

农户土地流转的收入效应分析

刘远风



(湖南农业大学 公共管理与法学学院,长沙 410128)

摘要:运用全国范围内593户农户的入户调查数据,采用引入控制变量的回归分析和倾向得分匹配分析,分别考察土地流转对农户总收入和农业经营收入的影响,对比两种分析方法的实证结果表明,土地流转促进了农民增收,但土地流转的收入效应主要由土地财产实现机制、劳动分工优化机制产生,而土地资源优化机制、农业经营效率机制尚未充分发挥作用。推动土地流转、提高农民收入应进一步落实农民集体的土地所有权,把土地流转与土地整治结合起来,让农民集体享有更充分的决策权,培育新型职业农民和引入新型农业经营主体,为土地资源优化机制与农业经营效率机制发挥功能开创经济社会条件。

关键词:土地流转;收入效应;土地整治;土地资源优化

中图分类号:F323.211

文献标识码:A

文章编号:1009-9107(2016)03-0017-09

2014年12月中共中央和国务院颁布了由中央全面深化改革领导小组第五次会议讨论通过的《关于引导农村土地承包经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》,明确提出了“所有权、承包权、经营权三权分置”,并把推动土地有序流转、发展农业适度规模经营作为实现农业现代化的重要举措。在各地的土地流转实践中,土地流转促进农户增收引起了大量的媒体关注,“诸如尚义:土地流转,农民增收”“格尔木:土地流转助推农民实现收入多元化”等土地流转促进农民增收的地方媒体报道浩如烟海。从微观经济行为来看,只有有利于提高农户收入,才能引导农民积极参与,真正实现土地流转的自愿原则。从宏观政策目标来看,作为“三农”问题的核心,增加广大农民收入是引导和规范土地流转的重要政策目标之一。土地流转的实际效果不仅由土地流转的广度、深度以及形式、主体等决定,而且受到经济社会体制和各地经济社会条件的影响和制约。土地流转增加农民收入是否具备相应的经济社会条件。

土地流转可通过多种途径影响农户资源配置和经济决策产生收入效应,到底通过何种机制产生收入效应则是一个实证性问题。本文运用入户调查数据对土地流转的收入效应进行实证分析,从而更加清晰地认识当前的经济社会条件,并在此基础上为决策提供有益的信息。

一、文献回顾与理论评析

(一)国内文献述评

国内已有研究对土地流转促进农户增收的问题进行了较为广泛的讨论。首先,大量文献对土地流转影响农民收入的原因和途径进行了分析讨论。李先玲认为农民收入水平与农村土地流转之间存在双向关系,农民收入来源结构会对农村土地流转产生影响,同时土地流转也会对农民收入结构产生影响^[1]。金丽馥等讨论了土地流转增加农民收入的途径,认为土地流转增加农民收入主要体现在有利于

收稿日期:2015-09-22 DOI:10.13968/j.cnki.1009-9107.2016.03.03

基金项目:国家社会科学基金一般项目(14BZZ060)

作者简介:刘远风(1977-),男,湖南农业大学公共管理与法学学院副教授,管理学博士,主要研究方向为农村公共经济与社会保障。

实现土地规模经营,有利于提高农业产业化水平,有利于转移剩余劳动力三个方面^[2]。刘淑俊等分析了土地流转对农民收入的影响,认为土地流转有利于规模经营、非农就业和提高农产品品质从而产生增收效应,但存在土地流转收益不稳定、土地流转配套机制不健全、非农收入不稳定等土地流转的风险^[3]。余小英等分析了农村土地流转制度变迁与农民收入的关系,认为在 12 种土地流转方式中有转让、出租、转包、入股、代耕、拍卖、土地信托以及返租倒包 8 种方式,农民是为了取得收入而进行流转的^[4]。这类文献从不同角度分析了土地流转与农民收入之间的关系,侧重于理论探讨,由于在理论分析中并没有对理论预设进行详尽的考察,其分析结论是否符合实际尚需进一步检验。其次,不少学者对土地流转增加农民收入进行了实证分析。王春超基于中国 17 省份农户调查进行了实证研究,从农户家庭资源配置的角度揭示了土地流转市场的发展促进了农民收入增长^[5]。罗必良从收入效应与流转滞后的效率损失考察了农地流转的微观绩效,通过全国 890 个样本农户的统计分析发现,参与土地流转的农户其收入水平明显高于未发生流转的农户,回归分析表明农地流转滞后导致了农业经营的效率损失^[6]。封雨以河南邓州为例实证分析了农村土地流转对农民收入的影响,发现所调查的 3 个乡镇均反映出土地流转增加了农民收入^[7]。胡红斌采用 Pearson 方法验证农村土地流转与农民增收的关系,结果显示农村土地流转与农户总收入、非农收入增长具有正相关关系^[8]。陈刚把 2002 年颁布并在 2003 年初施行的《农村土地承包法》作为一次冲击试验,城镇居民作为对照组,采用倍差法定量估计了农村土地承包经营权流转对农村居民财产性收入增长的影响,发现建立在稳定承包权基础上的土地经营权流转显著且可观地增加了农村居民的财产性收入和纯收入^[9]。李丽明等基于滑县 176 户调研数据发现土地转出确实对提高农户的家庭人均收入有积极作用,但土地转入对于提高农户的家庭纯收入产生的影响效果不明显^[10]。实证分析文献林林总总,几乎所有的实证分析结果均显示土地流转增加了农民收入,然而既有的实证分析大多没有消除样本选择偏误,实证分析结果还无法区分是“土地流转增加了农民收入”还是“收入较高的农户倾向于土地流转”,无法充分揭示土地流转增加农民收入的内在机制。最后,少数

