

农户土地流转有助于农户群体“提低扩中”吗?

黄祖辉¹, 杜 语²



(1.浙江大学 中国农村发展研究院,杭州 310058; 2.北京大学 现代农学院,北京 100087)

摘要:提高中低收入农户群体的收入水平是缩小居民收入差距、实现共同富裕的关键任务。利用 CFPS 2018 数据,使用基于 RIF 的 ITE 模型等计量方法进行分析研究发现:(1)土地流转的增收效应具有非对称性,转出土地的中低收入农户能显著增收,但转入土地的中低收入农户增收不明显;(2)东部和西部地区转出土地的中低收入农户收入增长显著;(3)土地流转(尤其是转出)有助于缩小小农户间收入差距、优化农户群体的收入分配结构。实证结果稳健地说明农户土地流转对实现农户群体“提低扩中”目标具有积极意义,在此基础上提出在西部和东中部欠发达农村地区,鼓励和支持中低收入农户流转土地,以增加其兼业和非农收入等政策建议。

关键词:土地流转;收入分配;提低扩中;RIF 回归;处理效应

中图分类号:F311

文献标识码:A

文章编号:1009-9107(2022)06-0087-13

引 言

自 2004 年中央一号文件再次聚焦“三农”问题以来,我国农民收入持续增长,到 2021 年时农村居民人均可支配收入达到了 18 931 元。但在农民总体收入增长的同时,也带来了农民内部收入差距扩大的情况。根据《中国统计年鉴》的数据,我国农民群体中的高收入户与低收入户人均纯收入差距由 2003 年的 5 481 元扩大到 2020 年的 33 839 元,农民内部的收入不平等日益突出。如果收入差距持续扩大并超过一定阈值,势必会引起阶层对立和社会不稳定,不利于我国现代化的发展。为了解决这方面的问题,中国共产党领导人民打赢了脱贫攻坚战,并乘胜开启乡村振兴新征程,同时要求巩固拓展脱贫攻坚成果进而促进农民农村共同富裕。为顺利施行这一系列举措,除了需减轻工农城乡发展不平衡程度以外,还需改善农户群体的收入分配结构,提升中低收入农户的收入水平,继而达到扩大中等收入群体规模的目标。

任何收入都会分解并归之于生产资源的所有者^[1],土地是农户相对于其他人群所独有的资源,因其承载着生存、就业以及社会保障等多重功能,被视为农民增收的重要依托。中国的改革从农村起步,而土地制度改革又是全面深化农村各项改革的核心^[2]。近年来,我国在农村土地归农民集体所有的前提下,建立起长期稳定的土地承包关系,并极具创新地实现了农地制度由“两权分离”到“三权分置”的变迁,其目的是在稳定农户承包权的同时放活土地经营权^[3],推动土地有序流转,以期实现农业规模经营和农民收入增加^[4]。有数据显示,截至 2020 年,全国农户家庭承包地流转面积达 5 3218.92 万亩,约为 2010 年流转面积的 3 倍,土地流转规模不断扩大,说明土地流转是农村土地资源分配方式的演进方向。2021 年 3 月 1 日,《农村土地承包经营权流转管理办法》开始实施,该文件进一步健全了农村土地流转交易规则,旨在提高农户参与土地流转的积极性,形成更加稳定的农村土地流转市场秩序,保障农户持续增收,为全面推进乡村振兴注入活力。

收稿日期:2022-04-25 DOI:10.13968/j.cnki.1009-9107.2022.06.11

基金项目:国家自然科学基金国际(地区)合作交流项目(71861147002)

作者简介:黄祖辉,男,浙江大学中国农村发展研究院首席专家,教授,博士生导师,主要研究方向为农业经济与农村发展、产业组织与制度安排。

从理论上讲,“提低扩中”^①涉及收入分配问题,“提低”是基础,“扩中”是目的^[5],欲实现农户收入分配结构的优化,中低收入农户持续增收是关键。从土地这个传统生产要素的视角切入,符合微观经济学的理论逻辑。从内容上看,学界研究收入分配中的贫富差距或收入极化问题主要集中在城乡、区域及行业之间,对农民内部的收入分配状况、尤其是对中低收入农民收入进行深入讨论的研究相对较少,而探究土地流转对中低收入农民增收效应的研究则更少。从方法上看,为研究流转的收入分配效应,较常规的做法是直接圈定研究样本然后进行均值回归,该方法有一定针对性,但在选择样本时具有主观性,不能真正区分流转对不同收入水平人群增收效应的异质性。有学者利用条件分位数回归来研究流转对条件收入分布的影响,虽然该方法放松了 OLS 的分布假设,但其回归系数是条件于协变量的,因此结果不具有明显的经济意义或政策价值。近来,部分文章利用再中心化影响函数(RIF)回归和分解对收入分配问题进行了讨论,但将其用在土地流转问题上的研究还较少。因此,本文将在前人研究的基础上,使用更严谨的方法,对土地流转与中低收入农民家庭的收入关系进行新的探索。

一、文献综述

从土地流转对收入水平的影响来看,该方向研究较为成熟且成果丰硕。虽然有研究认为土地流转对农民增收无显著影响^[6],甚至会产生负面效果^[7],但主流观点是农民收入会因流转得到不同程度的提高。部分国外文献对其进行了证实,如 Deininger 等构建了一个农户参与土地租赁市场的理论模型,并运用贵州、湖南和云南三省贫困地区农户调查数据进行了实证检验,发现开展市场化土地流转更能提高农业生产绩效^[8]。此后,他们又用中国九个农业大省的农村调查样本,发现转出和转入均对家庭福利有显著提高^[9]。国内研究也为该观点提供了有力证据。冒佩华等使用六省微观调查数据,运用 PSM 方法发现农地流转能显著提高农户收入,但增收效应具有“非对称性”^[10]。夏玉莲等运用与冒文相同的方法,利用五省调查数据探讨土地流转的减贫效应,得出推进流转可以增加家庭收入的结论^[11]。虽然以上研究考虑了自选择问题,但都没有校正不可观测因素的影响。周京奎等利用 CFPS 数据,采用工具变量法稳健地证明了农地转出显著提升农村贫困户收入的结论^[12]。

