

“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 县的农户调查

许彩华,余 劲

(西北农林科技大学 经济管理学院,陕西 杨凌 712100)



摘 要 基于粮食主产区山东、河南和安徽 3 省 10 县的调研数据,通过 PSM 模型和基尼系数的测算,综合分析了土地流转对农民收入水平、收入结构以及收入差距的影响,得出如下结论:从收入水平来看,土地流转提高了农民的总收入水平,参与土地流转的农户家庭人均总收入比未参与的农户高 26.11%;从收入结构来看,转入户的农业经营收入和财产性收入显著提高,转移性收入显著降低;而转出户的转移性收入和财产性收入显著提高,农业经营收入显著降低;转入户和转出户的非农务工收入均没通过显著性检验;从收入差距来看,土地流转加剧了农户内部收入的差距,转入户和转出户的基尼系数较流转前分别提高了 49.83% 和 24.93%。由此说明推进土地流转是促进农户家庭收入增长的一个新途径。

关键词 土地流转;收入效应;倾向得分匹配;基尼系数

中图分类号:F 301.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2020)01-0018-10

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2020.01.003

20 世纪 70 年代末期,家庭联产承包责任制的实施调动了农民的生产积极性,极大地提高了农业生产效益和农村居民的整体收入水平。但随着改革的深入和社会变迁,土地细碎化经营、经济效益低下等问题导致农民收入增长缓慢并出现了不稳定和非持续态势^[1-2]。从农民收入结构来看,非农务工收入和转移性收入逐渐代替家庭经营性收入和财产性收入成为农民收入的主要组成部分;从农民收入差距来看,中国农村居民基尼系数从 1978 年的 0.22 到 2011 年的 0.39^[3],农村居民内部差距明显扩大。从长期来看,家庭联产承包责任制的改革效应已然释放,我国农民收入持续稳定增长的潜力不足。2018 年农村工作会议强调了实施乡村振兴战略,走质量兴农之路,深化农村土地制度改革是乡村振兴的重要支撑,让农民富裕是实现乡村振兴的关键。改革开放以来,中国极具创新地实现了农村土地制度由“两权分离”到“三权分置”的变迁,并建立了稳定的土地承包关系。我们不禁要思考,在农地制度改革和乡村振兴战略背景下,农民收入能否实现显著增长?能否找到一条新的路径使农民收入进一步增长?如果能找到,它又是如何影响农民收入的进一步增长的?近年来,土地流转作为一种新的土地资源配置方式得到快速推广,本文试图从土地流转视角回答上述问题。

一、文献回顾

土地流转是实现农地适度规模和提高农民收入的重要途径。目前学术界关于土地流转行为对农户收入水平及收入分配的影响^[4-6]进行了研究。但土地流转对农民的收入效应究竟如何,现有研究还没有得到一致结论。从收入水平来看,Jin 等利用中国 8 000 个农户数据进行了最小二乘估计,流转户(包括转入和转出)的家庭收入有显著的提高^[7]。仍有较多学者认为土地流转规模和签订转租合同

收稿日期:2019-05-21

基金项目:国家自然科学基金项目“反贫困视角下生态移民政策的农户响应及经济效应研究”(71373208);国家自然科学基金项目

“三权分置下农地流转个体偏好研判实验及政策演进研究——基于豫鲁冀皖苏陕 1493 农户跟踪面板数据”(71874139)。

作者简介:许彩华(1989-),女,博士研究生;研究方向:农业经济管理。

对流转户收入均具有显著正向影响^[8-11]，但对转出户的收入影响并不显著，可能的原因是由于土地流转市场发育不完善，没有显化租金^[12]。从收入结构来看，Deininger 等认为，如果土地市场是有效的，转出农户可以通过转出土地获得财产性收入，而转入农户可以通过扩大土地经营规模提高农业经营性收入^[13]。刘俊杰等指出，土地流转不仅可以提高参与农户的财产性收入和经营性收入，同时也提高了农户的工资性收入和转移性收入^[14]。从收入差距来看，Zhang 和韩菡等认为，土地流转有利于改善农户间收入不平等^[15-16]，但肖龙铎等运用调研数据得出，土地流转一定程度上加剧了农民内部收入差距的趋势^[17]。同时，冒佩华等、夏玉莲等、郭君平等学者的研究表明土地流转的收入效应具有“非对称性”特征，即参与土地流转对转入户和转出户的收入效应不同^[8,18-19]。

纵观现有相关文献，尽管关于土地流转与农民收入的关系的研究较多，但现有研究仍存在以下几点问题。首先，在研究数据方面，有些数据使用统计数据或数据库数据，而有些则是小范围地区的农户调研数据，导致数据的代表性不足，还有些数据由于时间较早，无法捕捉到新的农业政策对研究对象的实时影响；其次，在研究方法方面，现有大多数研究直接使用 OLS 估计方法来测算土地流转对农户收入的影响，没有考虑到样本农户的异质性，高估了土地流转的收入效应；最后，在研究对象方面，有些研究只是研究了土地流转对农业经营性收入的影响，并没有回答土地流转对农户家庭总收入、收入结构以及收入差距的影响，研究对象单一不能全面揭示农民收入稳定增长的动力。在农村土地制度改革和“三权分置”实施背景下，土地流转对农民收入效应到底是怎样的？这些效应对于指导未来农民收入稳定增长有何重要意义？这需要学者利用新的农户跟踪调查数据进行严谨的实证分析。