学者结合地方实践,对土地流转增加农民收入进行了案例解剖。薛凤蕊等运用倍差法检验了内蒙古自治区鄂尔多斯市土地流转政策产生的收入效果,发现土地流转后参与农户与未参与农户相比人均纯收入显著增加,其中土地流转后务工和出租土地收入对参与农户人均纯收入增长的贡献最大^[11]。北京大学国家发展研究院综合课题组通过对成都市农村土地在确权后进行合法流转的大量调查案例发现:建立在合法转让权基础上的土地流转可以为农民带来可观的收入,而农民收益的高低与其获得的财产权利强弱紧密相关^[12]。案例分析生动形象地展示了土地流转的实际效果,但案例分析所关注的是局部地方实践,无法准确区分地方特殊环境、地方其他经济决策与土地流转对农民收入的影响。

(二)国外文献述评

由于土地制度、发展阶段和问题背景不同,国外研究把土地流转作为土地市场的一般性问题讨论,主要关切土地市场中农地价格、农地收益及农业政策和宏观经济政策对农地市场的影响。Michael E. Kjelland 等分析了德克萨斯州家庭所有的农地碎片化问题,认为家庭拥有农地碎片化导致土地整合决策权人过多,土地整合难度大,使得野生动物栖息地和生物多样性被破坏并增加了供水成本,而农地非农价值的增加和人口密度的增加是导致农地碎片化的重要原因^[13]。Juan Porta 等针对欧洲土地产权高度碎片化的地区农村土地市场面临较高的交易成本,存在土地市场失灵的问题,探讨了土地管理部门运用 GIS(地理信息系统)管理农村土地市场的问题。具体分析了新的信息技术改善土地流转进程(land mobility processes)的机制^[14]。Todd H. Kuethe 等运用美国农业部国家农业统计服务(NASS)1973—2008 年的相关数据,采用扩展因子向量自回归方法分析了农地收益与金融市场、农业部门活动、非农地市场及宏观经济条件的关系,发现金融市场与宏观经济条件的突然变化会对农地收益立即产生负面影响,土地市场和宏观经济条件导致了农地收益的较大波动,但无论什么因素,从长远来看对农地收益均不会产生根本影响^[15]。国外文献并没有把土地流转(农地交易)的收入效应作为独立的问题讨论,而是把土地流转(农地交易)对农业劳动者收益的影响作为市场分配的普遍性问题看待,基于“交易增加交易双方福利”的市场信念,一致认

为土地流转(农地交易)必将增加农民福利。

已有文献对土地流转的收入效应的产生原因、形式、大小等方面进行了广泛的分析讨论。然而,从研究内容上看,既有研究往往侧重于对土地流转促进农民增收的表现、原因、条件进行讨论,而对土地流转收入效应的内在机制关注不够,土地流通过程中对农民收入产生影响的各类经济社会要素是如何相互作用的尚缺乏充分探讨。从研究方法上看,对土地流转收入效应的实证分析一般直接运用样本数据进行分析,没有处理样本选择偏误问题,因而实证结果无法回答到底是收入较高的农户更倾向土地流转还是土地流转使得农户的收入更高这一问题。以案例展示的土地流转的地方实践则局限于土地流转前后的收入差别,没有区分土地流转与地方经济决策、当地农业产业布局变更对当地农户收入的影响。本研究将利用多个省市的入户调查数据对土地流转的收入效应进行实证分析,一方面运用倾向得分匹配法消除样本选择偏误,更为准确地估计土地流转的收入效应,另一方面把农户总收入和农户的农业经营性收入分开处理,力图更清晰地认识土地流转收入效应的内在机制。

(三)理论评析

农村土地流转是日益普遍的经济实践,不仅农户参与土地流转的广度和深度不断拓展,而且各级政府基于优化土地资源配置、提高农民收入和推动农业现代化等目标,亦在积极引导、鼓励和促进土地流转。土地流转的实际效果不仅由土地流转的广度、深度以及形式、主体等决定,而且受到经济社会体制和各地经济社会条件的影响和制约。土地流转本质上是农民自主的农地市场交易与配置,土地流转通过改变土地的财产价值、农户的家庭经济决策(包括家庭劳动力配置、土地配置和农业投入、农业经营方式等)、农业技术与机械的使用条件而影响农民的收入。概言之,土地流转的收入效应主要通过土地财产实现机制、土地资源优化机制、农业经营效率机制、劳动分工优化机制产生。土地财产实现机制主要表现为通过土地流转,农民的土地财产权找到了经济上的实现形式。一些农民由于年老体衰或者非农就业,无力经营土地,通过流转土地获得相应的土地租赁收入,从而使闲置的土地产生财产价值,提高农户收入。土地资源优化机制主要表现为通过土地流转能够更加充分有效地利用土地资源,从而提