从土地流转对收入分配的影响来看,该方向的研究方兴未艾,所得结论“千差万别”。总体而言,存在两种观点:一是流转会产生“马太效应”,即中低收入农民的增收效应不明显或增收幅度低于高收入农民;二是流转能缩小收入差距,即有助于中低收入群体大幅增收。就第一种观点,林乐芬等对五个发展中国家的农地市场效应进行了评述,认为土地市场有助于土地资源的有效配置,但可能会牺牲小农的利益^[13]。除了国外的案例以外,我国学者也立足国内开展研究。朱建军等基于 CHARLS 数据,通过 PSM 法发现流转会显著提高基尼系数,即流转会扩大收入差距^[14]。虽然朱文能分析流转对收入分配的总体情况,但无法深究对收入分布的影响状况。郭君平等使用六省调查数据,运用分位数回归检验了流转对收入分布的影响,发现转入促进了农户增收,其中收入水平越高的农户获益愈大,而转出仅使部分低收入户增收,有一定缩小收入差距的作用^[15]。栾江等用分位数处理效应模型,利用农户调查数据,得到了与郭文相似的结果^[16]。就第二种观点,Keswell 等以南非“土地再分配促进农业发展计划(LRAD)”为背景,发现参与流转能显著促进贫困户增收,且长期正效应明显^[17]。ZHANG 利用浙江农村调查数据,发现土地租赁市场能提高低收入农民收入、缩小收入差距^[18]。万广华等用中国农业部农研中心的调查数据做夏普利值分解,发现土地是减少收入不平等的唯一要素^[19]。除了用回归分解的办法探讨流转的收入分配效应外,韩萑等基于浙皖两省四县的调查数据,发现欠发达地区的“剩余土地”倾向于流向小农户,进而可能缩小农民的收入差距^[20]。史常亮等利用八省的农户数据,使用 ESR 模型进行分析,得出若提高非流转户参与流转的比重,则收入差距会缩小的结论^[21]。

概言之,土地流转对农户增收效应的研究已趋于饱和,但流转对农民群体收入分配的影响还未形成统一认识。一方面,不同研究选用的数据不同,有的具有全国代表性,有的仅具有地区代表性,故得到的结论不具

^①“提低扩中”指提高低收入群体收入、扩大中等收入群体规模以形成橄榄型收入分配格局,概言之,就是要促进中低收入群体增收,使该群体比高收入群体有更大的收入增幅,从而缩小收入差距,实现共同富裕。

有可比性;另一方面,研究方法选择上的差异也导致了实证结果的差别。基于以上观点,本文细化了研究的目标群体,着重分析土地流转对不同收入水平农户,尤其是对中低收入农户的影响,探讨土地流转(转出或转入)的中低收入农户能否大幅增收的问题,这对农户群体“提低扩中”、早日实现农民农村共同富裕具有重要现实意义。

二、理论分析

本部分借鉴 Deininger 等设计的土地租赁市场分析框架^[8],对土地流转的增收效应构造了一个简单模型,并结合前人结论与现实情况,提出两条假说。

假设农户在二轮承包时从村集体处分得的土地为 D_0 ,该家庭的劳动力要素为 L_0 (为简化论证,暂不考虑其他要素)。在不存在农业劳动力市场的情况下,农户家庭可在生产前根据预期对要素进行配置,假设用于农业生产的土地为 D_1 ,从事农业生产的劳动力为 L_1 。那么用于流转的土地有 $D_2 = |D_1 - D_0|$,其中当绝对值内的符号为正时表示转入,为负时表示转出,为0时表示不参与流转;不从事农业生产的劳动力有 $L_2 = L_0 - L_1$ 。令农业生产函数为 $F(D, L)$,该函数一阶偏导数大于0,二阶偏导数小于0。另给定农产品市价 p ,从事非农生产的劳动力报酬 w ,从事农业生产在单位土地上的成本 c ,流转的承包地单位租金 $r (r \geq 0)$,流转双方需上缴的单位土地中介费 $m (m \geq 0)$ 。基于以上条件,流转决策为最大化以下目标函数。

当决定转出时:

$$\max_{D_1, L_1} \{ pF(D_1, L_1) + wL_2 - cD_1 + (r - m)D_2 \} \quad (1)$$

当决定转入时:

$$\max_{D_1, L_1} \{ pF(D_1, L_1) + wL_2 - cD_1 - (r + m)D_2 \} \quad (2)$$

对式(1)关于 D_1 求一阶偏导,得:

$$pF_{D_1} = c - r + m \quad (3)$$

对式(2)关于 D_1 求一阶偏导,得:

$$pF_{D_1} = c + r + m \quad (4)$$

由推导结果知,在农户为理性且对未来拥有正常稳定预期的情况下,当农业生产的边际收益(pF_{D_1})小于土地生产的边际成本($c + m - r$)时,会发生转出行为;当农业生产的边际收益(pF_{D_1})大于土地生产的边际成本($c + m + r$)时,会发生转入行为;当农业生产的边际收益处于土地生产的两个边际成本之间时,不会发生流转。理论上,农户参与流转必定有助于增收以实现净收入最大化,但不同流转行为在现实中面临的挑战却是不同的。一般而言,转出所带来的结果和做决策时的预期相差不大,转入则存在诸多超出预期的不确定因素影响(如自然灾害、规划调整等),故实际结果可能使得式(4)的等号左侧小于右侧,即农业生产边际收益小于土地生产边际成本,这导致转入并未实现净收入最大化,说明转入农户增收存在不确定性。基于以上讨论,提出假说1。

假说1:土地流转有助于农户增收,其中土地转出农户的增收效应稳定,土地转入农户的增收效应不确定。

近年来,我国不断在法律法规和体制机制上对土地流转活动进行规范,但非正式性仍是农村土地流转的重要特征,其中“人情租”流转是这种非正式性的主要表现形式。所谓“人情租”流转,简言之就是不收取或收取极少货币租金而发生的土地流转现象。于高收入农户而言,此类家庭一般具有较多青壮劳动力且农业生产不为收入主要来源,根据陈奔山等的研究,高收入农户更可能采取“人情租”流转^[22];此外,高收入农户的收入基数较大,因此推测参与土地流转的高收入农户收入增幅并不明显。于中低收入农户而言,大多处于“以地为生”的状态,按照姚志等的观点,若中低收入农户决定流转土地,将格外关注承包权的稳定和直接的货币收入^[23];另外,中低收入农户在转出土地后通过兼业或非农就业能获得更加稳定的收入,加之他们的收入基数较小,因此推测参与土地流转的中低收入农户收入增幅将更明显。值得注意的是,以上讨论主要针对土地转出农户,而不同收入水平土地转入农户的增收效应难以通过理论分析判断。究其原因,相对于转出农

户,转入农户面临的不确定性更大。通过以上分析,得到假说 2。

假说 2:土地流转有助于提升中低收入转出农户的收入水平,但对高收入农户增收影响不大。

三、研究方法 with 数据变量

(一) 实证模型

条件分位数回归自 1978 年被 Koenker 和 Bassett 提出以来,已得到广泛使用,但该方法估计出的系数不满足期望迭代法则,故很难对结果的经济意义做出合理解释。此外有文献通过模拟发现,条件分位数回归的系数在分布两端会出现较大偏误^[24]。基于以上原因,逐渐有文章使用基于再中心化影响函数(recentered influence function, RIF)的无条件分位数回归来进行实证分析。RIF 回归因放松了独立性假设,故能有效弱化由遗漏变量等引起的内生性问题^[25]。尽管有学者认为 RIF 回归能估计无条件分位数处理效应^[26],但仍有学者认为该方法对二元变量的估计会产生较大偏误^[27],且在系数解读上存在差别^[28]。因此,本文使用 Firpo 和 Pinto 在 RIF 回归基础上拓展出的不平等处理效应(inequality treatment effect, ITE)方法^[29]。本质上讲,可把它看做逆概率加权回归调整(inverse probability weighting regression adjustment, IPWRA)模型的变体。

