

决策行为视角下农地流转对农户收入的影响

——来自湖北省东部 9 县(市/区)的证据

彭开丽,程 贺

(华中农业大学 公共管理学院/湖北农村发展研究中心,湖北 武汉 430070)



摘 要 基于湖北省东部 9 县(市/区)的农户调研数据,分别运用经济学模型、逻辑回归模型和倾向得分匹配模型解释农村土地流转的动因,分析农户土地流转决策的影响因素,并检验农村土地流转对农户家庭收入水平与收入结构的影响。研究表明:户主文化程度、土地经营面积、农业劳动力人数、政策认知和产权认知对农户转入土地从事规模经营具有显著正向影响,户主年龄、经营类型、养老保险和政策认知是农户转出土地从事非农活动的主要诱因。土地转入和转出均有利于提高农户家庭收入,与非流转户相比,转入户和转出户的家庭收入增长率分别为 12.74%和 7.57%。农地流转的增收效应在转入户和转出户之间具有显著的结构差异,前者的经营性收入、工资性收入、转移性收入和财产性收入对家庭增收的贡献率分别为 62.87%、26.24%、9.05%和 1.84%,后者的贡献率分别为 -52.41%、86.99%、25.09%和 40.33%。由此提出拓宽农民增收渠道的政策建议:提高土地产权制度激励效应、培育农村多种新型经营主体,并针对不同经营类型的农户采取多元化的农地流转和劳动力扶持政策。

关键词 农村土地流转;农户决策行为;收入效应;增收渠道;倾向得分匹配

中图分类号:F 301.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2020)05-0132-11

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2020.05.015

农村土地流转^①是我国城镇化发展和乡村振兴过程中普遍存在的社会经济现象。据国家统计局公布的数据,到 2018 年,全国承包耕地流转面积达 5.3 亿亩,超过承包耕地总面积的 39%,对于缓解小农经济的低效率问题,推动农业规模化和现代化发展起到了重要的作用^②。然而,与许多发达国家相比,我国的土地流转仍处于初级阶段,具有自发性、无序性和粗放性的特点^[1],导致农村收入不平等的趋势逐渐恶化^[2],并造成了流转双方农民权益的损失^[3]。为改善这些状况,2016 年中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的意见》,即通过“三权分置”的土地产权制度改革引导农村土地经营权有序流转。2017 年、2018 年中央一号文件和十八届五中全会均提出要通过经营权流转、股份合作、代耕代种等多种方式,积极发展适度规模经营,构建培育新型农业经营主体的政策体系。2019 年中央一号文件再次强调要完善“三权分置”的法律法规和政策体系。这些意见和文件为土地有序流转提供了有力的政策支持。而随着农地流转现象的加剧,农民的增收问题也成为农业农村工作的关键。我国自 2004 年以来,连续十六年的中央一号文件均关注农民增收问题,农业农村部 2019 年一号文件也再次强调:要发展壮大乡村产业,拓展农民增收渠道。

收稿日期:2019-12-09

基金项目:国家自然科学基金项目“产权制度激励下农户土地流转决策行为的形成机理、福利效应与政策供给”(71973050);教育部人文社会科学研究规划基金项目“农地土地流转中农地转移人口与农户福祉比较与福利均衡研究”(17YJA630075)。

作者简介:彭开丽(1975-),女,副教授,博士;研究方向:土地经济与管理。

① 本文中的研究对象(农村土地)仅指农户承包经营的土地,不含宅基地和农村建设用地。

② 资料来源于证券日报,统计局:家庭承包耕地流转面积超过 5.3 亿亩,2019-08-05, <http://news.10jqka.com.cn/20190805/c613000739.shtml>.

因此,如何通过土地资源有效配置来实现农户增收是值得深入探讨的问题。

农村土地流转与农民收入增长也一直是学术界十分关注的话题。许多学者对农村土地流转的动因、农户的流转意愿及决策行为进行了广泛的研究,认为农户的土地流转决策受到诸多因素的影响。其中一部分是宏观影响因素,如土地产权的安全性和保障性^[1,4-5]、非农业就业水平^[6]、村庄特征^[7]和社会政策环境^[8]。例如,以柬埔寨、中国、印度、越南、卢旺达、埃塞俄比亚等发展中国家为例,Deininger等^[1]、Holden等^[9]及 Deininger等^[10]认为,土地产权的安全性可以增加农民对农业的投资,提高农业生产效率,促进土地租赁,从而增加农业收入。另一部分研究则从农户微观视角进行影响因素的分析,主要有农户个体特征^[11]、家庭特征^[12]、政策认知^[13-14]和兼业程度^[15]等。此外,也有学者研究了农地流转对农户收入的影响,主要从收入结构^[16-17]、收入分配^[2,18]、农业投资与农业生产效率^[19]、农地流转的福利效应^[20]和对贫困地区农户的减贫效应^[21]等方面进行研究。大多数研究证实,土地的转入或转出可以提高农民家庭收入^[16-17]或福利水平^[20],是农民进一步决定土地流转的重要依据。但也有少数学者得出了不同的结论:如,在某些研究区域,土地流转并未提高农民收入^[22],甚至对农民收入产生显著的负面影响^[23];也有研究证明,租入农田有显著的收入增长效应,而租出农田则不能提高收入^[24]。也就是说,农地流转能否提高农民家庭收入,在学术界仍存在着争议。在上述研究中,农户土地流转决策的形成机理和农地流转对农户收入的影响基本上是相互独立的,这为探索农村土地制度安排对农户土地流转决策的激励效应及其增收效应带来了一定的困难。

土地是农民赖以生存的基础,土地流转带来的收入变化是农民决策是否继续参与土地流转的重要参考^[20]。本文从农户微观角度出发,将农户土地流转决策的形成机理及其收入效应结合在一起,从收入水平和收入结构两个方面揭示农地流转的收入效应,旨在回答三个方面的问题:(1)农户土地流转决策的形成机理是什么?有哪些影响因素?(2)农民参与土地流转能否增加家庭收入?(3)农地转入户^①与转出户的收入变化是否存在差异?通过这些问题的研究,以期为政府管理部门、农村集体、农户及其他利益相关者指导、管理和参与农地流转提供有益借鉴。