高收入。一些农户的农业经营项目与土地的位置、质量和环境不一致,农户之间通过租赁或互换土地从而使农业经营项目与土地的位置、质量等更加匹配,土地得以更加合理有效的利用,从而提高农业经营收入。农业经营效率机制主要表现为农民通过土地流转特别是较大规模的土地流转形成较大面积的连片土地,减少土地的细碎化,便利现代机械化操作和其他现代农业技术的使用,从而促进农业经营效率的提高,增加农民收入。劳动分工优化机制主要表现为农户通过土地流转释放劳动力优势。少量土地上承载过多劳动力必然导致劳动生产率低下,农户之间通过土地流转,一方面可以使转入户扩大土地经营面积,另一方面可以使转出户减少城乡两栖兼营农业的时间,增加非农劳动投入和非农劳动技能培育,转入和转出户劳动分工的优化有利于增加转入户的农业收入和转出户的非农业收入。四大机制虽然各自体现了土地流转影响农民收入的特定方面,但在实践中往往联合发挥作用。除了部分老年农民退出劳动力市场外,土地财产的实现有利于农户作出更为合理的劳动力资源配置,提高非农就业水平,因而土地财产实现机制往往与劳动分工优化机制相伴随。土地经营面积的扩大一方面便利了农业机械和农业技术的使用,提高农业经营效率,另一方面可以减少农业中的隐性失业,优化劳动力资源配置,因而农业经营效率机制与劳动分工优化机制也相互交织。土地资源的更合理使用通常会提高农业经营效率,土地资源优化机制与农业经营效率机制也无法割裂。土地财产实现机制、土地资源优化机制、农业经营效率机制、劳动分工优化机制四大机制概括了土地流转与相应经济社会条件相互作用的形式与内容,揭示土地流通过程中农民增收的主导机制有利于更加准确地评估和判断当前的经济社会条件与环境,从而采取更加科学合理的土地流转政策措施。

二、数据与方法

(一)数据来源

本项研究的数据来源于“土地流转和农业现代化进程中的基层政府职能研究”课题组的入户调查,课题组于2014年7月开始入户调查,截止到2015年3月底共入户访问湖南、山东、安徽、甘肃、四川、重庆、浙江、内蒙、河北、贵州等省市农户593户。调

查通过对农户户主进行结构式访谈结合问卷调查收集农户家庭经济信息。主要信息包括家庭的人口学特征、农业承包地和实际经营地、农业现代化水平和现状以及乡村治理等相关信息。由于中国幅员辽阔,地区差异巨大,特定样本要代表全国情况十分困难。然而,由于此处样本涵盖了东部、中部、西部省

份,包括经济发达省份和经济欠发达省份,既有劳动力主要输出地也有劳动力重要输入地,因而样本信息能够基本体现各类经济社会条件对农民收入的影响,揭示出土地流转的收入效应,实现本文的研究目标。本文涉及到的主要变量数据定义及赋值情况如表 1 所示。

表 1 变量设置及赋值

变量	含义及取值
户主年龄	以岁为单位
户主初中文化	初中以上=1;初中以下=0
户主高中文化	高中以上=1;高中以下=0
家庭总收入	家庭一年中收入;单位:元
农业经营收入	家庭一年内农业经营性收入;单位:元
家庭劳动力数	家庭人口中农业劳动与非农业劳动年内总时间 3 个月以上的人数
承包地	家庭承包的耕地、林地、鱼塘等总面积;单位:亩
经营地	家庭实际经营的耕地、林地、鱼塘等总面积;单位:亩
是否有土地流转	有土地流转=1;无土地流转=0
家庭农业劳动	家庭人口一年农业劳动时间总和;单位:月
家庭非农业劳动	家庭人口一年非农业劳动时间总和;单位:月
机播率	机播面积/实际经营耕地面积
机耕率	机耕面积/实际经营耕地面积
机收率	机收面积/实际经营耕地面积
劳均承包地	承包地面积/家庭劳动力数
劳均经营地	经营地面积/家庭劳动力数

由于农民没有严格的退休生活,一般根据自身的身体条件和家庭经济状况选择劳动投入的时间和强度,因此,本项研究的劳动力定义不同于以年龄界定的人口学的劳动力定义,而是根据实际劳动参与情况来判断,农民一般把能获得劳动收入者作为劳

