

**ESTRATÉGIAS DE MOBILIDADE DE RENDA E DE PATRIMÔNIO: UMA
ANÁLISE EM PAINEL DOS AGRICULTORES FAMILIARES DE ITAPEJARA
D'OESTE/PR NOS ANOS 2005, 2010 E 2015**
***INCOME AND ASSET MOBILITY STRATEGIES: A PANEL ANALYSIS OF FAMILY
FARMERS IN ITAPEJARA D'OESTE/PR IN THE YEARS 2005, 2010 AND 2015***

Autor: Simão Ternoski

Filiação: Universidade Estadual do Centro-Oeste – UNICENTRO

E-mail: sternoski@unicentro.br

Autor: Miguel Angelo Perondi

Filiação: Universidade Tecnológica Federal do Paraná – UTFPR

E-mail: perondi@utfpr.edu.br

Grupo de Trabalho 05: Agricultura familiar e relações de gênero no meio rural

Resumo

O estudo trata das estratégias que levam à mobilidade da renda e do patrimônio de 94 agricultores familiares do município de Itapejara d'Oeste/PR, acompanhados nos anos de 2005, 2010 e 2015. Ao olhar por uma lente analítica para os casos de mobilidade de renda e patrimônio, sobressaem alguns atributos de intensificação agrícola e de acesso a diferentes capitais (ativos), assim, pergunta-se: quais as estratégias de meios de vida que as famílias adotam e que resultam em mais êxito na mobilidade de renda e de patrimônio? Assume-se como hipóteses: 1) estratégias de meios de vida, fruto da mobilização de ativos (capitais), são responsáveis pela mobilidade positiva de renda e de patrimônio no tempo; e 2) a mobilidade de renda e de patrimônio é uma função da concentração da produção agrícola para as propriedades do painel de Itapejara d'Oeste. O objetivo geral desta pesquisa é analisar as estratégias de meios de vida que proporcionam mobilidade em trajetórias de crescimento e de queda da renda e do patrimônio, dos agricultores familiares de Itapejara d'Oeste/PR nos anos de 2005, 2010 e 2015. Metodologicamente, a pesquisa é quantitativa, a mobilidade de renda e de patrimônio foi avaliada por modelo de efeito fixo. Os resultados reforçam as estratégias para o interstício e casos analisados, indicando que a mobilidade de renda é mais fortemente condicionada ao maior capital social, físico – patrimônio e financeiro – intensificação em grãos, rendas externas (acumulação) e uso eficiente dos fatores. A renda total converge para o baixo tercil no tempo, indicando que a condição inicial não é determinante, houve aumento da concentração de renda. O patrimônio é influenciado pelos capitais humano e financeiro – renda agrícola e especialização em grãos. Não é possível afirmar convergência do patrimônio para o baixo tercil, há aumento de sua concentração nos tercis.

Palavras-chave: agricultura familiar; mobilidade de renda e patrimônio; estratégias de meios de vida.

Abstract

The study deals with the strategies that lead to the mobility of income and wealth 94 family farmers in the municipality of Itapejara d'Oeste/PR, monitored in the years 2005, 2010 and 2015. The looking through an analytical lens at cases of income and equity mobility, stand out some attributes of agricultural intensification and access to different capital (assets), thus, the question is: what the livelihood strategies that families adopt and that are and resulted in more success in income mobility and wealth? The following hypotheses are assumed: 1) livelihood strategies, resulting from the mobilization of assets (capital), are responsible for the positive mobility of income and wealth over time; and 2) the mobility of income and assets is a function of the concentration of agricultural production for the properties of the Itapejara d'Oeste panel. The general objective this research analysis was to the livelihood strategies that provide mobility in the trajectories of growth and decline of income and wealth, of family farmers in Itapejara d'Oeste/PR in the years 2005, 2010 and 2015. Methodologically, the research is quantitative, income and wealth mobility was evaluated using a fixed effect model. The results reinforce the strategies for the interstice and cases analyzed, indicating that income mobility is more strongly conditioned to greater social capital, physical capital - wealth, financial capital - intensification in grains, external income (accumulation) and efficient use of factors. Total income converged to the lower tercile over time, indicating that the initial condition is not decisive, there was an increase in income concentration. Wealth, on the other hand, is influenced by human capital, and financial capital - farm income and grain specialization, it was not possible to affirm convergence of equity to the low tercile, there was an increase in concentration in this tercile.

Key words: family farm; income and wealth mobility; livelihood strategies.

1. Introdução

A agricultura familiar é uma importante categoria social, responsável pela renda e ocupação rural de 10 milhões de pessoas no Brasil. O censo agropecuário de 2017, para Sidra (2021a), revelou que 76,8% dos estabelecimentos do Brasil, 75% no Paraná, e 81,1% em Itapejara d'Oeste, foco da pesquisa, são enquadrados como agricultura familiar. O que chamou atenção no censo agropecuário, em 2017, foi o encolhimento da categoria, frente ao avanço da forma patronal. Entre o censo de 2006 e 2017, segundo Sidra (2021a, 2021b), o número de estabelecimentos familiares, no Brasil, encolheu 10,7% e a forma patronal cresceu 45,3%. No Paraná, a redução foi ainda maior, passou de 302.828 (2006) para 228.888 (2015) estabelecimentos, queda de 24,4%, frente ao aumento de 11,8% das propriedades patronais.

Itapejara d'Oeste, perdeu 35% dos estabelecimentos familiares entre os dois censos e, de acordo com Sidra (2021a, 2021b), as propriedades patronais cresceram 17,5% no município. O número de pessoas ocupadas na agricultura familiar também caiu, com redução de 17,9% no Brasil, passando de 12.323.110 milhões (2006) para 10.115.559 milhões (2017) e queda de 31,7% no Paraná e 37,1% em Itapejara d'Oeste. Inclusive no município, houve crescimento de 15,3% do número de pessoas em propriedades patronais.

O encolhimento da agricultura familiar pode estar ligado a dois movimentos distintos nas estratégias de reprodução social, um primeiro fruto do abandono das atividades pelas famílias, refletindo propriedades que, no tempo, não são mais viáveis, o segundo, associado à acumulação de riqueza e expansão, em que em uma década houve mudança de *status*, que lhes permitiu um nível financeiro mais alto e enquadramento como agricultores patronais, ambos refletem a mobilidade. Ao olhar por uma lente analítica para casos de mobilidade de renda e patrimônio, sobressaem atributos de intensificação agrícola e de acesso aos capitais (ativos).

Baulch e Hoddinott (2000), Ellis (2000), Jalan e Ravallion (2000), Antman e McKenzie (2005), Cuesta et al. (2011), Glewwe (2012), Perondi e Schneider (2012), Dang et al. (2014), e Fields et al. (2015), indicam condições, como idade do chefe, sucessão, escolaridade, envolvimento social, recursos físicos, financeiros, naturais, motivações para auferir rendas externas, dentre outros, que compõem as estratégias das famílias, e refletem sobre a renda.

Ao olhar para a fronteira empírica a respeito da mobilidade, os estudos de Weiss (1999), Blank et al. (2004), Antman e McKenzie (2005), Barrett et al. (2006), Fields et al. (2007), Cuesta et al. (2011), Dang et al. (2014), Fields et al. (2015), Dutta (2015), Dutta e Kumar (2016), Key et al. (2018), Helfand (2019), Salvioni et al. (2020) e Jalan e Ravallion (2000), analisam pela ótica da renda, a partir dos inicialmente favorecidos, atrelada a atributos no nível de indivíduos (idade, escolaridade, sexo, etc.), estabelecimentos (área de terra, ativos, etc.) e das rendas externas. Blank et al. (2004), apenas, trata riqueza. Nota-se lacuna da análise de mobilidade do patrimônio, e no Brasil, a discussão de mobilidade (renda e patrimônio) precisa ainda acontecer.

Nisso indaga-se: quais as estratégias de meios de vida que as famílias adotam e que resultaram em mais êxito na mobilidade de renda e de patrimônio? Admite-se que: 1) estratégias de meios de vida, fruto da mobilização de ativos (capitais), são responsáveis pela mobilidade positiva de renda e de patrimônio no tempo; e 2) a mobilidade de renda e de patrimônio é uma função da concentração da produção agrícola para as propriedades do painel de Itapejara d'Oeste. O objetivo geral é analisar as estratégias de meios de vida que proporcionam mobilidade em trajetórias de crescimento e de queda da renda e do patrimônio de 94 famílias do município de Itapejara d'Oeste/PR nos anos de 2005, 2010 e 2015.

Na abordagem da mobilidade de renda existe, neste ponto, o aspecto inovador do estudo em olhar a partir da fronteira empírica e suprir a lacuna de estudos dessa ordem, no Brasil. A relevância e o ineditismo atrelam-se à discussão de patrimônio. A literatura empírica volta-se, sobretudo, para a renda e pouco trata da riqueza. Ao responder o problema da pesquisa objetiva-

se suprir a lacuna, indo além da análise de renda, que a maioria dos estudos empíricos trata, verificando estratégias que reflitam também a mobilidade do patrimônio.

2. Procedimentos Metodológicos

As 94 famílias formam o banco de dados de Perondi (2007) em Itapejara d'Oeste/PR, e configuram um painel nos anos de 2005, 2010 e 2015. A análise seguiu indicações de Gujarati e Porter (2011) e Wooldridge (2016), com modelos pooled, efeito fixo e aleatório. A regressão usou o *software R*, e a função *plm*, com os comandos *model* “pooling”, “within” e “random”. A escolha do modelo mais ajustado adotou os testes de Chow, Breuch-Pagan, Hausman e Wald.

No modelo que explica a renda total (RT) padronizada, em escala de 0 (zero) a 1 (um), originando a variável Esc_{RT} , equação 1, o teste de Chow (p-valor = 0,0086) e o teste de Breuch-Pagan (p-valor = 0,000) rejeitaram pooled em favor do efeito fixo e aleatório, e o teste de Hausman (p-valor = 0,033), ao compará-los, rejeitou o aleatório em favor do efeito fixo. Constatou-se presença da heterocedasticidade, com o teste de Wald (p-valor = 0), sendo adotada a correção panel-corrected standard erros – PCSE, conforme indicações de Beck e Katz (1995), Reed e Ye (2011), Moundigbaye et al. (2018) e Scandurra et al. (2020). A restrição dos resultados permanece na não normalidade dos resíduos.

