

农地转出行为对农民家庭的生计资本有何影响?

——来自CFPS数据的验证

赵立娟,赵青青,红花

(内蒙古财经大学金融学院/内蒙古农村牧区治理能力现代化研究基地,呼和浩特010070)

摘要:农地流转对农民收入的提升起着关键性作用,量化分析农地转出与生计资本之间的关系,有利于揭示现有土地流转政策的实际扶贫效果。在合理筛选控制变量和对农户生计资本水平进行测算基础上,基于中国家庭追踪调查(CFPS)两期全国整合样本的面板数据,运用倍差法(DID)及普通最小二乘法(OLS)实证检验了农地转出行为对农户生计资本所产生的影响。研究表明:农地转出对农户的自然和社会资本产生了显著负向影响,但却对其物质、金融和人力资本产生了显著的正向影响。各项生计资本的变化并非全部源于农地转出这一因素,还受到户主受教育程度、家庭规模及当地经济发展水平等其他变量的影响。进一步研究表明,农地转出规模越大,农户的物质和金融资本水平就会越高,其自然和社会资本水平下降得也越明显。农地转出家庭的生计发展在土地流转后尚存在一个适应的过程,还需要得到多方面的帮助以进一步提升家庭福利水平。基于上述发现,提出了培育、加强农地转出生计资本,降低农户生计脆弱性,促进其生计可持续发展的对策建议。

关键词:农户;农地转出;生计资本;DID模型

中图分类号:F302.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2021)03—0119—09

一、引言

中国的农地流转为何持续发生?被广泛认可的解释为:一是中央政府试图通过农地流转来构建新型农业经营体系,以解决土地分割零碎和超小规模经营所带来的效率损失问题;二是部分农民耕种土地的收益较低,导致经营积极性不高,巨大的城乡福利差距也使农民比较向往城市生活。因此,许多农民走出农村,进城务工或经商,把闲置的耕地进行流转。而我国实施的一系列“三农”政策及党的十七大、十七届三中全会等重要会议均给予农地流转前所未有的关注,自2012年起连续多年的中央“一号文件”都对土地流转问题作出了具体部署,充分显示了党和国家对这一议题的高度重视。在这样的强势推动下,农地流转得到了长足的发展。国家统计局公开的数据显示,2018年全国家庭承包耕地流转面积超过了5.3亿亩,与2017年相比,增加了3.5个百分点。如此大规模的土地流转,必将会对农民的生产生活产生深远的影响。土地流转对农民家庭的影响,建立在农户的生计决策基础上,而生计资本是这一家庭决策的根基。农地流转后农民能否在新的环境中助力自我发展能力的形成,摆脱家庭总体福利下降的罗网,生计资本的考量是关键。因此,本文利用中国家庭追踪调查(CFPS)2014年和2018年两期追踪调查数据配对构造的面板数据,借鉴可持续生计分析框架,通过DID模型和OLS模型对农地转出与农户生计资本的关系及其背后的作用机理进行再检验,试图为农地转出生计效应研究提供新的证据,并为政府优化土地流转政策提供一些实证参考依据。

农地流转是被寄予厚望能有效配置土地要素的一种重要方式,具有边际产出拉平、交易收益和帕累托效应,可以很好地推进农业现代化的发展,引起了学术界广泛的关注(Besley, 1995; Feng 和 Heerink, 2008)。已有文献指出土地流转会促进交易双方福利水平的提高。一方面,土地流转的资源配置效应有效提高了经济效率(Vranken 和 Swinnen, 2006),促进了农业生产的规模化经营(杨钢桥等, 2018; Jin, 2009),完善了农地制度,达到了增产、增收、增效的目的(冒佩华等, 2015);另一方面,也增加了农户对农地的投入,促进了农业结构的战略性调整和转型(夏玉莲和匡远配, 2015)。农地转农户可以获得非农收入、土地转出收入和种粮直补等补贴,规避了农业经营风险,且消费水平整体也高于非流转农户(胡霞和丁浩, 2018)。长期来看,土地流转不但可以保障粮食安全(Bardhan et al, 2014),也有利于劳动力资源的优化配置,同时对基础设施、技术管理

收稿日期:2020—05—10

基金项目:国家社科规划办项目“土地流转背景下农户生计转型及贫困脆弱性研究”(17BJY112)

作者简介:赵立娟,博士,内蒙古财经大学金融学院教授,硕士研究生导师,研究方向:农户经济、农村金融;赵青青,内蒙古财经大学金融学院硕士研究生,研究方向:农村金融;红花,博士,内蒙古财经大学金融学院副教授,研究方向:农村金融。

及金融保险服务等具有显著的促进作用(Kemper et al, 2015; 司瑞石等, 2018)。当然也有学者提出了不同意见, 指出农地流转并不能提升农户福利水平, 反而降低了其社会保障、社会公平和心理健康水平, 导致生计状况恶化(Vidya et al, 2011; 王珊等, 2014); 还有研究发现农地流转短期内有助于农户福利的提升, 长期来看, 会对其生计产生一定的威胁, 如政府主导的农地流转, 后期可能会出现管制不当, 造成新的不公平而限制人力资本水平较低家庭的福利改进(翟黎明等, 2017)。同时也会因非农就业机会、农民自身限制、社会保障不完善等因素导致低就业率、歧视性待遇、贫困、土地收益非稳定性等多种问题, 造成农户生计的不可持续性(郎大鹏, 2018)。近年来随着可持续生计方法的广泛应用, 部分学者开始关注土地流转与农户生计状况之间的关系, 文献主要集中于土地流转对农户生计资本、生计策略和生计结果产生的影响(朱建军等, 2018; 蔡洁等, 2017), 以及农地转出后农户面临的生计风险和发展困境上(熊红军, 2017)。