动力,很多农业生产一般以一季度为生产周期,根据经验法则,按农民的习惯,此处把一年内劳动时间 3 月以上者界定为劳动力。其他变量与通常文献中的相关界定基本一致。

(二) 样本描述

表 2 样本的描述性统计

	全部样本		无土地流转户		土地流转户	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
户主年龄	50.00	11.158	49.90	11.187	50.16	11.137
户主初中文化	0.69	0.462	0.68	0.465	0.71	0.457
户主高中文化	0.23	0.423	0.23	0.420	0.24	0.428
家庭总收入	52 172.16	73 074.618	43 802.54	40 332.217	64 656.26	103 185.799
农业经营收入	11 682.33	21 160.214	10 128.62	18 929.181	13 999.83	23 963.087
家庭劳动力数	2.89	1.451	2.80	1.392	3.03	1.527
承包地	6.948 0	9.185 50	5.968 1	5.577 41	8.409 6	12.677 04
经营地	10.913 6	70.016 03	8.510 4	21.509 65	14.498 2	107.390 15
家庭农业劳动	12.447 7	10.275 79	12.384 5	10.183 59	12.542 0	10.432 64
家庭非农业劳动	22.114 7	16.304 57	20.923 9	15.515 57	23.890 8	17.296 52
机播率	0.270 6	0.422 20	0.325 7	0.447 39	0.188 5	0.367 39
机耕率	0.493 3	0.452 34	0.533 4	0.453 24	0.433 5	0.445 26
机收率	0.463 3	0.449 22	0.507 0	0.450 63	0.398 0	0.439 99
劳均承包地	2.799 2	3.980 27	2.462 1	2.632 73	3.302 1	5.366 17
劳均经营地	4.044 3	23.336 84	3.246 4	6.690 76	5.234 3	35.932 30
样本量	593		355		238	

表 2 描述了样本的基本情况,共有有效样本 593 份,其中无土地流转户 355 户,土地流转户 238 户。户主的平均年龄为 50 岁,其中土地流转户的平均年龄稍大。69%的户主具有初中以上文化程度,23%具有高中以上文化程度,其中土地流转户的户主文化程度稍高。家庭总收入和农业经营收入均表现为土地流转户高于无土地流转户。家庭劳动力数土地流转户稍高于无土地流转户。承包地和实际经营地均表现为土地流转户高于无土地流转户。家庭农业劳动时间和非农业劳动时间土地流转户均高于无土地流转户,但机播率、机耕率、机收率土地流转户均低于无土地流转户。劳均承包地和劳均经营地土地流转户均高于无土地流转户。家庭总收入、农业经营收入、家庭劳动力数、承包地、经营地、家庭农业劳动时间与非农业劳动时间等变量的标准差土地流转户均大于无土地流转户,因此总体来说,土地流转户的家庭经济分化程度要高于无土地流转户。

(三)实证分析方法

本研究讨论土地流转的收入效应,分别把农户家庭总收入和农业经营收入作为因变量加以考察。首先,以土地流转情况为依据对农户进行分组,比较各组农户的总收入和农业经营收入,从而用统计描述的方法直观地展现土地流转对收入的影响,然后引入决定农户收入的控制变量,把土地流转的收入效应尽可能地独立出来,把概括描述关系转化为真实机制的因果关系。最后,在反事实分析框架中采用倾向得分匹配方法消除样本选择偏误和混杂因素对收入效应估计的影响,从而更精准的评估土地流转的收入效应。通过比较两类分析方法估计结果的差异,结合相应的统计描述,进一步讨论土地流转收入效应的内在机制。

表 3 把土地流转情况细分为转入、转出和既有转入也有转出三种情况,分别考察各组农户的收入状况后发现:从总收入来说,转出户最高,转入户其次,而无土地流转的农户最低;从农业经营收入来说,转入户最高、既有转入也有转出的农户其次,转出户最低。无论是总收入还是农业经营性收入,组间差异的 F 检验显示均在 0.05 的水平下显著。由于土地流转收入效应的内在机制能够较好地体现不同土地流转内容对收入的影响,且在实证分析中假

定农户的土地转入和转出等土地流转决策是由农民根据家庭资源禀赋条件自主决策,家庭经济特征变量能够一定程度体现其土地流转倾向。因此,接下来的实证分析把土地转入、转出和既有转入也有转出三组农户合并成土地流转户。

表 3 土地流转与农户收入 元

土地流转		总收入	农业经营收入
有转出	平均数	71 513.52	8 643.68
	N	125	125
	标准差	128 539.851	22 689.325
有转入	平均数	58 912.50	22 025.00
	N	80	80
	标准差	73 736.478	26 553.016
既有转入也有转出	平均数	52 606.06	14 833.33
	N	33	33
	标准差	31 516.800	15 607.824
没有土地流转	平均数	43 802.54	10 128.62
	N	355	355
	标准差	40 332.217	18 929.181
总计	平均数	52 172.16	11 682.33
	N	593	593
	标准差	73 074.618	21 160.214