O patrimônio foi tratado, equação 2, em logaritmo neperiano, e na escolha do modelo os testes de Chow (p-valor = 0,0003) e Breuch-Pagan (p-valor = 0,000), indicam rejeição da hipótese nula, descartando o modelo pooled e indicando ajuste dos modelos fixo e aleatório. No teste de Hausman (p-valor = 0,000), ao confrontar o modelo fixo com o aleatório, aceitou-se a hipótese alternativa, descartando o modelo de efeito aleatório. Já o teste de Wald rejeitou H_0 (p-valor = 0), indicando a presença de heterocedasticidade, corrigida com o método PCSE.

$$Esc_{RT} = \alpha_i + \beta_1 \ln Patr_{i,t} + \beta_2 \ln Rend_{N_{i,t}} + \beta_3 D_{DAC_{i,t}} + \beta_4 \ln Rend_{P_{i,t}} + \beta_5 IDg_{75_{i,t}} + \beta_6 IDav_{75_{i,t}} + \beta_7 IDl_{75_{i,t}} + \beta_8 \ln P_{PTF_{i,t}} + \beta_9 \ln Cust_{i,t} + \beta_{10} C_{nat_{i,t}} + \beta_{11} C_{hum_{i,t}} + \beta_{12} C_{soc_{i,t}} + \beta_{13} Sucessão_{i,t} + \beta_{14} D_{Div_{i,t}} + \beta_{15} t_{10_{i,t}} + \beta_{16} t_{15_{i,t}} + \beta_{17} Bt_{R_{05} t_{15_{i,t}}} + \mu_{i,t} \quad (1)$$

$$\ln Patr_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \ln Esc_{RA_{i,t}} + \beta_2 \ln Rend_{N_{i,t}} + \beta_3 D_{DAC_{i,t}} + \beta_4 \ln Rend_{P_{i,t}} + \beta_5 IDg_{75_{i,t}} + \beta_6 IDav_{75_{i,t}} + \beta_7 IDl_{75_{i,t}} + \beta_8 C_{nat_{i,t}} + \beta_9 C_{hum_{i,t}} + \beta_{10} C_{soc_{i,t}} + \beta_{11} I_{chefe_{i,t}} + \beta_{12} Sucessão_{i,t} + \beta_{14} D_{Div_{i,t}} + \beta_{15} t_{10_{i,t}} + \beta_{16} t_{15_{i,t}} + \beta_{17} Bt_{P_{05} t_{15_{i,t}}} + \mu_{i,t} \quad (2)$$

Sendo:

Esc_{RT} = Variável dependente em escala de 0 (zero) a 1 (um) da renda total após a normalização, formada pelo somatório da renda agrícola (RA), rendas externas do trabalho agrícola ($Rend_o$), rendas externas do trabalho não agrícola ($Rend_N$), rendas de transferências sociais ($Rend_p$), e outras fontes de rendas externas ($Rend_R$);

α = Inclinação, intercepto dos indivíduos (agricultores) ao longo do tempo;

$\beta_1; \beta_2; \dots \beta_n$ = Parâmetros de peso entre a variável preditora sobre a explicada;

$\ln Patr$ = logaritmo neperiano do patrimônio, dado pelo valor da terra, da residência, veículos, máquinas, equipamentos, benfeitorias e efetivo em animais, subtraindo dívidas com crédito investimento, para os anos de 2005, 2010 e 2015;

$\ln Rend_N$ = logaritmo neperiano da renda do trabalho externo não agrícola – $\ln(1 + x)$;

D_{DAC} = variável *dummy*, sendo 1 (um) para os casos com renda externa do trabalho (agrícola e não agrícola) cuja motivação foi a acumulação, e 0 (zero) demais casos;

$\ln Rend_p$ = logaritmo neperiano da renda com transferências sociais, dada por $\ln(1 + x)$;

IDg_{75} = variável *dummy*, sendo 1 (um) para os casos em que pelo menos 75% da receita bruta total (agrícola e não agrícola) advém de grãos, e 0 (zero) para os demais casos;

$IDav_{75}$ = variável *dummy*, sendo 1 (um) para casos em que pelo menos 75% da receita bruta total origina-se das aves;

IDL_{75} = variável *dummy*, sendo 1 (um) para propriedades que tem o leite como formador de pelo menos 75% da receita bruta total;

$\ln P_{PTF}$ = logaritmo neperiano da *proxy* da Produtividade Total dos Fatores – *PTF*, fruto da divisão do produto bruto agropecuário pelo valor total gasto com despesas da atividade agropecuária (insumos, defensivos, manutenção etc.);

$\ln C_{Cust}$ = logaritmo neperiano do valor monetário com custeio agropecuário – $\ln(1 + x)$;

C_{nat} = Acesso aos meios de vida na forma de capital natural, em escala de 0,00 a 1,00;

C_{hum} = Meios de vida na forma do capital humano, em escala de 0,00 a 1,00;

C_{soc} = Meios de vida na forma do capital social, em escala de 0,00 a 1,00;

Sucessão = variável ordenada, sendo: 0 sem sucessor – inexistência; 1 sucessão indefinida; 2 sucessão definida e 3 sucessão completa;

D_{Div} = variável *dummy*, sendo 1 (um) para casos com ocorrência do divórcio, e 0 (zero) para os demais casos;

t_{10} = variável *dummy*, sendo 1 (um) para o ano de 2010;

t_{15} = variável *dummy*, sendo 1 (um) para o ano de 2015;

$Bt_{R_{05}} t_{15}$ = variável *dummy*, sendo 1 (um) para os casos no ano 2015 que eram baixo tercil da renda total no ano base (2005);

μ = Termo de erro (resíduo);

i = representa a i -ésima unidade de corte transversal (94 estabelecimentos);

t = o t -ésimo período, que compreende aos anos de 2005, 2010 e 2015.

$\ln Patr$ = variável dependente do logaritmo neperiano do patrimônio, formado pelo valor da terra, residência da família, veículos, máquinas, equipamentos, benfeitorias e efetivo em animais, subtraindo as dívidas de financiamentos em investimentos dos estabelecimentos amostrados em Itapejara d'Oeste, nos anos de 2005, 2010 e 2015;

$\ln Esc_{RA}$ = logaritmo neperiano da variável em escala de 0 (zero) a 1 (um) da renda agrícola após a normalização;

I_{chefe} = Idade em anos do chefe declarado da propriedade;

$Bt_{P_{05}} t_{15}$ = variável *dummy*, sendo 1 (um) para os casos no ano 2015 que eram baixo tercil de patrimônio no ano base (2005).

Os casos com renda negativa limitaram o uso do logaritmo neperiano sobre a renda total, como sugere a literatura econométrica. Já modelo de efeito fixo permite controlar características próprias das entidades investigadas, que são específicas de cada indivíduo e invariantes no tempo, portanto, não se correlacionam entre os indivíduos. No caso da pesquisa, trata-se das especificidades de cada agricultor, que influenciam ou não as variáveis explicativas, enviesando e prejudicando o poder explicativo. Ao controlar esse efeito invariante no tempo ou espaço das variáveis explicativas, o modelo de efeito fixo permite analisar o efeito líquido das explicativas.

A agricultura familiar é heterogênea, contrastando formas: i) integradas aos mercados e ii) mantém relações com os mercados, não sendo este central, já que se pautam em relações sociais, estando mais próximas da essência do camponês. Somente esta heterogeneidade da agricultura denota que, por mais extensa a relação de variáveis preditoras do modelo, é inevitável que variáveis importantes e que reflitam especificidades desta agricultura estejam omitidas, até mesmo dadas as restrições na coleta pelo instrumento de pesquisa. O fato é que o modelo de efeito fixo controla características próprias invariantes no tempo ou espaço de cada entidade, diferenciadas entre cada agricultor ao tratar um intercepto que varia entre cada i , mas que permanece constante em t , capturando diferenças entre os indivíduos da amostra.

3. Resultados

A seção trata dos resultados dos modelos inferenciais que explicam a mobilidade da renda total e do patrimônio junto à base de dados investigada. Inicialmente discute a mobilidade da renda total, cuja variável normalizada é regredida a um conjunto de preditoras formadoras da renda, capitais de acesso e de atributos das famílias e propriedades. Emprega o modelo de efeito fixo para tratar a mobilidade do patrimônio que, em logaritmo neperiano, é regredido às mesmas dimensões usadas na explicação da renda, com ajustes pontuais de algumas variáveis.

3.1. A mobilidade da renda total

A seção trata dos resultados da inferência sobre a mobilidade da renda total. O primeiro olhar se volta para a $\widehat{Esc}_{RT}$ ajustada com o modelo de efeito fixo, ver Figura 1, comparando com a Esc_{RT} observada e apresentando os resíduos da regressão. Nota-se bom ajustamento do modelo no comparativo dos valores estimados e observados da Esc_{RT} , fundamentando a escolha da correção da heterocedasticidade pelo método PCSE, embora a normalidade dos resíduos não possa ser afirmada. Já a Tabela 1 apresenta dos resultados da regressão.

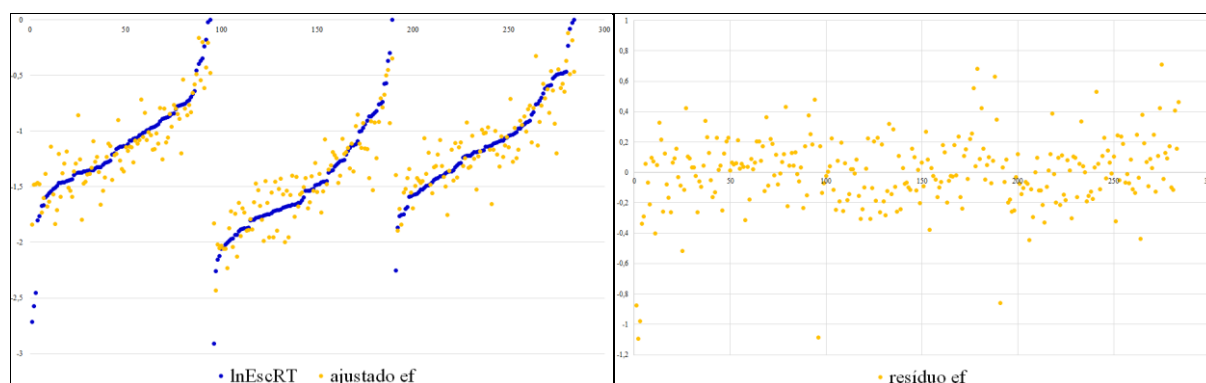


Figura 1 – Resíduo e Esc_{RT} ajustada e efetiva

Fonte: Dados da pesquisa

O primeiro ponto a ser analisado é o efeito dos capitais de acesso sobre a mobilidade da renda total (Esc_{RT}). A literatura afirma a relevância dos ativos (capitais) sobre a renda. Infere-se, a 1% de erro, que o aumento (redução) de 1% no $\ln Patr$, eleva (reduz) 0,000852¹ pontos o escalar da renda total. O $\ln Patr$ contempla elementos usados no cálculo do capital físico (C_{fis}), como máquinas, equipamentos e benfeitorias, mas é mais completo por retratar outros ativos (terra, veículos, etc.) e, portanto, foi usado em substituição ao C_{fis} .