本文将从以下方面对已有文献进行补充: 一是既有研究中部分数据来自于农户对流转前相关信息的回忆, 质量很难保证。同时研究对象缺少农地转出前后的纵向和农地转出户与非转出户的横向综合对比研究; 二是基于 DID 及 OLS 两种方法, 共同识别农地转出对农户生计资本产生之影响, 并采用倾向得分匹配倍差法做进一步的稳健性检验, 剔除宏观社会环境的共性作用, 更有效地控制了其他共时性和异质性因素所带来的估计结果偏差问题, 提升研究结果的可靠性; 三是运用样本量较大和覆盖范围较广的 CFPS 数据, 探讨农地转出背景下农户生计资本的变化情况, 研究结论更具一般性。

二、生计资本变动的影响机理及研究假说

伴随国内外众多学者对生计问题的持续关注, 一系列实用的研究方法和分析框架应运而生, 其中英国国际发展部(DFID)所提出的可持续生计框架得到了广泛采纳, 成为研究这一问题的主要理论基础。该框架探讨了在相关因素所致的特定风险背景下, 农户凭借生计资本禀赋, 如何运用多种生计策略通过结构和过程的转变, 最终实现生计的可持续发展。生计资本在这一框架中处于核心位置, 包括自然、人力、物质、金融和社会资本 5 部分。然而, 已有研究表明土地流转行为除与传统的 5 维度生计资本密切相关外, 还与农户对未来生活的心理期望、改善生活的意愿有关(赵立娟等, 2019)。因此, 本文在 DFID 原生计资本框架上增加了心理资本, 将生计资本 5 边形扩展为 6 边形, 并借鉴前人的研究成果(朱建军等, 2018; Walegign et al, 2017), 结合当前我国农地流转的实际情况, 设定了农户生计资本的量化指标体系(表 1)。

表 1 农户生计资本的测量指标体系、赋值及权重

资本类型	测量指标	赋值方法	权重
自然资本(N)	耕种土地规模(亩)	$< 1=1; \geq 1 \sim 5=2; \geq 5 \sim 10=3; \geq 10 \sim 30=4; \geq 30 \sim 50=5; \geq 50=6$	0.368
	耕地质量	很差-1-2-3-4-5→很好	0.452
	水源	井水、江河湖水=0; 自来水、纯净水、过滤水=1	0.179
物质资本(M)	住房情况	按住房类型、拥挤程度及住房价值综合赋值	0.583
	农用机械价值(万元)	$< 0.1=1; \geq 0.1 \sim 0.5=2; \geq 0.5 \sim 1=3; \geq 1 \sim 3=4; \geq 3 \sim 5=5; \geq 5=6$	0.140
	耐用消费品价值(万元)	$< 0.5=1; \geq 0.5 \sim 1=2; \geq 1 \sim 3=3; \geq 3 \sim 5=4; \geq 5 \sim 10=5; \geq 10=6$	0.277
金融资本(F)	净资产(万元)	$< 0.5=1; \geq 0.5 \sim 1=2; \geq 1 \sim 3=3; \geq 3 \sim 5=4; \geq 5 \sim 10=5; \geq 10=6$	0.344
	金融产品	是否持有金融产品: 是=1; 否=0	0.162
	家庭信贷(万元)	$< 0.5=1; \geq 0.5 \sim 1=2; \geq 1 \sim 3=3; \geq 3 \sim 5=4; \geq 5 \sim 10=5; \geq 10=6$	0.343
	商业保险支出(万元)	$< 0.1=1; \geq 0.1 \sim 0.3=2; \geq 0.3 \sim 0.5=3; \geq 0.5 \sim 1=4; \geq 1 \sim 2=5; \geq 2=6$	0.151
人力资本(H)	家庭劳动力(人)	家庭劳动力数量	0.257
	受教育水平(年)	家庭成年人平均受教育年	0.242
	健康状况	家庭成员健康状况赋值: 很差-1-2-3-4-5→很好	0.269
	教育支出(元)	$< 0.1=1; \geq 0.1 \sim 0.3=2; \geq 0.3 \sim 0.5=3; \geq 0.5 \sim 1=4; \geq 1 \sim 2=5; \geq 2=6$	0.232
社会资本(S)	人情彩礼支出(元)	$< 0.1=1; \geq 0.1 \sim 0.3=2; \geq 0.3 \sim 0.5=3; \geq 0.5 \sim 1=4; \geq 1 \sim 2=5; \geq 2=6$	0.343
	社会地位	您家在本地社会地位赋值: 很低-1-2-3-4-5→很高	0.225
	邻居帮助程度	一定没有=1; 可能没有=2; 说不准=3; 可能有=4; 一定有=5	0.432
心理资本(P)	生活满意度	很不满意-1-2-3-4-5→非常满意	0.552
	未来信心程度	很没信心-1-2-3-4-5→很有信心	0.448
生计资本(W)	$W=N+M+F+H+S+P$		