农户收入的分组比较概括反映了土地流转的收入效应,但没有考察影响收入的其他因素对组间差异的实质影响。模型(1)和(2)通过引入决定收入的控制变量,把土地流转作为哑变量进行回归分析,从而把土地流转的收入效应独立出来。

$$Gr = \alpha^{Gr} + \beta^{Gr} D + \sum_{j=1}^j \gamma_j^{Gr} x_j + e^{Gr} \quad (1)$$

$$Ag = \alpha^{Ag} + \beta^{Ag} D + \sum_{k=1}^k \gamma_k^{Ag} x_k + e^{Ag} \quad (2)$$

模型(1)与(2)中 Gr 和 Ag 分别表示家庭总收入和农业经营收入; α^{Gr} 和 α^{Ag} 分别是模型(1)与模型(2)的常数项;D 是土地流转哑变量,土地流转则 D=1,无土地流转则 D=0, β^{Gr} 和 β^{Ag} 是相应的土地流转的总收入效应和农业经营收入效应的待估参数; x_j 是第 j 个影响农户总收入的控制变量, x_k 是第 k 影响农户农业经营收入的控制变量, γ_j^{Gr} 和 γ_k^{Ag} 分别表示相应控制变量的系数; e^{Gr} 和 e^{Ag} 分别是模型(1)和模型(2)的随机误差项。决定农户收入的因素一般包括人力资本、土地、劳动投入等,进入模型(1)的控制变量包括家庭劳动力数、承包地、家庭农业劳动、家庭非农业劳动等,进入模型(2)的控制变量包括家庭劳动力数、承包地、家庭农业劳动时间等。引入控制变量的回归分析有利于揭示土地流转产生收

入效应的真实机制。然而,虽然在理论上可以确定控制变量的范围和种类,但农户的人力资本状况、劳动投入的强度和质量、资本投入和经营水平等大量影响收入的因素无法观测或计量,因而,除控制变量之外,土地流转户和无土地流转户之间其他的家庭经济特征变量仍然可能是导致他们之间收入差距的重要原因,即控制变量仍然无法完全消除混杂因素和样本选择偏误对各类农户收入差别有效估计的影响。

土地流转的收入效应可以用同一农户在土地流转情形下的收入状况与无土地流转情形下的收入状况的差异来刻画。但对于无土地流转户,土地流转情形下的收入状况是无法观测的反事实(counterfactual outcome),对于土地流转户,无土地流转情形下的收入状况是无法观测的反事实。倾向得分匹配方法正是针对这种反事实问题的分析方法,是解决样本选择偏误并评估相应处理效应的重要方法。把无土地流转户看作控制组,把土地流转户看作处理组,土地流转的收入效应则可以通过估计平均处理效应(average treatment effect, ATE)和平均处理组处理效应(average treatment effect on the treated, ATT)来评估。平均处理效应参数估计所回答的问题是“如果处理组成员是随机安排的,其处理效应的期望值是多少”,而平均处理组处理效应的参数则直接关注实际处理组成员所获得效应^[16]。当控制组和处理组的特征变量无显著差异时,处理组处于控制状态的这一反事实状况可以用控制组的现实状态替代,与之相对,控制组处于处理状态的这一反事实状况可以用处理组的现实状态替代,即两个反事实由于被认为与对应的观测事实无差异而被替代。倾向得分匹配方法首先把导致样本选择偏误的因素转化成为处理组成员的条件概率,即倾向得分,然后根据倾向得分进行样本匹配,进行有效匹配后,反事实状态就可以用匹配的可观测状态替代,从而有效估计相应的处理效应。农户土地流转与否是个二分变量,此处用 Logistic 模型估计倾向得分即农户进行土地流转的条件概率。Logistic 概率分布函数公式如公式(3)所示。

$$P_i = Pr(D=1|x_i) = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \sum \beta_i x_i)}} \quad (3)$$

式(3)的估计式为:

$$\ln \frac{p_i}{1-p_i} = Z_i = \alpha + \sum \beta_i x_i + \epsilon \quad (4)$$

公式(3)和公式(4) P_i 是第 i 个农户进行土地流转的条件概率, β_i 是待估系数, x_i 是纳入模型的解释变量,此处采用 Rosenbaum 建议的经验法则,把组间差异具有显著性的变量全部纳入模型^[17],包括机播率、机耕率、机收率、劳均承包地、家庭劳动力数、家庭农业劳动时间、家庭非农业劳动时间等。依据公式(3)和公式(4)估计出倾向值后,采用 SPSS22 自带的卡钳匹配方法进行样本匹配,按 Austin 确定的经验法则,匹配容差为 0.02 以内就能消除样本选择偏误^[18],此处匹配容差设定为 0.01 即土地流转户和无土地流转户的倾向值之间的差值在 0.01 之内实现匹配。进行倾向得分匹配后,土地流转的收入效应如公式(5)和公式(6)所示。

$$Gr_{ATT}^{PSM} = E(Gr^{PSM} | D=1) - E(Gr^{PSM} | D=0) \quad (5)$$

$$Ag_{ATT}^{PSM} = E(Ag^{PSM} | D=1) - E(Ag^{PSM} | D=0) \quad (6)$$

公式(5)和公式(6)中 PSM 是倾向得分匹配的标识符,土地流转的收入效应通过匹配后的土地流转户和无土地流转户的两组收入均值差反应出来。 Gr_{ATT}^{PSM} 和 Ag_{ATT}^{PSM} 是土地流转的总收入效应和农业经营收入效应, Gr_{ATT}^{PSM} 和 Ag_{ATT}^{PSM} 分别表示匹配样本的总收入和农业经营收入。