Considerando a amplitude² usada na transformação do escalar da renda total (Esc_{RT}), o efeito de 0,000852 pontos, encontrado no $\ln Patr$ sobre a Esc_{RT} , equivale a R\$ 221,26 para a amplitude de 2005, R\$ 378,67 para 2010 e R\$ 380,32 sobre a escala de 2015. Para o capital social (C_{soc}), conclui-se efeito positivo e significativo (5%) sobre o escalar da renda total. O aumento (redução) de 0,01 pontos no capital social está associado ao aumento (redução) de 0,099 pontos na Esc_{RT} . Para o capital natural (C_{nat}) os dados não permitiram afirmar a relação positiva encontrada no modelo, já que o erro foi de 79%, o mesmo para o capital humano, que ainda com sinal positivo sobre a escalar da renda total, o p-valor encontrado não permite inferir (em nível de 5%) relação positiva deste capital sobre a Esc_{RT} .

¹ A interpretação do parâmetro β , em modelo semilogaritmo do tipo nível-ln, é dada por $\Delta Y = \beta 1/100\% \Delta X$, portanto, $0,0852/100 = 0,000852$, lógica aplicável a todas as variáveis em ln da Tabela 1.

² Na conversão da renda total dada em unidades monetárias para a escala de 0 a 1 foi considerada a seguinte amplitude: R\$ 259.625,20 (2005); R\$ 444.335,76 (2010); R\$ 446.276,77 (2015), sendo dada no intervalo entre o menor e o maior valor observado da renda total para o respectivo ano.

Tabela 1 – Síntese dos modelos para a explicação da renda total (Esc_{RT})

Resultado Síntese das Dimensões sobre a Renda Total					
variável	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
$lnPatr$	0,085	0,030	28,594	0,005***	
C_{nat}	0,020	0,073	0,267	0,790	
C_{hum}	0,066	0,072	0,924	0,357	
C_{soc}	0,099	0,050	19,832	0,049**	
$lnRend_N$	-0,002	0,002	-0,858	0,392	
D_{DAc}	0,094	0,028	34,086	0,001***	
$lnRend_p$	-0,002	0,002	-0,843	0,401	
IDg_{75}	0,065	0,037	17,540	0,081*	
$IDav_{75}$	-0,022	0,084	-0,263	0,793	
IDl_{75}	-0,105	0,058	-18,107	0,072*	
lnP_{PTF}	0,077	0,014	56,361	0,000***	
lnC_{Cust}	0,002	0,002	0,869	0,386	
<i>Sucessão</i>	0,009	0,011	0,816	0,416	
D_{Div}	-0,059	0,053	-11,077	0,270	
t_{10}	-0,151	0,020	-76,770	0,000***	
t_{15}	-0,085	0,027	-31,925	0,002***	
$Bt_{R_{05}}t_{15}$	0,049	0,026	18,649	0,064*	
Observações				282	
R ²				0,499	
R ² Ajustado				0,177	
Estatística F				10,036***	
				(df = 17; 171)	

Nota: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Fonte: Dados da pesquisa

Dutta e Kumar (2016), embora não usando variáveis que sintetizem o patrimônio, encontraram efeito na renda das famílias a partir de variáveis que refletem o patrimônio. O tamanho do terreno ($\beta = 0,03$), número de vacas de leite ($\beta = 0,10$) e trator ($\beta = 0,13$) são algumas, dentre outras variáveis, cujo parâmetro encontrado foi positivo e significativo na explicação da renda, que para o estudo foi tratada em relação à linha de pobreza.

Resultado semelhante é encontrado em Dutta (2021) ao constatar que a quantidade de terra, máquinas (trator) e número de animais (gado de corte, leite e aves) apresenta relação positiva na explicação da renda *per capita* ajustada pela linha de pobreza. Os resultados encontrados por estes autores, ao usarem variáveis como a terras, animais, equipamentos e máquinas, componentes formadores do $lnPatr$ empregado na pesquisa, sustentam os resultados aqui deparados, ao indicar efeito positivo do patrimônio (capital físico) na formação da Esc_{RT} .

O tamanho da propriedade, no estudo de Salvioni et al. (2020), considerando a área de terra aproveitável, apresentou relação significativa e positiva ($\beta = 0,004$) relativamente ao desempenho financeiro da propriedade. Os dados junto aos 94 estabelecimentos destacam a relevância da área de terra própria na formação do patrimônio, sendo de 51,7% (2005), 67,6% (2010) e 69,3% (2015) do patrimônio total. O achado é reforçado nos estudos de Salvioni et al. (2020) e Key et al. (2018) que, ao separarem propriedades em dois níveis de ativos, encontraram parâmetro significativo e positivo ($\beta = 0,167$) do grupo de propriedades com maior disponibilidade de recursos/ativos sobre a renda total.

Quanto ao capital social, a importância é tratada por Baulch e Hoddinott (2000). As famílias constroem redes de relações sociais ao longo do tempo e recorrem a elas nas adversidades. Dutta (2021) mediu o envolvimento social, a partir de uma *dummy*, para a participação de membros da família em grupos de autoajuda, cooperativas, sindicatos etc. Encontrou probabilidade 2% menor de propriedades com alguma interação social caírem na

pobreza e, ao olhar somente para famílias que saíram da pobreza, concluiu que o envolvimento social está relacionado a uma probabilidade 5% menor de serem pobres nos dois períodos pesquisados (2004 e 2011), reafirmando a importância do capital social sobre a renda.

Abramovay (1992, p. 101), ao tratar das sociedades camponesas, entende que “[...] a economia não existe como esfera institucional autônoma da vida social.”, e afirma que o capital social é um dos mecanismos para que o controle da produção, transporte, comercialização e crédito passem da mão do dono do capital para os próprios camponeses. Quanto ao capital natural e humano, não foram significativos para os dados estudados, embora uma ampla literatura reafirme o mérito na formação da renda.

O capital humano não retornou parâmetro significativo, fato que tem relação ao que expõe Weiss (1999), por gerar dois efeitos, um, de elevar a capacidade do chefe da família, ao melhor alocar recursos internamente, via adoção de tecnologias, gerando crescimento e, outro, na ampliação de oportunidades de empregos externos. No caso, aumenta a probabilidade de abandono da agricultura em tempo integral e até mesmo leva à saída do agricultor da atividade agrícola. Para o autor, agricultores com formação específica na agricultura tem probabilidade 1,7% maior de incorrer no crescimento. Em propriedades de tempo parcial, o efeito é negativo.

Salvioni et al. (2020) alertam para a importância de tratar o capital humano em partes. Percebem efeito positivo e significativo ($\beta = 0,099$) da formação direcionada a agricultura sobre o desempenho financeiro, já para a educação geral ($\beta = 0,003$) notam parâmetro positivo, embora não significativo. Os achados do estudo estão em consonância com a literatura em termos da relação do sinal. No entanto, não foram significativos, seja pela restrição da amostra, com poucos agricultores com formação mais elevada, ou decorrente do alerta de Weiss (1999) e Salvioni et al. (2020), para o olhar sobre a formação direcionada à agricultura, também restritiva no banco de dados, já que são poucos casos com curso superior voltado para a área.

Os resultados a respeito da resposta dos capitais sobre o escalar da renda total estão alinhados ao que destaca Scoones (1998). O autor afirma a necessidade de definir a combinação dos ativos (capitais) para cada estratégia adotada pela propriedade. Em algumas formas de intensificação agrícola, o sucesso é dado na combinação de água, terra e outros recursos (capital natural), com recursos financeiros que conciliam crédito e tecnologias. Em outras, uma rede fortalecida de capital social gera melhor retorno. Ao que tudo indica, pelos dados da Tabela 1, a combinação do capital físico, na forma do *lnPatr*, com o capital social produz os melhores efeitos, estatisticamente significativos, nas estratégias de renda das famílias para a base de dados e interstício de tempo analisado. Soma-se ainda a estes dois capitais, o capital financeiro.

O capital financeiro, na forma da variável C_{fin} , foi omitido no modelo, pois é calculado a partir da renda total. Estudos de correlação e testes adicionais, não tratados na pesquisa em tela, indicaram multicolinearidade com as variáveis de renda, assim, o capital financeiro foi representado nas variáveis que formam a renda total. As fontes de rendas, conforme Ellis (2000), Schneider (2003, 2010), Blad (2010) e Loughrey et al. (2013) originam-se de atividades internas e externas ao estabelecimento, um *portfólio* variado de renda (maior número) é, para a literatura, a forma de atingir maiores níveis da renda total.

O modelo apresentado na Tabela 1 incorporou as duas principais fontes de rendas externas, sendo: rendas externas do trabalho não agrícola (*lnRend_N*) e rendas de transferências sociais (*lnRend_P*) e mais três relacionadas à especialização em atividades agropecuárias (*IDg₇₅*, *IDav₇₅* e *IDl₇₅*), principais formadoras da renda agrícola. Para as transferências sociais (*lnRend_P*), parâmetro não significativo, nota-se sinal negativo, associando o maior peso das rendas de transferências sociais a uma menor renda total. Em relação à *Rend_N*, o modelo, também não significativo, apresentou sinal para relação inversa da *lnRend_N* sobre a renda total.

Os achados da pesquisa em relação ao sinal das rendas externas do trabalho não agrícola estão em consonância ao estudo de Weiss (1999), que encontrou parâmetro negativo de uma

variável relacionada aos empregos não agrícolas. Propriedades de meio período têm taxa de sobrevivência 2,9% menor que as de tempo integral, além de crescerem 9,1% menos. Mesmo assim, ao primeiro olhar, o efeito negativo das rendas externas do trabalho não agrícola gera inquietação, visto a importância da diversificação das fontes de renda atribuída pela literatura.