因为土地流转决策存在非随机性,即收入高低和流转与否并非完全独立,这将导致直接估计结果存在选择性偏误,所以在估计前,需要对样本权重进行调整以克服依可观测特征带来的自选择问题。可以将样本分为流转组($T=1$)和未流转组($T=0$),然后用 Probit 模型计算出倾向得分(propensity score),随后得到两个组别的权重:

$$w_1(x) = \frac{P(T=1)}{P(T=1 | X=x)} \quad (5)$$

$$w_0(x) = \frac{1-P(T=1)}{1-P(T=1 | X=x)} \quad (6)$$

其中, $P(T=1)$ 为全样本中流转家庭的比例, $P(T=1 | X=x)$ 为给定一系列可观测特征后,观测值为流转的概率。此后,将权重代入对特征分布的求解中,可得流转与未流转组的拟合分布情况:

$$\hat{F}_{Y_k} = \int_{i \in k} F_{Y_k | X} \cdot w_k(x) \cdot dF_{X | T=k}, k=0, 1 \quad (7)$$

统计量 v 可直接估计,也可通过 RIF 进行估计:

$$v(\hat{F}_{Y_k}) = \int_{i \in k} E[RIF\{y, v(\hat{F}_{Y_k})\} | X=x] \cdot \hat{w}_k(x) \cdot dF_{X | T=k}(x), k=0, 1 \quad (8)$$

以上过程叫做再加权调整(reweighting adjustment)。此后,可将其作为被解释变量来估计处理效应(流转带来的影响):

$$T \times RIF\{y, v(\hat{F}_{Y_1})\} + (1-T) \times RIF\{y, v(\hat{F}_{Y_0})\} = b_0 + b_1 T + \sum_{i=2}^k b_i X_i + \epsilon \quad (9)$$

其中, \hat{F}_{Y_1} 和 \hat{F}_{Y_0} 是分别对流转组和未流转组做加权调整后得到的拟合分布, b_1 是处理效应。在实操中,建议引入控制变量 X ,这样可以让估计更有效率、系数解释更加方便。

(二) 数据和变量

本文沿袭前人的研究思路,运用 CFPS 2018 数据进行分析。CFPS 是由北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)实施的全国性、综合性的社会跟踪调查项目,其分层多阶段抽样设计使得样本能够代表大约 95% 的中国人口。根据《民法典》和《农村土地承包法》的相关法条,结合高帆对乡村振兴战略视域下的农民分化问题的讨论^[30],按家庭经济问卷题项“不包含租用的土地,您家从集体分得以下哪些类型的土地”的回答来判断是否为农户^①。对全部家庭样本进行清理,剔除没有承包地的家庭,合并家庭库和个人库的数据,再对

①本文所指农户是依法取得农村土地承包经营权的农村集体经济组织成员家庭,并不是具有农业户口且居住在农村的家庭,作此界定的原因有二:一是前者在我国现行法律规定下更有合理性,二是 CFPS 的抽样是城乡一体的,如果仅对后者进行分析会导致样本失真,同时也会对国家土地流转政策产生误读。

剩下的家庭样本做剔除极端值、异常值、缺失值等操作后,共得到4 980个样本,其中参与流转有1 461户,占比约29.3%;转出方有农户952户,占比约19.1%;转入方有农户509户(不包括非农户等其他经营主体),占比约10.2%。

本文所用模型存在条件独立性假设(CIA)的约束,因此需选择足够多的控制变量来使其成立。在整理归纳与农户收入、土地流转、CFPS相关的文献后,按照家庭收入、流转行为、家庭特征、经济来源、人力资本、物质资本、社会资源、制度环境、地理区位、决策因素等10个模块,选择了28个变量,其中家庭人均纯收入对数为因变量,土地流转、转出、转入为核心自变量,其余为控制变量。以上所有指标的含义和描述性统计结果列于表1中(决策因素仅在计算倾向得分时使用,不出现在收入方程中)。

表1 变量定义与全样本描述性统计结果

变量类型	变量	变量含义	平均值	标准差
因变量	家庭收入	2018年人均家庭纯收入取对数	9.39	0.92
核心变量	土地流转	1=是;0=否	0.29	0.46
	土地转出	1=是;0=否	0.19	0.39
	土地转入	1=是;0=否	0.10	0.30
家庭特征	户主性别	1=男;0=女	0.54	0.50
	户主年龄	户主年龄/年	51.92	13.73
	家庭规模	2018家庭总人口数/人	3.90	1.85
	婚姻状态	1=已婚;0=其他	0.85	0.36
经济来源	外出打工	家中有成员外出打工:1=是;0=否	0.49	0.50
	农业帮工	家中有成员从事农业雇工:1=是;0=否	0.11	0.31
	农业经营	家中有成员从事种植业或林业:1=是;0=否	0.65	0.49
人力资本	教育水平	受访者完成的最高教育年限/年	6.69	4.24
	健康状况	从1到5进行评分,数值越大健康状况越好	2.83	1.25
物质资本	流动资产	现金及存款总额/万元	338.00	781.00
	农机价值	农用器械总价值/万元	0.23	146.00
	金融资产	是否持有金融产品:1=是;0=否	0.2	0.13
社会资源	人情支出	赠送出去的礼物礼金价值/万元	0.40	0.61
	中共党员	1=是;0=否	0.9	0.28
制度环境	政府补助	1=有;0=无	0.55	0.50
	医疗保险	1=有;0=无	0.95	0.22
	养老保障	1=有;0=无	0.74	0.44
	户口类型	1=农业户口;0=非农业户口	0.93	0.26
地理区位	城乡属性	1=城镇;0=乡村	0.35	0.48
	东部地带	1=东部;0=其他	0.32	0.47
	中部地带	1=中部;0=其他	0.36	0.48
决策因素	交际态度	1=和人相处小心为好;0=大多数人值得信任	0.46	0.50
	对干部态度	从0到10进行评分,分数越大信任度越高	5.28	2.78
	高风险偏好	1=特别偏好高风险决策;0=其他	0.10	0.30

本文将全部样本分为流转组和未流转组,将流转组又分为转出组和转入组,通过计算各组的家庭人均收入均值,发现未流转组约为16 860.77元,流转组约为18 644.69元,细化流转行为后可知,转出组约为20 198.27元,远高于未流转组的均值;然而转入组仅约15 738.97元,略低于未流转组均值。这种非条件均值的结果从数据上得到了和理论分析中假说1类似的结果,即流转(转出)和增收之间存在明显正向变动关系。

本研究按家庭人均收入从小到大排列,将全部样本分为4个收入组,其中下四分位数以下为低收入家庭,下四分位数到中位数之间为中低收入家庭,中位数到上四分位数之间为中高收入家庭,上四分位数以上为高收入家庭,各变量分组后的结果汇总在表2中。

表 2 根据家庭人均收入水平分组的描述性统计结果

变量	低收入组	中低收入组	中高收入组	高收入组
人均收入/元	4 114.46	9 748.45	16 878.99	38 794.60
累积占比	0.06	0.14	0.24	0.56
土地流转	0.27	0.26	0.32	0.33
土地转出	0.16	0.15	0.21	0.25
土地转入	0.10	0.11	0.11	0.08

