

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2019.07.013

农地流转收入效应评估与驱动机制辨析^①

杨和平¹, 信桂新², 杨朝现¹

1. 西南大学 资源环境学院, 重庆 400715; 2. 长江师范学院 武陵山区特色资源开发与利用研究中心, 重庆 涪陵 408100

摘要: 采用倾向得分匹配法和多元线性回归模型, 探讨农地流转对不同流转行为类型农户家庭收入的作用效果, 辨析转出户和转入户收入变化的驱动机制. 研究结果表明: 1) 农地流转确实存在农户收入效应, 对转出户和转入户家庭人均总收入的增长效应为 20.5% 和 17.3%. 2) 转出户和转入户家庭收入变化的驱动机制存在较大差异. 转出户家庭收入增长依赖农地资产变现机制和劳动分工优化机制, 农地资产变现机制占主导地位. 转入户家庭收入增长依赖规模报酬递增机制驱动, 农地资产变现和劳动分工优化机制尚未充分发挥作用. 为促进农地流转收入效应的持续实现, 应采取稳定流转租金、引导非农就业、发展农村金融等措施, 增强新型农业经营主体对小农户的带动能力, 促进转出户和转入户利益共享.

关键词: 农地流转; 收入效应; 驱动机制; 倾向得分匹配

中图分类号: F301.2

文献标志码: A

文章编号: 1673-9868(2019)07-0088-08

改革开放以后, 内生于农村经济体系的家庭联产承包责任制留存了大部分“政府退出”的制度收益, 极大地促进了农业生产效率和农民收入水平的提高, 然而在快速工业化、城镇化的背景下, 传统农业经营产权结构不稳定、土地资源分配效率低、劳动力匮乏等诸多弊端逐渐显现, 致使农户家庭农业经营收入增速放缓. “十二五”期间全国农村居民人均纯收入增长率由 11.4% 逐年递减至 7.5%, 农业经营收入对家庭收入的贡献率由 36.1% 持续下降至 30.3%, 农民对农地经营收入的依赖程度减弱, 农村社会对重新调整和配置土地资源的需求日益增加. 近年来诸如农地“三权分置”等政策安排将农地流转作为农村土地制度改革的重点方向, 中央提出促进农地流转以实现适度规模经营和土地资源优化配置, 进而实现农业现代化和农民持续增收. 据农业部数据, 截至 2016 年底全国家庭承包耕地流转面积达到 2.98×10^7 hm², 占家庭承包经营耕地总面积的 33.3%. 然而, 农地流转可从多种途径影响农户行为决策和资源分配, 进而产生收入效应, 现有环境下农地流转收入效应能否完全显现, 转出农户和转入农户的家庭收入水平和收入结构变化存在何种差异, 已有研究未达成一致意见^[1-3]. 因此, 从区域尺度对农地流转影响不同流转行为类型农户的家庭收入变化开展实证调查分析十分必要. 本研究基于川渝地区农户调查数据, 在区分农户家庭收入结构基础上, 运用倾向得分匹配法对转出户和转入户参与流转的收入效应进行研究, 并利用收入决定方程对不同流转行为类型的农户收入变化驱动机制加以辨析, 以期对农地流转政策的优化提供参考.

① 收稿日期: 2018-03-15

基金项目: 国家科技支撑计划项目(2013BAJ11B02); 中央高校基本科研业务费专项资金项目(XDJK2017D201); 重庆市涪陵区社科规划一般项目(SKGHLYB201706).

作者简介: 杨和平(1995-), 男, 硕士研究生, 主要从事土地利用规划研究.

通信作者: 杨朝现, 博士, 副教授.