一、农户土地流转决策及其收入效应的理论分析

从“理性人”的经济假设出发,农户往往按照帕累托最优的原则进行决策。假定在完全平等的情况下,农户可以自愿选择土地流转方式和流转规模。

1. 农业规模经营与农户土地需求的关系(从农地转入户视角)

根据经济学的成本—收益模型(Cost-Benefit Model),当农业生产的边际成本等于边际收益,所对应的土地经营规模为最优土地规模。农户土地流转决策既受成本收益的影响,又受到政策环境的影响^[25]。

如图1所示, OP 和 OC 分别是最初状态的农业生产曲线和农业成本曲线,当 OP 的切线 k_1 与 OC 平行,说明边际成本等于边际收益,此时的土地规模 L_1 即为适度经营规模。随着农业生产技术的进步,农业生产的可能性边界由 OP 扩展至 OP_1 , OP_1 的切线 k_2 平行于 OC ,最优土地规模扩大到 L_2 。

随着农地“三权分置”政策的实施,稳定的土地产权使农地转入户形成稳定的收益预期^[1],经营权抵押贷款制度激发农户投资土地的热情^[26],加之国家财政拨付给农户各项补贴和取消农业税等政策,大幅降低了农业生产成本,提高了农户的生产积极性^[16]。成本函数向下移动至 OC_1 ,最优土地规模进一步扩大至 L_3 。因此,为提高农业产出率与生产要素配置效率,专业农户需要有与现代农业生产相匹配的土地经营规模,进而产生了转入土地的需求。

2. 农业劳动力转移与农户土地供给的关系(从农地转出户视角)

托达罗迁移模型能够反映劳动力在比较经济利益的驱动下向较高收入的地区或部门流动的经济

① 农地转入方除了农户个体、种养大户、家庭农场,还有农村合作社和农业企业等,本文的研究对象(转入户)仅仅是专业农户这一微观权利主体,不含合作社和农业企业等经营主体。

行为^[20],本文运用该模型来分析城乡收入差距对农村劳动力转移的影响以及土地产权制度对农地流转的影响(见图2)。

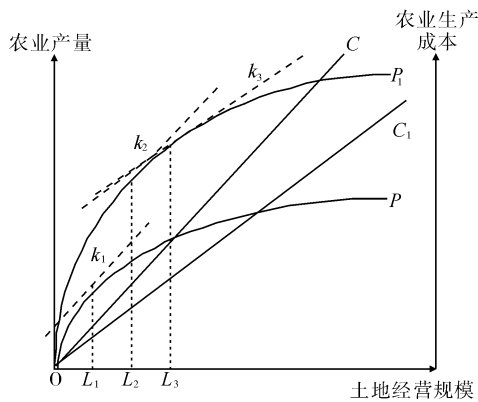


图1 经济学“成本收益”模型

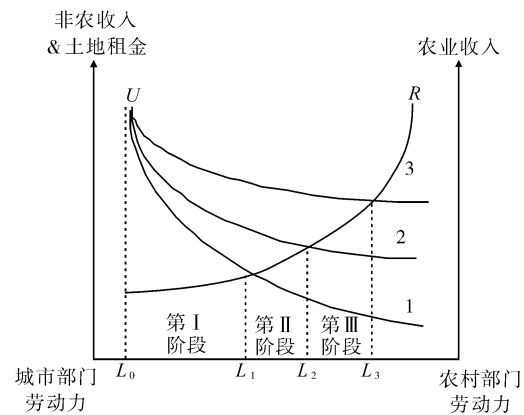


图2 托达罗劳动力迁移模型

该模型分为三个阶段:第Ⅰ阶段,农村剩余劳动力可以在农业部门和城市部门间自由流动,劳动力的均衡配置是城市劳动力需求曲线 U_1 与农村劳动力需求曲线 R 的交点 L_1 ,该阶段不会产生土地流转。第Ⅱ阶段,由于城市二、三产业快速发展,城市部门劳动需求曲线上升至 U_2 ,吸引更多农业人口进城务工,在此过程中,表现为农村有效劳动力的迁移($L_1 \rightarrow L_2$),但由于受到家庭承包土地制度和城市非农就业不稳定的影响,这种迁移模式更多表现为农户兼业行为。第Ⅲ阶段,城市工资率逐步上升至 U_3 ,加之“三权分置”政策实施后,稳定的土地承包权保障了农地转出户获得稳定的租金收入,农户就不会选择兼业,而是选择租出土地并完全从事非农经营活动,这就产生了土地流转的供给,带动更多农业人口迁移($L_2 \rightarrow L_3$),提高了劳动力的分化程度。

3. 农户土地流转决策与收入效应的关系(从农地流转双方视角)

作为一种分拣机制,农地流转有助于农业生产能力较强但非农就业机会较少的农户转入农地和扩大农地经营规模,而农业生产能力较低但具有非农就业优势的农户转出农地和参与非农活动^[20]。只有当非农生产的预期收入与土地租金之和超过耕种土地所获得的收益,农地承包者才会选择流出土地;同样,只有当土地经营收益超过耕种土地的机会成本与土地持有成本之和,才会选择流入土地。上述两个条件同时满足,土地流转才有可能发生,如图3。