Scoones (1998), Ellis (2000), Jalan e Ravallion (2000), Sofer (2001), Schneider (2003, 2010), Blad (2010), Silva e Kodithuwakku (2010), Cuesta et al. (2011), Perondi e Schneider (2012), Loughrey et al. (2013) e Helfand (2019) reforçam a relevância de fortalecer as estratégias de diversificação, ampliando as fontes de renda. Jackson-Smith (1999), Blank et al. (2004), Key et al. (2018) e Salvioni et al. (2020) afirmam ser uma estratégia relacionada também à mobilidade positiva, inclusive Salvioni et al. (2020) encontram relação positiva da diversificação em relação ao desempenho financeiro ($\beta = 0,901$).

O ponto crucial nesse debate, que justifica o sinal negativo encontrado nas rendas externas do trabalho não agrícola, frente à literatura que reforça a importância de diversificar as fontes de renda, está na motivação do agricultor na procura por renda externa do trabalho. A própria literatura afirma para a existência de duas formas. Aqueles motivados pela carência e necessidade frente à impossibilidade de proverem uma vida digna somente com o que dispõem na propriedade e outros cujas rendas externas do trabalho vêm como complemento da renda total, uma ocupação nas horas vagas, voltada à acumulação.

É o que afirmam Blad (2010), Schneider (2010), Silva e Kodithuwakku (2010) e Loughrey et al. (2013) quando indicam que as rendas externas do trabalho adentram nos estabelecimentos de duas formas, empurradas por necessidade de sobrevivência, nesse caso instáveis e de baixa remuneração ou por condições mais favoráveis, por uma força que caminha no sentido da acumulação de capital, geralmente estáveis e de melhor remuneração. Para contemplar esta percepção da literatura, o modelo inseriu uma variável *dummy* D_{DAC} .

A variável D_{DAC} separou os casos, a partir das respostas sobre a motivação para a busca de uma renda externa do trabalho, seja ela agrícola ou não agrícola. Respostas como: “só na lavoura não dá, é pouca terra, desanima.”, “falta de renda da propriedade e pouca terra para muitos filhos.”, ou ainda “dificuldade financeira, pouca terra para todos trabalhar”, foram usadas para classificar a renda externa como motivada pela sobrevivência. Respostas como: “agregar valor no produto”, “mais uma alternativa de renda” ou “sobra tempo, vizinhos procuram, alternativa de renda.”, classificam a renda externa do trabalho como motivada pela acumulação de capital. A estes foi atribuído o valor 1 (um).

Ao observar os dados da Tabela 1 sobre a variável D_{DAC} nota-se parâmetro positivo e significativo. Infere-se que, agricultores com renda externa do trabalho (agrícola e não agrícola), motivados pela acumulação, têm aumentado 0,094 pontos no escalar da renda total em relação aos demais casos que compõem a base investigada. Os dados estão condizentes com a literatura, inclusive renda mais estável e motivada pela acumulação, perpassa pelo fortalecimento do capital humano e requer níveis mais elevados de escolaridade.

Considerando a escala de conversão que formou a variável escalar da renda total (Esc_{RT}) afirma-se que os 0,094 pontos no escalar da RT equivalem, em média, a R\$ 24.354,91 da renda total para a escala de conversão usada em 2005, indicando o montante que se reflete no grupo que acessou rendas externas do trabalho cuja motivação foi a acumulação, frente aos demais casos. Para 2010 e 2015 o montante sobre a renda total é de R\$ 41.682,23 e R\$ 41.864,32 respectivamente, quando a motivação é a acumulação.

Os dados reforçam a percepção de Blad (2010), Silva e Kodithuwakku (2010), Schneider (2010) e Loughrey et al. (2013) ao indicarem que rendas externas do trabalho, quando acessadas pela acumulação, fruto de remunerações mais elevadas e estáveis, são importantes na formação da renda total. As mesmas rendas externas do trabalho, quando advêm da necessidade

de sobrevivência e ausência dos meios de produção, submetem o agricultor a trabalhos mal remunerados e instáveis. Os efeitos sobre a renda total tornam-se negativos.

Ainda na discussão da formação da renda (capital financeiro), em um olhar sobre a (des)concentração, três variáveis refletem a especialização, medindo a concentração de 75% ou mais da receita bruta em grãos, aves e leite. Infere-se (10% de erro) que propriedades em que os grãos (IDg_{75}) respondem por 75% ou mais da receita bruta total (agrícola e não agrícola), o efeito sobre a Esc_{RT} é de 0,065 pontos em relação aos demais casos em que grãos respondem por percentual inferior a 75% da receita bruta total. Para a escala de conversão da variável Esc_{RT} , isso equivale a R\$ 16.975,44 (2005), R\$ 28.744,57 (2010) e R\$ 28.870,14 (2015).

Os dados amostrados não permitem afirmar, ao nível de 5% de erro, o efeito da concentração da receita originária das aves ($IDav_{75}$), cujo p-valor foi para um erro de 79,3%. Mesmo assim, percebe-se sinal negativo, indicando que casos integrados na produção de frangos e perus, cuja receita bruta supera 75% da receita bruta total da propriedade, têm, em média, renda total inferior aos demais casos (-0,022 pontos).

A concentração da receita do leite em 75% ou mais da receita bruta total apresentou efeito negativo, embora não significativo, erro a 10% (p-valor 0,072). Infere-se que casos cuja receita do leite é $\geq 75\%$ da receita bruta, apresentam -0,105 pontos no escalar da renda total se comparados aos casos nos quais o leite ocupa menos que 75% da receita bruta total. A pontuação no escalar equivale a -R\$ 27.353,84 (2005), -R\$ 46.814,75 (2010) e -R\$ 47.019,26 (2015) em propriedades em que o leite ocupava 75% ou mais da receita bruta total.

O leite é uma estratégia de diversificação importante na agricultura familiar, permite renda mesmo em propriedades com pouca terra e pouco capital imobilizado em equipamentos e máquinas, mas, no interstício de tempo analisado e para o grupo que compõe a base de dados, o efeito foi contrário ao esperado (embora não significativo a 5% de erro). Uma explicação é associada à crise no setor. Os dados indicavam agricultores desfazendo-se dos animais e deixando o leite. Em 2005 eram 58 famílias, reduzindo para 54 em 2010 e para 37 em 2015. Neste ano inexistem casos em que o leite ocupa $\geq 75\%$ da receita bruta total. Somado ao preço, outro fato que explica a relação negativa está na afirmação de Salvioni et al. (2020) que atribuem ao alto nível de intensificação da pecuária retornos acima da média.

O leite é uma atividade com pequena margem de lucro, e quando o agricultor, mesmo com a produção do leite formando a maior parte da receita bruta da propriedade, produz pouco em volume e não dispõe de equipamentos e de genética de animais que melhorem a qualidade do produto devido ao alto custo destes insumos, sente os reflexos sobre o lucro. O lucro na produção do leite está condicionado, além do preço, à escala de produção e aos investimentos na qualidade, os quais influem na relação inversa encontrada.

O fato é que somente a especialização em grãos gerou efeito positivo na renda total. A intensificação em aves (parâmetro não significativo) e em leite levou a efeitos negativos. Os dados demonstram que houve, no período, o aumento da participação da produção de soja nas propriedades. O valor da saca de 60 kg da soja, em 2005, corrigido pelo INPC para 2015 foi cotada a R\$ 52,84, e em 2015 o preço médio recebido pelos agricultores foi de R\$ 60,00, aumento real de 13,6% de 2005 para 2015. O litro do leite, em preço de 2005 corrigido para 2015 (INPC), era R\$ 0,83, e em 2015 foi R\$ 0,84, representando um aumento real de 1,2%.

Ellis (2000), com mesma metodologia para tratar de casos especialistas (75% da renda familiar) nota que em grupos de alta renda, a especialização é proveniente sobretudo da lavoura e pecuária, o que realça o sinal positivo encontrado para a especialização em grãos, mas contrário ao encontrado para o leite. Key et al. (2018) reafirmam para o sinal encontrado na variável especialização do leite e aves, ao explicarem a variabilidade/volatilidade da renda, encontraram parâmetro significativo e negativo do leite ($\beta = -0,174$) e das aves ($\beta = -0,305$). Dutta e Kumar (2016), apesar de não abordarem a especialização, usam o número de vacas-

leiteiras e identificam coeficiente negativo da quantidade de vacas no termo quadrático, em relação à renda medida pela linha da pobreza ($\beta = -0,08$). O termo quadrático para o número de aves gerou parâmetro negativo ($\beta = -0,04$), indicando retornos decrescentes de ambas as atividades (leite e aves), atribuído ao maior custo de manutenção devido ao número de animais.

Outro estudo de Dutta (2021), ao inserir um termo quadrático em um modelo de efeito aleatório sobre o número de animais de leite ($\beta = -0,11$) e de aves ($\beta = -0,04$), encontrou relação negativa e significativa sobre a renda *per capita* da propriedade ajustada pela linha de pobreza, para o qual o autor atribui o aumento do custo de manutenção frente ao maior número de animais. Mesmo identificando sinal negativo, reafirma a importância da pecuária, aves e leite, porque propriedades que dispõem desses recursos reduzem em 23%, 11% e 18%, respectivamente, a probabilidade de serem pobres.

Aves e leite são importantes nas estratégias de renda das famílias, mas a especialização que forma 75% ou mais da receita bruta total, conforme evidenciado na Tabela 1, é um fator negativo. Por outro lado, Salvioni et al. (2020) ao tratarem da especialização em lavouras permanentes, temporárias e na pecuária, encontraram resultados divergentes na explicação do desempenho financeiro das propriedades. A pecuária apresentou parâmetro positivo, as lavouras temporárias e permanentes, parâmetros negativos. O autor justifica pelo alto nível de intensificação da pecuária na Itália, o que retorna resultados acima da média. As lavouras temporárias e permanentes são, na região de estudo, mais extensivas e apresentam resultados abaixo da média, levando a coeficientes negativos.

O alerta trazido por Salvioni et al. (2020) reafirma o fato do momento e local de análise. Grãos, sobretudo a soja, encontravam, no período de análise da pesquisa em Itapejara d'Oeste, mercado propício, enquanto o leite enfrentava crise, com agricultores vendendo os animais. Por mais que a literatura afirme a importância do leite, a especialização naquele interstício de tempo e crise, retornou resultados negativos da intensificação/especialização.