1 农地流转对农户收入影响及驱动机制分析

1.1 农地流转收入效应的研究综述

为有效区分农地流转对农户家庭收入结构的影响,结合农村现实情况并参考已有研究^[4-5],现将农户收入区分为农业收入和非农业收入,其中农业收入主要指农业经营性收入,非农业收入指工资性收入、财产性收入、转移性收入和经营性收入中的非农部分,在此基础上展开数据整理分析。

农地流转的收入效应广义而言是指农地流转行为对农户家庭、农村社区和农业产业等利益相关群体的收入方面的影响作用,本研究基于农户主体将农地流转的收入效应狭义地解释为农户参与农地流转产生的家庭收入增长效果。已有研究对农地流转的农户收入效应展开了大量的研究。首先在农地流转与农户收入的关系方面,大部分研究表明参与农地流转能够有效提高农户家庭收入^[5-6]。但也有观点认为,农地流转对农民增收存在显著的负向效应^[2]。其次,关于转出和转入两种不同流转行为类型的农户收入效应方面,现有研究也未达成一致结论。薛凤蕊等^[7]的实证分析发现,转出户和转入户的人均纯收入显著增加,非农务工收入和出租土地收入对参与流转农户人均纯收入增长的贡献最高,而农业收入呈现显著降低趋势。但也有学者^[4, 8]对农地流转影响转出户家庭收入方面持否定观点,认为流转市场发育不完善和劳动力转移先于农地流转会导致农地流转对转出户家庭收入水平的影响不显著。由此,不少学者开始对农地流转影响农民收入的原因进行分析。土地和劳动力作为农户家庭两种重要的生产要素,农地流转后农户收入的变化是家庭劳动力和土地要素重新配置及其报酬变化的结果^[9]。陈飞等^[10]基于 CFPS 数据的分析表明,土地租入户的收入效应依次来源于耕地规模扩大、技术效率提高和中间投入增加,租出户的收入效应则来源于非农收入增加。由于研究区域选择的不同,农地流转对农户家庭收入变化的作用也受到一些实际无法衡量的因素影响,如区域政策干预手段、农村社会文化形态等,导致农户农地流转行为决策出现内生性问题。如何解决变量选择的自相关问题以精确评估农地流转的收入效应,仍需要深入探讨。

1.2 农地流转收入效应的驱动机制辨析

现有研究对农地流转收入效应的驱动机制的分析较少,学者更多地关注农地流转的驱动力及驱动因素^[11-12],为探究不同流转行为类型农户家庭收入变化的驱动机制,本研究借鉴刘远凤^[13]的研究成果,将农地流转的收入效应驱动机制解释为农地流转通过作用于土地、资本等多种农村社会经济要素,推动农户家庭收入发生变化的过程和方式,并进一步归纳区分为规模报酬递增、劳动分工优化和农地资产变现三大驱动机制(图 1)。

规模报酬递增机制主要表现为转入户扩大农地经营面积,实现适度规模经营而产生规模报酬,同时连片规模经营利于机械作业等现代农业技术使用,降低生产成本^[14],实现转入户农业收入增加。劳动分工优化机制主要表现为农地流转释放原先被占用在农地经营中的潜在劳动力,一方面有利于家庭剩余劳动力向二三产业转移就业,促进转出户工资性收入增加,另一方面提高农业生产的劳动生产率,促进转入户农业经营收入增加。农地资产变现机制主要表现为农户转出农地获得流转租金,虚拟化的土地经营权在流转市场得以变现,转出户财产性收入增加。现阶段土地承包经营权抵押贷款试点改革不断提速,小农户融资贷款难的问题有效缓解^[15],有利于增加转入户的经营性收入,更利于实现小农户与现代农业的有机衔接。因此,对于不同流转行为类型农户而言,实现农地流转的收入效应依赖不同的驱动路径,转出户主要通过工资性收入和财产性收入的增加,转入户则更多地依赖农业经营收入增长。

