

# 新型农业经营主体对小农户 土地流转的影响研究<sup>\*</sup>

李丹丹 (浙江农林大学浙江省乡村振兴研究院 杭州 311300)  
郑淋议 钱文荣 (浙江大学中国农村发展研究院 杭州 310058)

**摘 要:**培育新型农业经营主体是推动土地流转、发展适度规模经营、实现农业现代化的重要途径。本文利用中国家庭大数据三期小农户面板数据,基于工具变量法探究了新型农业经营主体对小农户土地流转的影响。研究发现,新型农业经营主体通过降低交易成本、提高土地转出租金促使小农户转出土地,较高的土地租金与较低的产出收益抑制了小农户转入土地。新型农业经营主体使土地从低生产率的小农户流出,但阻碍其流向高生产率的小农户。并且,专业大户和家庭农场对小农户转出土地的作用最为明显,而农业企业则明显阻碍了小农户转入土地。因此,政府应发挥新型农业经营主体在土地流转中的积极作用,推动土地流转市场有序发展。

**关键词:**新型农业经营主体;土地流转;小农户;交易成本

## 一、引 言

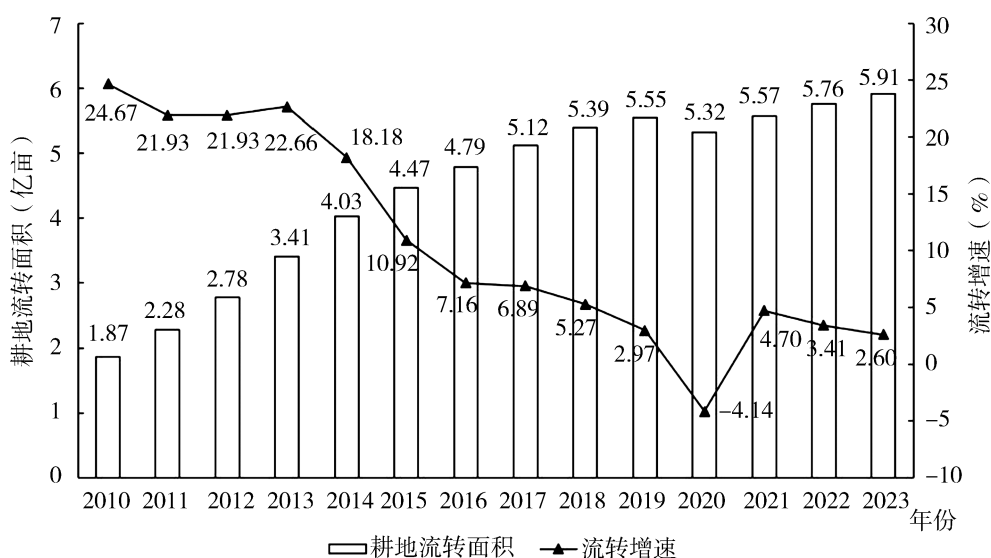
土地流转是实现农业规模经营、发展现代农业的重要路径,对提高农业生产率、促进农民增收以及实现共同富裕具有重要意义(Jin 等,2013;冒佩华等,2015;程令国等,2016;Nguyen 等,2021)。为此,政府出台了一系列政策推动土地流转市场的发展。然而,近年来土地流转发展形势不容乐观。尽管土地流转面积逐年增长,但增速却在逐年下降且降幅加大(见图1)。截至2023年,中国耕地流转面积达5.91亿亩,占家庭承包经营耕地面积的37.76%<sup>①</sup>。大量研究探讨了制约土地流转的因素,例如土地产权不稳定(程令国等,2016;李金宁等,2017;石晓平等,2024)、土地细碎化(杨昭熙等,2017;Cao 等,2020)、家庭人口特征(何欣等,2016;储怡菲等,2024)以及非农就业情况(Su 等,2018;许彩华等,2023)等。其中,土地流转需求不足,即缺乏愿意转入土地的主体,是目前制约土地流转的重要因素(钱龙等,2019;李江一等,2022;朋文欢等,2022)。

推动土地流转的关键在于生产者。根据中国家庭大数据三期数据,2015年、2017年和2019年,农户未转出耕地的主要原因是自家耕种,其占未转出耕地原因的比重分别为83.13%、78.45%和73.42%;其次便是无人愿意转入,其占未转出耕地原因的比重逐渐增加,分别为11.20%、13.44%和