根据表 2 知,以家庭人均收入均值为例,高收入组的均值(38 794.60 元)约为低收入组(4 114.46 元)的 9 倍多;从累积人均收入占比看,人均收入在中位数以下的农户家庭累积占比不到 20%,而中位数以上的农户家庭累积占比超过了 80%,该结果说明我国农户间存在极大的收入不平衡,提高中低收入农民的收入水平进而缩小收入差距,是实现农民群体共同富裕刻不容缓的任务。由土地流转的 3 个变量可知,中高收入和高收入农户中参与土地流转的比例更大(超过 30%),而低收入和中低收入农户家庭的土地流转参与率则相对较低(约 26%左右)。细分土地流转类型后发现,在各收入区间,转出土地的户数比转入土地的户数多。通过分组对比发现,收入水平越高转出土地的户数越多,但高收入家庭转入土地的户数较少,这说明流转(特别是转出)的农户数和人均收入水平呈同向变动关系,然而这并不能说明流转对不同收入水平农户增收的具体影响。对此,本研究将在后文作更深入的讨论。

四、实证分析

(一)主回归结果及分析

为探讨土地流转能否帮助中低收入农户家庭增收以实现“提低扩中”的目标,本文将对数家庭人均收入对土地流转变量进行回归,同时控制其他特征变量,所得结果呈现在表 3 第 3 行中。

表 3 土地流转对农户家庭人均收入影响的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	IPWRA	10%	30%	50%	70%	90%
土地流转	0.09*** (0.02)	0.21*** (0.06)	0.12** (0.05)	0.10*** (0.04)	0.01(0.03)	0.00(0.05)
土地转出	0.13*** (0.03)	0.20*** (0.07)	0.21*** (0.06)	0.17*** (0.04)	0.03(0.05)	-0.01(0.05)
土地转入	-0.08* (0.05)	-0.10(0.27)	-0.08(0.10)	0.00(0.08)	-0.05(0.10)	-0.15(0.11)

注:(1)括号内为自助法(Bootstrap)重抽样 500 次后得到的标准误。(2)*、**、*** 分别表示通过 0.1、0.05、0.01 的显著性水平检验。(3)所有模型均引入控制变量,并控制省级固定效应,下同。

表 3 中列(1)为 IPWRA 估计,列(2)到列(6)为基于 RIF 的无条件分位数处理效应估计。从列(1)知,土地流转的回归系数为 0.09,即农户参与土地流转能够使家庭人均收入提高约 9%^①,该系数在 1%的显著性水平上显著,说明土地流转对农户家庭存在增收效应,与假说 1 的判断相符。从列(2)到列(6)可以发现土地流转的系数呈现出递减趋势,对处于 10%分位点上的农户家庭来说,回归系数为 0.21,即流转能实现约 23%的收入增长,而在 70%分位点回归系数则下降到了 0.01,在 90%分位点的影响趋于 0,从统计显著性角度看,10%、30%和 50%分位点的系数在 5%的水平上显著,而 70%和 90%分位点的系数则未通过显著性检验,这一现象证明土地流转能给中低收入的农户家庭带来明显的增收效果,对高收入家庭则不存在显著影响,该结果也说明了假说 2 的正确性。以 0.075 为步长从 5%到 95%分位点将流转的系数作图(图 1),发现在 65%分位点以下的系数显著不为零,且中位数以下的系数都在均值回归系数之上,该结果再次证明参与流转的中低收入农户家庭增收效果明显。综上,本文认为参与土地流转的农户、尤其是中低收入农户能实现收入的增长,因而赞同土地流转对“提低扩中”具有积极意义的观点。

①因土地流转、土地转出和土地转入为虚拟变量,故在阐述他们的经济含义时,需要通过如下方法来计算: $\exp(\text{回归系数}) - 1$ 。以此处为例,回归系数为 0.09,则流转农户的家庭收入能实现 $\exp(0.09) - 1 \approx 9\%$ 的增长,下文若对经济含义进行解释依然使用此方法,不再赘述。

将土地流转分为转出和转入,对它们以相同的操作进行回归,分别得到表3中的第4行和第5行。对比两行数据可知,土地流转的增收效应具有非对称性(转出增幅更明显),该结论也印证了文献综述中前人研究的结论。

表3第4行是转出的结果。根据列(1),土地转出的系数为0.13且在1%的水平上显著,说明转出农户能够实现14%的人均收入增长,符合假说1的预期。从列(2)到列(6),在10%、30%和50%分位点处的回归系数依次为0.20、0.21和0.17,即转出农户分别有约22%、23%和19%的收入增长,以上系数均在1%的水平上显著,然而70%和90%分位点的系数则接近于零且未通过显著性检验,因而本文认为,土地流转能有效帮助转出土地的中低收入农户实现增收,但对转出土地的高收入农户影响不明显,该结论也验证了假说2的合理性。在描述性统计中发现,转出土地的农户往往是高收入而非中低收入,该现象在现实中也普遍存在。究其原因:中低收入农户大多还处于“以地为生”的状态,这类家庭自身禀赋条件处于劣势,难以在非农领域找到合适的工作,离开了承包地会无事可做,因此即使转出会增加收入,他们却依然会选择自己经营;转出的高收入农户大多不靠土地来维持生计,他们能够通过非农就业获得较高且稳定的收入,若存在转出土地的机会,他们选择转出并不会对生活质量产生太大影响,所以往往转出意愿比中低收入农户更大。另外,相对于高收入农户较大的收入基数而言,土地租金收入是偏小的,这也可以解释为何转出土地的高收入农户收入增幅不明显。将土地转出的回归系数按同样的做法作图得到(图2),发现中低收入家庭的回归系数显著异于0且高于均值回归的系数,该结果再次证明中低收入农户转出土地对“提低扩中”具有重要意义。

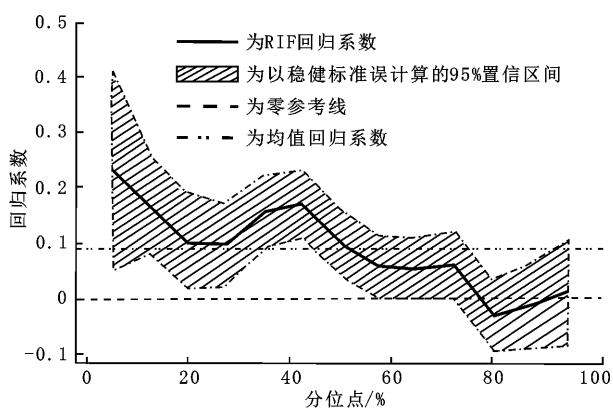


图1 土地流转的回归系数

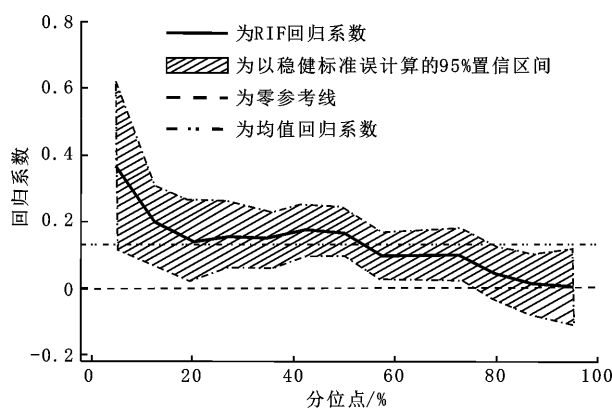


图2 土地转出的回归系数

表3第5行是转入的结果,列(1)系数为-0.08,说明在10%水平上转入会导致约8%的收入缩减,列(2)到列(6)的数据表明5个代表性收入分位点的系数均不显著,说明土地转入农户的增收效果不佳,该结论与理论分析部分的假说1和假说2相符。将土地转入的估计系数按同样的做法作图得图3,发现在各分位点上的系数均未通过5%的显著性检验,且系数在0附近波动,未出现图1和图2中那样随分位点增大而递减的趋势,这再次说明土地转入农户不存在显著的增收效果,土地转入行为难以实现“提低扩中”的目标。