综合上述,规模报酬递增机制、劳动分工优化机制和农地资产变现机制三大驱动机制从不同角度影响了农户家庭收入,但在农地流转实践中收入效应的机制驱动过程存在复杂交叉影响。规模报酬递增机制的实现依托于较大规模农地转入形成的连片经营,促进要素边际成本降低和现代农业技术的使用,有利于析出剩余劳动力达到资源优化配置,规模报酬递增机制和劳动分工优化机制产生了交互协同。土地经营权抵押贷款等农村金融发展使得沉睡的土地权利逐渐实现其财产性价值,一方面有助于提高农业经营资本利用

率,另一方面推动农户家庭做出更为合理的劳动力配置决策,体现了农地资产变现机制与规模报酬递增机制、劳动分工优化机制的联动作用。因此,农地流转的收入效应可能通过各个驱动机制的交叉作用实现,驱动机制作用于转出户和转入户的具体效果存在较大差异,流转实践过程中需要明确辨析影响农户收入的主导机制,基于此提出针对性措施以保障农户收入增长效应的持续实现。

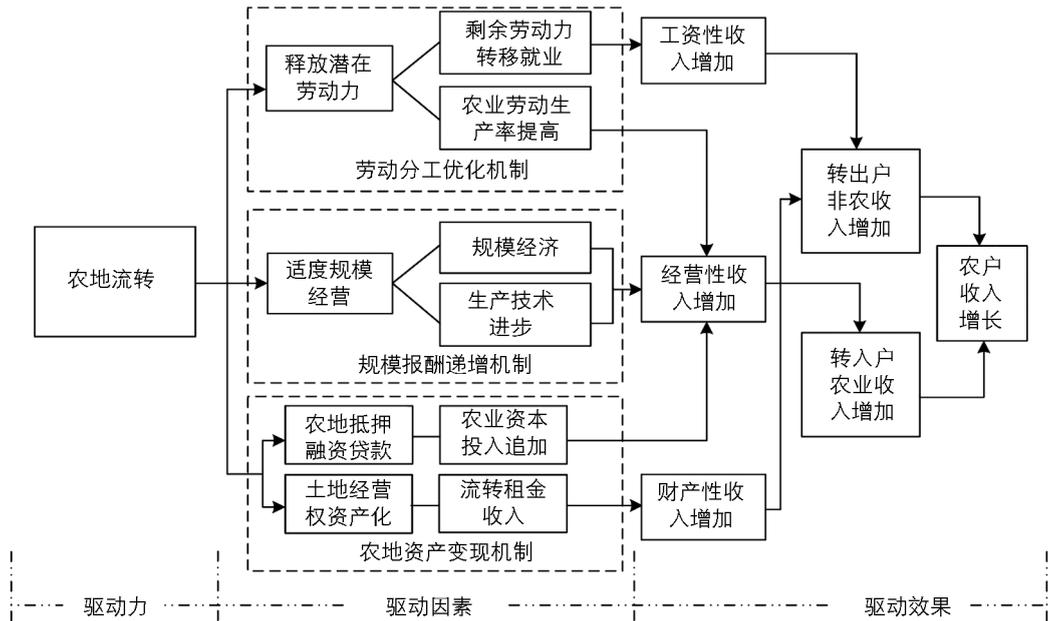


图1 农地流转收入效应的驱动机制

2 数据来源、变量选择及研究方法

2.1 数据来源

本研究的数据来源于课题组在四川省和重庆市开展的农户调查,样点选取采用分层随机抽样方法,每个市(区)抽取2~4个乡镇,每个乡镇抽取2~4个样点村,共抽取涉及四川省成都市、资阳市、南充市和重庆市荣昌区、江津区、綦江区的24镇72村。调查采用半结构式访谈法,结合事先准备的调查问卷,主要收集家庭人口基本特征、家庭收支情况、农业经营现状、农地流转特征等关键信息。共发放问卷1584份,剔除信息错误问卷以及同时转入和转出的农户问卷,获取有效问卷1412份,问卷有效率89.14%,其中转出农地的样本有468份,转入的337份,未参与流转的607份。