<sup>\*</sup> 项目来源:教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“中国式农业农村现代化理论体系构建与农林经济管理学科创新研究”(编号:2024JZDZ063),浙江农林大学科研发展基金项目“新型农业经营主体对小农户土地流转的影响研究”(编号:2024FR039),贵州大学人文社会科学一般项目“贵州省农业新质生产力:水平测度、影响因素与优化路径研究”(编号:GDYB2024014)。钱文荣为本文通讯作者

<sup>①</sup> 数据来源:农业农村部政策与改革司.中国农村政策与改革统计年报(2023年).中国农业出版社,2024

16.54%。以专业大户、家庭农场、农民合作社和农业产业化龙头企业为代表的新型农业经营主体具有土地经营规模大、专业化生产程度高等特点(张照新等,2013),与小农户相比,他们通常对转入土地有着更高的需求(Zheng,2024;Qian 等,2025)。从这个意义上讲,培育新型农业经营主体正是应对土地需求不足的一个解决方案。早在 2012 年中国共产党第十八次全国代表大会就提出要培育新型农业经营主体,并且在 2013 年中央“一号文件”和 2014 年《关于引导农村土地经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》中强调要加快培育新型农业经营主体,鼓励各地整合涉农资金建设连片高标准农田,并优先流向家庭农场、专业大户等规模经营农户。这一系列的政策文件表明,培育新型农业经营主体可以适度提高土地需求,从而推动土地流转、发展农业适度规模经营。



注:2020—2023 年耕地流转面积的统计口径发生了变化。2010—2019 年家庭承包耕地流转总面积包括出租(转包)、转让、互换、入股和其他形式流转面积五种类型,2020—2023 年仅包含出租(转包)、入股和其他形式流转面积三种类型。因此,2020 年耕地流转面积与上一年相比有所下降

数据来源:2010—2023 年数据来自农业农村部(原农业部)网站以及历年《中国农村经营管理统计年报》《中国农村政策与改革统计年报》

图 1 2010—2023 年全国耕地流转情况

目前,关于新型农业经营主体\*与小农户土地流转的研究主要从以新型农业经营主体为整体视角和单个类型新型农业经营主体的视角进行分析。具体而言,国外研究主要以单个类型新型农业经营主体的视角进行分析,得出的主要结论是农业企业、大规模农场通常通过垄断势力与小农户竞争土地(Mathijs 等,1998;Lerman 等,2004)。Vranken 等(2006)在研究匈牙利农户家庭参与土地流转市场的决定因素时发现,大型农业企业提高了农户家庭出租土地的概率,并且降低了农户通过租赁市场获得土地的面积。与此同时,大型农业企业不仅可以凭借市场势力获得大部分家庭转出的土地,还可以利用其垄断势力以远低于普通农户的土地租金水平转入土地,通常是普通农户租金水平的 20%~50%(Ciaian 等,2006;Swinen 等,2006)。Graubner 等(2021)则发现隶属于农业企业的农场可设定更高的土地租金以获取更多的土地。

\* 新型农业经营主体是中国特有的概念,本文提及国外研究中的新型农业经营主体均指大规模农场、农业企业、农民合作社

国内有关新型农业经营主体对土地流转影响的研究大多以定性分析为主(陈晓华,2014;赵晓峰等,2018;孔凡斌等,2019;刘洁等,2024),仅有少量研究从定量角度进行分析。在单个新型农业经营主体类型的研究中,家庭农场、专业大户与土地流转的相关研究主要集中在其自身转入和转出土地的影响上,包括土地流转的意愿分析、影响因素分析等(谢云等,2023),定量分析培育家庭农场对其他小农户家庭土地流转影响的研究较为少见。在农民专业合作社方面,不少研究探讨了加入农民专业合作社对农户土地流转的影响,大部分是在研究农户土地流转意愿时提及,研究发现加入农民专业合作社能显著促进农户流转土地(王亚等,2017;李家辉等,2022)。但也有研究基于山东、湖南和重庆的实地调查问卷数据发现,加入农民专业合作社并不影响农户转入土地(张益丰等,2019)。在农业企业方面,大部分研究仅从理论和数据层面说明了农业企业能够带动农户进行土地流转(周庆智,2014;张德海等,2020),鲜有研究对这一问题进行定量分析。可以看到,除农民专业合作社外,鲜有研究定量分析新型农业经营主体对小农户土地流转的影响。

