tecnologia*, Brasília, v. 20, n. 1, p. 11-44, jan./abr. 2003.

- BALSADI, O. V. Ocupações não agrícolas da população rural no Centro-Oeste brasileiro no período de 2001-2005. *Informações Econômicas*, Instituto de Economia Agrícola, v. 38, n. 11, p. 39-47, 2008.
- BALSADI, O.V. Um olhar sobre a PEA rural ocupada em atividades não agrícolas no período 2001-09 e suas principais características. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 50, 2012, Vitória, ES: Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – Sober, 2012. v. 1.
- BALSADI, O. V.; DEL GROSSI, M. E. Trabalho e emprego na agricultura nordestina: um olhar para o período 2004-2014. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 56, n. 1, p. 19-34, 2018.
- BOLLIGER, F. Brasil agropecuário: duas fotografias de um tempo que passou. In: BUAINAIN, A. M. et al. (Org.). *O mundo rural do Brasil no século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola*. Brasília: Embrapa, 2014. p. 1049-1078
- BOWEN, H. P.; WIERSEMA, M. F. Modeling limited dependent variables: guidelines for researchers of strategic management. In: KETCHEN, D. J.; BERGH, D. (Ed.). *Research methodology in strategy and management*. Orford, UK: Jai/ Elsevier Press, 2004. v. 1, p. 87-134.
- BUAINAIN, A. M.; DEDECCA, C. S. Introdução: emprego e trabalho na agricultura brasileira. In: BUAINAIN, A. M.; DEDECCA, C. S. (Org.). *Emprego e trabalho na agricultura brasileira*. Brasília: IICA, 2008. p. 19-60.
- BUAINAIN, A. M. Alguns condicionantes do novo padrão de acumulação da agricultura brasileira. In: BUAINAIN, A. M. et al (Org.). *O mundo rural no Brasil do século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola*. Brasília: Embrapa, 2014. p. 211-240.
- BUAINAIN, A. M.; ALVES, E.; SILVEIRA, J. M.; NAVARRO, Z. O mundo rural no Brasil: a formação de um novo padrão agrário e agrícola. In: BUAINAIN, A. M. et al. (Org.). *O mundo rural no Brasil do século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola*. Brasília: Embrapa, 2014. p. 1182.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge and New York: Cambridge University Press, 2005.
- CAMPANHOLA, C.; GRAZIANO DA SILVA, J. Ações de políticas públicas para o Novo Rural brasileiro sob o enfoque do desenvolvimento rural. *Revista Extensão Rural*, UFSM, ano VII, p. 1-24, jan./dez. 2000.
- CASTRO, N. R.; BARROS, G.; ALMEIDA, A. N. Novas evidências sobre o emprego rural não agrícola no Brasil. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL (SOBER), 58, 26 a 28 de outubro de 2020, Foz do Iguaçu, PR: Cooperativismo, inovação e sustentabilidade para o desenvolvimento rural. *Anais...* Foz do Iguaçu, PR: Unioeste, 2020.
- CROWN, W. H. *Statistical models for the social and behavioral sciences: multiple regression and limited-dependent variable models*. Westport: Praeger Publishers. 1998.
- DELGADO, G. da C. *Capital financeiro e a agricultura no Brasil: 1965-1985*. São Paulo: Ícone Editorial Ltda., 1985. p. 240.