Seguindo a linha de análise, foi avaliada a eficiência do uso dos fatores de produção. A medida foi uma *proxy* da produtividade total dos fatores (*PTF*). Helfand e Taylor (2021) reforçam que a *PTF* é mais apropriada para medir desempenho, ao avaliar o conjunto de fatores terra, trabalho e capital, sem se fixarem numa visão parcial de um fator em específico. As evidências empíricas encontradas foram significativas (1% de erro) e positivas entre o logaritmo da *proxy* da *PTF* e o escalar da renda total. Infere-se que a cada aumento (redução) de 1% no $\ln P_{PTF}$ tem-se aumento (redução) de 0,0007685 pontos na Esc_{RT} . Para o intervalo de cálculo da variável escalar da renda total, a variação de pontos equivale a R\$ 199,53 para a escala usada em 2005 e a R\$ 341,48 e R\$ 342,97 nas escalas usadas em 2010 e 2015 respectivamente.

Em Salvioni et al. (2020) a eficiência é tratada a partir das receitas originárias de fontes agrícolas sobre os custos variáveis. Para esta medida de eficiência os autores apontaram parâmetros com sinal condizente ao encontrado na *proxy* da *PTF* analisada aqui. O parâmetro $\beta = 0,022$, encontrado pelos autores foi significativo e positivo e evidência que a maior eficiência está relacionada a um maior desempenho financeiro das propriedades.

Duas variáveis, fortemente mostradas na literatura e apontadas como relevantes para a renda não se mostraram estatisticamente significativas, neste estudo, para a formação da renda total, o logaritmo neperiano do valor acessado com crédito custeio agropecuário e a variável escalar para a condição da sucessão. Os dados junto a base reafirmam a importância do crédito custeio, sobretudo em 2005, quando o Programa de Garantia da Atividade Agropecuária – Proagro, vinculado à operação de custeio, beneficiou 33 famílias que tiveram perdas de safra decorrente da seca e receberam em média R\$ 9.429,22 em indenização. Ao todo, estas 33 famílias acessaram o montante de R\$ 311.164,19 do seguro.

Embora os dados da base não confirmem efeito estatisticamente significativo do crédito custeio sobre a renda total, o sinal está em consonância com o esperado e com o que a literatura

expõe. Baulch e Hoddinott (2000), entendem que a mobilidade econômica é influenciada pelos choques idiossincráticos e covariantes. Ao minimizar os efeitos do choque, a exemplo da seca de 2005 que afetou as propriedades em Itapejara d'Oeste, naturalmente tem-se uma mobilidade econômica positiva. A literatura empírica em Jackson-Smith (1999), Serra et al. (2004), Glewwe (2012), Isoto e Kraybill (2019), Khanal e Omobitan (2020), Dutta (2021) trata da condição de dispor de crédito ou modalidades de seguro.

Khanal e Omobitan (2020), por exemplo, usaram um modelo Probit em 104 propriedades do Tennessee em 2017, notando que agricultores com restrição ao crédito apresentam vendas brutas em torno de US\$ 20.000,00 a US\$ 51.000,00 abaixo daqueles que não encontram restrições. E ao avançarem na especificação de grupos, percebem que, entre aqueles que acessam crédito, existem diferenças. Agricultores com crédito inferior ao necessário incorrem em venda bruta mais baixa (US\$ 32.000,00 a US\$ 39.000,00) se comparados àqueles com acesso ao crédito no volume ideal.

A variável *Sucessão* também apresentou sinal condizente com o esperado em relação a Esc_{RT} , embora estatisticamente não significativa. Foi tratada por uma variável ordenada, em que: 0 inexistência de sucessor, 1 sucessor indefinido, 2 sucessor definido e 3 sucessão completada. Calus et al. (2008), inclusive, atribuem à sucessão o papel de determinante dos investimentos e Weiss (1999) considera uma forma de ampliar a sobrevivência e crescimento, estimando probabilidade 9,3% maior de sobrevivência de propriedades com chefes mais jovens.

Uma especificidade dos dados, que chamou a atenção é a ocorrência do divórcio que gera a partilha de bens e a redução da força de trabalho, refletindo negativamente sobre a renda da propriedade. Os dados não permitem afirmar uma relação estatisticamente significativa (erro 27%) da variável *dummy* de existência de divórcio na propriedade (D_{Div}), embora o sinal negativo seja condizente com o esperado.

Duas variáveis *dummy* relacionadas ao tempo (t_{10} – ano 2010, e t_{15} – ano 2015) permitiram perceber a tendência de crescimento ou redução autônoma da variável escalar da renda total (Esc_{RT}) no período analisado. A variável tempo, também captura tendência conjunta dos fatores omitidos no modelo. Infere-se de maneira significativa (1%) a existência de queda no escalar da renda total, com redução autônoma no escalar (Esc_{RT}) de -0,151 pontos de 2005 para 2010, e -0,085 pontos para 2015, redução não explicada com as variáveis do modelo.

A literatura em Weiss (1999), Baulch e Hoddinott (2000), Antman e McKenzie (2005), Barrett et al. (2006), Fields et al. (2007), Key e Roberts (2007), Cuesta et al. (2011), Dutta (2015), Fields et al. (2015), trata sobre a convergência/divergência da renda total. Sugere o uso da variável dependente defasada como uma preditora do modelo, permitindo perceber, por exemplo, se a renda total em $t-1$ é determinante da renda em t , retratando dependência de trajetória ou se as rendas futuras (t) não dependem da renda presente ($t-1$).

A convergência para Antman e McKenzie (2005), Fields et al. (2007) e Fields et al. (2015) denota menor dependência da renda em t , em relação à renda em $t-1$, de forma que a condição inicial tem menor peso na determinação da condição atual. No caso do estudo em tela, reflete que o grupo que forma o alto tercil experimenta queda no montante de renda gerada no grupo e os indivíduos que formam o grupo do baixo tercil têm o nível de renda aumentado. É o que afirmam Antman e McKenzie (2005) ao relacionarem a convergência à igualdade de oportunidades. Considerando a restrição da base de dados (três cortes), a defasagem eliminaria uma rodada da pesquisa e de modo a evitar essa perda, uma variável *dummy* $Bt_{R05}t_{15}$ interagindo o tempo 2015 ao grupo do baixo tercil no período base (2005) aproxima-se a análise de convergência/divergência que seria dada via renda defasada.

Infere-se, (p-valor = 0,064), Tabela 1, que a condição de ser baixo tercil no período base, refletiu em 0,049 pontos no escalar da renda total em 2015, quando comparado ao médio e ao alto tercil, indicando para a convergência da renda total para o baixo tercil. O parâmetro reforça

que a condição adversa de ser baixo tercil em 2005 não foi determinante da renda total em 2015. Indica que não houve dependência de trajetória da renda neste grupo de propriedades da agricultura familiar que tiveram a renda afetada em 2005 devido aos fatores atípicos (clima).

Em 2005, o baixo tercil concentrava apenas 4,4% da renda total gerada nos 94 casos, e atinge 29,4% em 2015. Uma tendência presente, também, na concentração da *RT* do médio tercil, que detinha 25,2% de participação na renda total em 2005 e passa a 28,4% em 2015, além da redução da parcela do alto tercil que detinha 70,4% do total da *RT* (2005) passando para 42,2% em 2015. A condição climática adversa, em 2005, que levou muitos agricultores à classificação de baixo tercil, não foi determinante para a renda em t , dada a convergência, muitas famílias reverteram o choque sofrido. As sazonalidades comuns na agricultura fazem a renda agrícola sofrer com os choques negativos e somando-se a isso o período temporal de 5 (cinco) anos entre os cortes da pesquisa, contribuíram para a recuperação da renda agrícola, justificando a convergência da renda total encontrada.

Fields et al. (2015), usando dados em painel no nível de países (Argentina, México e Venezuela) e aplicando diferentes especificações, perceberam existência de convergência de ganhos. Para os autores, a convergência da renda foi a norma. A divergência (ganhos no tempo t condicionados ao ano base) foi encontrada em anos esparsos no México e na Venezuela, sem registros de divergência na Argentina, resultados em consonância com os achados nesta pesquisa. Blank et al. (2005) identificaram convergência dos retornos agrícolas entre as regiões dos EUA.

Os dados dos modelos, sintetizados na Tabela 1 não permitiram afirmar para a significância estatística nos parâmetros de todas as variáveis inseridas no modelo de efeito fixo, seja devido à restrição de dados, com poucos registros de algumas variáveis, exemplo da ocorrência do divórcio, ou por contemplar somente três rodadas. Nota-se (1% de erro) efeito positivo do logaritmo neperiano do patrimônio, da *dummy* para rendas externas do trabalho motivadas pela acumulação, da *proxy* da *PTF* e das *dummys* de tempo na explicação do escalar da renda total. Estas variáveis, exceto as *dummys* de tempo, estão associadas positivamente à maior renda total.

O capital social respondeu positivamente (5% de erro) no aumento da renda total e, a 10% de erro, infere-se que a especialização, quando 75% ou mais da receita bruta total vem dos grãos, está associada ao aumento da renda total no tempo. Propriedades especialistas em leite ($\geq 75\%$ da receita bruta) têm menor *RT*. Os dados indicam para a convergência da renda total, o baixo tercil apresentou maior Esc_{RT} , em 2015, em relação ao médio e alto tercil.

3.2. A mobilidade do patrimônio

A literatura retrata uma lacuna, principalmente empírica, a respeito de estudos sobre a explicação da mobilidade do patrimônio. Uma parte da literatura usa variáveis que compõem patrimônio como área de terra, animais, máquinas e equipamentos, mas inserem como preditoras em modelos que explicam renda ou movimentos de saída da pobreza. Dois estudos, Serra et al. (2004) e Bojnec e Ferto (2013) tratam o patrimônio líquido, mas como explicativa.

Os ativos, em um conceito mais próximo ao de patrimônio, são tratados por Barrett et al. (2006), Dutta (2015), Dutta e Kumar (2016) e Isoto e Kraybill (2019), embora com foco voltado para a explicação da renda ou pobreza. Blank et al. (2004) avançam, retratando uma breve discussão no sentido de interpretar as variações no patrimônio líquido, os autores mencionam que a riqueza recebe pouca atenção, na maioria dos estudos. A seção pretende suprir esta lacuna empírica, nisso, a Figura 2 apresenta os resíduos, $\ln Pat_r$ ajustado e efetivo.