在以新型农业经营主体为整体的研究中,少量研究从定量角度考察新型农业经营主体对小农户土地流转的影响。李江一等(2022)基于两期中国家庭金融调查数据和双重差分法发现,新型农业经营主体通过对土地的直接需求提高了农户出租土地的概率,但是未发现新型农业经营主体对农户转入土地的平均效应。朋文欢等(2022)利用中国农村家庭追踪调查数据和双重差分法同样发现了新型农业经营主体通过打破熟人交易网络促使农户有偿转出土地。以上文献在为本文提供参考价值的同时,也存在进一步深化的空间。在研究对象上,现有文献未剔除实际耕地规模在50亩以上的农户,导致因变量中包含新型农业经营主体的土地流转行为,可能造成系数估计偏差。在研究方法上,现有文献使用了双重差分法,但未充分考虑反向因果关系引起的内生性问题。在机制讨论方面,现有文献仅从农户转出土地的对象来间接地说明新型农业经营主体创造了土地需求,未深入探讨农户转出土地和不转入土地的原因,也未讨论此过程中土地资源重新配置的效率问题。

鉴于此,本文以小农户家庭样本为研究对象,利用2015年、2017年和2019年中国家庭大数据库调查数据和工具变量法,探究新型农业经营主体对小农户土地流转的影响,并深入分析背后可能的机制。相较于现有研究,本文潜在的边际贡献主要体现在三个方面。一是限定样本为实际耕地规模在50亩及以下的小农户家庭样本,避免因变量中包含新型农业经营主体土地流转行为而引起内生性问题,从而影响系数估计结果。二是采用工具变量法考察新型农业经营主体对小农户土地流转的影响及潜在的机制,以减弱反向因果问题带来的系数估计偏差的影响。三是引入数理模型从交易成本的角度阐述了新型农业经营主体如何影响小农户的土地流转行为,并实证探讨了小农户转出土地(交易成本维度)和未转入土地(成本—收益维度)的作用机制。同时,基于农户农业全要素生产率探究新型农业经营主体推动下的土地资源重新配置是否具有效率,即土地是否从低农业生产能力的农户流向高农业生产能力的农户,丰富了新型农业经营主体对小农户土地流转影响中的作用机制探讨。本文的研究结论可为完善土地流转市场,培育和发展新型农业经营主体的政策制定提供理论依据和数据支撑,对推进乡村全面振兴以及实现农业农村现代化具有重要意义。

## 二、理论框架与研究假说

### (一) 新型农业经营主体对小农户土地流转影响的理论分析

根据土地流转供求理论,制约土地流转的根本原因在于供给或需求不足。现有文献主要从供给端探讨阻碍土地流转的问题,集中在土地产权不稳定和农户的土地流转意愿方面(Su等,2018;储怡菲等,2024;石晓平等,2024)。前文数据已表明,无人愿意转入是目前农户未转出耕地的主要原因,这表明土地需求不足是当前制约土地流转的重要因素。然而,从土地需求层面分析土地流转影响的

研究相对较少,并且多集中于小农户角度(曹建华等,2007;Gebbru 等,2019),忽视了农业生产经营中的重要主体新型农业经营主体的发展对土地流转的影响。相较于普通小农户,新型农业经营主体出于规模化、专业化和集约化生产经营的需要,对土地有更大的需求。因此,深入探讨新型农业经营主体对小农户土地流转的影响对于打破土地流转僵局、优化土地资源配置具有重要意义。

作为土地需求方,新型农业经营主体的发展必然会打破村庄土地流转市场的原有均衡状态。一方面,对于有意愿转出土地的小农户家庭,新型农业经营主体对土地的直接需求能有效降低其搜寻成本。与此同时,为响应政策推动新型农业经营主体发展,有关部门和村集体通常会成立土地流转中介组织,为交易双方提供法律咨询等服务,从而降低谈判缔约成本(何军等,2020;周力等,2022)。此外,新型农业经营主体将与小农户签订土地流转合同,进一步降低合约执行与维护成本,增加其实际土地转出租金,使交易更容易达成。另一方面,对于有意愿转入土地的小农户家庭,新型农业经营主体与其形成竞争关系,加剧了土地市场竞争。由于新型农业经营主体具备较强的农业经营能力、雄厚的资金实力以及土地流转政策优惠等优势,它们在竞争中能以较高的租金获取大量土地,从而快速扩大生产规模(赵晓峰等,2018)。这使小农户在谈判缔约过程中面临更高的成本,进而提高其实际转入土地所需的租金,使得交易难以达成。