三、实证分析结果

(一)控制变量回归分析

引入控制变量进行回归分析发现,无论对总收入还是农业经营收入,土地流转与否的哑变量 D 的系数在 0.01 的显著性水平下均为正(详见表 4),因此,可以推定土地流转对农户家庭总收入和农业经营收入均有明显的提升作用。但在模型(1)和模型(2)的收入决定方程中,家庭劳动力数对收入的影响均为负(在模型 2 中没有通过显著性检验),产生这一与理论预期不一致结果的可能原因是农村存在隐性失业,劳动力没有创造财富,而农户家庭劳动力配置包含了土地流转决策,控制变量回归中土地流转的收入效应部分包含了劳动力的收入贡献。在模型(1)和模型(2)中决定系数 R^2 均较低,说明自变量对因变量的解释程度尚不高,仍有重要的因素没有作为控制变量纳入模型,从而影响了收入效应估计的精度。

表 4 土地流转收入效应的控制变量分析

解释变量		系数	标准误	标准化系数	T 值	P 值
模型 1	常数	14 345.379	7 076.899	—	2.027	0.043
	哑变量 D	15 682.653	5 810.788	0.105	2.699	0.007
	承包地	656.739	317.923	0.083	2.066	0.039
	家庭劳动力数	-16 218.432	7 130.527	-0.322	-2.275	0.023
	家庭农业劳动	1 766.492	550.134	0.248	3.211	0.001
	家庭非农业劳动	2 347.445	516.286	0.524	4.547	0.000
模型 2	常数	5 387.966	2 002.905	—	2.690	0.007
	哑变量 D	3 419.556	1 750.668	0.079	1.953	0.051
	承包地	213.371	95.013	0.093	2.246	0.025
	家庭劳动力数	-593.790	730.398	-0.041	-0.813	0.417
	家庭农业劳动	414.349	103.863	0.201	3.989	0.000

注:模型 1,被解释变量:总收入, $R^2=0.129$; $F=17.456$;模型 2,被解释变量:农业经营收入, $R^2=0.055$; $F=8.571$

(二)倾向得分匹配分析

用 Logistic 模型估计倾向得分,以此从无土地流转的农户中寻找与土地流转农户中家庭经济特征相似的农户,模型中包括机播率、机耕率、机收率、劳均承包地、家庭劳动力数、家庭农业劳动时间、家庭非农业劳动时间等变量。表 5 列出 Logistic 回归结果。回归结果表明,家庭非农业劳动时间越多,农户越倾向于土地流转,劳均承包地越多越倾向于土地流转。但机播率越高的农户更倾向于不参与土地流转,产生这一结果的可能原因是较高的机播率降低了农业劳动强度,有利于老年农民耕种和持有土地。

表 5 倾向得分的 Logistic 估计结果

变量	系数	标准误	Exp(B)
常数	-0.816***	0.199	0.442
家庭非农业劳动	0.016**	0.006	1.016
劳均承包地	0.096***	0.032	1.101
机播率	-0.817***	0.216	0.442
家庭劳动力数	-0.055	0.130	1.077
家庭农业劳动	-0.005	0.017	0.995
机耕率	0.266	0.435	1.305
机收率	-0.353	0.436	0.703

-2 倍对数似然 = 767.538; Cox & Snell $R^2 = 0.051$;
Hosmer 与 Lemeshow 检验 P 值 = 0.142

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%以下显著

表 6 土地流转户和无土地流转户的平衡性检验结果

变量	均值				平均差异		显著性	
	土地流转户		无土地流转户		匹配前	匹配后	匹配前	匹配后
	匹配前	匹配后	匹配前	匹配后				
	N=238	N=238	N=355	N=206				
户主年龄	50.16	50.16	49.90	52.21	0.262	-2.05	0.779	0.405
户主初中文化	0.71	0.71	0.68	0.60	0.021	0.095	0.587	0.036
户主高中文化	0.24	0.24	0.23	0.17	0.011	0.064	0.767	0.104
家庭劳动力数	3.03	3.03	2.80	3.04	0.227	-0.013	0.062	0.925
承包地	8.409 6	8.409 6	5.968 1	6.677 6	2.441 48	1.698 77	0.001	0.070
经营地	14.498 2	14.498 2	8.510 4	9.954 8	5.987 84	6.682 64	0.308	0.370
家庭农业劳动	12.542 0	12.542 0	12.384 5	13.293 7	0.1575 1	-0.308 69	0.855	0.747
家庭非农业劳动	23.890 8	23.890 8	20.923 9	22.541 3	2.966 81	0.795 97	0.030	0.621
机播率	0.188 5	0.188 5	0.325 7	0.211 3	-0.137 17	-0.028 27	0.000	0.430
机耕率	0.433 5	0.433 5	0.533 4	0.462 0	-0.099 93	-0.049 45	0.008	0.240
机收率	0.398 0	0.398 0	0.507 0	0.453 2	-0.109 05	-0.067 19	0.004	0.105
劳均承包地	3.302 1	3.302 1	2.462 1	2.557 6	0.839 96	0.743 49	0.012	0.068
劳均经营地	5.234 3	5.234 3	3.246 4	3.521 2	1.987 84	2.337 27	0.310	0.350