2.2 变量选择

为准确估计农地流转的收入效应,选择农户家庭人均总收入(Y_1)、人均非农收入(Y_2)和人均农业收入(Y_3)作为因变量参与方程计算,并将具体数值进行对数化处理。关键变量(X)为是否参与农地流转,0表示未流转农地,1表示流转农地。农户收入变化受宏观和微观多方面因素影响,要严格界定农地流转对农户收入变化的独立效应,选择的自变量必须同时影响农户参与农地流转行为以及家庭收入变化。因此从3个方面共选取12个变量作为自变量(表1):一是农户个体特征,包括年龄(X_1)、文化程度(X_2)和职业(X_3),其中职业变量依据农户工作时间分配比例划分,全部用于农业生产的划为1,非农生产时间比例介于0~50%的划为2,介于50%~100%之间的划为3,全部时间用于非农生产的划为4;二是农户家庭特征,包括是否有村干部(X_4)、家庭劳动力数量(X_5)、家庭负担比(X_6)、承包耕地面积(X_7)、耕地破碎程度(X_8)、非农收入比例(X_9);三是外部环境特征,包括流转租金(X_{10})、是否有流转中介组织(X_{11})和政府推动流转力度(X_{12})。模型中引入地区控制变量,以控制四川和重庆两地区域差异的影响。经计算所有变量的方差膨胀因子VIF均处于0~10之间,不存在多重共线性。

表 1 变量定义和统计性描述

变量类型	变量名称	变量解释	均 值		
			全部样本	转出户	转入户
关键变量	是否参与农地流转 X	参与=1, 未参与=0	0.57	0.33	0.24
个体特征	年龄 X_1	受访者年龄	57.59	57.55	56.39
	文化程度 X_2	小学及以下=1, 初中=2, 高中及中专=3, 大专及以上=4	1.41	1.38	1.57
	职业 X_3	纯农业=1, 农业为主兼业=2, 非农为主兼业=3, 非农业=4	2.42	2.98	2.10
家庭特征	家庭是否有村干部 X_4	有=1, 无=0	0.08	0.09	0.17
	家庭劳动力数量 X_5	劳动力人口数量 *	2.89	2.78	3.16
	家庭负担比 X_6	学龄前儿童、在校学生和 65 岁以上老人占家庭总人口比例/%	33.73	33.58	35.34
	家庭承包耕地面积 X_7	从村集体分配承包的耕地面积/hm ²	0.31	0.24	0.35
	耕地破碎程度 X_8	耕地面积/耕地块数/(hm ² ·个 ⁻¹)	0.04	0.04	0.05
	家庭非农收入比例 X_9	非农收入占家庭年总收入的比例/%	47.39	90.06	26.17
外部环境特征	流转租金 X_{10}	每公顷农地流转租金的对数	—	9.02	9.11
	是否有流转中介组织 X_{11}	有=1, 无=0	0.10	0.23	0.09
	政府推动流转力度 X_{12}	力度较小=1, 力度一般=2, 力度较大=3	2.07	2.32	2.17
虚拟控制变量	地区控制变量	四川=0, 重庆=1	—	—	—

注: 结合农村现实及调查结果, 家庭劳动力定义为除在校学生外, 男子 16~65 周岁、女子 16~60 周岁且具有劳动能力的家庭人口。

2.3 研究方法

2.3.1 倾向得分匹配法

已有研究对农地流转影响农户收入的分析提供了两种思路: 一是分析农地流转前后农户收入变化^[3]; 二是比较农地流转后参与流转农户与未参与农户的收入水平^[5, 7]。但是这两种思路采用的工具变量法均建立在农户家庭收入来源的各个变化部分相互独立, 农地流转的贡献能够独立衡量的前提之上, 这显然难以实现。同时, 农地流转对农户家庭收入变化的作用也受到一些实际无法衡量的因素影响, 如区域政策干预手段、农村社会文化形态等, 导致农户农地流转行为决策出现严重的自选择问题^[16]。