因此，本文主要从收入水平、收入结构和收入差距三个维度综合分析农民收入效应，运用样本量较大和覆盖范围较广的粮食主产区 3 省 10 县的农户调研数据，估计土地流转的收入效应，验证土地流转政策是否存在偏误。同时，本文充分考虑了样本农户的异质性和自选择问题，并将参与土地流转农户分为转入户和转出户，采用倾向值得分匹配方法(PSM)分别将转入户和未流转户、转出户和未流转户进行匹配，估计土地流转对农户家庭收入水平和收入结构的影响；随后，基于前期通过 PSM 模型对转入户和转出户的匹配结果，利用流转户在未流转时的收入计算得出流转前的基尼系数，然后用观察到的流转户的实际收入计算流转后的基尼系数，估计土地流转对农民收入差距的影响。

二、“三权分置”改革、土地流转与农民收入效应

现有农地制度安排造成的高交易成本已经成为阻碍中国土地流转，实现资源配置的重要障碍。2014 年中央一号文件提出将土地承包经营权分设为承包权和经营权，标志着中国农地产权由“两权分离”向“三权分离”转变。“三权分置”旨在多形式放活农村土地经营权、促进农民增收、农业增效、农村繁荣。农村土地承包经营权确权颁证，为“三权分置”下农户承包权、农地经营权的市场化改革奠定了有效的制度基础。随着确权的颁布和实施，土地制度风险会下降，从而降低交易费用，使得更多的农户参与农地流转市场，通过转入或转出土地增加其产出和福利。Deininger 等对湖南、贵州和云南等地的研究发现，农地产权完整的地区的农户参与土地流转的概率显著提高 1.7%，流转面积增加了 6.4%^[13]。由于发放土地确权证，增加了农户的地权稳定性，农地的流转价格也显著增加^[20-21]。因此，农地确权降低了交易成本，促进了土地流转。

土地流转是中国农村基本经济制度在维持现有农村土地产权框架下的重要制度创新。从理论上说，土地流转作为土地行政调整的替代机制，只要是在依法自愿的基础上进行，就能够优化土地资源配置效率，提高农业生产效率和农户福利水平。由于农户家庭异质性的存在，在研究土地流转对农户收入效应的影响前，将农户家庭分为 3 种类型：高生产效率、中等生产效率和低生产效率。土地流转会产生“拉平效应”^[22]，即土地会从生产效率低的农户转移至生产效率高的农户，从而实现土地资源配置的帕累托改进^[8]。在土地流转发生时，转入土地的农户可以通过规模化耕种土地，农地的生产和管理将变得更加高效，获得更高水平的农业经营性收入，并且还可能获得相关的补贴以及奖励，家庭总收入水平将因此得到提高；转出土地的农户将从农业生产中解放出来，一方面可以获得稳定、持续

的土地转让收益,另一方面可以将更多的家庭劳动力投入到非农部门工作,获得更高的非农工资性收入,家庭总收入水平将因此得到提高;中等生产效率水平的农户家庭不参与任何土地流转活动,其家庭绝对收入水平保持不变。可见,参与土地流转的农户家庭的总收入水平将显著提高,不同流转类型农户的收入增长路径也不同。

尽管农地转入和转出都具有一定的增收效应,但二者之间的增收效应仍存在差异。有相关学者对这种增收效应进行了测算。李中认为,农地流转后,由于务工收入和农地出租收入的增加导致了转出户的收入效应增加 76%^[11];而有些研究学者认为只有转入户的收入效应显著,而转出户的收入没有显著增加^[23],即使转出户有一定的增收效应,也低于转入户的增收率^[10],说明土地流转会导致农户内部收入差距的增加。

基于以上分析,本文提出以下研究假说:

假说 1:土地流转提高了农户家庭的总体收入水平。

假说 2:不同流转类型农户的收入增长路径不同:转入户通过增加农业经营收入和财产性收入来提高家庭总收入水平;转出户通过增加非农务工收入和转移性收入来提高家庭总收入水平。

假说 3:土地流转加剧了农户内部收入的差距。

三、数据来源及模型设定

1.数据来源

本文研究的数据来源于课题组 2016 年 8 月展开的农户问卷调查,调查区域为粮食主产区的 3 省(鲁、豫、皖)10 县。其抽样过程为:通过随机抽样法,在每个市选择 1~2 个种粮大县,在每个县选择 2~3 个乡镇,在每个乡镇随机选取 1~2 个自然村,在自然村内随机选取 30~40 户农户。调查内容主要包括农户的家庭基本情况、土地经营情况、农民收入情况、外出务工情况等。调查采用入户面对面访谈和问卷调查相结合的方法完成,共获取了 842 户有效样本,进而对土地流转的收入效应进行分析。

2.模型设定及变量选择

(1)倾向值得分匹配。倾向得分匹配法(PSM)可以很好地解决样本的选择性偏差问题。由于农户在做出是否参与土地流转决策时是根据自己的资源禀赋决定的,存在一定的样本选择偏差,如果对方程直接进行 OLS 估计,会导致估计结果产生偏差。PSM 方法能够通过匹配构建流转户在非流转时的收入指标,最大程度上控制样本数据的偏差,精确估计土地流转的净收入效应。