(二)异质性分析

将土地流转变量按地区分为东部流转、中部流转和西部流转,用这3个新变量替换土地流转变量进行回归,结果汇总在表4中。根据表4,在10%分位点处,中部流转系数为0.18且在5%水平上显著,西部流转系数为0.30且在1%水平上显著,说明中西部地区低收入农户参与流转能大幅增收;东部地区在30%和50%分位点处的系数分别为0.19和0.15,分别通过了5%和1%的显著性检验,表明流转能有效促进东部地区的中低收入和中等收入农户家庭增收;在70%和90%分位点处,三大地区的回归系数均不显著且接近

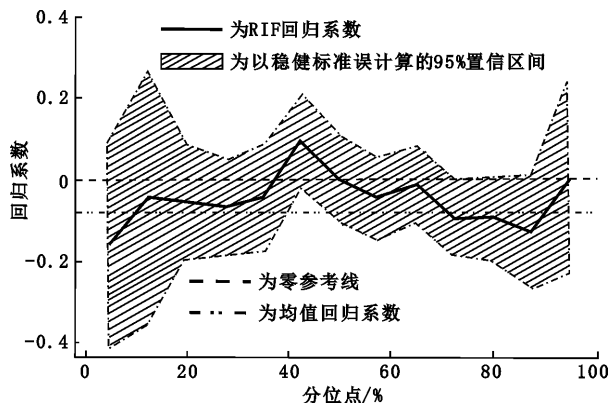


图3 土地转入的回归系数

于零,说明对各地高收入农户而言土地流转带来的收入增幅不明显。

表 4 土地流转对农户家庭人均收入影响的异质性回归结果

	分位数				
	10%	30%	50%	70%	90%
东部×流转	0.16(0.10)	0.19** (0.08)	0.15*** (0.06)	-0.05 (0.07)	-0.08(0.08)
中部×流转	0.18** (0.09)	0.09(0.07)	0.09(0.06)	0.07(0.05)	0.08(0.07)
西部×流转	0.30*** (0.10)	0.10(0.08)	0.06(0.06)	-0.00(0.05)	-0.01(0.08)
东部×转出	0.22** (0.11)	0.26*** (0.09)	0.24*** (0.08)	0.01(0.08)	-0.07(0.11)
中部×转出	0.10(0.09)	0.08(0.08)	0.10(0.06)	0.03(0.07)	0.09(0.08)
西部×转出	0.29*** (0.10)	0.31*** (0.10)	0.17** (0.07)	0.05(0.08)	-0.07(0.08)
东部×转入	-0.47(0.34)	0.03(0.16)	0.12(0.12)	-0.00(0.13)	-0.26(0.22)
中部×转入	0.35(0.40)	-0.13(0.18)	-0.08(0.13)	-0.10(0.13)	-0.15(0.14)
西部×转入	-0.26(0.40)	-0.11(0.16)	0.00(0.10)	-0.02(0.13)	-0.06(0.16)

依据同样的办法,将转出和转入按照地区分组进行异质性分析,结果也汇总在表 4 中。根据表 4,东部转出在 10%、30%、50%分位点处的回归系数分别为 0.22、0.26、0.24 且都在 1%水平上显著,70%和 90%分位点的系数分别为 0.01 和 -0.07 且不具有统计显著性;西部转出在 10%、30%、50%分位点处的回归系数分别为 0.29、0.31、0.17 且均显著不为零,70%和 90%分位点的系数分别为 0.05 和 -0.07 且均不显著;中部转出在 5 个代表性分位点上的系数均不显著,且系数都远远小于东部和西部。从样本比较分析,导致这一结果的主要原因是,中部地区转出土地的农户工资性收入比东部、西部低,且实际收入水平与未流转土地农户的收入水平接近,故回归系数较低且不具有统计显著性。综上所述,东部和西部转出土地的中低收入农户增收明显,而中部地区的转出农户增收效果不明显。表 4 中分地区转入的回归系数均不具有统计显著性,与主回归结果相呼应,进一步说明了土地转入对农民增收存在较大不确定性。

(三) 稳健性检验

本文在均值回归时使用了 IPWRA 模型,按惯例需要对它的重叠假设(overlap assumption)做检验。参照蔡荣等的做法,画出倾向得分的密度图^[31],以图 4 为例可以发现,倾向得分的密度函数存在大量重叠区域,且大部分倾向得分都在 0~1 之间,符合重叠假设检验,故前文估计结果是可靠的。

本研究将因变量由分位数替换为分位距(Q90-Q10, Q90-Q50)、基尼系数(Gini)和阿特金森指数(Atkinson),按照相同程序进行回归,得到表 5 中的结果。由表 5 知,土地流转和土地转出的系数在 4 个回归中都显著为负,而土地转入的系数则无统计显著性,这说明参与流转(尤其是转出)能够显著缩小农户收入差距、缓和农户收入两极分化、优化农户收入分配结构,间接表明了对中低收入农户增收存在正面影响,对“提低扩中”目标的实现存在积极作用,证明了主回归结果的稳健性。

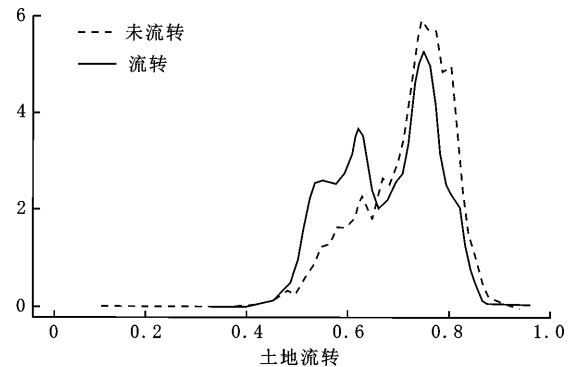


图 4 重叠假设检验

表 5 不平等指数的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Q90-Q10	Q90-Q50	Gini	Atkinson
土地流转	-0.21*** (0.08)	-0.10* (0.06)	-0.02** (0.01)	-0.01* (0.01)
土地转出	-0.21** (0.08)	-0.18*** (0.06)	-0.03** (0.01)	-0.02** (0.01)
土地转入	-0.02(0.25)	-0.16(0.15)	-0.00(0.02)	0.00(0.02)