倾向得分匹配法是一种基于反事实分析框架的非参数法^[17-18], 基本思想是将参与农地流转的农户在未参与流转的情况下的家庭收入作为反事实, 设定未流转农户为控制组, 流转农户作为处理组, 处理组在控制状态的反事实收入就可以用控制组的现实状态所替代^[10, 13], 从而通过分析流转户参与和不参与农地流转的收入差值, 即平均处理组效应(ATT)来估计农地流转的农户收入效应。其核心步骤是首先把样本偏误计算转化为进入处理组的概率 $P(X_i)$, 即倾向得分; 然后根据倾向得分对转出户与未流转户、转入户与未流转户分别进行样本匹配, 通过最近邻匹配、半径匹配和核匹配等具体匹配技术控制 X_i 分量的标准化偏差; 最后根据匹配后的样本计算平均处理组效应。样本匹配后进行期望概率迭代得到式(1):

$$\begin{aligned}
 ATT &= E(Y^1 | W=1) - E(Y^0 | W=1) = \\
 & E(Y^1 - Y^0 | W=1) = \\
 & E\{E[Y^1 - Y^0 | W=1, P(X_i)]\} = \\
 & E\{E[Y^1 | W=1, P(X_i)] - E[Y^0 | W=0, P(X_i)] | W=1\} \quad (1)
 \end{aligned}$$

式中: Y^1 为农户参与流转的收入效应; Y^0 为农户不参与流转的收入效应; $W=1$ 表示农户选择参与流转,

即样本农户为流转户, $W=0$ 表示样本农户为未参与流转农户, 此时流转户不参与农地流转的收入用未流转户不参与农地流转的收入近似替代, ATT 可直接计算获得。

2.3.2 基于回归的农户收入决定方程

为量化分析农地流转中不同类型农户收入变化影响因素的作用特征, 本研究设定农户家庭收入是与农户参与农地流转及其他控制变量存在相关关系的函数, 构建农户收入决定方程:

$$\ln Y_i^W = f^W(D_i^W) + \varepsilon_i^W \quad W=0,1 \quad (2)$$

式中: $\ln Y_i$ 为农户家庭人均总收入的取对数; ε_i 为随机误差项; $f(D_i)$ 为农户收入与自变量的函数; D_i 为筛选影响农户收入的主要自变量。

3 实证结果及分析

3.1 基于倾向得分匹配的农地流转收入效应分析

根据计算得到转出户与未流转户、转入户与未流转户的倾向值, 选取合适的匹配方法进行计算。不同匹配方法对控制组与处理组的处理精度具有差异, 如最近邻匹配必须使用所有样本导致精度差异明显, 而半径匹配侧重于对半径条件的满足^[18]。为提高匹配结果的可信度, 本研究采用最近邻匹配、核匹配和半径匹配综合比较计算, 并取通过显著性检验的平均值作为最终结果, 如表 2 所示。两个方程的匹配计算均采用 Stata 14.0 中 Psmatch2 命令, 半径匹配中设定 $R \leq 0.25\sigma_{\text{pscore}}$ (σ_{pscore} 为倾向值的标准差), 卡钳值 caliper 设为 0.1。经计算表明多种匹配方法下模型的平衡性和稳健性均通过检验, 匹配结果可靠性高。