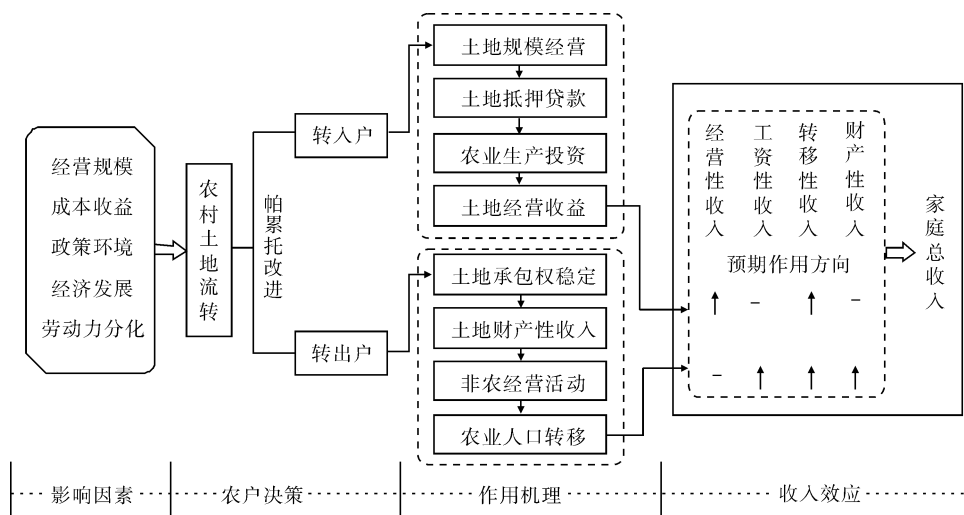


图3 农户土地流转决策的作用机理及其收入效应

家庭总收入是农户家庭基本经济状况的综合反映,包括经营性收入、工资性收入、转移性收入和财产性收入。经营性收入指农户以家庭为单位进行生产经营获得的收入,如种植、养殖或个体收入;

工资性收入指农户家庭成员因受雇于单位或个人而获得的以货币形式支付的劳动收入;转移性收入包括政府对农户家庭的补贴,如粮食、良种、劳资综合补贴和耕地流转补偿,单位对个人的补贴,如离退休金、保险金、辞退金和住房公积金;财产性收入指家庭拥有的银行存款、有价证券等动产以及房屋、土地、农机等不动产所带来的利息、租金或股份收入^[27]。

对于农地转入户来说,在扩大土地经营规模后,可以通过土地经营权获得抵押贷款,帮助其在农业生产中投入更多的专业技术和更高的机械化水平^[1,5,14],发挥经营规模优势,从而在理论上形成“土地经营规模→土地抵押贷款→农业生产投资→土地经营收益”的作用链,土地经营收益增加^[22-23];在工资性收入方面,如果农地转入不改变原有的劳动力配置格局,农户的工资性收入不会减少,但如果农地转入导致更多的家庭劳动力投入到农业生产中,则会降低原有的工资性收入水平;在转移性收入方面,转入户将获得更多政府发放的良种补贴和农机具购置补贴,或鼓励土地流转的补偿,转移性收入会有一定程度的增长;在财产性收入方面,农户家庭可能会因扩大农地经营规模而增加农机、车辆、仓库等固定资产投资,有利于充分利用家庭财产提高财产性收入,但会导致银行存款等其他财产性收入的减少,因此财产性收入变化方向未定。

就土地转出户而言,由于拥有稳定的土地承包权,他们一方面可以在租出土地后获得稳定的土地租金收入,财产性收入增加,另一方面通过非农部门的工作,提高了自身的职业技能、社会适应能力和竞争力,在一定程度上提高了非农就业的能力,拓宽了收入来源,工资性收入增加^[27]。长此以往,便形成“土地承包权稳定→土地财产性收入→非农经营活动→农业人口转移”的作用链。在家庭土地经营规模减小后,其投入农业生产的土地、劳动力、资本等要素减少,农业经营性收入相应减少,但如果转而投入个体经营等经济活动,个体经营性收入可能增加^[16],因此经营性收入变化方向尚不确定;在转移性收入方面,由于地方政府在实际工作中往往将农民直接补贴和劳资综合补贴按照“谁承包、补给谁”的方式进行补贴^[28],同时为了鼓励农地流转,政府对转出农地的农户给予一定的奖励和补贴,加上受聘单位发放的补贴,农户的转移性收入可能增加^[29-30]。

二、数据来源与研究方法

1. 调查区域及数据来源

(1)研究区概况。湖北省位于长江中游地区,是中国重要的水稻、棉花、油料、茶叶、蚕丝、家禽家畜和水产品的生产基地。近年来,湖北省各地积极探索新型农地流转模式,如将土地经营权流转给村集体、统一整治后再发包给有经营能力农户的家庭农场制,以土地承包经营权入股、集体统一经营的土地股份合作制,农户之间协商交换经营权、小块并大块、连片耕种制等。截至2018年底,湖北省农村土地流转面积达1633万亩,占全省耕地总面积的32.6%。与湖北省西部地区相比,东部地区承包耕地流转比例更高,达到42.8%^①,约高出全国4个百分点。

本文数据来源于2019年8月在湖北省东部地区开展的农村实地调研。考虑各市县地形地貌和经济发展的区域差异性,选择流转比例较高的黄冈市罗田县和英山县、孝感市云梦县、天门市、仙桃市、潜江市、鄂州市梁子湖区、荆州市洪湖市、武汉市黄陂区9个县(市/区),采用分层抽样和随机抽样相结合的方式,在每个区随机选择1~3个典型乡镇,每个乡镇随机选择2~4个行政村,每个村随机选择20~25个农户进行一对一调查,共计调查了13个乡镇、40个村,回收调研问卷675份,剔除数据缺失的问卷,最终得到有效问卷658份,有效率为97.48%。调查内容包括受访农户家庭基本信息、土地承包流转、家庭经济收入、农业经营与非农就业、土地产权和政策认知等情况。得到发生农地流转的农户361户(其中转入户128户,转出户233户)^②,占总样本的54.86%,未发生农地流转的农户297户,占样本总数的45.14%。

① 数据来源: <https://hubei.tuliu.com/>。

② 对于既有转入行为又有转出行为的农户家庭,考虑到在实地调研中占有的数量很小,仅有5户,且其转入和转出土地的面积相差较大,在实际操作中,根据其转入和转出土地的相对大小,分别并入到农地转入户或农地转出户中去。

(2)样本特征。调研对象全部为户主,即家庭事务决策者,大多数为男性,具有以下特征:①年龄分布在 25~75 岁之间,其中转入户和未流转户以中年人(40~60 岁)为主,分别占比 48.85%和 48.48%,转出户 60 岁以上居多,占 43.78%;②受教育程度集中在初中,在转入户、转出户、未流转户中分别占 45.04%、38.7%、36.02%;③家庭人数大多为 2~7 人,其中转入户、转出户和未流转户家庭平均务农人数分别为 2.21、1.19 和 1.81;④转入户平均家庭土地经营面积为 21.02 亩,转出户为 3.32 亩,未流转户为 5.61 亩;⑤工资性收入在家庭收入结构中占比最大,转入户、转出户和未流转户分别为 53.13%、87.41%和 81.51%。说明研究区域内存在普遍的兼业化现象,农户在季节性耕种之余会通过一些零散的非农就业来获取工资性收入,以提高家庭收入水平。⑥财产性收入在家庭收入结构中占比最小,转入户、转出户和未流转户分别为 0.23%、2.14%和 0.07%。