- DEL GROSSI, M. E. *Evolução das ocupações não agrícolas no meio rural brasileiro: 1981-1995*. Tese (Doutorado em Economia)–Instituto de Economia. Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1999.
- FELTRE, C.; BACHA, C. J. C. A evolução da pluriatividade nos estados de São Paulo e Pernambuco no período de 2001 a 2007. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 41, n. 1, p. 41-55, jan./mar. 2010.
- GARCIA, J. R. Trabalho rural: tendências em face das transformações em curso. In: BUAINAIN, A. M. et al. (Org.). *O mundo rural no Brasil do século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola*. Brasília: Embrapa, 2014. p. 560-589.
- GASQUES, J. G. et al. *Produtividade total dos fatores e transformações da agricultura brasileira: análise dos dados dos censos agropecuários*. Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, n. 1996, 2010. p. 19-44.
- GIL, A. C. *Como elaborar projetos de pesquisa*. 4. ed. São Paulo: Atlas, 2002.
- GRAZIANO DA SILVA, J. O novo rural brasileiro. *Nova Economia*, v. 7, n. 3, p. 105-126, 1997.
- GRAZIANO DA SILVA, J.; DEL GROSSI, M. E. A evolução do emprego não agrícola no meio rural brasileiro – 1992-95. *Indicadores Econômicos*, v. 25, 1997.
- GRAZIANO DA SILVA, J.; DEL GROSSI, M.; CAMPANHOLA, C. O que há de realmente novo no rural brasileiro. *Cadernos de Ciência e Tecnologia*, Brasília, Embrapa, v. 19, n. 1, p. 37-67, 2002.
- GREENE, W. *Econometric analysis*. 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003.
- GUIMARÃES, A. P. *A crise agrária*. 2. ed. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1979. p. 362.
- HARDIN, J. W.; HILBE, J. M. *Generalized linear models and extensions*. 2. ed. College Station, Texas, Stata Press, 2007.
- HOFFMANN, J. P. *Generalized linear models: an applied approach*. Boston: Pearson Education, 2004.
- HOSMER, D. W.; LEMESHOW, S. *Applied logistic regression*. US: Wiley-Interscience, 2000.
- KAGEYAMA, A. Pluriatividade na agricultura paulista. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 37, n. 1, p. 35-56, 1999. Disponível em: <http://www.resr.periodikos.com.br/article/5d962c120e8825e1092bac33/pdf/resr-37-1-35.pdf>.
- KENNEDY, P. *Guide to econometrics*. Cambridge, Massachusettes: MIT Press, 2003.
- IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) 2012-2019. Disponível em: <https://www.ibge.com.br/>. Acesso em: dez. 2020.
- LAURENTI, A. C. *Ocupação e renda na nova ruralidade brasileira: tendências de variação na ocupação e no rendimento da população rural no período 2001-2009*. Londrina: IAPAR, 2014.
- LEE, M. *Off-farm labor supply and various related aspects of resource allocation by agricultural Household*. Tese (Doutorado em Ciências Agrícolas)–Universität Göttingen, Gotinga, 1998. p. 137.
- LIMA, J. R. F. *Efeitos da pluriatividade e rendas não-agrícolas sobre a pobreza e desigualdade rural na região Nordeste*. Tese (Doutorado)–Universidade Federal de Viçosa, 2008. p. 125.

- LLAMAS, V.; RUBIO, N. Determinantes de la búsqueda de empleo desde la ocupación: una estimación Logit multinomial. *Estudios Sociales*, v. 23, n. 45, p. 83-111, 2014.
- LONG, J. S. *Regression models for categorical and limited dependent variables*. Thousand Oaks, California: Sage, 1997.
- MATTEI, L. F. Pluriatividade e desenvolvimento rural no Estado de Santa Catarina, 1999. Tese (Doutorado)– Instituto de Economia. Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1999. Disponível em: http://repositorio.unicamp.br/jspui/bitstream/REPOSIP/285418/1/Mattei_LauroFrancisco_D.pdf.
- NASCIMENTO, C. A. A pluriatividade das famílias rurais no Nordeste e no Sul do Brasil: pobreza rural e políticas públicas. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 18, n. 2, p. 317-348, ago. 2009.
- NEDER, H. D. Trabalho e pobreza rural no Brasil. In: BUAINAIN, A. M. et al. (Org.). *O mundo rural no Brasil do século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola*. Brasília: Embrapa, 2014. p. 621-652.
- NEW, M. G.; HOFFMANN, R. A contribuição das atividades agrícolas e não-agrícolas para a desigualdade de renda no Brasil rural. *Economia Aplicada*, v. 12, n. 3, p. 365-393, 2008.
- NEY, V. S. P. Atividades agrícolas e não-agrícolas no meio rural do estado do Rio de Janeiro. Tese (Doutorado em Produção Vegetal)–Universidade Estadual do Norte Fluminense Darcy Ribeiro. Centro de Ciências e Tecnologias Agropecuárias, Campos dos Goytacazes, RJ, 2010. p. 115.
- SAKAMOTO, C. S.; NASCIMENTO, C. A.; MAIA, A. G. As famílias pluriativas e não agrícolas no rural brasileiro: condicionantes e diferenciais de renda. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 54, n. 3, p. 561-582, 2016.
- SCHMIDT, S. J. *Econometria*. Espanha: McGraw-Hill, 2005.
- SCHNEIDER, S. A pluriatividade na agricultura familiar. Editora UFRGS, Porto Alegre, 2ª edição, 2003, 250 páginas (disponível em <http://books.scielo.org/id/b7spy>).
- SCHNEIDER, S. As novas formas sociais do trabalho no meio rural: a pluriatividade e as atividades rurais não agrícola. *Revista de Desenvolvimento Regional*, v. 9, n. 3, p. 34. 2004.
- SCHNEIDER, S.; CONTERATO, M. A.; SOUZA, M.; ESCHER, F.; SCARTON, L. M.; RÜCKERT, L. *Pluriatividade e plurirrendimentos nos estabelecimentos agropecuários do Brasil e das Regiões Sul e Nordeste: uma análise a partir do Censo Agropecuário 2006*. Brasília: Ipea, 2013. (Relatório de Pesquisa).
- SEYFERTH, G. *A colonização alemã no Vale do Itajaí-Mirim: um estudo de desenvolvimento econômico*. Editora Movimento, 1974.
- VERBEEK, M. *A guide to modern econometrics*. Applied Econometrics. Rotterdam School of Management, Erasmus University, Rotterdam, 2008. p. 488.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006. 684p.