本文假定农户家庭收入水平是参与土地流转以及协变量的函数:

$$Y_i^D = F^D(X_i) + \epsilon_i^D, D = 0, 1 \tag{1}$$

式(1)中, Y_i^D 表示农户*i*在土地流转状态*D*下的农户家庭收入情况, Y_i^D 是一系列协变量*X*的函数,包括户主特征、家庭特征以及村庄特征。*D*表示农户是否参与土地流转的虚拟变量,参与土地流转时, $D = 1$;否则, $D = 0$ 。 ϵ_i^D 为残差项。

根据 Rosenbaum 等定义的反事实分析框架^[24],定义农户*i*参与土地流转的处理效应,即平均处理效应(ATT)。

$$ATT = E(Y_i^1 - Y_i^0) = E(Y^1/D = 1) - E(Y^0/D = 1) \tag{2}$$

式(2)中, Y_i^1 表示农户*i*在参与土地流转时的收入水平, Y_i^0 表示农户*i*不参与土地流转的收入水平,ATT表示流转户参与和不参与流转条件下的收入差值,即土地流转对农户收入水平的净效应。由于 $E(Y^0/D = 1)$ 无法观测,所以需要倾向得分匹配方法构建其代替指标,来表示流转户在未流转时的收入水平。

本文的主要思路是利用 PSM 方法,首先通过计算农户选择土地流转的条件概率值,即倾向得分值;然后依据倾向得分值找到与流转农户(处理组)相匹配的未流转农户(控制组),这两个样本的收入水平可以近似认为是同一农户两次不同的实验结果;最后根据匹配后的样本估计平均处理效应

(ATT)。使用 PSM 方法需要满足两个假定：第一，可忽略性假定。在给定控制变量 X 以后，农户家庭收入在处理组与控制组的分布完全一样，即农户收入独立于农户参与土地流转决策；第二，共同支撑假定。为了能够匹配，需要在控制变量 X 的每个取值上都同时存在处理组和控制组的个体，即保证两类农户的倾向得分取值范围有相同的部分。

(2)基尼系数的测算。不同的流转类型对农户内部收入差距的影响不同。本文基于前期通过 PSM 模型对转入户和转出户的匹配结果，借鉴已有文献^[25]中的式(3)，按照人均收入(Y_i)由小到大排序后计算出人均总收入土地流转前后的基尼系数(G)：

$$G=1-\sum_{i=1}^n2B_i=1-\sum_{i=1}^np_i(2Q_i-w_i)$$

(3)

$$Q_i=\sum_{k=1}^i w_k$$

(4)

式(3)和式(4)中， w_i 和 p_i 分别代表第 i 个农户的收入份额和人口频率($i=1,2,3\cdots n$)， Q_i 为从 1 到 i 的累积收入比重。 B 为洛伦兹曲线右下方的面积。

为更好地反映土地流转对农户家庭收入水平效应的影响，对代表收入水平和收入结构的各收入变量进行对数处理。土地流转作为关键变量，参与流转(转入或转出)用 1 表示，未参与流转用 0 表示。根据模型设定以及可忽略性假设的要求，本文选择的控制变量有：家庭户主特征变量、家庭特征变量和村庄特征变量，这些控制变量统称为协变量，具体变量描述及统计性分析见表 1。

表 1 变量描述及统计性分析

变量	变量赋值	均值		
		全样本 842	转入户 162	转出户 348
因变量				
人均总收入(对数)	家庭总收入与家庭总人口的比值/元	9.732	10.473	9.620
关键变量				
转入土地	转入=1;未转入=0			
转出土地	转出=1;未转出=0			
户主特征				
年龄	实际年龄/岁	55.992	51.907	58.069
教育程度	文盲=1;小学=2;初中=3;高中及以上=4	2.771	2.957	2.713
是否党员	党员=1;非党员=0	0.076	0.111	0.072
家庭特征				
经营土地面积	实际面积/亩	18.812	76.581	1.653
土地块数	实际块数	2.227	4.093	0.782
家庭总人口	家庭实际人口数	4.203	4.321	4.029
劳动力人数	实际人数	2.587	2.778	2.302
家庭负担	家里老人或者小孩人数	1.422	1.377	1.342
人情支出	礼金价值/万元	0.336	0.472	0.334
农业资产价值	家庭拥有的农业机械价值/万元	1.126	4.208	0.225
其他资产价值	家庭耐耗品、金融资产等价值/万元	4.958	9.972	4.534
现有房产价值	家庭现居住房产价值/万元	7.756	9.452	7.301
家庭负债	贷款总和/万元	1.345	3.775	1.062
繁荣程度	到最近商业中心的距离/千米	23.043	27.096	21.206
村庄特征				
村庄人口规模	村庄年末总人口/千人	2.390	2.437	2.543
村庄经济状况(对数)	村级人均纯收入/元	9.271	9.315	9.317

3.描述性统计分析

农村土地确权颁证对于维护农民的土地产权、完善“三权分置”的土地产权结构具有重要的现实意义。近年来，粮食主产区农村土地“三权分置”实施以来，农村土地承包经营权确权颁证工作已经得到有效的落实。在调研过程中发现，拥有土地确权证的农户比例从 2014 年的 7.57%增加到 2016 年的 36.66%，据当时农户反映，2017 年可以拿到确权证的农户比例占 90.02%，确权工作得到了极大的推进。在拥有确权证的农户中，有 60.41%的农户表示颁发土地确权证之后，地权稳定性有轻微提