表 1 农户收入水平的结构性描述

元

收入指标	转入户(A)	转出户(B)	未流转户(C)	差值(A-C)	差值(B-C)
经营性收入 Y_1	28 204.38 40.45%	1 862.47 2.68%	7 052.66 11.63%	21 151.72	-5 190.19
工资性收入 Y_2	37 042.19 53.13%	60 742.27 87.41%	49 416.59 81.51%	-12 374.40	11 325.68
转移性收入 Y_3	4 313.70 6.19%	5 400.11 7.78%	4 115.72 6.79%	197.98	1 284.39
财产性收入 Y_4	160.59 0.23%	1 483.79 2.14%	42.62 0.07%	117.92	1 365.87
总收入 Y_0	69 720.86 (54 853.81)	69 488.64 (58 159.51)	60 627.59 (48 590.8)	9 093.27	8 861.05

注:每一类收入的第一行为均值,第二行为该类收入占总收入的比值;总收入的第一行为均值,第二行为标准差。

从表 1 可以看出,农地转入户和转出户的 2018 年家庭年均总收入分别比未流转户高出 9 093.27 元与 8 861.05 元,且经营性收入、工资性收入、转移性收入和财产性收入大多比未流转户要高(除转入户的的工资性收入和转出户的经营性收入以外),但不能据此得出农村土地流转具有增收效应的结论,因为影响农户收入的因素很多^[16,19],还需在消除其他因素对农户收入影响的基础上,运用倾向得分匹配法(propensity score matching, PSM)进一步控制农户异质性特征,估算农地流转的净收入效应。

2. 研究方法 with 指标体系

(1)运用 Logistic 模型分析农户土地流转决策的影响因素。作为独立的经济个体,农户的流转决策行为分为转入、转出和不流转三种情况,可见这三种决策行为不是连续变量,而是多项无序型变量,本文将农户流转决策转化为二值选择问题,以农地转入或转出土地作为解释变量,基于二项 Logistic 回归模型构建农户流转决策方程:

$$\text{logit}(p_i) = \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i X_i + \epsilon_i \quad (1)$$

式(1)中, p_i 为农户家庭 i ($i=1, 2, 3, \dots, n$) 选择流转的概率, β_0 表示常数项, β_i 为变量估计系数, X_i 为影响农户流转决策的解释变量(具体见表 2), ϵ_i 为残差项。在获取调查数据后,分别对农户土地转入决策和转出决策做回归分析,找出各自的显著影响因素。

(2)运用 PSM 模型测度农地流转的净收入效应。若农地流转户和农地未流转户能够被一组影响因素完美解释,则可用这些因素进行分层配对,使每层内都有两类农户即流转户和未流转户,达到控制农户自身异质性的目的。根据模型(1)的运行结果得到影响农户决策行为的显著变量 X_i , 估算农户 i 选择农地流转的概率 $p_i = P(T_i = 1 | X_i)$, 即为该农户的倾向得分。将流转户(转入户和转出户)作为处理组,未流转农户作为对照组。以虚拟变量 $T_i = \{0, 1\}$ 表示农户 i 是否参与土地流转,即 1 为参与流转,0 为未参与流转。对农户 i , 其收入效应可表示为:

$$Y_i = \begin{cases} Y_{ij} & \text{若 } T_i = 1 \\ Y'_{ij} & \text{若 } T_i = 0 \end{cases} \quad (2)$$

式(2)中, Y_{ij} 表示发生农地流转行为的农户收入,而 Y'_{ij} 表示未发生农地流转行为的农户收入。 $j=1,2,3,4$ 分别代表农户的经营性收入、工资性收入、转移性收入和财产性收入,定义处理组的平均收入效应处理模型(average treatment effect of the treated groups, ATT)为:

$$ATT = E(Y_{ij} | T_i = 1 - Y'_{ij} | T_i = 1) = E(Y_{ij} - Y'_{ij} | T_i = 1) \quad (3)$$

(3)指标体系。农户作为经济活动的决策主体,其理性的行为逻辑是通过合理配置所拥有的农地、劳动力等生产要素实现产出高效化、就业完全化和收入最大化目标^[11]。根据理论部分的分析,农户分化促进了农地流转,农户生产经营状况、区域经济发展状况和政策环境在一定程度上影响着农户的土地流转决策行为。此外,农户的家庭特征、资源禀赋、社会保障水平、政策与所有权认知、所在地区地形特征也对农户土地流转决策有着一定影响^[10-13,15,30-31]。因此,本文基于家庭特征、生产特征、分化特征、社会保障特征、政策认知特征、区域特征 6 个维度选取 18 个指标进行分析,具体如表 2 所示。