作为理性经济人,为追求最有利生计结果,农户会充分利用有限资源选择相宜的生计策略,通过各类生计资本禀赋的合理配置实现家庭收益的帕累托最优。生计资本组合及配置决定了生计策略类型,导致某种生计结果,生计结果最终又会反过来影响生计资本的性质与状况(李树茁等,2017)。可持续生计实则为生计资本、生计过程和生计结果之间的相互作用及循环往复的过程,某一阶段的结果又成为下一阶段生计资本(张银银等,2017)。生计资本是家庭福祉的关键影响因素,更是优化生计组合降低脆弱性的重要资源。作为自然资本的核心组成部分,土地一直都是农民赖以生存的基础,一旦转出必会“打乱”原有的生计系统,导致生计资本格局发生改变。那么,农地转出会给农户的生计资本带来怎样的改变呢?自然资本的损失首当其冲,源于耕种土地规模的缩减,且转出规模越大自然资本下降越明显。与农业经营有关的物质资本,如农用机械等生产性工具也会间接受到牵连。耕地转出虽减少了农民的经营性收入,但农地资产价值的显化却又带来了财产性收入——流转费用的径直增加,且转出规模越大获得的财产性收入就会越高(王象永等,2015)。自然资本的降低增加了农民外出务工和进行非农生产的可能性(仲俊涛等,2015),非农部门的工资性收入往往较高,加之土地生存保障功能弱化加大了农民对商业保险的思考,提高了金融资本的及可性(宋璐和李树茁,2017)。农民调整就业结构的可能性及向报酬更高的非农领域转移劳动力占比会随转出规模比例提升而变大,优化了土地和劳动力资源的配置效率,具有很好的增收效应。伴随收入提高而来的是消费需求的升级,农民会加大在住房、耐用消费品、健康、教育等方面的投资,物质、人力资本积累增加。自身资源禀赋及能力的提高,增加了农地转出家庭对未来生活向好发展的信心与勇气,心理资本水平随之强化。长期来看,资源配置、就业结构及居住空间等变化将会改变农民所构建的已有社会关系网络(蔡洁等,2018),具体影响机制如图1所示。本质上来说,只有转出耕地后的总生计资本水平高于转出前,农户才会作出转出农地这一决策。基于以上分析,提出如下研究假说:农地转出行为会对农户的物质、金融、人力、心理及总生计资本产生正向影响,而对其自然和社会资本则产生负向影响,农地转出规模越大相应效果就会越明显,下面将基于农户层面的微观数据检验上述研究假说。

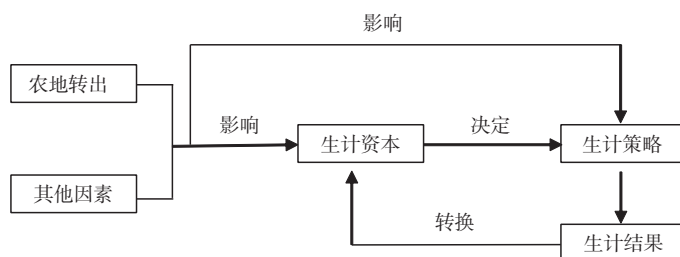


图1 农地转出对生计资本影响的机制分析

三、数据来源与研究方法

(一)数据来源

本文的数据来源于中国家庭追踪调查(CFPS)数据。根据研究所需,选用2014年和2018年两期通过家庭ID匹配所构造的面板数据。为获得较高质量的研究结果,特别对数据进行了有效筛选。首先将样本中城市家庭数据全部剔除,仅保留具有农村户籍的家庭;其次,由于研究所用DID模型对数据要求极为严格,所以只能保留那些跟踪调查且进入“处理组”和“对照组”的样本。“处理组”指那些2014年没有转出耕地,而2018年转出耕地的农户——农地转出户。而“对照组”是指2014年和2018年均没有转出耕地的农户——非转出户。最后,将回答问题不满20岁、电话访问、拒绝回答或对一些重要变量不知情的问卷删掉。经过上述处理后,本文最终得到有效样本数为3434个,其中,农地转出户1137户,非转出户2297户。

(二)农户生计资本指标设定与测算方法

1. 生计资本的指标选取

自然资本指生计的资源流及相关的服务。选择耕种土地规模、耕地质量和饮用水源3个指标来衡量,需要说明的是,本文设计了农户耕种土地规模和耕地质量两个指标,耕种土地规模反映农地转出前后农户耕种土地面积的变化情况,2012年的CFPS数据里提供了农户从集体分配到的耕地亩数,但由于我国规定耕地的承包期限一般是30年不变的。因此,2014年和2018年的数据里没有再提供这一数据。为研究所需,这里将以2012年的数据为基础,减去农户出租的耕地亩数(出租土地所得租金/当地出租土地的亩均价格),依次得到2014年和2018年农户家庭耕种土地的规模,虽然这一数据并不一定精准,但大体上可以代表农户耕地土