高或显著提高。土地确权后,土地转入意愿、土地转出意愿和增加土地投资意愿有轻微提高或显著提高的农户比例分别为 18.417%、12.22% 和 13.25%,这表明一定程度上土地确权能提高农户参与土地流转的意愿。而大部分农户在转入、转出和投资决策意愿中没有表现出显著的变化,可能的原因是“三权分置”政策实施时间较短,这种渐进式的改革举措还没有完全得到农户的响应^[26]。

农户的农业生产决策过程虽然是多目标的,但是追求家庭或个人收入最大化仍是其最大目标^[27]。因此,农户是否选择流转还要取决于土地流转行为是否能显著提高家庭收入水平。在决策过程中,农户将综合分析个体特征、个人偏好、家庭资源禀赋以及市场风险等内外部环境对其预期收入的影响。在农业方面素质较高,具有丰富经验或者在非农领域缺乏相应资源和技能的农户会综合考虑自身禀赋选择转入土地扩大农业生产,实现农地的规模化经营;而在农业生产不具备优势但在非农领域积累较多技能的农户会经过理性的权衡选择将农地转出转向非农经济,实现灵活就业。因此,通过土地流转可以将农地资源从低生产效率的农户向高生产效率的农户手中转移,促进农地资源的有效配置,从而使得参与流转的双方都能实现家庭收入最大化的目标。

本文使用家庭人均总收入指标来代表农户收入水平,用人均农业经营收入、人均非农务工收入、人均转移性收入和人均财产性收入指标来代表农户的收入结构,同时将农户分为未流转户、转入户和转出户来分别研究不同流转类型的农户收入效应,描述性分析结果见表 2。

表 2 农户家庭收入水平和收入结构

农户类型	农业经营收入 (对数)	非农务工收入 (对数)	转移性收入 (对数)	财产性收入 (对数)	人均总收入 (对数)
未流转户	7.862	6.220	5.856	-8.219	9.489
转入户	9.798	4.503	4.865	-5.613	10.473
转出户	-1.452	7.971	4.597	2.970	9.620
样本均值	4.385	6.614	5.145	-3.093	9.732

如表 2 所示,从农户收入水平来看,转入户和转出户的家庭人均总收入对数分别为 10.473 和 9.620,均高于未流转农户的人均总收入对数 9.489,说明参与土地流转在一定程度上可以增加农户的家庭收入水平。从农户收入结构来看,转入土地农户从土地流转中获得较高的农业经营收入,明显高于其他类型农户的农业经营收入水平,从而使其家庭总收入提高。转出土地农户利用其易获取非农就业机会的优势取得较高的非农务工收入水平,使其成为转出土地农户的主要收入来源。就财产性收入来说,转出土地农户具有较高水平,说明此类型农户物质资本比较丰裕,对土地的依赖性不强,同时加上出租土地的租金收入也一定程度上提高了转出土地农户的家庭总收入水平。需要指出的是,参与土地流转农户与未参与土地流转农户的初始资源禀赋不同,通过描述性统计简单对比农户家庭收入水平和收入结构无法避免其“样本选择”的偏差问题,需要利用模型对此结果进一步检验。

四、实证分析及结果

1.土地流转对农户收入水平和收入结构的影响

倾向得分匹配有多种匹配方式,其中包括最近邻匹配、半径匹配、核匹配、样条匹配及马氏匹配等。核匹配是一种非参数匹配方式,可以避免其他匹配方式存在的损失样本信息的缺点,因此本文选择核匹配作为主要匹配方式,同时为了检验结果的稳健性选择最邻近匹配作为对照。

(1)构建 Logit 模型,计算倾向值。分别构建以农户是否转入土地和是否转出土地为因变量的 Logit 模型,估计结果见表 3。

从表 3 中可以看出,土地是否转入和是否转出模型均在 1%的水平上通过显著性检验,模型的整体拟合程度较好。农户家庭土地经营面积在转入模型中系数为 0.088,具有显著的正向影响,在转出模型的系数为-0.392,具有显著的负向影响。这说明农户家庭土地面积越多,越有利于促进农户转入土地,实现土地的规模经营,提高土地利用效率从而提高农户的家庭总收入水平。而面对规模小效益低的农业生产,转出土地的机会成本较小,农户比较倾向于选择更多的务工时间,提高非农务工收入同时还有一定的租金收入,进而提高家庭总收入水平。家庭土地块数对土地转入和土地转出分别

具有显著的正向和负向影响,说明家庭地块越多越有利于促进土地的转入而抑制土地的转出。可能的原因是,家庭地块越多说明单位地块的土地面积越小,对有转入意愿的农户来说,流转小面积的土地的意愿很小,导致有转出意愿的农户的土地很难流转出去;同时,农户在不易转出的情况下,可能会增加其转入土地实现土地规模经营的意愿,或者通过置换土地减少细碎化降低农地经营成本的意愿。

在家庭特征中,家庭负担对土地转入或者转出均有显著的负向影响。文中家庭负担是指 65 岁以上的老人或 14 岁以下的儿童,对老人来说,由于缺乏务工能力增加了其对土地的依赖程度,一定程度上会抑制土地的转出,同时又没有能力经营更多的土地,也会抑制土地的转入。同时,在调研过程中发现留守儿童现象较多,一般由家里的老人或妇女照顾,加强了农地的人格化财产属性也阻碍了农业生产的规模化。家庭耐用品及金融产品等其他资产价值对转入土地有显著的正向影响。农户家庭的耐用品及金融资产越多,说明农户的人力资本和物质资本比较丰裕,有能力转入土地实现土地的规模化经营提高农地规模效益,也说明农地向村里能人手中聚集。