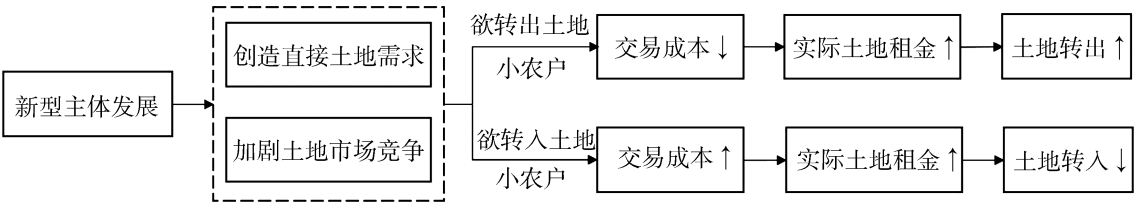


图 2 新型农业经营主体对小农户土地流转的影响机制

(二) 数理模型与研究假说

基于农户行为理性的假设前提,本文在 Deininger 等(2005)模型基础上进行了简单的扩展,构建了一个数理模型以阐述新型农业经营主体如何影响小农户的土地流转行为。假设小农户可以自由地将家庭劳动力分配到农业和非农部门,同时不存在农业雇佣劳动力市场。土地流转市场是完全竞争的,即小农户可以根据价格  $r$  转入和转出土地。每个小农户家庭  $i$  拥有初始禀赋劳动力  $\bar{L}_i$  (由农业劳动力  $l_i^a$  和非农劳动力  $l_i^n$  组成)、承包耕地面积  $\bar{A}_i$  和农业生产能力  $\varphi_i$ 。小农户的农业生产函数可表示为  $\varphi_i f(l_i^a, A_i)$ , 其中  $A_i$  为实际耕地面积。因此,小农户家庭  $i$  将通过选择  $l_i^a$  和  $A_i$  解决以下的收入最大化问题:

$$\max_{l_i^a, A_i} \pi_i = p \varphi_i f(l_i^a, A_i) + w(\bar{L}_i - l_i^a) + r(\bar{A}_i - A_i) \tag{1}$$

其中,  $p$  是农产品的价格,  $w$  是非农劳动力的工资。  $\bar{A}_i - A_i > 0$  表明小农户家庭转出土地,  $\bar{A}_i - A_i < 0$  则表示转入土地。当小农户取得最大化收入时,将满足以下一阶条件,本文删去了下标  $i$  对公式进行简化:

$$\frac{\partial \pi}{\partial l^a} = p \varphi f_{l^a}(l^a, A) - w = 0 \tag{2}$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial A} = p \varphi f_A(l^a, A) - r = 0 \tag{3}$$

考虑到现实情况下土地流转市场中交易成本不为零,本文使用交易成本  $T$  来衡量这种摩擦。进

一步地,本文根据土地流转的交易过程,将交易成本细分为搜寻成本、谈判缔约成本和合约执行维护成本(罗必良等,2012;易钟婷等,2022),并且假设交易成本  $T$  与土地流转面积成正比。这意味着,家庭不再以租金  $r$  转入或转出土地,转入土地的家庭将在  $r$  的基础上再支付一笔费用  $T$ 。在这种情况下,对于不参与土地流转的家庭,其新的均衡条件为:

$$p\varphi f_{l^a}(l^a, A) = w \quad (4)$$

$$r - T < p\varphi f_A(l^a, A) < r + T \quad (5)$$

(5)式展示了小农户家庭农业生产能力的两个临界值。当  $\varphi < (r-T)/p f_A(l^a, A)$  时,小农户转出土地;当  $\varphi > (r+T)/p f_A(l^a, A)$  时,小农户转入土地。对于转出土地的小农户,他们的新均衡条件为(4)式和(6)式。对于转入土地的小农户,他们的新均衡条件为(4)式和(7)式。

$$p\varphi f_A(l^a, A) = r - T \quad (6)$$

$$p\varphi f_A(l^a, A) = r + T \quad (7)$$

对(6)式和(7)式左右两边求关于新型农业经营主体(NAOs)的全微分,得到如下公式:

$$p\varphi \left( f_{Al^a} \frac{\partial l^a}{\partial NAOs} + f_{AA} \frac{\partial A}{\partial NAOs} \right) = - \frac{\partial T}{\partial NAOs} \quad (8)$$

$$p\varphi \left( f_{Al^a} \frac{\partial l^a}{\partial NAOs} + f_{AA} \frac{\partial A}{\partial NAOs} \right) = \frac{\partial T}{\partial NAOs} \quad (9)$$