地的规模情况。耕地质量指标反映耕地资源的产出效率,借鉴 Carletto et al(2013)的研究成果,使用土地面积农作物年均纯利润来表示,并以此为基础采用李克特 5 分量表进行测量。物质资本指家庭中长期存在的生产物资形式。采用住房、农用机械及耐用消费品 3 个指标来测算。金融资本是指农户在生产和消费过程中所需要的积累和流动。选择净资产、是否持有金融产品、家庭信贷及商业保险 4 个指标进行量算。人力资本是知识、技能、能力和健康状况的集合,包括 4 个具体的指标,即家庭劳动力、成年人受教育水平、教育支出及家庭成员健康状况。社会资本是指农户在组织结构中所处位置的价值,主要包括人情彩礼支出、社会地位及邻居帮助 3 个方面。心理资本指农户在生产生活中所表现出来的心理状态,包括对现有生活的心理感受、对未来生活的希望及遇到困难时的乐观度等方面。选择农户对生活的满意度及对未来的信心程度 2 个指标来表征其心理资本。

2. 生计资本的测算

为 6 种生计资本赋予不同的权重是定量测算的第一步。为使结果更加科学可信,通过综合集成赋权法确定研究指标的权重,即采用专家咨询和熵值法分别求出指标的主客观权重,然后将两者进行加权平均作为研究指标的最终权重,具体结果见表 1。在此基础上,各单项指标均采用极差标准化方法统一量纲得到其标准化值,将标准化的数据与各指标对应的权重进行加权平均,计算各项生计资本的具体取值:

$$LC = \sum_{j=1}^n w_{ij} r_{ij} \quad (1)$$

其中:LC 表示农户的各项生计资本的指标值; r_{ij} 表示各项具体测算指标的标准化值; w_{ij} 表示各项具体测算指标的权重; j 表示第 j 项生计资本指标; n 表示分项生计资本数量。

(三) 分析方法

1. 倍差模型

土地流转是政府在农村所进行的一项“准自然实验”,而倍差法是在各类改革项目评估中比较常用的实证分析方法。首先将样本数据分为两组:一组是处理组,即受政策变化之影响的农地转出户;另一组是对照组,即不受政策变化之影响的非转出户。然后根据两组农户的相关信息,计算处理组在农地转出前后某项生计资本值的差异,同时计算对照组在农地转出前后同一生计资本值的变化量,得到双重差分估计量,即上述两个变量的差值,即农地转出对生计资本增加的净效应。实证分析所用的简单模型为

$$Y = \beta_0 + \alpha_0 T + \beta_1 dB + \alpha_1 TdB + \varepsilon \quad (2)$$

其中: Y 为被解释变量,表示农户的各类生计资本值; T 为时间虚拟变量, $T=0$ 表示转出前, $T=1$ 表示转出后; dB 为组别虚拟变量, $dB=0$ 表示对照组, $dB=1$ 表示处理组。 TdB 表示 T 和 dB 的交叉项,是本文所关注的核心解释变量,表示农地转出所带来的净效应; ε 表示随机扰动项。

同时,为了更好地控制其他因素对农户生计资本的影响,特选择如下固定效应模型:

$$Y_{it} = \beta_0 + \alpha_0 T_t + \beta_1 dB_i + \alpha_1 T_t dB_i + \theta X_{it} + \varepsilon_i + \mu_{it} \quad (3)$$

其中: i 表示农户个体; t 表示时期; Y_{it} 表示 i 农户在 t 时期的生计资本值; dB_i 为一个二值虚拟变量,衡量农户是否参与农地转出; T_t 表示样本数据是否来自农地转出后那个时期的虚拟变量; $T_t dB_i$ 表示 i 农户在 t 时期变量 T 和 dB 的交叉项; X_{it} 表示一组可观测的且不随时间变化或随时间同等变化的影响生计资本水平的控制变量,包含农户个人特征、家庭特征及当地特征等因素; μ_{it} 表示模型的地区时间固定效应。

运用 DID 模型时,需要满足一个重要的前提假设,即处理组和对照组须具有共同趋势,也就是农地转出户和非转出户除在农地转出上的差异外,在其他方面应该尽可能相似。如果两类农户间差异较大,那么将会导致 DID 模型估计结果的有偏。同时,一些不可观测的、不随时间变化的相关因素也可能引起农户生计资本的变化。因此直接进行对比分析可能会导致异质性偏差。为解除倍差模型存在的隐患,这里采取了更具优势的倾向得分匹配倍差法(PSM-DID)来做进一步的稳健性检验,以确保 DID 估计结果的可靠性。

2. OLS 模型

为进一步考察农地转出家庭中,耕地转出规模对生计资本的实际影响和作用机制,作为 DID 模型的补充,并验证倍差模型结果的稳健性,形成如下多元回归模型:

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 scale_i + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中: Y_i 表示第*i*户转出户家庭的生计资本值;核心解释变量 $scale_i$ 表示农地转出规模,由于不同家庭人口数量不同,分得的土地数量是存在一定差异的,单纯用农地转出面积来代表耕地转出规模,会造成一定误差。所以用农地转出率来测度农民家庭转出耕地情况,即农地转出规模占家庭总承包耕地规模的比例,该变量能有效衡量农地转出的相对规模。 X_i 表示一组影响农户生计资本的控制变量; ε_i 表示随机扰动项。因所用数据为截面数据,且被解释变量及核心解释变量均是一个在正值域上连续的变量,故采用OLS模型来检验农地转出规模对生计资本的影响。