表 2 模型变量含义及统计性说明

指标类型	变量名称	变量定义及赋值	最小值	最大值	均值	标准差
家庭特征	户主年龄 X_1	实际年龄/岁	25.000	75.000	59.430	11.180
	户主文化程度 X_2	小学及以下=1;初中=2;高中=3;大专及以上=4	1.000	4.000	1.631	0.733
	户主健康状况 X_3	很差=1;差=2;一般=3;健康=4	1.000	4.000	3.290	0.910
	社会关系 X_4	家庭成员中村干部或公务员(有=1;无=0)	0.000	1.000	0.080	0.270
生产特征	土地经营面积 X_5	经营的土地面积/亩	0.000	203.500	7.560	15.890
	农业劳动力人数 X_6	农业劳动力人数/人	0.000	6.000	1.670	0.900
	农机价值 X_7	农业机械价值/万元	0.000	16.000	0.450	1.900
分化特征	经营类型 X_8	纯农户=1;兼农户=2;非农户=3;	0.000	3.000	1.740	0.670
	职业分化 X_9	家庭非农就业人口/家庭总人口	0.000	1.000	0.330	0.240
社保特征	是否缴纳养老保险 X_{10}	是=1;否=0	0.000	1.000	0.730	0.440
	养老保险缴纳金额 X_{11}	缴纳金额/万元/年	0.000	2.160	0.050	0.130
	是否缴纳医疗保险 X_{12}	是=1;否=0	0.000	1.000	0.910	0.290
	医疗保险报销比例 X_{13}	报销比例/%	0.000	0.900	0.440	0.290
认知特征	三权分置政策认知 X_{14}	完全不知=1;了解一些=2;大概了解=3;比较了解=4;完全了解=5	1.000	5.000	2.250	0.950
	土地产权认知 X_{15}	土地确权颁证的重要性;不重要=1;较不重要=2;一般=3;较重要=4;很重要=5	1.000	5.000	4.290	0.950
	土地价值认知 X_{16}	不重要=1;较不重要=2;一般=3;较重要=4;很重要=5	0.000	5.000	1.920	1.260
区域特征 ^①	地形变量 X_{17}	平原为主=1;丘陵为主=2;山地为主=3	1.000	3.000	1.400	0.730
	区域经济发展 X_{18}	区域人均 GDP/万元	1.150	3.210	2.190	0.580

注:区域特征数据来源于 2018 年湖北省统计年鉴。

三、实证分析结果

1. 农户土地流转决策的影响因素

(1)信度与效度检验。在对数据进行处理之前,需判断数据的可靠性和变量设计的合理性,即对样本进行

信度和效度检验。由于本文的指标体系量纲不一致,在

信度检验前先对各指标进行标准化处理,信度检验的结果显示 Cronbach's α 系数为 $0.763 > 0.7$,表明样本数据信度良好。由表 3 可知,18 个变量的 KMO 抽样适当性检验的参数值为 $0.686 > 0.5$,且

表 3 KMO 检验和 Bartlett 检验

检验类别	参数名称	参数值
KMO 抽样适当性检验	KMO 参数	0.763
Bartlett 球形检验	近似卡方	2 169.237 ***
	df	153
	sig.	0.000

注:***表示 1% 的显著水平。

Bartlett 球形检验值为 2 169.237, 其伴随概率为 $0.000 < 0.01$, 达到极显著性水平, 拒绝 Bartlett 球形检验的零假设, 说明构建的指标体系具有良好的结构效度。

(2) 影响因素估计。运用 Stata 14.0 软件, 将调研获取数据代入模型(1)进行回归分析, 得到表 4 的回归结果。

表 4 农户土地流转决策影响因素 Logistic 估计结果

指标类型	变量名称	转入决策		转出决策	
		系数	标准差	系数	标准差
家庭特征	户主年龄 X_1	0.028 7	0.017 4	0.031 2***	0.010 6
	户主文化程度 X_2	0.419 5**	0.235 1	0.240 1	0.154 7
	健康状况 X_3	-0.084 4	0.178 4	-0.154 9	0.117 2
	社会关系 X_4	-0.418 1	0.577 9	0.096 3	0.418 0
生产特征	土地经营面积 X_5	0.293 7***	0.038 5	-0.133 5***	0.032 6
	农业劳动力人数 X_6	0.321 5*	0.198 5	-0.885 2***	0.157 0
	农机价值 $\lg X_7$	-0.008 9	0.098 4	0.060 1	0.087 4
分化特征	经营类型 X_8	0.689 5	0.298 7	0.452 7**	0.172 2
	职业分化 X_9	-2.912 4**	0.864 7	0.733 3	0.513 0
社保特征	是否缴纳养老保险 X_{10}	0.566 4	1.155 9	-0.604 5	0.789 3
	养老保险缴纳金额 $\lg X_{11}$	0.323 6	0.414 1	0.331 2*	0.177 1
	是否缴纳医疗保险 X_{12}	-0.454 7	0.561 3	-0.064 4	0.458 5
	对医保依赖程度 X_{13}	0.003 9	0.005 6	-0.013 4	0.045 3
认知特征	三权分置政策认知 X_{14}	0.262 5*	0.167 6	0.369 5***	0.120 3
	土地产权认知 X_{15}	0.367 8*	0.170 3	-0.129 3	0.120 3
	土地价值认知 X_{16}	-0.058 2	0.128 8	-0.156 9*	0.088 5
区域特征	地形变量 X_{17}	-0.847 9*	0.398 9	0.034 9	0.220 9
	区域经济发展 $\lg X_{18}$	-3.451 5***	2.229 1	3.050 5	4.559
统计值	constant	5.581 9	10.520 5	-18.240 1	5.991 4
	observations		425		540

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

从表 4 可以看出: ①作为家庭生产事务的决策者, 户主的年龄与文化程度对农地流转决策有重要的影响。户主年龄显著影响着农户转出决策行为, 随着户主年龄的增大其劳动能力不断减弱, 家庭收入来源主要依靠子女外出务工, 仅需经营少量农田给予基本生活保障, 因此更倾向于转出农地; 此外, 随着农业现代化耕种技术的提高, 农业活动由密集型的体力劳动转向技术型的生产服务, 这要求劳动者具有较高的文化程度和决策能力。且随着国家乡村振兴战略的实施, 很多地区大力推进“村民返乡、能人下乡、企业兴乡”的“三乡工程”, 鼓励各类人才返乡创新创业, 这些都对农地经营者的文化素质和经营技能提出了更高的要求。因此, 文化程度高的农户适应科技化、信息化农业生产的能力更强, 转入农地的可能性也越大。②土地经营规模与农业劳动力人数对土地转入决策有着显著的正向影响, 而对土地转出决策有显著的负向影响。土地经营规模越大, 劳动力人数越多, 当转入土地时, 更容易形成规模经营, 降低平均成本并获得更高的收益。而转出土地时, 则意味着放弃农业生产需要付出高昂的沉淀成本。③农户的职业分化与农户转入行为显著负相关, 经营类型与收入分化程度显著正向影响农户转出行为, 说明农户家庭非农就业人口比例越大、兼业化程度越高, 越不倾向于从事农业生产, 而是转向非农就业。④购买养老保险的金额正向影响农地转出决策, 说明社会养老保险能够从一定程度上替代农地的养老保障功能, 农地转出户不再依靠土地, 而是转向社会保险来维持或改善原有的生活福利水平。但目前村级实施的“大病统筹”新农合政策由于普惠性高、调研区域农户样本健康状况普遍良好(户主健康状况 X_3 均值为 3.29), 对农户流转决策影响不大。⑤政策认知和产权认知显著影响农户转入行为, 说明“三权分置”政策在一定程度上保护了农户的土地经营权, 随着他们产权意识的增强, 转入土地的意愿也随之增强。此外, 对土地价值认知越强, 农户越倾向于租出土地来实现土地资产收入的提高。⑥地形因素对农户转入行为有显著影响, 地势平坦的地区, 农户规模化机