表 3 土地流转决策 Logit 模型回归结果

变量	转入模型		转出模型	
	系数	标准差	系数	标准差
土地面积	0.088***	0.014	-0.392***	0.057
土地块数	0.283***	0.071	-0.384***	0.114
年龄	-0.012	0.015	0.013	0.011
教育	0.012	0.185	0.062	0.151
是否党员	-0.138	0.508	0.274	0.442
家庭人口	0.151	0.130	0.116	0.099
家庭劳动力	-0.223	0.172	0.076	0.127
家庭负担	-0.239**	0.140	-0.240**	0.112
人情支出	0.965*	0.513	0.575	0.415
农业资产价值	0.060	0.085	-0.071	0.093
其他资产价值	0.055***	0.017	0.002	0.011
房产价值	0.014	0.015	-0.004	0.016
家庭负债	-0.020	0.057	0.051	0.052
繁荣程度	-0.020*	0.012	0.014	0.010
总人口	0.243**	0.112	0.140	0.096
村庄经济状况	0.521	0.306	0.803***	0.233
截距项	-7.748**	3.092	-7.204***	2.339
LR chi2(16)	235.090***		408.080***	
Pseudo R ²	0.376		0.433	

注：***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,后表同。

在村级变量中,村总人口和村庄经济情况在转入模型和转出模型中的系数分别为 0.243 和 0.803,并均在 5%的水平上通过显著性检验。可能的原因是,在调研过程中发现,在粮食主产区样本区域的人均承包面积是相差不大的。村里总人口越多,在人均承包面积均衡的条件下,村庄层面家庭承包土地面积越大,有利于土地的聚集和连片经营,产生一定的规模经济。同时,村里总人口越多,说明人口结构越合理,村里年轻人人口数相对较多,会增加土地流转的概率。而村庄经济状况越好,村民就业机会就会增加,越有利于农户的土地流转。因此,人口较多、经济状况较好的村庄土地流转发生率越高。

(2)倾向得分匹配估计。通过对上述模型的估计求出农户做出转入和转出决策的概率值,然后基于概率值对转入户与未流转户、转出户与未流转户采用最近邻匹配和核匹配两种方式进行匹配。匹配过程中设定了 common 选项对共同取值范围内个体进行匹配,其他采用默认设定,全样本农户和不同类型农户的倾向得分匹配估计结果分别见表 4 和表 5。为保证转入户与非流转户、转出户与非流转户的匹配质量,本文对模型进行了平衡性检验。检验结果显示,流转户与非流转户的倾向得分取值有比较大的共同支持域,在匹配后标准偏差的绝对值较小,并且 T 检验没有表现统计上的显著差异,同时匹配前后的 Pseudo R²值明显变小,这表明模型很好地平衡了流转户和非流转户的数据,通过了平衡性检验。

全样本农户的倾向得分匹配结果。从表 4 中可以看出,分别运用最邻近匹配和核匹配方式对流转户和非流转户进行匹配时,匹配结果相差较少,说明匹配结果具有一定的稳健性。从核匹配结果来看,对全样本农户进行倾向得分匹配前,流转户和非流转户的家庭人均总收入的对数为 9.891 和 9.489,两者之间的差异为 0.402。在运用核匹配对流转户和非流转户进行匹配以后,两类农户的家庭人均总收入的对数分别降低为 9.727 和 9.495,这说明在考虑了样本的“自选择”问题以后,土地流转对家庭收入水平的影响变小;两者之间的差值为 0.232,并在 1%的统计水平上显著,表明参与土地流转的农户平均家庭总收入比未参与的农户高 26.11% (exp (0.232)-1)。以上实证结果与预期一致,验证了假说 1。

从收入结构来看,无论是最邻近匹配还是核匹配结果,匹配后的 T 值均大于 1.96 的临界值,说

明流转户与非流转户的净效应均通过显著性检验。具体而言,流转户与非流转户的农业经营收入和转移性收入的净效应为负值,而非农务工收入和财产性收入均为正值,所以从全样本来看,土地流转对农业经营收入和转移性收入有负向影响,而对非农务工收入和财产性收入有正向影响。本文将流转户又分为转入户和转出户,因此转入户和转出户相对非流转户的净效应究竟如何还需要进一步实证得出。