(四)变量设定

研究总体上分为两阶段,第一阶段是对农户的生计资本值进行测算;第二阶段是在第一阶段基础上,分析生计资本水平与农地转出与否两者之间的关系,以及耕地转出规模对生计资本的影响程度。在第二阶段的第一步中,被解释变量为第一阶段的最终产出即各类生计资本值。核心解释变量为转出耕地与否,其他控制变量为户主或农户其他相关变量;第二阶段第二步中,选取农地转出家庭的样本进行讨论,被解释变量依然为农户的6种生计资本值,解释变量选择家庭转出耕地规模及其他控制变量。因此,本文的被解释变量为农户的各类生计资本值;核心解释变量为农地转出变量,包括农地转出与否及农地转出规模两个变量;控制变量包括户主性别、户主年龄、户主受教育程度、家庭规模、家庭非农活动、商业中心距离及当地经济发展水平等变量,各变量的描述性统计结果见表2。

表2 变量名称、赋值与描述性统计分析结果

变量分类	变量名称	定义	均值	标准差
核心解释变量	农地转出与否	是否转出耕地:是=1,否=0	0.33	0.26
	农地转出比例	农地转出规模占家庭总承包耕地规模(%)	0.48	0.19
其他控制变量	户主性别	男性=1,女性=2	0.65	0.47
	户主年龄	年龄(年)	52.73	12.34
	户主受教育程度	户主受教育年限(年)	6.93	3.44
	家庭规模	家庭总人口数(人)	4.09	1.97
	家庭非农活动	家里是否进行非农活动:是=1,否=0	0.61	0.34
	商业中心距离	所在村到市镇商业中心距离(分钟)	31.70	21.99
	当地经济发展水平	所在村户均年收入(万元)	4.12	1.43

四、模型估计结果及分析

(一)描述性分析

表3列出了农地转出前后农户生计资本值的组内均值差和组间均值差。由表3可知,农地转出后,处理组与对照组家庭的户均自然、物质、金融、人力、社会、心理和生计资本总指数的双重差分值分别为-0.067、0.027、0.034、0.020、-0.017、0.006和0.003,初步得到农地转出行为对农户的物质、金融、人力、心理和生计资本总指数的净影响为正,对农户的自然和社会生计资本指数的净影响为负。从组内差异来看,与基期相比,农地转出后对照组的生计资本指数提高了0.163,处理组提高了0.166,处理组的生计资本指数增幅高于对照组。从组间差异来看,农地转出前,处理组的生计资本比对照组高出了0.002,农地转出后,处理组的生计资本比对照组高出了0.005,由此可见,农地转出后处理组和对照组的差异大于农地转出前。以上分析结果仅为单因素的分析,未考虑流动性的其他影响因素,不具备强有力的说服力。在接下来的分析中,将基于DID方法对样本数据进行实证分析,在统计学上检验两组数据差异的显著性。

表3 农地转出前后农户生计资本指数的组内和组间差异情况

生计资本指数		对照组	处理组	组间差异
自然资本	转出前	0.335	0.301	-0.034
	转出后	0.339	0.238	-0.101
	组内差异	0.004	-0.065	-0.067
物质资本	转出前	0.257	0.265	0.008
	转出后	0.291	0.326	0.035
	组内差异	0.034	0.061	0.027
金融资本	转出前	0.201	0.224	0.023
	转出后	0.249	0.306	0.057
	组内差异	0.048	0.082	0.034
人力资本	转出前	0.380	0.394	0.014
	转出后	0.412	0.446	0.034
	组内差异	0.032	0.052	0.020
社会资本	转出前	0.469	0.462	-0.007
	转出后	0.452	0.428	-0.024
	组内差异	-0.017	-0.034	-0.017
心理资本	转出前	0.621	0.619	-0.002
	转出后	0.683	0.687	0.004
	组内差异	0.062	0.068	0.006
总资本	转出前	2.263	2.265	0.002
	转出后	2.426	2.431	0.005
	组内差异	0.163	0.166	0.003

(二)农地转出与否对生计资本的影响

1. 基本回归结果

表4是运用式(2)并借助Stata13.0所得到的DID基本回归结果:在不考虑其他控制变量时,农地转出行为对农户的物资、金融、人力、心理及总生计资本产生了正向影响。且前3项分别通过了10%、1%和10%的显著性水平检验,说明在控制时变和差异效应的基础上,农地转出行为显著提升了农户的这

表4 基本回归模型估计结果

变量	W	N	M	F	H	S	P
T_i	0.102*	-0.059	0.046***	0.079***	0.022***	-0.051*	0.065***
dB_i	0.009	-0.080***	0.043***	0.051**	0.019**	-0.029	0.005**
$T_i dB_i$	0.008	-0.061***	0.023*	0.037***	0.015*	-0.013**	0.007
R^2	0.015	0.036	0.191	0.158	0.172	0.045	0.021