倾向得分的 Logistic 估计的 Hosmer 与 Lemeshow 检验的 P 值大于 0.05 的显著性要求,表明预测值与观测没有显著差别,因而模型的总体拟合效果较

好。表 6 是倾向得分匹配的数据平衡性检验结果,匹配后土地流转户和无土地流转户的组间差异显著缩小,仅有户主年龄和户主文化程度的差距略有扩大,

家庭劳动力数、家庭非农业劳动、机播率、机耕率、机收率等匹配前有显著差异的变量经过匹配已无显著差异,承包地、劳均承包地等变量的差异也从 1%、5% 内显著缩减为 10% 内显著。由于土地流转户和无土地流转经过匹配后家庭经济特征变量已无显著差异,因而倾向得分匹配通过了平衡性检验,匹配效果较好。

表 7 土地流转收入效应的 ATT 估计结果 元

估计对象	总收入	农业经营收入
ATT	15 455.290	2 413.133
标准误	7 846.249	2 236.110
T 值	1.970	1.079
显著性	0.049	0.281

倾向得分匹配后,土地流转收入效应的估计结果如表 7 所示。这一结果与控制变量回归分析的结果有所差异,不仅有土地流转的收入效应的量不同,而且有质的差别。结果显示,倾向得分匹配方法所得到土地流转的收入效应明显小于控制变量回归分析所得结果,虽然土地流转仍然显著地增加了农户总收入,但对增加农户的农业经营收入的效果则不显著。

表 8 土地流转的收入效应实证分析结果

分析方法	总收入			农业经营收入		
	净效应	增收比例	显著性	净效应	增收比例	显著性
控制变量回归分析	15 682.653	35.80%	0.007	3 419.556	33.76%	0.051
倾向得分匹配分析	15 455.29	31.41%	0.049	2 236.110	20.83%	0.281

2. 土地流转的土地资源优化机制和农业经营效率机制尚未充分发挥作用。如表 8 所示,在倾向得分匹配分析中土地流转增加农业经营收入没有通过显著性检验。倾向得分匹配分析最大的优势在于消除样本选择偏误,即控制变量回归分析所显示的土地流转增加农业经营收入的效应是由样本选择偏误所致。由于控制变量回归分析已经消除了承包地面积、家庭劳动力数量、家庭农业劳动时间等方面的差异,样本选择偏误是控制变量之外的农业经营能力、农业劳动技能、农业资本投入等因素所致,因此控制变量回归中所显示的土地流转促进农业经营收入的提高主要是因为通过土地流转实现了土地向农业经营能力更强的农户集中,而不是土地流通过程中的农业经营效率机制所致。表 3 的统计描述显示:从总收入来说,土地转出户最高,土地转入户其次,而无土地流转的农户最低;从农业经营收入来说,土地

四、结论与政策建议

(一)主要结论

1. 土地流转产生了显著的收入效应。实证分析的意义不在于简单地验证理论预测,而在于更准确地判断和评估事实,从而为科学决策和理论分析提供有益的信息。综合表 4 和表 7 的实证分析结果(详见表 8),控制变量回归显示土地流转使农户总收入增加了 35.80%,农户农业经营收入增加了 33.76%,倾向得分匹配分析显示土地流转使农户总收入增加了 31.41%,农业经营收入增加了 20.83%(在倾向得分匹配分析中土地流转促进农业经营收入增加的效果没有通过显著性检验)。两种分析方法均表明土地流转显著增加了农户的总收入,其中控制变量回归分析所得到的增收效应大于倾向得分匹配分析。虽然倾向得分匹配分析中土地流转增加农户农业经营收入的效果没有通过显著性检验,但两种分析方法均显示土地流转对农业经营收入的影响是正面的。

转入户最高,既有土地转入也有土地转出的农户其次,土地转出户最低。土地转出户总收入最高而农业经营收入最低说明非农就业收入对土地转出户更为重要,土地财产实现机制特别是劳动分工优化机制在土地流转中发挥了较强的农民增收作用。土地转入户农业经营收入最高而总收入居第二,倾向得分匹配分析的结果显示土地流转并没有显著提高农业经营收入,说明土地转入户较高的农业经营收入是由于经营更多的土地和自身较强的农业经营能力所致,体现的仍然是劳动分工优化机制的作用。总之,实证结果表明,土地流转促进了农民增收,但土地流转的收入效应主要由土地财产实现机制、劳动分工优化机制产生,而土地资源优化机制、农业经营效率机制尚未充分发挥作用。