械化种植的条件越好,更倾向于转入土地来实现规模经营;区域经济对农户的转入行为有显著的负向影响,地区二、三产业越发达,非农就业机会越多,农户选择扩大农业生产的可能性越小。

2. 农地流转对农户收入的影响

本文选取农户经营性收入(Y_1)、工资性收入(Y_2)、转移性收入(Y_3)和财产性收入(Y_4) 4 个指标反映农户家庭各种收入水平的变化,根据表 4 得到的结果,选取 8 个显著影响农户转入决策和 7 个显著影响农户转出决策的因素,建立转入和转出的收入效应处理模型,利用 Stata14.0 软件,通过近邻匹配($K=5$)、卡尺匹配($R=0.02$)、核匹配(带宽=0.06)、样条匹配 4 种方法分别估计转入和转出农地产生的平均处理效应 ATT,即本文的农地流转净收入效应。

(1)共同支撑域检验。为确保流转户和未流转户有足够多的样本能够匹配,需要对样本进行共同支撑域检验。通过转入决策方程测算得到转入户的倾向得分区间为 $[0.043, 0.999]$,未流转户的倾向得分区间为 $[0.002, 0.968]$,共同支撑域为 $[0.043, 0.968]$;转出户的倾向得分区间为 $[0.005, 0.969]$,未流转户的倾向得分区间为 $[0.004, 0.948]$,共同支撑域为 $[0.005, 0.948]$ 。转入和转出方程的最大样本损失值分别为 2 个和 3 个,与所使用样本的总量相比,样本损失量少,由此认为流转户和未流转户具有较大的共同支撑域,通过共同支撑域检验,见图 4。

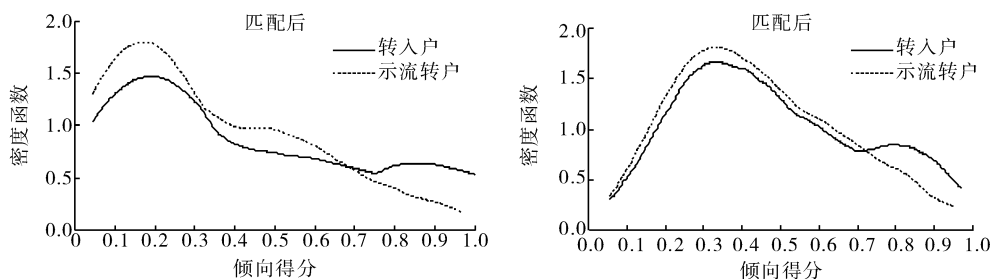


图 4 流转户和未流转户匹配后倾向得分密度函数对比

(2)平衡性检验。在进行 ATT 计算前需要对参与匹配的变量进行平衡性检验,结果如表 5 所示,匹配后,两组样本之间协变量的偏差比匹配之前有了大幅度的下降; $PS-R^2$ 值和 LR 统计量显著下降; P 值表明,解释变量的联合显著性检验在匹配之前是统计显著的,而匹配之后是非显著的;标准化偏差越小,匹配得到的效果越好,一般认为只要标准化偏差小于 20 就不会引起匹配的失效^[32]。由此,就平衡处理组和匹配组样本之间的分布而言,本文所选取变量均通过检验。

表 5 倾向得分匹配前后解释变量的平衡性检验结果

匹配方法	转入决策				转出决策			
	$PS-R^2$	LR 统计量	P 值	标准化偏差	$PS-R^2$	LR 统计量	P 值	标准化偏差
匹配前	0.420	217.06	0.000	21.7	0.222	161.46	0.000	24.3
近邻匹配($K=5$)	0.103	29.66	0.176	11.5	0.055	34.68	0.122	11.9
卡尺匹配($R=0.02$)	0.087	22.14	0.333	11.0	0.050	31.30	0.051	11.3
核匹配(带宽=0.06)	0.074	21.40	0.374	11.3	0.030	18.76	0.537	8.8
样条匹配	0.113	28.67	0.171	11.5	0.055	34.54	0.121	11.9

(3)农地流转对农户收入影响的 ATT 效应估计。结果如表 6 所示,本文选取的 4 种不同匹配方法得出了不同的量化结果,但是结果相近、影响方向一致。农地流转对农户的收入水平和收入结构都有着不同程度的影响,且对不同类型农户的影响存在明显差异。

表 6 的收入效应验证结果证实了图 3 提出的收入效应预期作用方向,具体而言:①农地流转促进了转入户和转出户家庭总收入的增加。PSM 测算出转入土地的增收效应为 7 721.49 元,相对未流转户而言,增长幅度为 12.74%,转出土地的增收效应为 4 585.49 元,增长幅度为 7.57%,小于表 1 给出的统计性分析结果(转入户和转出户比未流转户的家庭年总收入分别高出 9 093.27 元与 8 861.05