注: *、**、***分别代表显著性为10%、5%和1%。

3种生计资本水平。而家庭自然和社会资本指数的DID估计值为负,并在1%和10%的水平下通过了显著性检验,表明与非转出户相比,农地转出家庭的自然和社会资本指数降低了0.061和0.013,基本验证了前文的研究假说。原因在于,一是自然资本水平降低的内在作用机理,即耕地禀赋持有减少直接所致,虽饮用水源这一指标值略有提升,但增幅却不及耕地指标的下降幅度,导致自然资本水平整体下降;二是随农地转出家庭收入的提高和部分农户搬迁城镇,刺激了他们对住房及耐用消费品的投资力度。统计显示,农地转出户的住房和耐用品消费价值比非转出户的平均水平高0.060和0.061,提高了农户的物质资本水平;三是农地转出后除收获流转租金外,农民还有机会获得农地合作经营的二次分红。作为理性的经济人,农民在耕地转出后必定会迅速着手从事非农活动,带动了工资、经营及财产性收入的提高。生计活动转向非农领域,特别是进行非农自营活动时需要大量资金,拉动了信贷活动的需求。失去土地保障后,农民需选择其他商业性保障方式来应对未来的不确定性。故农户的金融资本水平会大幅度提高;四是为顺利解决转出户的就业问题,政府部门提供了一些针对性较强的就业和岗前培训。收入水平的提高也激发了农户对家庭教育的投资,在一定程度上提高了人力资本总量;五是农地转出户在“获得邻居帮助”和“当地的社会地位”这两项指标上的得分明显偏低,直接拉低了社会资本水平。农村是以婚姻、血缘、地缘关系为基础的熟人社会,稳定的社会网络有助于农户获取资金、情感和方法上的更多支持和帮助(胡江霞和文传浩,2017)。非转出户一直居住在自己熟悉的村子,周围都是长期交往的亲人朋友,社会地位肯定要高于那些转出耕地并外出打工或搬迁城镇的刚刚融入到新的社会网络中的农户。在遇到困难时能动用更多的社会资源,必然会比转出户获得更多更好的支持和帮助。

2. 引入控制变量的固定效应模型计量结果

表5是运用式(3)所得到的引入控制变量后的固定效应模型的回归结果:农地转出与否依然降低了农户的自然和社会资本水平,提高了物质、金融、人力、心理及总生计资本的水平,遗憾的是,对心理资本与总生计资本的影响依然没有通过显著性检验。不同控制变量对农户生计资本的影响存在着差异性。其中,户主年龄对自然、物质、金融、人力和总生计资本这5个变量均具有显著的负向影响,对社会和心理资本具有正向影响。户主性别对物质和人力资本具有显著负向影响,而对社会资本产生了显著的正向影响。户主文化程度对除自然资本外的6项生计资本均产生了显著正向促进作用。说明一个家庭适应社会和接受新事物的能力与文化程度有很大关系,教育不仅对劳动力素质和价值观产生直接影响,也会对家庭的财富积累、社会交往和机遇起到很好的促进作用。家庭规模对除心理资本外的其他6项生计资本的提高均产生显著的正向影响。证明人口越多,分得的耕地资源越多,耕地收入也就越高。家庭规模越大,劳动力资源禀赋越高,不但有利于实现土地的精耕细作,也使非农收入的获取途径变广。收入高了,物质、人力和社会资本自然会随之提高。是否进行非农活动对物质、金融和人力资本具有显著的正向影响,对社会资本具有显著的负向影响。当地经济发展水平对物质和金融资本具有明显

表5 固定效应模型估计结果

变量	W	N	M	F	H	S	P
$T_i dB_i$	0.007	-0.052*	0.019**	0.029**	0.016*	-0.011**	0.006
户主年龄	-0.012*	-0.005***	-0.011***	-0.021***	-0.001***	0.024***	0.002
户主性别	0.008	0.006	-0.009**	0.000	-0.010***	0.016***	0.005
户主文化程度	0.158**	0.021	0.041***	0.043***	0.036***	0.012***	0.005***
家庭规模	0.110***	0.062***	0.011***	0.012***	0.014*	0.009**	0.002
非农活动与否	0.010**	-0.032	0.023***	0.035***	0.018***	-0.048*	0.014
商业中心距离	-0.003	-0.001	-0.001	-0.002*	-0.000*	0.002	-0.001
当地经济发展水平	0.029	0.010	0.009**	0.010***	0.001	-0.003	0.002
R^2	0.032	0.059	0.178	0.125	0.146	0.032	0.027

注: *、**、***分别代表显著性为10%、5%和1%。

的正向作用,到商业中心距离这一变量对物质和人力资本有着显著负向影响。

(三)农地转出规模对生计资本的影响及稳健性检验

进一步考察农地转出样本家庭中,耕地转出规模这一变量对生计资本水平的影响,OLS模型的估计结果见表6,从表6可知,农地转出规模的增加对家庭自然和社会资本仍然产生显著的负向影响。农地转出比例越大,自然和社会资本水平越低。而耕地转出规模的扩大则显著提高了农户的物质和金融资本水平。其他控制变量对农户生计资本的影响中,通过显著性检验的变量系数符号与以农地转出与否作为解释变量的估计结果基本相似。户主年龄越大其家庭的物质、金融和人力资本水平越低,相反社会资本水平却越高。户主文化程度对家庭的物质、人力、社会 and 总生计资本有显著正向影响。家庭进行非农活动与否这一变量对农户的自然、社会和心理资本有显著负向影响,而家庭规模的扩大及当地经济发展水平的提高则会提高农户的自然、物质、金融及总生计资本水平,同时家庭规模的扩大也会提高农户的社会和心理资本水平。另外,距离商业中心越近,农户的物质和人力资本水平就会越高。