(二)政策建议

从中央到地方各级政府都十分重视和积极推动

土地流转,并把土地流转作为农民增收和发展现代农业的重要举措。然而,从农民增收的角度来看,由于农业剩余劳动力转移是个阶段性任务,劳动分工优化机制中的释放农业劳动力、提高非农就业收入的功能只能在有限的历史时期发挥作用。由于农地租金最终只能从农业经营收益中分享,农民增收固然是个问题,但对农业现代化来说最关键的是降低农业经营成本,提高农业竞争能力。短期内过高的土地流转租金虽然可以提高农民收入,但增加了农业经营成本,降低了农业经营收益。因而土地财产实现机制只有伴随着农业经营效率的提高才能发挥更大的农民增收功能。当前土地流转的收入效应主要由土地财产实现机制和劳动分工优化机制产生,进一步推动土地流转、提高农民收入必须开创条件让土地资源优化机制、农业经营效率机制更充分地发挥作用。首先,进一步落实农民集体的土地所有权,把土地流转与土地整治结合起立,让农民集体在农地利用规划、土地质量提升等相关事项中享用更充分的决策权,分享土地整治收益,从而激励作为土地所有者的农民集体积极开展有利于土地适度规模经营的土地整治,减少土地碎片化,为现代农业机械和农业技术运用开创条件^[19]。其次,在土地流转中注重培育新型职业农民,积极引入新型农业经营主体,让现代农业生产技术和农业经营管理方法得到更充分的运用,提高农业经营效率。再次,进一步坚持土地流转中农民自愿与政府引导相结合的原则,农民自愿才能保证政策措施着眼现实,政府引导则可体现立足长远。最后,进一步发展农业社会化服务体系,运用市场的手段连接农业生产与经营、技术与经验、资金与劳动力,盘活农业生产要素,开创土地流转市场。

参考文献:

- [1] 李先玲. 基于农民收入结构的农村土地流转分析[J]. 特区经济, 2010(10): 164-166.
- [2] 金丽馥, 冉双全. 土地流转背景下增加农民财产性收入研究[J]. 商业时代, 2012(3): 94-95.
- [3] 刘淑俊, 张蕾. 土地流转对农民收入影响的经济效应分析[J]. 东北农业大学学报: 社会科学版, 2014(6): 20-24.
- [4] 余小英, 王成璋. 农村土地流转制度变迁与农民收入的关系分析[J]. 湖北农业科学, 2014(11): 5 597-5 601.
- [5] 王春超. 农村土地流转、劳动力资源配置与农民收入增长: 基于中国 17 省份农户调查的实证研究[J]. 农业技术经济, 2011(1): 93-101.
- [6] 罗必良. 产权强度、土地流转与农民权益保护[M]. 北京: 经济科学出版社, 2013: 176-182.
- [7] 封雨. 农村土地流转对农民收入影响的实证研究——以河南邓州为例[J]. 生产力研究, 2014(12): 50-53.
- [8] 胡红斌. 农村土地流转与农民增收的关系[J]. 商业经济, 2014(9): 26-28.
- [9] 陈刚. 土地承包经营权流转与农民财产性收入增长——来自《农村土地承包法》的冲击实验[J]. 社会科学辑刊, 2014(2): 103-110.
- [10] 李丽明, 吴一平. 农村土地流转与农民收入关系实证分析——基于滑县 176 户调研数据[J]. 现代农业科技, 2015(5): 341-343.
- [11] 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.
- [12] 北京大学国家发展研究院综合课题组. 合法转让权是农民财产性收入的基础——成都市农村集体土地流转的调查研究[J]. 国际经济评论, 2012(2): 127-139.
- [13] Michael E. Kjelland, Urs P. Kreuter, George A. Clendenin. Factors Related to Spatial Patterns of Rural Land Fragmentation in Texas[J]. Environmental Management, 2007(40): 231-244.
- [14] Juan Porta, Jorge Parapar, Paula Garcia. Web-GIS Tool for the Management of Rural Land Markets[J]. Earth Science Informatics, 2013(6): 209-226.
- [15] Todd H. Kuethe, Todd Hubbs, Mitch Morehart. Farmland Returns and Economic Conditions: A FAVAR Approach[J]. Empirical Economics, 2014(47): 129-142.
- [16] Marco Caliendo, Sabine Kopeinig. Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching[J]. Journal of Economic Surveys, 2008(22): 31-72.
- [17] Austin PC. Propensity-score Matching in the Cardiovascular Surgery Literature From 2004 to 2006: A Systematic Review and Suggestions for Improvement[J]. Journal of Cardiovascular Surgery, 2007(134): 1 128-1 135.
- [18] 郭申阳, 马克. W. 弗雷泽, 郭志刚, 等. 倾向值分析: 统计方法与应用[M]. 重庆: 重庆大学出版社, 2012: 91-92.
- [19] 常伟, 穆丹. 农地承包经营权确权认知问题研究[J]. 统计与信息论坛, 2015(8): 87-91.