表 4 全样本农户的倾向得分匹配估计结果

因变量	匹配方式	处理效应	流转户	非流转户	净效应	标准误	t 检验值
人均总收入(对数)	最邻近匹配	匹配前	9.891	9.489	0.402	0.063	6.360
		ATT	9.727	9.494	0.232	0.094	2.470
	核匹配	匹配前	9.891	9.489	0.402	0.063	6.360
		ATT	9.727	9.495	0.231	0.071	3.250
农业经营收入(对数)	最邻近匹配	匹配前	2.121	7.862	-5.740	0.471	-12.200
		ATT	1.503	7.582	-6.078	0.474	-12.820
	核匹配	匹配前	2.121	7.862	-5.740	0.471	-12.200
		ATT	1.503	7.467	-5.964	0.427	-13.960
非农务工收入(对数)	最邻近匹配	匹配前	6.870	6.220	0.649	0.446	1.460
		ATT	7.384	5.372	2.012	0.859	2.340
	核匹配	匹配前	6.870	6.220	0.649	0.446	1.460
		ATT	7.384	5.849	1.535	0.613	2.500
转移性收入(对数)	最邻近匹配	匹配前	4.682	5.856	-1.174	0.254	-4.630
		ATT	4.650	5.791	-1.142	0.277	-4.120
	核匹配	匹配前	4.682	5.856	-1.174	0.254	-4.630
		ATT	4.650	5.804	-1.154	0.234	-4.930
财产性收入(对数)	最邻近匹配	匹配前	0.244	-8.219	8.463	0.413	20.490
		ATT	0.473	-8.292	8.765	0.352	24.910
	核匹配	匹配前	0.244	-8.219	8.463	0.413	20.490
		ATT	0.473	-8.235	8.708	0.359	24.220

不同类型农户的倾向得分匹配估计结果。不同的流转类型给农户带来的收入增长路径也会产生不同。转入户通过扩大生产规模,提高农业经营收入进而影响家庭收入水平;转出户则通过增强非农就业的竞争力提高非农务工收入,同时增加土地流转租金收入,进而影响家庭总收入。本文运用PSM方法分别估计土地流转对转入户和转出户的净收入效应,估计结果见表5。

表 5 不同类型农户的倾向得分匹配估计结果

农户类型	匹配方式	人均总收入	净收入效应(ATT)			
			农业经营收入	非农务工收入	转移性收入	财产性收入
转入户	最邻近匹配	0.283 *	0.656 *	-0.431	-2.019 **	1.919 **
	核匹配	0.322 *	0.683 *	-0.140	-1.920 **	1.862 **
转出户	最邻近匹配	0.109 *	-2.190 **	1.107	1.195 **	3.575 ***
	核匹配	0.092 *	-3.198 **	0.849	0.939 **	3.670 ***

核匹配估计结果显示,转入户在参与土地流转后的净收入效应为0.322,并通过了显著性检验,说明转入户家庭总收入较未流转户提高了37.99%(exp(0.322)-1)。从收入结构来看,转入土地农户的农业经营收入显著提高了97.98%(exp(0.683)-1),虽然转入土地农户比未流转农户的非农务工收入有所降低,但未通过显著性水平检验。对转移性收入和财产性收入来说,转入户比未流转户均显著降低了农户的转移性收入同时提高了农户的财产性收入水平。对转出户的分析结果表明,土地转出户比未流转农户的总收入水平提高了9.64%(exp(0.092)-1),同样通过了显著性检验。从收入结构来看,转出户的农户家庭转移性收入显著增加而农业经营收入显著降低,这是由于转出户会得到一定的土地转出租金,增加了其转移性收入。同时,转出土地的农户多倾向于将土地几乎全部流出去,或者仅剩下少许口粮地,进而降低了农户的农业经营收入。转出户的非农务工收入净效应为正

值,但在统计水平上未通过显著性检验。总体来看,不同流转类型农户的收入增长路径不同:转入户通过增加农业经营收入和财产性收入提高了家庭总收入水平;而转出户通过增加转移性收入提高了家庭总收入水平,非农务工收入虽然没有通过显著性检验但净效应仍为正值,此结论验证了假说 2。

从对全样本和不同农户类型样本的估计结果中可知,土地流转能够显著提高参与农户的家庭收入水平。针对不同类型农户而言,土地转入户的家庭总收入和农业经营收入得到了显著提高。可能的原因是,由于生产要素的不可分性,较小的土地规模限制了生产要素的使用效率,随着农地经营规模的增加,农业生产要素配置效率逐渐提高,具有一定的规模效益,达到增加经营者收入的目的^[28-31]。土地转出户的家庭总收入水平显著提高,而农户家庭非农收入虽然增加了,但影响不显著。可能的原因是,随着劳动力市场的不断完善,在土地转出前农村劳动力已经进行初步转移,土地转出行为对农户家庭非农劳动力的释放作用不大。转出户的转移性收入显著提高,是因为转出户获得了一定的土地转出租金。

2.土地流转对农户收入内部差距的影响

土地规模是影响农户收入水平的重要因素,同时也是造成农户收入水平差距的重要因素^[32-33]。由上述实证结果表明,转入户的农业生产经营收入和财产性收入显著提高,转移性收入显著降低;而转出户的转移性收入和财产性收入显著提高,农业经营收入显著降低;可见,土地流转将带来农户收入结构的调整,并进一步影响到农户收入差距。

为进一步分析农户流转对农户收入差距的影响,基于前期通过 PSM 模型对转入户和转出户的匹配结果,利用流转户在未流转时的收入计算得出流转前的基尼系数,然后用观察到的流转户的实际收入计算流转后的基尼系数,估计土地流转对农民收入差距的影响,分析结果见表 6。

表 6 土地流转前后农户收入分配的比较

流转类型	全样本			转入户			转出户		
	基尼系数	正态分布检验	非参数检验	基尼系数	正态分布检验	非参数检验	基尼系数	正态分布检验	非参数检验
流转前(核匹配)	0.255	7.939***	9.829***	0.285	4.974***	2.803***	0.369	6.191***	5.797***
流转后	0.418	9.258***		0.427	5.603***		0.461	7.635***	