元)。这是因为 PSM 剔除了与土地流转相关性不大的其他收入影响因素,考察的是土地流转对农户收入影响的净效应。②农地流转提高了转入户的经营性收入,但使得转出户的经营性收入降低。作为转入户家庭最为重要的收入来源,经营性收入净增长量为 4 540.43 元,占总增收效应的 62.87%;转出户的平均土地经营规模在农地流转后仅为 3.96 亩,种植收入受到限制,导致经营性收入降低了 2 088.84 元。③农地流转后转入户和转出户的工资性收入均有所增加。转入户的工资性收入提高了 1 894.88 元,与表 1 的统计性结果相反。可能原因是 PSM 控制了其他影响因素,所得到的净收入效应更加准确。转出户工资性收入增长显著为 4 467.20 元,占总增收效应的 86.99%。④农地流转分别使转入户和转出户的转移性收入增长了 653.52 元和 999.80 元,对转入户家庭总收入的贡献率(9.05%)小于转出户(25.09%)。这与现行实施的农业补贴政策有关,尽管农地流转增加了转入户的经营面积,但是大多数地区农民的直接补贴和农资综合补贴仍发给原土地承包户,转入户得到的仅仅是良种补贴和农机具购置补贴^[16,28]。而转出户从事稳定非农就业后,享受了更多来自土地之外的补贴收入,如受聘单位发放的住房公积金和五险一金等。⑤农地流转增加了转入户和转出户的财产性收入,但两者的增长幅度和对总收入增长的贡献率差异较大。转入户财产性收入增加为 132.86 元,仅占总增收效应的 1.84%,说明农地流转提高了转入户农业固定资产的利用效率,但是由于农地经营面积的扩大增加了固定资产投资,挤占了原有家庭财产性资产存量。转出户的财产性收入增加为 1 607.33 元,占总增收效应的 40.33%,访谈中发现大部分来源于转出土地所得到的租金收入和将土地作为资产入股到新型经营主体后获得的股份分红。

表 6 农地流转对农户收入影响的 PSM 估计结果

元

收入指标	类型	近邻匹配 (K=5)	卡尺匹配 (R=0.02)	核匹配 (带宽=0.06)	样条匹配	均值	收入效应		贡献率/%
							预期	验证	
经营性收入 Y_1	转入	4 458.31 **	4 132.28 *	4 845.65	4 725.48	4 540.43	↑	↑	62.87
	转出	-2 054.54 **	-2 195.69	-2 094.98 ***	-2 010.14	-2 088.84	—	↓	-52.41
工资性收入 Y_2	转入	2 191.43 **	513.48	2 862.05 **	2 012.57 *	1 894.88	—	↑	26.24
	转出	5 551.71 *	4 359.78 *	4 662.66 **	3 294.64	4 467.20	↑	↑	86.99
转移性收入 Y_3	转入	743.12 *	738.61 *	536.02 ***	595.51 *	653.32	↑	↑	9.05
	转出	949.92 **	900.10 *	1 121.50 *	1 027.70	999.80	↑	↑	25.09
财产性收入 Y_4	转入	119.57 **	127.87	143.75 *	140.25	132.86	—	↑	1.84
	转出	1 592.12 **	1 606.71 *	1 615.75 *	1 614.72	1 607.33	↑	↑	40.33
总收入 Y_0	转入	8 512.43	5 512.24	9 387.47	7 473.81	7 721.49	↑	↑	
	转出	5 539.21	4 270.9	5 004.93	3 526.92	4 585.49	↑	↑	

注:①*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著;②“—”“↑”“↓”分别表示收入的变化方向为“不确定”“增加”和“减少”。

四、结论与启示

本文以湖北省东部9县(市/区)为研究区域,在运用成本-收益模型和托达罗迁移模型分析农村土地流转诱因的基础上,采用二项 Logistic 模型识别影响农户土地流转决策行为的主要因素,并运用 PSM 模型估计农户参与农地流转后家庭收入水平和收入结构的变化,得出三个结论:

第一,转入户土地流转决策及其收入效应的形成机理是“土地经营规模→土地抵押贷款→农业生产投资→土地经营收益”,户主文化程度、土地经营面积、农业劳动力人数、政策认知和产权认知对该作用链的形成具有正向影响;转出户土地流转决策及其收入效应的形成机理可以表示为“土地承包权稳定→土地财产性收入→非农经营活动→农业人口转移”,户主年龄、经营类型、养老保险和政策认知是该作用链形成的主要诱因。第二,在控制其他非显著性影响因素的基础上,进一步估计出农地转入和农地转出的净增收效应分别为 12.74% 和 7.57%,说明参与土地流转能够提高农户家庭总收入,转入土地的增收效应更为显著。第三,农地流转的增收效应在不同类型农户的收入结构中存在着显著差异,农户转入土地后各收入组成对家庭总收入增长的贡献率分别是:经营性收入(62.87%)>工资

性收入(26.24%)>转移性收入(9.05%)>财产性收入(1.84%),农户转出土地后各收入组成对家庭总收入增长的贡献率分别为:工资性收入(86.99%)>财产性收入(40.33%)>转移性收入(25.09%)>经营性收入(-52.41%)。

本文的研究结论对于针对不同类型农户采取多元化的农地流转和劳动力扶持政策具有重要启示。第一,政策认知对于农地转入户和转出户的流转决策都具有显著正向影响,为继续提高产权制度对农户土地流转决策的激励效应,应通过土地流转服务平台和信息网络畅通政策信息和法律知识的流通渠道,让更多农户对“三权分置”的产权安排、政策内容和实现途径有充分认知。还应积极探索“三权分置”的多种实现形式,制定与之相配套的法律法规和政策举措,包括权益保护、效率提高、市场主导的农村土地流转政策方案,以及消除城乡二元制度壁垒的配套政策和措施等。第二,针对农地转入户财产性收入增收困难,应该完善农村金融市场,通过引入社会外部资本,支持发展如土地入股分红、经营权抵押融资等多形式的农民土地财产权实现方式;落实减税降费政策,鼓励地方设立乡村就业创业引导基金,加快解决用地、信贷等困难。第三,相对农地转出户来说,农地流转对于转入户具有更大的增收效应。2019年1月,中央农办、农业农村部、自然资源部、国家发展改革委和财政部5部委制定了《关于统筹推进村庄规划工作的意见》,要求结合村庄资源禀赋和区位条件,引导产业集聚发展,尽可能把产业链留在乡村,让农民就近就地就业增收。因此,因地制宜发展壮大特色乡村产业是拓宽农民增收渠道的重要途径,应积极培育多种新型经营主体,同时完善乡村创新创业支持服务体系,鼓励各类人才返乡创新创业,实现“市民下乡”和“能人返乡”。第四,针对不同分化程度的农户提供劳动力就业的扶持政策。对于以农业生产为主的经营主体,应优先满足其规模经营需求,通过信贷优惠政策、农业生产销售技术培训等激发规模经营活力。同时,发展吸纳就业能力强的乡村企业,增加农民就地就近就业岗位,实现“企业兴乡”。而对于非农收入占比高的农户,通过加强就业服务、职业技能培训、推荐就业等措施推进农村劳动力多渠道转移就业,并推进城镇基本公共服务和养老保险常住人口全覆盖,加快农业转移人口市民化。