基于 RIF 的不平等处理效应(ITE)估计能削弱依可观测因素导致的选择性偏误且具有双重鲁棒性,但为了让结论更可靠,缓解不可观测因素导致的内生性问题,本研究拟使用 Frölich 和 Melly(FM)提出的含内生变量的无条件分位数处理效应模型^[32]。值得注意的是,FM 法要求的工具变量只能是虚拟变量,这点和

均值回归所运用的两阶段最小二乘法(2SLS)略有不同。根据组织行为学的“群体效应理论”,个体行为往往受所在群体的影响,土地流转作为一种决策行为,自然也会受所在社区土地流转情况的影响。因此,本文沿袭前人研究土地流转问题时的经典思路,若样本中同社区农户家庭流转比例高于0.5,说明该社区可能为高流转率村庄,因此赋值为1,否则为0,由此得到符合FM法要求的工具变量,回归结果见表6。

表6 无条件分位数内生处理效应估计的回归结果

	分位数				
	10%	30%	50%	70%	90%
土地流转	0.41*** (0.16)	0.34*** (0.11)	0.32*** (0.08)	0.26*** (0.08)	0.21** (0.09)
土地转出	0.44** (0.20)	0.47*** (0.15)	0.42*** (0.10)	0.38*** (0.11)	0.32*** (0.10)
土地转入	-0.78(0.57)	-0.50* (0.29)	-0.64** (0.29)	-0.68** (0.29)	-0.86** (0.33)

由表6知,估计得到的系数普遍变大,这说明未考虑不可观测因素的回归结果存在低估问题,和前人研究结果相似,进一步证明了土地流转可以“提低扩中”的结论。根据表6,土地流转对各收入水平的农户都具有显著的增收效应,尤其是对中低收入农户有着更大贡献;土地转出的系数均显著为正,说明土地转出对转出土地的农户增收存在重要影响;土地转入系数为负且30%分位点及以上显著,表明转入土地的中低收入农户不存在增收效应。概言之,主回归所得结论是稳健的。

(四)进一步分析

描述性统计部分表明转出家庭比未流转家庭拥有更高的人均收入,实证分析部分也说明转出能带来收入的显著增长,为探究转出与未流转人群在收入分布上产生差异的原因,本文参考杨丹等的做法,利用基于RIF回归的OB分解来探讨农户群体在不同流转行为下人均收入分布产生差异的原因^[33]。本研究选取了10%、30%、50%、70%、90%5个代表性分位点,分解结果见表7。

表7 土地转出行为的RIF-OB分解结果

	分位数				
	10%	30%	50%	70%	90%
总差异	-0.22*** (0.07)	-0.26*** (0.05)	-0.24*** (0.04)	-0.18*** (0.05)	-0.16*** (0.05)
禀赋效应	0.06(0.06)	-0.02(0.05)	-0.04(0.04)	-0.11*** (0.04)	-0.14** (0.06)
系数效应	-0.28*** (0.07)	-0.24*** (0.06)	-0.20*** (0.04)	-0.06(0.04)	-0.02(0.06)
模型设定偏误	-0.03(0.04)	-0.00(0.03)	0.03(0.02)	-0.01(0.02)	-0.04(0.04)
再加权偏误	-0.02(0.02)	-0.03(0.02)	-0.02(0.02)	0.00(0.02)	-0.00(0.02)

由表7知,5个分位点处的总差异均在1%水平上显著,且50%及以下分位点的总差异比70%和90%分位点的总差异更大。就禀赋效应而言,70%和90%分位点的系数在5%水平上显著,且对总差异的贡献度较大(分别为61%、86%);就系数效应而言,10%、30%和50%分位点的系数在1%水平上显著,且对总差异的贡献度较大(分别为127%、92%、83%)。转出组和未流转组的中低收入农户家庭人均收入差距主要来自于系数效应,说明转出家庭与未流转家庭在要素禀赋上的差异并不大,但前者的要素回报率高于后者。本文认为,这是因为土地转出后,农户除了释放出更多的劳动力、资金等要素外,还能投入更多精力到雇佣劳动等其他工作中,在拓宽增收渠道的同时提高了增收效率,从而实现了收入增长。转出组和未流转组的高收入农户人均收入差距主要来自禀赋效应,说明收入的差异是人力资本、物质资本、社会资源等家庭自身特征差异导致的,而非要素回报率差异造成的。综上,土地转出对中低收入农户实现增收意义更加重大。此外,表7中展示的模式设定偏误和再加权偏误都接近于0,且均不具有统计显著性,故分解所得结果和分析所获结论是可靠的。

为探究土地转出对转出土地农户增收的机理,按收入来源将家庭纯收入分为工资性收入、财产性收入、经营性收入、转移性收入和其他收入,并分别做人均和对数化处理,通过OLS、IPWRA和2SLS三种估计方法来分析增收渠道。其中,2SLS使用的工具变量除稳健性检验中使用过的社区流转水平这个虚拟变量外,还增加了海拔落差作为第二个工具变量,因为收入不可能反向影响自然界的地理,但地理却会影响土地流转

的情况,这在刘新智等的研究中已有体现^[34]。此外,同时使用两个工具变量,可进行过度识别约束检验,能够从统计学方法上对工具变量的有效性进行判断。在剔除缺失样本后分别用三种方法进行估计,结果见表 8。

表 8 土地转出按收入来源分类的回归结果

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		工资性收入	财产性收入	经营性收入	转移性收入	其他收入
估计方法	OLS	0.05(0.17)	4.68*** (0.14)	-0.04(0.19)	0.19(0.16)	0.32(0.21)
	IPWRA	0.07(0.17)	4.63*** (0.15)	0.05(0.22)	0.22(0.19)	0.33(0.22)
	2SLS	0.79* (0.44)	5.88*** (0.32)	-0.04(0.57)	-0.14(0.42)	-0.88(0.55)
2SLS 的检验	外生性检验	2.40	1.36	1.70	0.76	1.17
	内生性检验	3.69*	12.83***	0.00	0.88	5.47**

由表 8 知,转出对农户的增收效应主要是通过财产性收入和工资性收入增长实现的。在表 8 列(2)中,转出的系数在三种估计方式下均显著为正,这说明转出能够有力促进农户财产性收入增加。究其原因:第一,农户通过出租土地可获得一笔稳定的租金收入;第二,因为土地已经转出,那么农户可以把自己拥有的农机农具等其他生产资料一并出租从而得到租金;第三,因已转出土地,故农民能减少对土地的投入,从而有更多资金投入到了比土地回报率更高的地方,进而实现财产性收入的增长。另外,三种方法得出的系数都较大(均大于 4),这是因为农户家庭普遍的财产性收入基数较小,所以在发生土地转出后,租金和其他投资带来的财产性收入增幅就会非常明显。对工资性收入而言,虽然 OLS 和 IPWRA 的系数不显著,但在考虑不可观测因素后,2SLS 的估计系数为 0.79 且 p 值约为 0.07,因此认为工资性收入增长也是土地流转促进增收的途径之一。得到该结果的原因也很容易理解:转出土地后,农户家庭能分配更多的劳动力去非农部门从事雇佣劳动,按目前我国统计数据,二三产的劳动回报率远高于一产,加之雇佣劳动收入比农业经营收入不确定性和不稳定性要小,因此转出土地引起农民家庭出现更多非农就业或者兼业现象,势必会促进收入增长。经营性收入、转移性收入和其他收入的系数都较小且未通过显著性检验。因此认为,转出土地后农民从事个体经营不存在明显的收入增长,参与转出也不会带来补贴等政府对农户的转移支付性收入以及社会群体对农户捐助性收入的增长。