注:正态分布检验采用的是 swilk 命令,非参数检验采用 Mann-Whitney 检验,表中数值分别为正态分布检验的 Z 统计量值和非参数检验的 Z 统计量的绝对值。

如表 6 所示,从全样本来看,流转前和流转后的基尼系数分别为 0.255 和 0.418,流转后的基尼系数明显增加。从流转类型来看,转入户和转出户的流转后的基尼系数分别提高了 49.83%和 24.93%,可知,土地流转加剧了农民收入差距。在对基尼系数进行正态分布检验时,可以看出 Z 统计量通过显著性检验,拒绝原假设即样本基尼系数不服从正态分布。因此,本文采用 Mann-Whitney 检验来验证基尼系数差异的显著性。从表 6 中可以看出,全样本、转入户和转出户利用核匹配法计算出的流转前的基尼系数与流转后的基尼系数的非参数检验的 Z 统计量分别为 9.829、2.803 和 5.797,并且均在 1%的水平上显著,说明基尼系数在流转前后差异显著。总体来看,土地流转加剧了农民内部收入差距,此结论验证了假说 3。

五、结论与政策含义

本文基于粮食主产区 3 省 10 县的调研数据,运用 PSM 模型和基尼系数的测算,综合分析了土地流转对农民收入水平、收入结构以及收入差距的影响,并得出以下结论。

第一,参与土地流转(转入户和转出户)的农户较未参与土地流转农户具有更高的收入水平。土地流转与农户收入之间的正向关系的结论与 Zhang 等^[34]和陈飞等^[35]的结论相一致,但与姜松等^[36]的结论完全相反。可能的原因是,前两者均使用了大范围家庭农户数据而后者只是运用重庆市“一圈两翼”数据进行了实证分析,并且采用了可能会产生结论偏误的 OLS 估计方法,因此得到了相反的结论。随着经济的发展,城市工业化进程的加快,非农就业机会增加,农户会选择将土地流转出去,实现农村劳动力由比较收益低下的农业向非农劳动力的转移,实现家庭总收入的增加;同时,随着粮食生

产支持政策和利好土地流转政策的出台,具备比较充裕资金和人力资本的农户更愿意响应农业政策,积极的转入土地实现农地的规模经营,提高农业生产效率进而提高家庭总收入。因此,无论转入还是转出土地,都是基于自身优势的资源禀赋做出的选择,在一定程度上都会提高家庭收入水平。

第二,从农户类型和收入结构来看,转入户的家庭总收入、农业生产经营收入和财产性收入显著提高,转移性收入显著降低;而转出户的家庭总收入、转移性收入和财产性收入显著提高,农业经营收入显著降低。同时,非农务工收入在转入户和转出户中都没有通过显著性检验,验证了先前的研究结论^[3]。可能的原因,一是土地转入与非农劳动力雇佣市场的关系并不显著相关^[37];二是随着劳动力市场的不断完善,在土地转出前农村劳动力已进行初步转移,土地转出行为对农户家庭非农劳动力的释放作用不大。

第三,土地流转加剧了农户内部收入的差距,与肖龙铎等^[17]的研究结论一致。可能的原因是,一是由于低收入农户会受到信贷约束,很难有机会和能力参与到土地流转市场中,只能保持小规模经营状态;而租入土地的多为中高收入农户^[16],一定程度上增加了大规模农户和小规模农户之间的收入差距。二是农户的就业竞争力不强,转出农户在得到流转租金的同时会显著降低农业经营收入,一般情况下农地租金是少于农业经营收入的,如果不能及时提高非农就业机会和就业能力,就会降低转出农户的总收入。

本文的结论说明推进土地流转是促进农户家庭收入增长的一个新途径,也具有一定的政策含义。首先,稳定的产权有利于农地资源的优化配置,政府应在“三权分置”背景下彻底厘清土地的产权边界和权属关系,推动落实农村土地的确权和权证登记;把土地流转市场的培育作为关键任务,稳定土地承包权,放活土地的经营权,促进土地的流转和集中。其次,土地流转可以提高农户家庭收入水平,我们需要让更多的家庭拥有参与土地流转的资格和能力。一方面要促进非农经济的发展,给农户提供更多的进城务工机会,完成农村剩余劳动力的转移,使更多的农户成为土地转出者;同时应不断提高农业生产技术,加强农业新技术的推广,并为农户提供足够的金融支持,从而使更多的农户成为土地转入者。最后,为减少农户之间的收入差距,政府应不断完善非农劳动力雇用市场,加大对农村职业教育的投入,提供农村劳动力非农就业指导和培训,为土地流转创造条件,增加转出农户的非农务工收入,缩小农户与非农经营户之间的收入差距。同时关注收入较低的务农户,为其提供相应的土地流转信贷支持,提高农民转入土地的机会和能力,缩小大规模农户和小规模农户之间的收入差距。

参 考 文 献

[1] 许庆,尹荣梁,章辉. 规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究[J].经济研究,2011,46(3):59-71,94.

[2] 李实,罗楚亮.中国收入差距究竟有多大?——对修正样本结构偏差的尝试[J].经济研究,2011(4):68-79.

[3] 杨子,马贤磊,诸培新,等.土地流转与农民收入变化研究[J].中国人口·资源与环境,2017,27(5):111-120.