参 考 文 献

- [1] DEININGER K, ALI A, ALEMU T. Impacts of land certification on tenure security, investment, and land market participation: evidence from Ethiopia[J]. Land economics, 2011, 87(2): 312-334.
- [2] 朱建军, 胡继连. 农地流转对我国农民收入分配的影响研究——基于中国健康与养老追踪调查数据[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2015, 15(3): 75-83.
- [3] 钱忠好, 冀县卿. 中国农地流转现状及其政策改进——基于江苏、广西、湖北、黑龙江四省(区)调查数据的分析[J]. 管理世界, 2016(2): 71-81.
- [4] 石敏, 李琴. 我国农地流转的动因分析——基于广东省的实证研究[J]. 农业技术经济, 2014(3): 49-55.
- [5] 马贤磊, 仇童伟, 钱忠好. 土地产权经历、产权情景对农民产权安全感知的影响——基于土地法律执行视角[J]. 公共管理学报, 2015, 12(4): 111-121.
- [6] SU B Z, LI Y H, LI L Q, et al. How does nonfarm employment stability influence farmers' farmland transfer decision? Implications for China's land use policy[J]. Land use policy, 2019, 74(5): 66-72.
- [7] JIANG M S, PAUDEL K P, MI Y S. Factors affecting agricultural land transfer-in in China: a semiparametric analysis[J]. Applied economics letter, 2018, 25(21): 1547-1551.
- [8] 张红宇. 中国现代农业经营体系的制度特征与发展取向[J]. 中国农村经济, 2018(1): 23-33.
- [9] HOLDEN ST, GHEBRU H. Land tenure reforms, tenure security and food security in poor agrarian economies: causal linkages and research gaps[J]. Global food security, 2016, 10(9): 21-28.
- [10] DEININGER K, JIN S Q. Tenure security and land-related investment: evidence from Ethiopia[J]. European economic review, 2006, 50(5): 1245-1277.
- [11] 李昊, 李世平, 南灵. 中国农户土地流转意愿影响因素——基于29篇文献的Meta分析[J]. 农业技术经济, 2017(7): 78-93.
- [12] 林善浪, 叶炜, 梁琳. 家庭生命周期对农户农地流转意愿的影响研究——基于福建省1570份调查问卷的实证分析[J]. 中国土地科学, 2018, 32(3): 68-73.

- [13] 钟晓兰,李江涛,冯艳芬,等.农户认知视角下广东省农村土地流转意愿与流转行为研究[J].资源科学,2013,35(10):2082-2093.
- [14] 仇童伟.土地确权如何影响农民的产权安全感?——基于土地产权历史情景的分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2017(4):95-109.
- [15] 张忠明,钱文荣.不同兼业程度下的农户土地流转意愿研究——基于浙江的调查与实证[J].农业经济问题,2014(3):19-24.
- [16] 钱忠好,王兴稳.农地流转何以促进农户收入增加——基于苏、桂、鄂、黑四省(区)农户调查数据的实证分析[J].中国农村经济,2016(10):39-50.
- [17] 许彩华,余劲.“三权分置”背景下土地流转的收入效应分析——基于粮食主产区3省10县的农户调研[J].华中农业大学学报(社会科学版),2020(1):18-27.
- [18] 高欣,张安录,杨欣,等.湖南省5市农地流转对农户增收及收入分配的影响[J].中国土地科学,2016,30(9):48-56.
- [19] 戚焦耳,郭贯成,陈永生.农地流转对农业生产效率的影响研究——基于DEA-Tobit模型的分析[J].资源科学,2015,37(9):1816-1824.
- [20] 陈飞,翟伟娟.农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究[J].经济研究,2015,50(10):163-177.
- [21] 匡远配,周丽.农地流转与农村减贫——基于湖南省贫困地区的检验[J].农业技术经济,2018(7):64-70.
- [22] 崔会.农村土地承包经营权流转对农民实际收入的影响分析[J].特区经济,2013(6):93-95.
- [23] 姜松,王钊.土地流转、适度规模经营与农民增收——基于重庆市数据实证[J].软科学,2019(9):75-79.
- [24] 韩啸,张安录,朱巧娴,等.土地流转与农民收入增长、农户最优经营规模研究——以湖北、江西山地丘陵区为例[J].农业现代化研究,2015,36(3):368-373.
- [25] 陈雪婷,黄炜虹,齐振宏.农户土地经营权流转意愿的决定:成本收益还是政策环境?——基于小农户和种粮大户分化视角[J].中国农业大学学报,2019,24(2):191-201.
- [26] 杨璐璐,吴群,周应恒,等.农村土地“三权分置”催生的农民获得感[J].改革,2017(1):32-48.
- [27] 彭开丽,张安录.土地利用变化中农户脆弱性研究——一个理论分析框架及基于中国中部五省的调研实证[J].自然资源学报,2015(11):1798-1810.
- [28] 张兰,冯淑怡,陆华良,等.农地不同流转去向对转出户收入的影响——来自江苏省的证据[J].中国农村观察,2017(5):116-129.
- [29] 许恒周,石淑芹.农民分化对农户农地流转意愿的影响研究[J].中国人口·资源与环境,2012,22(9):90-96.
- [30] 许庆,陆钰凤.非农就业、土地的社会保障功能与农地流转[J].中国人口科学,2018(5):30-41,126-127.
- [31] 钟文晶,罗必良.禀赋效应、产权强度与农地流转抑制——基于广东省的实证分析[J].农业经济问题,2013(3):6-16.
- [32] ROSENBAUM P R, RUBIN D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. Biometrika, 1983(70):41-55.

(责任编辑:陈万红)