对于转出土地的家庭,  $A_{out} = \bar{A} - A$ , 则  $\partial A / \partial NAOs = -\partial A_{out} / \partial NAOs$ 。对于转入土地的家庭,  $A_{in} = A - \bar{A}$ , 则  $\partial A / \partial NAOs = \partial A_{in} / \partial NAOs$ 。假设新型农业经营主体不影响家庭农业劳动力,只关注新型农业经营主体对小农户土地的影响,即  $\partial l^a / \partial NAOs = 0$ 。当新型农业经营主体使小农户转出土地时,  $\partial A_{out} / \partial NAOs > 0$ , 结合  $f_{AA} < 0$ , 可知  $\partial T / \partial NAOs < 0$ , 表明新型农业经营主体降低了小农户转出土地时的交易成本。反之,当新型农业经营主体抑制小农户转入土地时,  $\partial A_{in} / \partial NAOs < 0$ , 可知  $\partial T / \partial NAOs > 0$ , 表明新型农业经营主体提高了小农户转入土地时的交易成本。结合理论分析可知,对于有意愿转出土地的小农户家庭而言,新型农业经营主体能够有效降低其搜寻成本、谈判缔约成本以及合约执行与维护成本,从而提高其实际获得的土地租金收入,促进土地流转交易的达成。而对于有意愿转入土地的小农户家庭来说,由于新型农业经营主体与其形成竞争态势,导致小农户在谈判签约过程中需承担更高的成本,进而增加其实际支付的土地租金,使得土地流转交易更难以实现。由此,本文提出研究假设 H1:

H1a: 新型农业经营主体通过降低土地转出方的搜寻、缔约与维护交易成本,提高实际土地转出租金的方式促使小农户转出土地。

H1b: 新型农业经营主体通过提高土地转入方的缔约交易成本,提高实际土地转入租金的方式抑制小农户转入土地。

此外,在新型农业经营主体培育政策的推进下,部分地方政府和村集体为完成政策目标,可能采取强制措施促使小农户转出土地。这部分农户主要包括纯农户和兼业农户,由于再就业困难,土地的强制流转将严重损害他们的利益(孙新华,2013;Qian 等,2025)。因此,在新型农业经营主体推动下的土地流转过程中,效率与公平问题尤为值得关注。在有效率的土地流转市场中,土地的流向遵循特定规律。本文借助上述数理模型对此进行阐述。

对(4)式的左右两边求关于  $\varphi$  的全微分,得到:

$$p f_{l^a} + p\varphi \left( f_{l^a l^a} \frac{\partial l^a}{\partial \varphi} + f_{l^a A} \frac{\partial A}{\partial \varphi} \right) = 0 \quad (10)$$

对(6)式或者(7)式的左右两边求关于  $\varphi$  的全微分,得到:

$$p f_A + p \varphi \left( f_{Al^a} \frac{\partial l^a}{\partial \varphi} + f_{AA} \frac{\partial A}{\partial \varphi} \right) = 0 \quad (11)$$

根据(10)式和(11)式,可计算得到:

$$\frac{\partial A}{\partial \varphi} = \frac{f_A f_{l^a l^a} - f_{Al^a} f_{l^a}}{f_{Al^a} f_{l^a A} - f_{AA} f_{l^a l^a}} \quad (12)$$

由柯布道格拉斯生产函数(严格凸函数)性质、边际效用递减和海塞矩阵正定可知,  $f_{l^a} > 0, f_A > 0, f_{l^a l^a} < 0, f_{AA} < 0, f_{l^a A} > 0, f_{l^a l^a} f_{AA} - f_{l^a A}^2 > 0$ 。因此,可知  $\partial A / \partial \varphi > 0$ 。在市场有效的情形下,农业生产能力更高的小农户将拥有更多的土地。由此,本文提出研究假说 H2:

H2:如果新型农业经营主体推动下的土地资源重新配置过程是有效率的,那么土地将从农业生产能力弱的小农户流向农业生产能力强的小农户。

### 三、数据、变量与模型设定

#### (一) 数据和样本选择

本文使用数据来自浙江大学中国家庭大数据库(Chinese Family Database)2015年、2017年和2019年的家庭追踪调查数据和社区治理调查数据。该数据库于2011年开始建设,每两年进行一次调查,样本涵盖29个省份,具有全国代表性。同时,该数据库记录了农户生产生活各方面的数据。目前,中国家庭大数据库共有2011年、2013年、2015年、2017年和2019年五轮调查数据。由于社区调查从2015年开始记录村庄新型农业经营主体的发展情况,因此本文主要使用2015年、2017年、2019年的三期追踪面板数据。这些数据能够较好展现新型农业经营主体的发展动态以及小农户土地流转的具体情况,为分析本文的研究问题提供了有力的数据支持,确保了研究结果的可靠性和准确性。

本文的数据处理过程如下。首先,本文选择追踪调查了两年或者三年的农户家庭样本,即2015年、2017年或者2015年、2017年、2019年的追踪样本<sup>\*</sup>。其次,2015年及之前年份已经培育新型农业经营主体的村庄可能会影响农户的农业生产行为。为避免小农户在新型农业经营主体培育前就受其影响,本文按照贾俊雪等(2019)、李江一等(2022)的处理方式,剔除了2015年及之前年份已经培育新型农业经营主体的村庄样本。接着,本文剔除了无农业用地的村庄样本。在这一步数据清理过程中,本文发现部分村庄在不同年份的农业用地状态不一致,对于这一部分村庄也予以剔除。再次,剔除样本中原本就是新型农业经营主体的农户<sup>\*\*</sup>和实际耕地经营规模在50亩及以上的农户样本,将样本限制在小农户的范围<sup>\*\*\*</sup>。最后,本文剔除了变量缺失的样本,最终得到318个村庄样本和4152个小农户样本。

#### (二) 主要变量和描述性统计

本文的被解释变量是小农户家庭的土地流转行为。具体表现为四个变量,小农户家庭是否转出/转入土地、转出/转入土地的面积。为避免损失样本,转出/转入土地的面积采取加1取对数的方式加

\* 本文的数据为非平衡面板数据,2019年未被追访的农户家庭只有2015年和2017年的数据

\*\* 本文根据2015年中国家庭调查问卷中的B1001c题项判断农户是否为新型农业经营主体。B1001c:您家属于下列哪种农业生产经营户:1. 农业企业;2. 农民专业合作社;3. 家庭农场;4. 专业大户;5. 普通农户;6. 其他。2019年的中国家庭调查问卷明确把因农业生产经营在工商部门登记注册(如家庭农场、合作社、农业企业)的受访户归为从事工商业生产经营。此外,对于未登记注册的专业大户,本文根据实际耕地面积(50亩及以上)予以识别

\*\*\* 为了避免因变量中小农户的土地流转行为包括一部分新型农业经营主体的土地流转行为使得系数估计不准确,本文剔除了原本是新型农业经营主体和实际耕地经营规模在50亩及以上(可视为专业大户或家庭农场)的农户。其中,原本就是新型农业经营主体的农户家庭数量是59户、148个样本,实际经营规模在50亩及以上的农户家庭数量是106户、260个样本

入回归。为了更好地区分小农户与新型农业经营主体,本文根据第三次全国农业普查中关于种植业规模经营户(专业大户和家庭农场)对土地经营规模不低于 50 亩的要求<sup>①</sup>,将小农户界定为以家庭经营为基础,实际耕地经营规模在 50 亩以下的农户。

本文的核心解释变量为样本期内村庄新型农业经营主体的数量,这一变量的数据来自 2015 年、2017 年和 2019 年的村级问卷,问卷中询问了村庄存在哪些类型的新型农业经营主体\*。表 1 为 2017 年和 2019 年各类型新型农业经营主体的数量和占比,可看出 2017—2019 年,村庄各类新型农业经营主体的数量都有下降。2017 年和 2019 年专业大户的数量占比最高,分别为 43.81%、45.02%。其次是农民合作社,占比分别达到 31.24%、36.14%。而农业企业的占比均为最低。此外,2017 年有新型农业经营主体村庄的比例为 50.63%,到 2019 年增加到 66.35%。本文对新型农业经营主体数量这一变量进行 1% 的缩尾处理,并且加 1 后取对数放入回归模型。