最后根据 2SLS 的检验结果:(1)Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 121.949,通过了识别不足检验;(2)Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量为 118.877,远大于 Stock-Yogo 提供的 15%水平临界值,通过了弱工具变量检验;(3)Hansen J 统计量均在 10%水平上不显著,通过了工具变量的有效性检验;(4)Wu-Hausman F 统计量在工资性收入、财产性收入和其他收入上显著,说明这 3 个回归内生性较强,用 2SLS 进行估计更可靠。以上检验说明结果是值得信服的。

通过前文论证已知,转入土地对土地转入农户不存在明显的增收效应,甚至在做稳健性检验时对中高收入农户还有负面影响,本文认为可能的因素如下:

1. 规模经营未最优。根据 2017 年底发布的《第三次全国农业普查主要数据公报(第二号)》,我国农业经营户有 20 743 万户,但规模经营户仅 398 万户,占比不足 2%,可见我国农村规模农业经营户极少、普通经营农户占绝对多数且经营规模小而分散。本文所涉及的样本中转入土地的农户虽然流入了土地,但流入的量可能未达到边际效益最优的经营规模(过少或过多),这必然出现投入产出回报率不理想、甚至无利润或亏损的情况。

2. 产业链条不够长。普通农户的生产经营主要集中在种养生产环节,没有形成产加销一条龙的产业化经营,不仅得不到加工、销售环节产生的增值利润,还要面临产前如农资涨价和产后如收购商压价的双重挤压风险,这导致利润空间收窄甚至没有利润,因此无明显增收效应也是必然的。

3. 机会成本增加。转入土地需要支付流转费,扩大经营规模还要增加机械设备、灌溉设施、土地改良等长期投资,这些投入回收时间比较长,故失去了将这些资金投入到其他领域产生更多利润的机会。在规模经

营不佳、产业链不长的情况下,机会成本增加进一步削弱了转入的增收效应。

4.特色品种没选对。农户转入土地一般是通过规模化经营实现专业化生产进而促进收入提高,因此种养的品种非常关键。部分农户对品种特性、市场行情等了解不清楚不全面,偏听偏信、跟风盲从,没有按自家和当地的比较优势选择特色品种进行生产,因此无法取得更高的附加值亦在情理之中。

另外,在本研究的样本中,近半数的转入农户有在城市工作生活的家庭成员,此类农户往往以自家消费需求为目的转入土地,以获得更优质的农产品和更优越的农村生活体验为主,不以增收为目的,因此在转入无明显增收效应的情况下也会转入土地。这种现象在现实中也是正常且常见的,例如子女在外工作,家中老人则种养生态农产品来满足自家对健康食品的需求。但是这种现象不太可能长期持续下去,因为一旦家中务农的劳动力因不可抗力退出生产,非农劳动力又不愿回归土地,那么转入土地的动机就会消失,部分家庭因此不会再转入土地,甚至会将自家的承包地租出或退出。由此来看,单纯依靠小农户来承接转出的土地,不论是对促进农户增收而言还是对推进土地流转而言,都不能取得最佳效果。目前,国家正在加快构建新型农业经营体系以实现小农户和现代农业有机衔接,农业企业、合作社等主体转入土地的规模在不断扩大,且扩大经营规模的意愿较普通农户更强烈,因此引导专业化集约化水平更高的新型经营主体转入土地来推动农业规模化经营,或许是未来实现承包地高效稳定流转、带动小农户共同发展的重要路径。

五、结 论

本文利用 CFPS 2018 数据,在整理归纳前人研究成果并进行理论分析后,运用实证手段探讨土地流转能否促进农民家庭“提低扩中”的问题,得到如下结论:

1.运用逆概率加权回归调整(IPWRA)的处理效应模型,发现土地流转能够促进农民增收。其中,转出土地带来的增收效应显著,转入土地则不存在增收效应。

2.运用基于 RIF 回归的不平等处理效应模型,发现土地流转能够促进中低收入农户增收,但对高收入农户则无明显影响。其中,土地转出能够有效促进转出土地的中低收入农户增收,但是对高收入农户无明显影响;土地转入则对转入土地的各收入水平农户增收均无显著影响。异质性分析中,将流转、转出、转入变量分别按地区分组构造新变量,重新回归后发现,中西部地区的低收入农户参与流转有利于增收,东部地区的中低收入农户参与流转有利于增收;东部和西部地区转出土地的中低收入农户增收效果显著,中部地区不显著;三大地区转入土地的农户都不存在明显增收。稳健性检验中,首先将分位数换为分位距、基尼系数和阿特金森指数,发现土地流转尤其是转出行为能够缩小农民群体内部的收入差距、优化收入分配结构;在考虑不可观测因素导致的内生性问题后,运用含内生变量的无条件分位数处理效应模型得到了相似的结论。

3.对转出家庭和未流转家庭的收入分布进行基于 RIF 的 OB 分解,发现两群体之间存在收入差距,对中低收入家庭而言主要是要素回报率不同导致的(系数效应),对高收入家庭而言主要是家庭要素禀赋差异导致的(禀赋效应),因此土地转出对中低收入家庭增收具有更重要的意义。按农户的收入来源进行分类,通过 OLS、IPWRA、2SLS 三种估计方法,探讨了转出对增收的影响机理,发现土地转出农户主要通过出租土地等生产资料、拓展资金投入领域和从事非农雇佣劳动等途径来实现总体收入的增加。对土地转入农户不增收的原因进行了探究,认为规模经营未最优、产业链条不够长、机会成本增加和特色品种没选对等因素可能造成转入农户增收不显著的现象。

基于本研究的结论,可以获得如下三点政策启示:

1.土地流转能够有效增加中低收入农户的收入,是实现共同富裕和扩大中等收入群体的有效途径,因此希望各级党委政府、有志于共同富裕的参与者(企业事业单位和个人)可以引导、支持、鼓励、帮助中低收入农户流转土地增加收入。特别是,在西部地区 and 东中部欠发达的农村地区,政府要加大力度鼓励中低收入农民

家庭转出土地,让更多低收入农户的劳动力跳出土地就业,形成更多兼业或非农就业家庭进而实现收入的稳定增长。

2.对于有转出土地意愿的农户,既要为他们实现兼业或非农就业提供帮助,也要保护好土地承包权的稳定和流转契约的稳定,从而同时实现增收渠道拓宽和增收效率提高。一方面,要按照《中华人民共和国民法典》《中华人民共和国农村土地承包法》等法律规定,依法保护农民家庭的土地承包经营权,充分保障农民家庭的流转收益权,这在一定程度上起到了稳定转户外财产性收入的作用,能够让愿意转出土地的农户更放心地参与流转;另一方面,要大力开展农民职业技能培训,可以将从事雇佣劳动的农民按照就业行业进行分类,然后通过现场教学和网络教学相结合、集体培训和分散培训相结合的方式对农民进行职业技能培训,提高技能水平,增加就业机会、就业竞争力和就业工资收入水平,实现土地转出农户工资性收入稳定增长。