O comparativo entre o $\ln Pat_r$ efetivo e o valor ajustado no modelo de efeito fixo, além dos resíduos da regressão permite observar o bom ajustamento dado pelo modelo. Os resíduos estão mais próximos da ausência de tendência – positiva/negativa, reafirmando a escolha do PCSE, embora a normalidade não possa ser afirmada. O resultado da regressão está sintetizado na Tabela 2. O ponto inicial da análise trata do efeito dos capitais de acesso (meios de vida)

sobre o patrimônio. Os dados indicam que, para os capitais natural e social, o parâmetro não é estatisticamente significativo, embora o sinal atenda às afirmações da literatura, que atribui aos ativos a capacidade de refletir sobre a renda e riqueza.

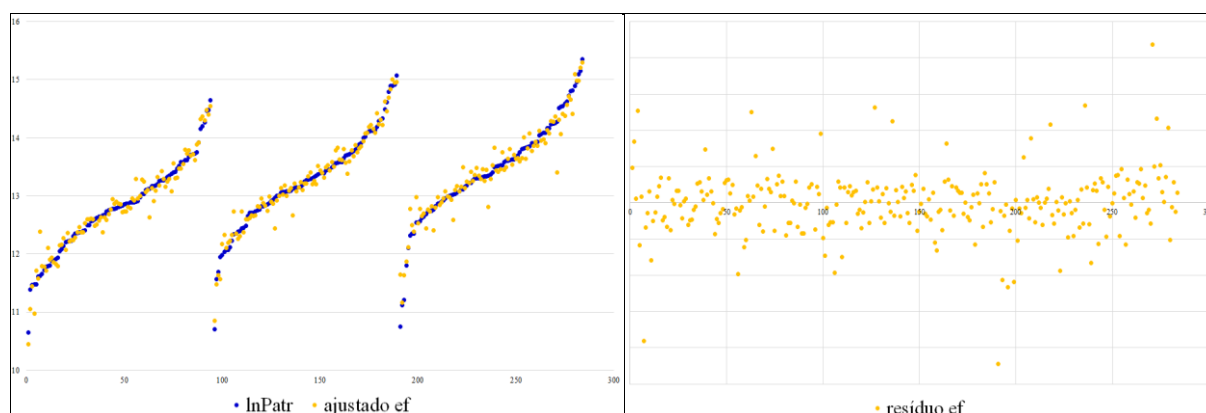


Figura 2 – Resíduos e *lnPatr* ajustado e efetivo

Fonte: Dados da pesquisa

O capital humano, não significativo no cenário da renda, apresenta efeito (erro 5%) sobre o patrimônio. Infere-se que o aumento (redução) de 0,01 pontos no capital humano leva ao aumento (redução) de 36,5% no $\ln Patr$ ³. Blank et al. (2004) também encontram relação positiva, em uma das dez regiões analisadas nos Estados Unidos – EUA, o capital humano ($\beta = 32,88$) apresentou efeito sobre a riqueza. Em outras nove regiões não houve significância estatística, das quais em seis a relação foi positiva e em três negativa.

Weiss (1999) separa a escolaridade geral da específica na agricultura, pois entende que uma formação geral influencia a procura por rendas externas e no abandono da atividade agrícola, percebe que a formação específica na agricultura eleva em 1,7% o crescimento das propriedades. Salvioni et al. (2020), também analisando a formação direcionada a agricultura, estimam efeito positivo ($\beta = 0,099$) sobre o desempenho financeiro das propriedades. Tratando da explicação da renda, Dutta e Kumar (2016) estimam efeito positivo dos diferentes níveis de escolaridade sobre a renda, seja o fundamental ($\beta = 0,10$) ou médio e superior ($\beta = 0,25$).

Em outra dimensão de capitais, o capital financeiro (C_{fin}) foi representado por três principais fontes de renda: renda agrícola, trabalhos externos não agrícolas e transferências sociais, porque as três fontes respondem por aproximadamente 90% da RT . A renda agrícola, principal fonte que compõe a renda total, apresentou efeito positivo sobre o patrimônio. Infere-se (1% de erro) que a elevação (redução) de 1% no $\ln Esc_{RA}$ está associada a elevação (redução) de 8,4% no $\ln Patr$. O estudo de Blank et al. (2004), indica resultado divergente pois houve associação negativa da renda agrícola e a riqueza em duas regiões dos EUA ($\beta = -0,089$ e $-0,212$). O autor reforça que o efeito depende da região em análise, em algumas regiões (não significativo) ora a relação renda líquida da propriedade e riqueza foi positiva e ora negativa.

Piet et al. (2012), ao explicarem a desigualdade a partir da distribuição do tamanho das propriedades, notam que a renda agrícola bruta média por unidade de trabalho familiar retornou efeito inverso ($\beta = -0,00018$), indicando redução da desigualdade no tamanho das propriedades. Key et al. (2018) não tratou do patrimônio, mas ao explicar a renda agrícola, usam faixas de valor dos ativos agrícolas, não encontram significância estatística nos parâmetros, mas um dos sinais encontrados condiz com os resultados aqui expressos. Estimam relação positiva dos

³ A leitura do parâmetro β atende a relação semilogarítmica $\ln$ -nível, onde $\Delta Y = (100\beta 1)\% \Delta X$. Portanto, $\Delta \ln Patr = 100 * 0,365 = 36,5\%$, forma aplicável a todas as variáveis preditoras em nível na Tabela 2.

ativos agrícolas sobre a renda agrícola no intervalo de 1,6 a 3 milhões em ativos agrícolas e negativa nos intervalos de 900 mil a 1,6 milhões e acima de 3 milhões.

Tabela 2 – Síntese dos modelos que explicam o patrimônio ($\ln Patr$)

Resultado das Dimensões sobre o Patrimônio				
variável	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
C_{nat}	0,253	0,183	13,815	0,169
C_{hum}	0,365	0,181	20,130	0,046**
C_{soc}	0,164	0,124	13,221	0,188
$\ln Esc_{RA}$	0,084	0,032	26,382	0,009***
$\ln Rend_N$	0,002	0,005	0,411	0,681
D_{DAc}	-0,087	0,069	-12,577	0,210
$\ln Rend_P$	0,000	0,006	0,043	0,966
ID_{g75}	0,195	0,091	21,348	0,034**
ID_{av75}	-0,034	0,212	-0,162	0,872
ID_{l75}	0,078	0,147	0,530	0,597
I_{chefe}	0,001	0,003	0,521	0,603
Sucessão	-0,001	0,029	-0,036	0,972
D_{Div}	-0,205	0,133	-15,443	0,124
t_{10}	0,480	0,037	128,460	0,000***
t_{15}	0,631	0,047	135,224	0,000***
Bt_{p05}, t_{15}	0,030	0,063	0,478	0,633
Observações				282
R^2				0,715
R^2 Ajustado				0,535
Estatística F				27,006*** (df = 16; 172)

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Fonte: Dados da pesquisa

Duas outras fontes de renda não retornaram parâmetros estatisticamente significativos, as rendas externas do trabalho não agrícola e as transferências sociais. Mesmo não percebida significância, o sinal positivo ajuda a perceber o efeito sobre o patrimônio. A variável *dummy* que olha as rendas externas (agrícola e não agrícola) motivadas pela acumulação não se mostrou estatisticamente significativa, além de retornar sinal negativo, muito diferente do encontrado para o cenário da renda total, quando a variável evidenciou que estratégias de renda externa pautadas na acumulação refletiam em maior renda total.

O modelo esclarece a relação das rendas de transferências sociais sobre a mobilidade do patrimônio já que apontou para relação positiva entre a $Rend_P$ e o patrimônio, embora não significativa. Blank et al. (2004) encontram efeito estatisticamente significativo (10%), das rendas não agrícolas sobre a riqueza ao analisar dez regiões dos EUA. Numa delas, a relação foi positiva ($\beta = 0,630$) e em outra o efeito sobre a riqueza foi negativo ($\beta = -0,129$). Uma resposta das rendas não agrícolas sobre a riqueza que, para os autores, depende de cada região já que nas demais regiões a relação (não significativa) foi positiva em seis e em duas, negativa. Salvioni et al. (2020) encontram efeito positivo ($\beta = 0,901$) da diversificação não agrícola sobre o desempenho financeiro das propriedades.

Um estudo de Key et al. (2018), embora com foco na explicação das rendas externas, encontrou associação positiva dos ativos sobre estas rendas, mas que varia conforme os níveis de ativos em que, de 1,6 a 3 milhões ($\beta = 0,108$) e acima de 3 milhões ($\beta = 0,224$), a relação foi positiva e estatisticamente significativa. Para ativos entre 900 mil e 1,6 milhões, não houve significância, embora a relação dos ativos sobre as rendas externas foi positiva.

O efeito da renda agrícola sobre o patrimônio foi explorado, ainda, a partir de três variáveis que refletem a especialização em grãos, aves e leite, com vistas a perceber associação

entre a especialização nestas atividades e a formação de patrimônio. Estabelecimentos especialistas (75% ou mais da receita bruta total) em grãos (IDg_{75}) refletem maior patrimônio. Infere-se que casos em que 75% ou mais da receita bruta vem dos grãos, o patrimônio é 21,5% maior⁴ que os demais em que grãos representa menos que 75% da receita bruta total. A especialização em grãos é estatisticamente significativa (10% erro) e positiva na explicação da renda, sendo também importante na explicação do patrimônio (5% erro), reforça que propriedades que investiram e se especializaram em grãos (pelo menos 75% da receita bruta) no interstício analisado, tiveram refletida maior renda total e efeitos positivos no patrimônio.

A especialização em aves ($IDav_{75}$) e leite (IDl_{75}) não apresenta parâmetro com significância estatística. Para a especialização em aves, nota-se semelhança ao encontrado no cenário da *RT*. Especialistas em aves (frangos e perus) com receita igual ou superior a 75% da receita bruta estão sujeitos a ter menor renda e menor patrimônio frente aos agricultores em que aves participam em menor percentual na formação da receita. Para especialistas na produção de leite (pelo menos 75% da receita bruta) a relação é positiva. Os dados do modelo não permitem afirmar a relação de sinais encontrada, dada a ausência de significância estatística.

Para explicar a pobreza, Jalan e Ravallion (2000) atribuem ao rendimento médio dos grãos o efeito de reduzir a pobreza ($\beta = -0,021$), resultado que se aproxima aos achados aqui expostos, porque a especialização em grãos foi positiva tanto sobre a renda total como sobre o patrimônio das famílias. O estudo de Ellis (2000), apresentado quando da análise do modelo de renda, indica que a especialização (75% da renda de uma única atividade) é encontrada em 50% das famílias do extrato de alta renda, especializando-se em lavoura e pecuária. Embora os estudos se voltem à análise da renda, reforçam o peso da especialização, evidente nos achados aqui expostos, sobretudo grãos, importante para a renda e para a formação do patrimônio.