表6 农地转出规模对农户生计资本影响的模型估计结果

变量	W	N	M	F	H	S	P
农地转出率	0.010	-0.094**	0.036*	0.041*	0.021	-0.007*	0.013
户主年龄	-0.004*	-0.004	-0.002***	-0.003***	-0.005***	0.006***	0.004
户主性别	0.008	-0.020	-0.002	0.005	0.011	0.016	-0.002
户主文化程度	0.019**	0.002	0.002**	0.005	0.004***	0.004***	0.002
家庭规模	0.099*	0.032*	0.017***	0.024***	0.011**	0.008*	0.007
非农活动与否	0.012**	-0.021**	0.014	0.025	0.009	-0.005*	-0.010**
商业中心距离	-0.001	0.003	-0.001**	-0.003	-0.002*	0.002	-0.001
当地经济发展水平	0.012*	0.005*	0.004**	0.010***	-0.001	-0.009	0.003
R ²	0.019	0.104	0.129	0.112	0.145	0.052	0.013

注: *、**、***分别代表显著性为10%、5%和1%。

上文DID模型和OLS模型的统计结果中,通过显著性检验的变量符号总体上是一致的,从侧面验证了回归结果的可靠性。但是,考虑到样本选择偏差及时间效应等问题,为确保DID模型估计结果的可靠性,进一步采用核匹配和半径匹配两种方法,对农地转出行为与农户6类生计资本间的关系计进行PSM-DID检验(表7)。需要说明的是,PSM-DID模型在实证分析过程中,能够采纳的匹配方法有很多。采取不同方法对模型进行实证分析后,如获得的结果具有相同趋势,即可证明估计结果是稳健的,具有很强的说服力。由表7可知,采用这两种方法得到的结果非常相似,且DID-PSM和DID固定效应模型的估计结果也比较接近,印证了前文的统计描述和DID模型分析结果的可信性。

表7 匹配倍差模型(PSM-DID)回归结果

方法	解释变量	W	N	M	F	H	S	P
核匹配法	$T_i dB_i$	0.005	-0.043*	0.018**	0.027*	0.015*	-0.013*	0.005
	R ²	0.021	0.077	0.144	0.136	0.133	0.045	0.023
半径匹配法	$T_i dB_i$	0.006	-0.045*	0.016**	0.026*	0.016*	-0.012*	0.005
	R ²	0.023	0.079	0.148	0.139	0.137	0.046	0.025

注: *、**、***分别代表显著性为10%、5%和1%;表中仅列出交互项的估计系数,其他变量的估计结果省略。

五、结论与启示

基于CFPS的两期微观截面数据,采用DID模型和OLS模型探讨了农地转出对农户生计资本的影响。结果表明:在控制时变和差异效应的基础上,农地转出对农户的自然和社会资本产生显著的负向影响,但却对其物质资本、金融资本和人力资本产生了显著的正向影响。此外,农户的各项生计资本的变化并非全部源于农地转出这一因素,还受到其他家庭和社区特征变量的影响。进一步研究显示,农地转出规模越大,农户的物质和金融资本水平就会越高,其自然和社会资本水平下降得也越明显。基于上述结论,本文得到如下政策启示。

首先,政府应有针对性地提供一些优质的非农职业技能和专项技能培训,确保农民在非农产业中有更多的就业机会。农地转出家庭还要努力提升整体人力资本水平,确保优质择业和就业。同时,通过政策引导、贷款扶持等方式鼓励农民自主创业,推动新农村建设。其次,鼓励转农户从土地保障为主向以社会保障和商

业保险为主转变。促进农村信贷供给的多元化服务,解决转出户资金短缺等问题,鼓励农户利用金融资本积极拓宽增收渠道,实现生计策略的多样化和生计的长远性。第三,增强农地转出户特别是进城务工、搬迁城镇农户获得社会网络和资源的途径,提高其社会资本水平。多途径扩大转出户的社交范围,增强对新环境的归属感及组织感,改善孤立与弱势的地位现状。第四,充分尊重农民的意愿,切实保护他们的权益,避免非自愿流转和被强制定价的情况出现,提高农地转出户的生活满意度。最后,鼓励生计资本水平高的家庭积极参与土地流转活动,促使农村劳动力、资本、土地要素的流转市场更加完善,持续发挥其资源配置效率,为农村人口创造更多的分享市场化红利的机会。