[4] 薛凤蕊,乔光华,苏日娜.土地流转对农民收益的效果评价——基于 DID 模型分析[J].中国农村观察,2011(2):36-42,86.

[5] 李功奎,钟甫宁.农地细碎化、劳动力利用与农民收入——基于江苏省经济欠发达地区的实证研究[J].中国农村经济,2006(4):42-48.

[6] 钱忠好,王兴稳.土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.

[7] JIN S,DEININGER K. Land rental markets in the process of rural structural transformation:productivity and equity impacts from China [J]. Journal of comparative economics,2009,37(4):629-646.

[8] 冒佩华,徐骥.农地制度、土地经营权流转与农民收入增长[J].管理世界,2015(5):63-74,77.

[9] 朱建军,胡继连.土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(3):75-83.

[10] 高欣,张安录,杨欣,等.湖南省 5 市土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.

[11] 李中.农村土地流转与农民收入——基于湖南邵阳市跟踪调研数据的研究[J].经济地理,2013,33(5):144-149.

[12] 韩啸,张安录,朱巧娟,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):367-373.

[13] DEININGER K, JIN S. The potential of land rental markets in the process of economic development: Evidence from China [J]. Journal of development economics, 2005, 78(1): 241-270.

[14] 刘俊杰, 张龙耀, 王梦珂, 等. 农村土地产权制度改革对农民收入的影响——来自山东枣庄的初步证据[J]. 农业经济问题, 2015, 36(6): 51-58, 111.

[15] ZHANG Q F. Retreat from equality or advance towards efficiency? Land markets and inequality in rural Zhejiang [J]. China quarterly, 2008(195): 535-557.

[16] 韩茜, 钟甫宁. 劳动力流出后“剩余土地”流向对于当地农民收入分配的影响[J]. 中国农村经济, 2011(4): 18-25.

[17] 肖龙铎, 张兵. 土地流转与农户内部收入差距扩大——基于江苏 39 个村 725 户农户的调查分析[J]. 财经论丛(浙江财经大学学报), 2017(9): 10-17.

[18] 夏玉莲, 匡远配. 土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, 2017(9): 44-61.

[19] 郭君平, 曲颂, 夏英, 等. 农村土地流转的收入分配效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(5): 160-169.

[20] 叶剑平, 丰雷, 蒋妍, 等. 2016 年中国农村土地使用权调查研究——17 省份调查结果及政策建议[J]. 管理世界, 2018, 34(3): 98-108.

[21] 程令国, 张晔, 刘志彪. 农地确权促进了中国农村土地的流转吗? [J]. 管理世界, 2016(1): 88-98.

[22] 姚洋. 中国农地制度: 一个分析框架[J]. 中国社会科学, 2000(2): 54-65.

[23] 张建, 诸培新, 王敏. 政府干预农地流转: 农户收入及资源配置效率[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(6): 75-83.

[24] ROSENBAUM P, RUBIN D B. Reducing bias in observational studies using subclassification on the propensity score [J]. Journal of the American statistical association, 1984(79): 516-524.

[25] 徐宽. 基尼系数的研究文献在过去八十年是如何拓展的[J]. 经济学(季刊), 2003, 2(3): 757-778.

[26] 蔡洁, 夏显力. 农地确权真的可以促进农户农地流转吗? ——基于关中-天水经济区调查数据的实证分析[J]. 干旱区资源与环境, 2017, 31(7): 28-32.

[27] 刘莹, 黄季焜. 农户多目标决策模型与目标权重的估计[J]. 经济研究, 2010, 45(1): 148-157, 160.

[28] 岳佳坤. 农业生产效率视角下农村土地流转优化路径[J]. 农业经济, 2017(4): 117-119.

[29] 王建英, 陈志钢, 黄祖辉, 等. 转型时期土地生产率与农户经营规模关系再考察[J]. 管理世界, 2015(9): 65-71.

[30] KAWASAKI K. The costs and benefits of land fragmentation of rice farms in Japan [J]. Australian journal of agricultural & resource economics, 2010, 54(4): 509-526.

[31] TAN S, HEERINK N, KUYVENHOVEN A, et al. Impact of land fragmentation on rice producers' technical efficiency in South-East China [J]. NJAS-Wageningen journal of life sciences, 2010, 57(2): 117-123.

[32] 程名望, 史清华, Jin Yanhong, 等. 农户收入差距及其根源: 模型与实证[J]. 管理世界, 2015(7): 17-28.

[33] 徐玉婷, 黄贤金, 陈志刚, 等. 农地转入规模扩大有助于农民农业增收吗? ——基于中国中部 5 省农户调查的实证研究[J]. 自然资源学报, 2016, 31(10): 1624-1636.

[34] ZHANG Y, WANG X, GLAUBEN T, et al. The impact of land reallocation on technical efficiency: evidence from China [J]. Agricultural economics, 2011, 42(4): 495-507.

[35] 陈飞, 翟伟娟. 农户行为视角下土地流转诱因及其福利效应研究[J]. 经济研究, 2015(10): 163-177.

[36] 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, 2012(9): 75-79.

[37] HUANG J, GAO L, ROZELLE S. The effect of off-farm employment on the decisions of households to rent out and rent in cultivated land in China [J]. China agricultural economic review, 2012, 4(1): 5-17.

(责任编辑: 陈万红)