对于转出户来说, 流转后家庭收入水平显著提高, 3 种匹配方法的平均 ATT 值达到了 0.205, 说明家庭人均总收入较未流转农户高出约 20.5%; 家庭人均非农收入明显提高, 流转后非农收入较未流转农户高出约 22.3%, 其中最近邻匹配法的结果无统计学意义而未纳入计算, 根据实地调查, 原因可能是转出户非农收入增长幅度较大, 其中可能会出现难以与未流转户进行匹配的异常值, 而最近邻匹配法要求使用包括异常值在内的全部样本, 最终导致匹配精度下降; 家庭人均农业收入显著减少了约 60.4%。对转入户的分析结果表明, 流转后家庭人均总收入和人均农业收入分别高出约 17.3% 和 27.3%, 且都在 1% 的水平上有统计学意义; 家庭人均非农收入较未流转农户减少约 7.5%, 但是 3 种匹配方法的结果均无统计学意义。上述分析结果表明, 农地流转确实存在着明显的收入效应, 对转出户和转入户的作用效果分别为 20.5% 和 17.3%。

表 2 农地流转对农户收入的处理效应

收入变量	匹配方法	转出方程					转入方程				
		流转组	未流转组	ATT	标准差	t 值	流转组	未流转组	ATT	标准差	t 值
人均总收入	最近邻匹配	9.677	9.373	0.304	0.063	1.85*	8.996	8.805	0.191	0.125	3.12***
	核匹配	9.457	9.372	0.085	0.341	1.92*	8.996	8.837	0.159	0.093	3.86***
	半径匹配	9.599	9.373	0.226	0.050	1.91*	8.996	8.826	0.170	0.084	4.41***
人均非农收入	最近邻匹配	9.298	8.936	0.362	0.094	1.39	6.928	7.022	-0.094	0.232	1.84
	核匹配	8.925	8.728	0.197	0.064	2.31**	6.949	7.053	-0.104	0.186	1.09
	半径匹配	9.185	8.936	0.249	0.095	2.26**	6.965	7.022	-0.057	0.174	1.90
人均农业收入	最近邻匹配	3.824	4.383	-0.559	0.059	-7.67***	8.653	8.393	0.260	0.020	3.31***
	核匹配	5.280	5.929	-0.749	0.039	-7.79***	8.650	8.375	0.275	0.025	2.61***
	半径匹配	3.824	4.327	-0.503	0.051	-8.84***	8.653	8.367	0.286	0.022	3.52***

注: *, ** 和 *** 分别表示 10%, 5% 和 1% 的水平上有统计学意义。

3.2 不同流转行为类型农户收入效应的驱动机制分析

为探究农地流转收入效应的驱动机制,本研究设定家庭人均总收入为因变量,针对转出农户、转入农户和未流转农户分别建立收入决定方程进行回归分析,计算前对自变量进行筛选.筛选的原因是倾向得分匹配法中选择较多控制变量用以提高流转户与未流转户的匹配精度,而收入决定方程的主要变量在于农户禀赋和外部环境因素,不需要过多的控制变量,筛选后有利于显现关键变量和简化计算过程.筛选自变量及模型估计结果如表 3 所示.

对转出户的分析结果表明,农地流转家庭非农收入比例在 1% 的显著性水平上促进了农户收入增长,这也印证了前文转出户收入效应来源于非农收入增加的结论.职业选择变量显著促进转出户收入增长,意味着农户家庭劳动力投入分配在非农产业的时间和强度越大,家庭人均总收入增长的幅度就越高,表明此时劳动分工优化的驱动机制发挥作用.转出户农业收入较未流转户大幅降低,家庭承包耕地面积也未通过显著性检验,规模报酬递增的驱动机制未产生影响.流转租金显著促进了转出户家庭收入增长,且系数值 0.241 为最大值,影响程度高于劳动分工优化,说明转出户家庭总收入增长的主导驱动机制为农地资产变现机制,原因可能有两种:一方面是劳动力向非农产业转移的时间先于农地流转,家庭非农收入中工资性收入的影响作用无法显化;另一方面可能是年龄和文化程度均对转出户家庭收入产生显著影响,而转出农地后农户受两者限制,生计成本在较大程度上依赖于农地租金维持.