参考文献

- [1] 蔡洁,马红玉,夏显力,2017.集中连片特困区农地转出户生计策略选择研究——基于六盘山的微观实证分析[J].资源科学,39(11):2083-2093.
- [2] 蔡洁,夏显力,王婷,2018.农户农地转出行为诱因及其对生计能力的影响研究[J].南京农业大学学报(社会科学版),18(4):98-108,159.
- [3] 胡江霞,文传浩,2017.社会网络、风险识别能力与农村移民可持续生计——基于代际差异视角[J].技术经济,36(4):110-116.
- [4] 胡霞,丁浩,2018.土地流转对农户消费异质性影响研究[J].华南农业大学学报(社会科学版),15(5):55-64.
- [5] 郎大鹏,2018.农村土地流转制度下农民养老保障问题思考[J].农业经济(9):78-80.
- [6] 李树苗,徐洁,左冬梅,等,2017.农村老年人的生计、福祉与家庭支持政策[J].当代经济科学,39(4):1-10,124.
- [7] 冒佩华,徐骥,贺小丹,等,2015.农地经营权流转与农民劳动生产率提高:理论与实证[J].经济研究(11):161-176.
- [8] 宋璐,李树苗,2017.子女迁移对农村老年家庭生计资本的影响——基于家庭结构的可持续生计分析[J].人口研究,41(3):65-75.
- [9] 司瑞石,陆迁,张强强,等,2018.土地流转对农户生产社会化服务需求的影响——基于PSM模型的实证分析[J].资源科学,40(9):1762-1772.
- [10] 王珊,张安录,张叶生,2014.农地城市流转的农户福利效应测度[J].中国人口·资源与环境,24(3):108-115.
- [11] 王象永,王延海,张智,2015.山东省土地流转对农民收入影响调查[J].调研世界(9):30-32.
- [13] 夏玉莲,匡远配,2017.农地流转的多维减贫效应分析——基于5省1218户农户的调查数据[J].中国农村经济(9):44-61.
- [12] 熊红军,2017.土地流转与农民生计模式转变——基于四川遂宁市的调查分析[J].改革与开放(9):86-89.
- [14] 杨钢桥,张超正,文高辉,2018.耕地流转对农户水稻生产技术效率的影响研究——以武汉都市圈为例[J].中国人口·资源与环境,28(5):142-151.
- [15] 翟黎明,夏显力,吴爱娣,2017.政府不同介入场景下农地流转对农户生计资本的影响——基于PSM-DID的计量分析[J].中国农村经济(2):2-15.
- [16] 张银银,马志雄,丁士军,2017.失地农户生计转型的影响因素及其效应分析[J].农业技术经济(6):42-51.
- [17] 赵立娟,王苗苗,史俊宏,2019.农地转出视阈下农户生计资本现状及影响因素分析——基于CFPS数据的微观实证[J].农业现代化研究,40(4):612-620.
- [18] 仲俊涛,米文宝,樊新刚,等,2015.可持续生计框架下连片特困区发展机理[J].应用生态学报(9):2767-2776.
- [19] 朱建军,胡继连,安康,等,2018.农地转出户的生计策略选择研究——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据[J].农业经济问题(2):49-58,111.
- [20] BARDHAN P, LUCA M, MOOKHERJEE D, et al, 2014. Evolution of land distribution in West Bengal 1967-2004: Role of land reform and demographic changes[J]. Journal of Development Economics, 110(3): 171-190.
- [21] BESLEY T, 1995. Property rights and investment incentives: Theory and evidence from Ghana[J]. Journal of Political Economy, 103(5): 903-937.
- [22] CARLETTO C, SAVASTANO S, ZEZZA A, 2013. Fact or artifact: The impact of measurement errors on the farm size-productivity relationship[J]. Journal of Development Economics, 103(1): 254-261.
- [23] FENG S, HEERINK N, 2008. Are farm households' land renting and migration decisions inter-related in rural China?[J]. NJAS-Wageningen Journal of Life Sciences(4): 345-362.
- [24] JIN S Q, DEININGER K, 2009. Land rental markets in the process of rural structural transformation: Productivity and equity impacts from China[J]. Journal of Comparative Economics, 51(4): 629-646.
- [25] KEMPER N, HA L V, KLUMP R, 2015. Property rights and consumption volatility: Evidence from a land reform in Vietnam[J]. World Development, 71: 107-130.
- [26] VIDYA B R, MAMIDI B B, SUJATHA S, 2011. The impact of special economic zones in India: A caste study of Polepally, SEZ[EB/OL].[2020-05-01]. <http://www.landcoalition.org/cplstudies>.
- [27] VRANKEN L, SWINNEN J, 2006. Land rental markets in transition: Theory and evidence from Hungary[J]. World

Development, 34(3): 481-500.

- [28] WALELIGN S Z, POULIOT M, LARSEN H O, et al, 2017. Combining household income and asset data to identify livelihood strategies and their dynamics[J]. Journal of Development Studies, 53: 1-19.

The Impact of Farmland Renting-out on the Farmers' Livelihood Capital: Empirical Analysis from CFPS Data

Zhao Lijuan, Zhao Qingqing, Hong Hua

(College of Finance, Inner Mongolia University of Finance and Economics/Inner Mongolia Rural Pastoral Area Governance Capacity
Modernization Research Base, Hohhot 010070, China)

Abstract: The transfer of agricultural land plays a key role in the increase of farmers' income. A quantitative analysis of the relationship between farmland renting-out and livelihood capital is conducive to revealing the actual poverty alleviation effects of the existing land transfer policies. Based on the rational screening of control variables and the calculation of the household's livelihood capital level, used the two panel data of CFPS, it employed the DID and OLS model to analyze the influence of farmland renting-out on households' livelihood capital. The results show as follows. The farmland renting-out has a significant negative impact on the natural capital and social capital of the peasant family, but it has a significant positive impact on its material capital, financial capital and human capital. The changes in the livelihood capital of farmers are not all due to the farmland renting-out, but also by household and community characteristics such as the degree of education of the head of the household, the size of the family and the level of local economic development. Further research shows that the larger the scale of the farmland renting-out, the higher the level of material capital and financial capital of farmers, and the more obvious the decline of their natural capital and social capital. Therefore, the development of the livelihood of the farmland renting-out family still has an adaptation process after the farmland transferred, and it needs to be assisted in many ways to further improve the level of family welfare. Based on the above findings, the sustainable development countermeasures and suggestions for cultivating and promoting the livelihood capital of the farmland renting-out households, and reducing the vulnerability of rural households' livelihoods are proposed.

Keywords: rural household; land renting-out; livelihood capital; DID model