Três outras variáveis não apresentaram parâmetros estatisticamente significativos, a idade do chefe com relação positiva, a sucessão e a *dummy* divórcio com sinal negativo. Weiss (1999) mostra relação positiva da idade do chefe sobre o crescimento das propriedades ($\beta = 0,009$), semelhante ao encontrado no modelo descrito na Tabela 2 e, ao inserir uma variável quadrática, percebe relação negativa ($\beta = -0,014$). O autor afirma que a relação entre idade e crescimento não é linear, estimando o pico de crescimento aos 35 anos do chefe.

Para a sucessão, Weiss (1999) descobriu efeito positivo ($\beta = 0,410$) no crescimento das propriedades de tempo integral, mas quando agregou tempo parcial e integral (efeito positivo) e analisou somente tempo parcial (efeito negativo) não encontrou significância estatística. Os resultados do autor refletem que a sucessão retorna respostas a depender se o olhar se volta para propriedades de tempo integral, parcial ou une ambas.

O sinal retornado pela sucessão nos modelos de renda e patrimônio, embora sem significância estatística, faz refletir a necessidade de estudos futuros, pois ao passo que uma sucessão favorável amplia horizontes na propriedade, refletindo positivamente sobre a renda, por outra via, ao ser associada à partilha dos bens (herança), passada aos filhos, impacta negativamente no patrimônio da propriedade. A divisão de bens e seu efeito negativo sobre o patrimônio, é medida também na variável *dummy*, que retrata o divórcio do casal de agricultores, embora não significativa, reflete a redução do patrimônio.

As duas variáveis *dummy* de tempo (t_{10} – ano 2010, e t_{15} – ano 2015) permitiram identificar o crescimento/redução autônomo do $\ln Patr$ no período. Infere-se (1% erro) a existência de aumento⁵ de 61,6% do logaritmo neperiano do patrimônio de 2005 para 2010 e de 88% para 2015, fato que indica maior crescimento do patrimônio entre 2005 e 2010 e crescimento um pouco menor ($\approx 26,4\%$) entre 2010 e 2015.

⁴ A diferença exata da relação para variáveis binárias, requer aplicar uma métrica de conversão, sendo: $[(Exp(\beta)) - 1] * 100$.

⁵ A diferença exata da relação foi dada por: $[(Exp(\beta)) - 1] * 100$.

A convergência/divergência do patrimônio foi tratada com a *dummy* $Bt_{p_{05}}t_{15}$, que reflete os casos, em 2015, que eram baixo tercil de patrimônio em 2005. Objetivava-se perceber se a condição de pertencer ao baixo tercil no ano base 2005 é fator de causalidade ao $\ln Patr$ em 2015. O parâmetro β , através do sinal positivo, indica para convergência de patrimônio. Infere-se que o grupo baixo tercil apresentou $\ln Patr$ 3% maior que o médio e alto tercil no período analisado, mas ao avaliar o p-valor, a convergência não foi afirmada, dada a ausência de significância estatística (p-valor = 0,633).

Apesar do parâmetro não significativo, nota-se nos dados de maneira muito sutil, a convergência de patrimônio, quando o baixo tercil, que detinha 11,3% do patrimônio total dos 94 casos em 2005, passou a ter 12,9% em 2015. E, o alto tercil, com 63,8%, em 2005, passa a 61,6% do patrimônio total em 2015. A pequena variação (1,6%) da parcela da riqueza que ficou no baixo tercil não foi suficiente para produzir um parâmetro estatisticamente significativo. Mesmo com o pequeno aumento na fração de patrimônio que fica no baixo tercil, a desigualdade do grupo aumentou, o índice de Gini, passou de 0,198 (2005) para 0,308 (2015).

Além das duas variáveis de tempo, significativas a 1%, três outras são importantes na mobilidade de patrimônio. Constatou-se efeito positivo (1% erro) da renda agrícola sobre o patrimônio, principalmente formada por grãos. Nota-se que agricultores especialistas na produção de grãos ($\geq 75\%$ da receita bruta), têm refletido (5% de erro) maior patrimônio frente aos demais. Afirma-se (5% de erro) a importância do capital humano. Se, por um lado, não foi possível afirmar a importância do capital humano sobre a renda total a partir dos dados da base, nota-se sua relevância na formação do patrimônio.

5. Considerações Finais

O estudo revelou as estratégias de meios de vida rural dos agricultores familiares que geram maior êxito na mobilidade de renda e de patrimônio. Constatou-se, a partir dos resultados da pesquisa, no interstício de tempo investigado, que a mobilidade da renda entre os agricultores é condicionada pelo maior nível de patrimônio, maior envolvimento social (capital social), por rendas do trabalho externo (agrícola e não agrícola) e no uso eficiente dos fatores de produção. Por outro lado, a mobilidade de patrimônio resulta de maior capital humano (escolaridade), maior renda agrícola e estratégias agrícolas de especialização na produção de grãos, principalmente a soja, salientando-se que se entende especialização quando pelo menos 75% da receita bruta da propriedade é resultado de apenas um tipo de renda.

Quanto à hipótese 1 a aceitação é parcial, nem todos os capitais/ativos (meios de vida) exercem efeito explicativo da mobilidade de renda e de patrimônio, resultado em consonância ao que afirma a literatura para uma combinação ideal de ativos que depende das estratégias e do interstício de tempo analisado. Inferiu-se que o capital físico (patrimônio), o capital social, o capital financeiro – tratado nas rendas externas (via acumulação) e grãos – via renda agrícola são responsáveis pela mobilidade positiva da renda total. Não houve efeito explicativo (estatisticamente significativo) dos capitais natural e humano. Sobre a mobilidade de patrimônio, maior capital humano e financeiro – expresso pela renda agrícola, exercem efeito explicativo positivo. Para os capitais, social e natural, não houve significância estatística.

A hipótese 2 foi comprovada, as atividades agrícolas exerceram efeito explicativo sobre a renda total e patrimônio. A concentração da produção em grãos (soja e milho), respondendo por pelo menos 75% da receita bruta da propriedade, apresenta associação positiva sobre a mobilidade da renda total (erro 0,082) e do patrimônio (erro 0,035). Para a pecuária e avicultura, uma produção concentrada em leite associa-se à redução da renda total (erro 0,072), mas não explica patrimônio. Aves não retornaram parâmetro estatisticamente significativo.

Os resultados ainda refletem efeito positivo da eficiência dos fatores de produção sobre a renda total. Constatou-se convergência da renda total para o baixo tercil, e a renda do grupo,

em 2015, crescendo mais em relação ao médio e alto tercil. Uma convergência que não se refletiu em melhor distribuição, porque houve aumento da concentração, refletindo que a renda que convergiu para o baixo tercil, concentrou-se em algumas propriedades, com indícios de ser naquelas com maior patrimônio (capital físico), envolvimento social, produtoras de grãos, com rendas externas (acumulação) e uso mais eficiente dos fatores de produção. A convergência de patrimônio, não foi afirmada, mesmo com sinal indicando existência. O patrimônio concentrou-se, refletindo em maior desigualdade de patrimônio nos estabelecimentos do baixo tercil.

O estudo refletiu sobre a importante categoria social formada por agricultores familiares, e em simultâneo, avançou no debate da mobilidade, preenchendo a lacuna empírica de pesquisas no Brasil. Foi dado um passo adiante ao tratar da mobilidade de patrimônio, já que a literatura se volta a renda. A maior limitação, semelhante a muitos estudos encontrados na literatura, é obter dados em painel real. Longas séries em painel e envolvendo maior número de agricultores, requer recursos financeiros durante todo o projeto de coleta, para financiar as pesquisas, o que regula a obtenção dos dados. Há estudos que para suprir a carência de dados usam dos pseudo-painéis. O diferencial aqui foi o uso de painel real, com 94 propriedades entrevistadas em uma década e cortes em 2005, 2010 e 2015.

O número, relativamente pequeno de 94 casos acompanhados fez com que algumas variáveis não tivessem parâmetro significativo, mesmo quando, no olhar para casos em específico, sobressaísse a relação da variável com a mobilidade positiva ou negativa e que a literatura reforçasse sua importância. A sugestão, para estudos futuros é em duas linhas: a) avançar em estudos qualitativos, já que foi identificada a carência destas pesquisas na literatura revisada e b) intensificar a coleta de dados em painel, contemplando maior número de estabelecimentos num maior interstício de tempo, um desafio gigante dado o custo das coletas, demandando o financiamento da pesquisa nas universidades brasileiras.

6. Agradecimentos

À Fundação Araucária pelo apoio financeiro para a participação do evento.

7. Referências

- ABRAMOVAY, R. **Paradigmas do capitalismo agrário em questão**. São Paulo: Hucitec, 1992.
- ANTMAN, F.; MCKENZIE, D. J. Earnings mobility and measurement error: a pseudo-panel approach. **World Bank Policy Research Working Paper**, n. 3745, p. 1–36, 2005. Disponível em: <http://documents1.worldbank.org/curated/en/756741468046174309/pdf/wps3745.pdf>. Acesso em: 3 fev. 2021.
- BARRETT, C. B. et al. Welfare dynamics in rural Kenya and Madagascar. **Journal of Development Studies**, v. 42, n. 2, p. 248–277, 2006. Disponível em: <http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00220380500405394>. Acesso em: 3 fev. 2021.
- BAULCH, B.; HODDINOTT, J. Economic mobility and poverty dynamics in developing countries. **Journal of Development Studies**, v. 36, n. 6, p. 1–24, 2000. Disponível em: <http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00220380008422652>. Acesso em: 3 fev. 2021.
- BECK, N.; KATZ, J. N. What to do (and not to do) with time-series cross-section data. **American Political Science Review**, v. 89, n. 3, p. 634–647, 1995. Disponível em: https://www.cambridge.org/core/product/identifier/S0003055400000083/type/journal_article. Acesso em: 29 nov. 2022.
- BLAD, M. Pluriactivity of farming families - old phenomenon in new times. **European Rural Development Network Studies. Rural Areas and Development**, v. 7, n. 139799, p. 155–165, 2010. Disponível em: http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/139799/2/vol.7_12.pdf. Acesso em: 3 fev. 2021.