对转入户的分析结果表明,承包耕地面积对家庭总收入存在显著的正向促进作用,倾向得分匹配结果也显示其收入效应主要依托于农业收入提高,表明规模报酬递增机制是转入户实现收入效应的主导机制.尽管家庭劳动力数量表现出显著的正向作用,但转入户家庭非农收入较未流转户有所降低,职业选择对转入户家庭收入的影响无统计学意义,且其系数为负值,表明转入户从事非农产业的时间越长可能会导致家庭收入呈现降低趋势,劳动分工优化机制还未充分发挥作用.非农收入比例未通过显著性检验,当前农村金融市场仍处于试点试验阶段,农地融资、抵押贷款等还未成熟,转入户对农地经营的资本投入难以实现有效回报,农地资产变现机制短时间内难以发挥作用.

表 3 收入决定方程估计结果

变量类型	变量名称	转出农户	转入农户	未流转农户
个体特征	年龄 X_1	-0.309**	-0.007***	-0.018***
	文化程度 X_2	0.122***	0.012*	0.092***
	职业 X_3	0.016***	-0.050	-0.025
家庭特征	家庭劳动力数量 X_5	0.006*	0.268***	0.007**
	家庭承包耕地面积 X_7	0.005	0.064**	0.059**
	家庭非农收入比例 X_9	0.211***	0.192	0.206*
外部环境	流转租金 X_{10}	0.241***	0.015	—
常数项		9.436***	10.930***	11.104***
R^2		0.173	0.224	0.384

注: *、**和***分别表示 10%、5%和 1%的水平上有统计学意义.

4 结论和政策建议

1) 农地流转确实存在农户收入增长效应.运用倾向得分匹配法研究参与农地流转对农户家庭收入的影响效果,发现农地流转对转出户和转入户家庭人均总收入的增长效应分别为 20.5%和 17.3%.其中,转出户家庭收入水平提高依赖于非农收入增长,增长效应约为 22.3%;转入户家庭收入水平提高依赖于农业收入增长,增长效应达到 27.3%.

2) 农地流转对转出户和转入户家庭收入变化的驱动机制存在较大差异。基于收入决定方程对影响农户收入的关键因素进行分析,在此基础上辨析转出户和转入户家庭收入变化的驱动机制。转出户家庭收入增长通过农地资产变现机制和劳动分工优化机制产生联动作用,其中流转租金的影响系数表现出最大值0.241,表明农地资产变现的驱动机制占主导性地位。转入户家庭收入增长依赖于规模报酬递增机制的驱动,农地资产变现和劳动分工优化机制的作用尚未显现。

本研究对川渝地区的研究证实了农地流转对转出户和转入户均存在正向收入效应,这与钱忠好^[5]、薛凤蕊等^[7]的研究成果基本保持一致。但进一步对收入效应驱动机制的分析发现,转出户的家庭收入增长主要依赖农地资产变现,转入户则主要依赖规模报酬递增,不同流转行为类型农户的收入增长路径表现的差异有统计学意义。因此,为促进农地流转收入效应的持续实现,应针对不同类型农户精准施策:第一,稳定农地流转租金水平,提高转出户非农就业能力。流转租金在转出户家庭收入增长中的贡献最为突出,应完善农地流转的市场定价体系,引入流转风险保障金等农业保险服务,确保农户获取稳定的流转收益。劳动分工优化机制的效果未达预期水平,地方政府应通过产业对口扶持、劳动技能培训等措施破除农村劳动力城镇化的体制壁垒,使农户能够享受城乡融合发展的制度收益。第二,推动农村金融市场有序发展,拓宽转入户规模经营思路。当前规模经营农户仍依赖于传统农业收益和财政补贴,个体资本不足、农村金融市场不健全等因素严重阻碍农业经营规模扩大,转入户的土地资本和劳动力资本要素均无法有效盘活。地方应加强区域优势农业产业的金融支持,引导特色畜禽养殖、经济作物种植等农业产业内部融合,打造多种新型业态模式,多渠道助推农户收入增长。第三,加大新型农业经营主体扶持力度,促进转出户和转入户利益共享。农民增收的主要障碍仍然是农业效益比较低和经济收益分享不合理的问题。应当建立以共享为核心的利益联结机制,推动龙头企业、农业合作社等优先雇用转出户家庭劳动力,将新型经营主体对小农户的带动能力作为政府扶持政策的重要衡量指标。