3.对于有意愿转入土地从事农业生产的各类主体,政府需要营造更加稳定的政策环境,加强农业基础设施建设,支持发展特色优势产业,提供市场信息和先进实用的科技服务,给予更多的政策性补贴、金融支持和保险服务以降低风险,确保各类主体对转入土地“能够接、放心接、接了还想继续接”,实现“转的出、接得住、收入稳、共同富”的目的。

参考文献:

- [1] 钟甫宁,顾和军,纪月清.农民角色分化与农业补贴政策的收入分配效应——江苏省农业税减免、粮食直补收入分配效应的实证研究[J].管理世界,2008(05):65-70.
- [2] 魏后凯.“十四五”时期中国农村发展若干重大问题[J].中国农村经济,2020(01):2-16.
- [3] 陈锡文.坚持走中国特色农业现代化道路——学习习近平总书记相关论述的几点认识[J].中国农村经济,2016(10):4-6.
- [4] 洪名勇,何玉凤,宋恒飞.中国农地流转与农民收入的时空耦合关系及空间效应[J].自然资源学报,2021,36(12):3084-3098.
- [5] 黄祖辉.牢牢抓住农民农村这个重点[N].浙江日报,2021-12-07(04).
- [6] 柯炼,黎翠梅,汪小勤,等.土地流转政策对地区农民收入的影响研究——来自湖南省的经验证据[J].中国土地科学,2019,33(08):53-62.
- [7] 彭代彦,吴扬杰.农地集中与农民增收关系的实证检验[J].中国农村经济,2009(04):17-22.
- [8] DEININGER K, JIN S. The Potential of Land Rental Markets in the Process of Economic Development: Evidence From China[J]. Journal of Development Economics, 2004, 78(01): 241-270.
- [9] 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(04): 629-646.
- [10] 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(05):63-74.
- [11] 夏玉莲,匡远配.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,2017(09):44-61.
- [12] 周京奎,王文波,龚明远,等.农地流转、职业分层与减贫效应[J].经济研究,2020,55(06):155-171.
- [13] 林乐芬,王军.转型和发展中国家农地产权改革及其市场效应评述[J].经济学动态,2010(12):121-125.
- [14] 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(03):75-83.
- [15] 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(05):160-169.
- [16] 栾江,张玉庆,李登旺,等.土地经营权流转的农村居民收入分配效应研究——基于分位数处理效应的异质性估计[J].统计研究,2021,38(08):96-110.
- [17] KESWELL M, CARTER M R. Poverty and Land Redistribution[J]. Journal of Development Economics, 2014, 110: 250-261.

- [18] ZHANG Q F. Retreat From Equality or Advance Towards Efficiency? Land Markets and Inequality in Rural Zhejiang [J]. *The China Quarterly*, 2008, 195(195): 535-557.
- [19] 万广华,周章跃,陆迁.中国农村收入不平等:运用农户数据的回归分解[J].*中国农村经济*, 2005(05): 4-11.
- [20] 韩菡,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(04): 18-25.
- [21] 史常亮,栾江,朱俊峰,等.土地流转对农户收入增长及收入差距的影响——基于8省农户调查数据的实证分析[J].*经济评论*, 2017(05): 152-166.
- [22] 陈奕山,钟甫宁,纪月清,等.为什么土地流转中存在零租金?——人情租视角的实证分析[J].*中国农村观察*, 2017(04): 43-56.
- [23] 姚志,郑志浩.非正规农地市场:人情租流转行为发生的机理与实证[J].*财贸研究*, 2020, 31(09): 27-39.
- [24] FIRPO S, FORTIN N M, LEMIEUX T. Unconditional Quantile Regressions [J]. *Econometrica*, 2009, 77(03): 953-973.
- [25] 谢家智,王文涛.社会结构变迁、社会资本转换与农户收入差距[J].*中国软科学*, 2016(10): 20-36.
- [26] 朱平芳,邸俊鹏.无条件分位数处理效应方法及其应用[J].*数量经济技术经济研究*, 2017, 34(02): 139-155.
- [27] RIOS-AVILA F. Recentered Influence Functions (RIFs) in Stata: RIF Regression and RIF Decomposition [J]. *The Stata Journal*, 2020, 20(01): 51-94.
- [28] BORAH B J, BASU A. Highlighting Differences Between Conditional and Unconditional Quantile Regression Approaches Through An Application to Assess Medication Adherence [J]. *Health Economics*, 2013, 22(09): 1052-1070.
- [29] FIRPO S, PINTO C. Identification and Estimation of Distributional Impacts of Interventions Using Changes in Inequality Measures [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2016, 31(03): 457-486.
- [30] 高帆.中国乡村振兴战略视域下的农民分化及其引申含义[J].*复旦学报(社会科学版)*, 2018, 60(05): 149-158.
- [31] 蔡荣,汪紫钰,杜志雄.示范家庭农场技术效率更高吗?——基于全国家庭农场监测数据[J].*中国农村经济*, 2019(03): 1-17.
- [32] 朱平芳,张征宇.无条件分位数回归:文献综述与应用实例[J].*统计研究*, 2012(03): 88-96.
- [33] 杨丹,曾巧.农户创业加剧了农户收入不平等吗?——基于RIF回归分解的视角[J].*农业技术经济*, 2021(05): 18-34.
- [34] 刘新智,周韩梅,王小华.农地流转缩小农户收入差距了吗?——基于CFPS的微观证据[J].*农林经济管理学报*, 2021, 20(04): 501-510.

Does Farmland Transfer Help to Realize “Raising the Low and Expanding the Middle” Among Farmers?

HUANG Zuhui¹, DU Yu²

(1. *China Academy for Rural Development, Zhejiang University, Hangzhou 310058;*
2. *School of Advanced Agricultural Sciences, Peking University, Beijing 100087, China*)

Abstract: Improving the income of low-income farmers is key to narrow the income gap and achieve common prosperity in rural areas. Using CFPS2018 data and the ITE model based on RIF and other methods, it is found that: (1) the income-increasing effect of farmland transfer is asymmetric. The income of low-income farmers who transfer out of the land can increase significantly, but the income of low-income farmers who transfer in the land is not obvious. (2) The income of low- and middle-income farmers who transfer out of land in the eastern and western regions increase significantly. (3) Farmland transfer (especially transfer out) helps to narrow the income gap among farmers and optimize the income distribution structure of farmers. The empirical results show that farmland transfer is of positive significance to achieve the goal of “Raising the Low and Expanding the Middle” among farmers. After further discussing the impact mechanism, three policy implications are put forward.

Key words: farmland transfer; income distribution; raising the low and expanding the middle; IF regression; treatment effect

(责任编辑:杨峰)