- BLANK, S. C. et al. Profit patterns across American agriculture. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, v. 30, n. 02, p. 205–230, 2005. Disponível em: <https://ageconsearch.umn.edu/record/31212>. Acesso em: 28 nov. 2022.
- BOJNEC, Š.; FERTŐ, I. Farm income sources, farm size and farm technical efficiency in Slovenia. **Post-Communist Economies**, v. 25, n. 3, p. 343–356, 2013. Disponível em: <http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/14631377.2013.813140>. Acesso em: 3 fev. 2021.
- CALUS, M. et al. The relationship between farm succession and farm assets on Belgian farms. **Sociologia Ruralis**, Oxford, UK, v. 48, n. 1, p. 38–56, 2008. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1467-9523.2008.00448.x>. Acesso em: 28 out. 2021.
- CUESTA, J. et al. Using pseudo-panels to measure income mobility in Latin America. **Review of Income and Wealth**, v. 57, n. 2, p. 224–246, 2011. Disponível em: <http://doi.wiley.com/10.1111/j.1475-4991.2011.00444.x>. Acesso em: 27 out. 2021.
- DANG, H-A. et al. Using repeated cross-sections to explore movements into and out of poverty. **Journal of Development Economics**, v. 107, p. 112–128, 2014. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0304387813001521>. Acesso em: 25 nov. 2021.
- DUTTA, S. Identifying single or multiple poverty trap: an application to Indian household panel data. **Social Indicators Research**, Dordrecht, v. 120, n. 1, p. 157–179, 2015. Disponível em: <http://link.springer.com/10.1007/s11205-014-0586-x>. Acesso em: 3 fev. 2021.
- DUTTA, S. Structural and stochastic transitions of poverty using household panel data in India. **Poverty & Public Policy**, v. 13, n. 1, p. 8–31, 2021. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/pop4.299>. Acesso em: 28 out. 2021.
- DUTTA, S.; KUMAR, L. Is poverty stochastic or structural in nature? Evidence from rural India. **Social Indicators Research**, Dordrecht, v. 128, n. 3, p. 957–979, 2016. Disponível em: <http://link.springer.com/10.1007/s11205-015-1064-9>. Acesso em: 3 fev. 2021.
- ELLIS, F. **Rural livelihoods and diversity in developing countries**. Oxford: Oxford University, 2000.
- FIELDS, G. S. et al. Intragenerational income mobility in Latin America. **Economía**, v. 7, n. 2, p. 101–143, 2007. Disponível em: <http://muse.jhu.edu/content/crossref/journals/economia/v007/7.2fields.pdf>. Acesso em: 27 out. 2021.
- FIELDS, G. S. et al. Earnings mobility, inequality, and economic growth in Argentina, Mexico, and Venezuela. **The Journal of Economic Inequality**, v. 13, n. 1, p. 103–128, 2015. Disponível em: <http://link.springer.com/10.1007/s10888-014-9285-8>. Acesso em: 27 out. 2021.
- GLEWWE, P. How much of observed economic mobility is measurement error? IV methods to reduce measurement error bias, with an application to Vietnam. **The World Bank Economic Review**, v. 26, n. 2, p. 236–264, 2012. Disponível em: <https://academic.oup.com/wber/article/26/2/236/1664433>. Acesso em: 27 out. 2021.
- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.
- HELFAND, S. M. **Sectoral transitions as pathways out of poverty: a long-run analysis of Indonesia**. Riverside. Disponível em: [https://economics.ucr.edu/docs/helfand/HelfandPathways out of Poverty 6-2019.pdf](https://economics.ucr.edu/docs/helfand/HelfandPathways%20out%20of%20Poverty%206-2019.pdf). Acesso em: 28 nov. 2021.
- HELFAND, S. M.; TAYLOR, M. P. H. The inverse relationship between farm size and productivity: refocusing the debate. **Food Policy**, v. 99, p. 101977, 2021. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0306919220301810?via%3Dihub>. Acesso em: 8 mar. 2022.
- ISOTO, R. E.; KRAYBILL, D. S. Gender disaggregated effects of microcredit on capital accumulation in rural households. **Agricultural Finance Review**, Bingley, v. 79, n. 2, p. 204–

- 216, 2019. Disponível em: <https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1108/AFR-05-2017-0034/full/html>. Acesso em: 28 out. 2021.
- JACKSON-SMITH, D. B. Understanding the microdynamics of farm structural change: entry, exit, and restructuring among Wisconsin family farmers in the 1980s1. **Rural Sociology**, Columbia, v. 64, n. 1, p. 66–91, 1999. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1549-0831.1999.tb00005.x>. Acesso em: 11 jan. 2021.
- JALAN, J.; RAVALLION, M. Is transient poverty different? Evidence for rural China. **Journal of Development Studies**, v. 36, n. 6, p. 82–99, 2000. Disponível em: <http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00220380008422655>. Acesso em: 13 fev. 2021.
- KEY, N. D.; ROBERTS, M. J. Do government payments influence farm size and survival? **Journal of agricultural and resource economics**, v. 32, n. 2, p. 330–348, 2007. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/40987367>. Acesso em: 30 out. 2021.
- KEY, N. et al. The income volatility of U.S. commercial farm households. **Applied Economic Perspectives and Policy**, v. 40, n. 2, p. 215–239, 2018. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1093/aep/ppy006>. Acesso em: 3 fev. 2021.
- KHANAL, A. R.; OMOBITAN, O. Rural finance, capital constrained small farms, and financial performance: findings from a primary survey. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, Baton Rouge, v. 52, n. 2, p. 288–307, 2020. Disponível em: https://www.cambridge.org/core/product/identifier/S1074070819000452/type/journal_article. Acesso em: 3 fev. 2021.
- LOUGHREY, J. et al. HANRAHAN, K. The role of pluriactivity in farm exit and labour supply decisions. **Factor Markets, Working Paper**, n. 67, p. 1–15, 2013. Disponível em: <https://www.ceps.eu/ceps-publications/role-pluriactivity-farm-exit-and-labour-supply-decisions/>. Acesso em: 17 mai. 2021.
- MOUNDIGBAYE, M. et al. Which panel data estimator should I use?: a corrigendum and extension. **Economics**, v. 12, n. 1, 2018. Disponível em: <https://www.degruyter.com/document/doi/10.5018/economics-ejournal.ja.2018-4/html>. Acesso em: 29 nov. 2022.
- PERONDI, M. A. **Diversificação dos meios de vida e mercantilização da agricultura familiar**. 2007. Tese (Doutorado em Desenvolvimento Rural) - Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Rural, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2007.
- PERONDI, M. A.; SCHNEIDER, S. Bases teóricas da abordagem de diversificação dos meios de vida. **Redes**, Santa Cruz do Sul, v. 17, n. 2, p. 117–135, jul., 2012. Disponível em: <https://online.unisc.br/seer/index.php/redes/article/view/2032>. Acesso em: 11 mai. 2021.
- PIET, L. et al. How do agricultural policies influence farm size inequality? The example of France. **European Review of Agricultural Economics**, v. 39, n. 1, p. 5–28, 2012. Disponível em: <https://academic.oup.com/erae/article-lookup/doi/10.1093/erae/jbr035>. Acesso em: 3 fev. 2021.
- PLOEG, J. D. V. D. O modo de produção camponês revisitado. In: SCHNEIDER, S. (org.). **A diversidade da agricultura familiar**. Porto Alegre: UFRGS, 2006.
- REED, W. R.; YE, H. Which panel data estimator should I use? **Applied Economics**, v. 43, n. 8, p. 985–1000, 2011. Disponível em: <https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/00036840802600087>. Acesso em: 29 nov. 2022.
- SALVIONI, C. et al. The impact of non-agricultural diversification on financial performance: evidence from family farms in Italy. **Sustainability**, v. 12, n. 2, p. 486, 2020. Disponível em: <https://www.mdpi.com/2071-1050/12/2/486>. Acesso em: 28 out. 2021.

- SCANDURRA, G. et al. Does climate finance reduce vulnerability in small island developing states? an empirical investigation. **Journal of Cleaner Production**, v. 256, p. 120330, 2020. Disponível em: <https://doi-org.ez132.periodicos.capes.gov.br/10.1016/j.jclepro.2020.120330>. Acesso em: 30 nov. 2022.
- SCHNEIDER, S. Teoria social, agricultura familiar e pluriatividade. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 18, n. 51, 2003. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-69092003000100008&lng=pt&nrm=iso&tlng=pt. Acesso em: 12 mai. 2021.
- SCHNEIDER, S. Reflexões sobre diversidade e diversificação - agricultura, formas familiares e desenvolvimento rural. **RURIS - Revista do Centro de Estudos Rurais - UNICAMP**, v. 4, n. 1, p. 85–131, 2010. Disponível em: <https://www.ifch.unicamp.br/ojs/index.php/ruris/article/view/708>. Acesso em: 12 mai. 2021.
- SCOONES, I. **Sustainable Rural Livelihoods: A framework for analysis**, IDS Workin, Paper 72. Brighton: IDS, 1998. Disponível em: <https://opendocs.ids.ac.uk/opendocs/handle/20.500.12413/3390>. Acesso em: 12 mai. 2021.
- SERRA, T. et al. Determinants of investments in non-farm assets by farm households. **Agricultural Finance Review**, v. 64, n. 1, p. 17–32, 2004. Disponível em: <https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1108/00215100480001151/full/html>. Acesso em: 3 fev. 2021.
- SIDRA (Sistema IBGE de Recuperação Automática). **Censo agropecuário 2017**. 2021a. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017>. Acesso em: 27 dez. 2021.
- SIDRA (Sistema IBGE de Recuperação Automática). **Censo Agropecuário 2006**. 2021b. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2006/segunda-apuracao>. Acesso em: 28 dez. 2021.
- SILVA, R. de.; KODITHUWAKKU, S. S. Pluriactivity, entrepreneurship and socio-economic success of rural households. **Manchester Business School, working paper**, n. 596, 2010. Disponível em: <http://www.econstor.eu/bitstream/10419/50729/1/656919760.pdf>. Acesso em: 17 mai. 2021.
- SOFER, M. Pluriactivity in the Moshav: family farming in Israel. **Journal of Rural Studies**, v. 17, n. 3, p. 363–375, 2001. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0743016701000122>. Acesso em: 18 maio. 2021.
- WEISS, C. R. Farm growth and survival: econometric evidence for individual farms in upper Austria. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 81, n. 1, p. 103–116, 1999. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.2307/1244454>. Acesso em: 3 fev. 2021.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Cengage Learning, 2016.