参考文献:

- [1] 杨 璇,杨朝现,陈荣蓉,等. 出租还是入股:农地转出户的选择及影响因素 [J]. 西南师范大学学报(自然科学版), 2018, 43(1): 135-141.
- [2] 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, 26(9): 75-79.
- [3] 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.
- [4] 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.
- [5] 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.
- [6] JIN S Q, 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.
- [7] 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.
- [8] 曹瑞芬,张安录. 中部地区农地流转经济效益分析——基于湖北省27个村313户农户的调查 [J]. 中国土地科学, 2015, 29(9): 66-72.
- [9] 诸培新,张 建,张志林. 农地流转对农户收入影响研究——对政府主导与农户主导型农地流转的比较分析 [J]. 中国土地科学, 2015, 29(11): 70-77.
- [10] 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.
- [11] 汪 涌,蔡运龙,蒙吉军. 中国耕地流转驱动力研究综述 [J]. 资源科学, 2007, 29(3): 177-182.
- [12] 杨和平,陈荣蓉,杨朝现. 农户农地转出行为影响因素分析 [J]. 西南师范大学学报(自然科学版), 2017, 42(2): 85-90.

- [13] 刘远风. 农户土地流转的收入效应分析 [J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2016, 16(3): 17-25, 39.
- [14] 杨钢桥, 胡柳, 汪文雄. 农户耕地经营适度规模及其绩效研究——基于湖北 6 县市农户调查的实证分析 [J]. 资源科学, 2011, 33(3): 505-512.
- [15] 李韬, 罗剑朝. 农户土地承包经营权抵押贷款的行为响应——基于 Poisson Hurdle 模型的微观经验考察 [J]. 管理世界, 2015(7): 54-70.
- [16] 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, 88.
- [17] ROSENBAUM P R, RUBIN D B. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects [J]. *Biometrika*, 1983, 70(1): 41.
- [18] 郭申阳, 马克·W. 弗雷泽. 倾向值分析: 统计方法与应用 [M]. 郭志刚, 巫锡炜, 译. 重庆: 重庆大学出版社, 2012.

Income Effect Evaluation and Driving Mechanism Analysis of Farmland Transfer

YANG He-ping¹, XIN Gui-xin², YANG Chao-xian¹

1. School of Resources and Environment, Southwest University, Chongqing 400715, China;

2. Research Center for Development and Utility of Unique Resources in the Wulingshan Region,

Yangtze Normal University, Fuling Chongqing 408100, China

Abstract: Methods of propensity score matching (PSM) and multiple linear regression were employed to study the income effect of farmland transfer, and analyze differences in driving mechanism between transfer-out households (TOH) and transfer-in households (TIH). The results showed that farmland transfer did have an effect on farmers' income, its growth effect of per-capita income being higher for TOH (20.5%) than for TIH (17.3%). The driving mechanisms of family income change between TOH and TIH were quite different. The income effect of TOH derived from the mechanism of turning their farmland property into cash and the mechanism of labor division optimization, the former taking a leading position; while the income effect of TIH was mainly influenced by the mechanism of increasing returns to scale and the functions of the mechanisms of turning farmland property into cash, and labor division optimization had not yet been fully realized. It was concluded that the government should take measures such as stabilizing the land rent level and promoting off-farm employment and rural finance to realize the income effect of farmland transfer continuously. The driving capacity of new agricultural management entities towards small farmers should be enhanced to promote the benefit-sharing mechanism between TOH and TIH.

Key words: farmland transfer; income effect; driving mechanism; propensity score matching method

责任编辑 包颖