表 1 各类型新型农业经营主体的数量和占比

| 新型农业经营主体 | 2017 年 |        | 2019 年 |        |
|----------|--------|--------|--------|--------|
|          | 数量     | 占比 (%) | 数量     | 占比 (%) |
| 专业大户     | 495    | 43.81  | 380    | 45.02  |
| 家庭农场     | 244    | 21.59  | 131    | 15.52  |
| 农民合作社    | 353    | 31.24  | 305    | 36.14  |
| 农业企业     | 38     | 3.36   | 28     | 3.32   |
| 总计       | 1130   | 100.00 | 844    | 100.00 |

本文的控制变量包括三个方面。第一,农业生产要素投入方面的变量。包括承包耕地面积、雇佣农业劳动力投入和其他农业生产投入(农药、化肥、种子等的支出)。第二,户主和家庭特征变量。家庭人口结构、教育背景、身体健康状况和家庭收入等因素决定了小农户应对新型农业经营主体冲击的能力(Lay 等,2021)。例如,有着较高教育水平的小农户更容易接受和使用新技术。而健康状况不佳和年龄较大的小农户更容易受到新型农业经营主体的冲击,从而导致农业生产率下降,最终致使他们退出农业生产(Allen 等,2014;Wouterse 等,2019)。户主出生年份、性别和受教育程度是非时变变量,可被农户个体固定效应吸收\*\*。家庭特征变量包括家庭总人数和家庭劳动力人口占比,其中男性 16~60 岁为劳动力人口,女性 16~55 岁为劳动力人口。

第三,村庄特征变量。地形平坦宽阔、基础设施齐全的村庄更适合农业生产(Mamatzakakis,2003;Dorosh 等,2012)。因为非平原地区的地形相对复杂,地块小且细碎化程度较高,大规模和机械化农业生产较难实现,从而导致较低的农业生产率(Tan 等,2006;Jia 等,2014;Wang 等,2020)。基础设施

① 种植业规模经营户标准:一年一熟制地区露地种植农作物的土地达到 100 亩及以上、一年二熟及以上地区露地种植农作物的土地达到 50 亩及以上、设施农业的设施占地面积 25 亩及以上。因此,综合来看,本文选择 50 亩作为区分小农户与规模经营户界限。资料来源:国家统计局.第三次全国农业普查主要数据公报(第一号),[https://www.gov.cn/xinwen/2017-12/14/content\\_5246817.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2017-12/14/content_5246817.htm)

\* 根据 2015 年、2017 年和 2019 年村级问卷中的题项确定村庄是否含有新型农业经营主体。本社区有下列哪些新型农业经营主体:1. 专业大户;2. 家庭农场;3. 农民合作社;4. 农业企业;5. 以上都没有。其中,各类新型农业经营主体分别有几家。2015 年和 2017 年村级问卷中仅涉及新型农业经营主体数量,并没有新型农业经营主体经营规模的数据,因此,本文使用村庄新型农业经营主体数量进行检验

\*\* 其他随时间变化而变化的变量,如户主婚姻状况和户主是否接受过农业培训,对村庄新型农业经营主体发展的影响很小,同时鉴于其数据缺失程度较大,本文不予以考虑

(如道路交通、供水设施、灌溉设备等)完善的村庄,更有利于运输农业投入品和农作物,农户接触投入和产出市场的交易成本更低,从而提高农业生产率。因此,本文加入了村庄地形是否是平原的变量和村庄到最近的县城中心之间的距离变量。由于是否为平原和距离变量是非时变变量,本文将其与年份虚拟变量进行交互,以控制不同年份的差异化影响。表 2 为主要变量的描述性统计分析。

表 2 主要变量的描述性统计

| 变量         | 定义及赋值                    | 样本量   | 均值        | 标准差       |
|------------|--------------------------|-------|-----------|-----------|
| 新型农业经营主体数量 | 去年村庄中新型农业经营主体的数量(个)      | 10655 | 1.9114    | 5.3581    |
| 是否转出土地     | 去年家庭是否转出土地(1=是,0=否)      | 9045  | 0.1236    | 0.3291    |
| 是否转入土地     | 去年家庭是否转入土地(1=是,0=否)      | 10655 | 0.1145    | 0.3184    |
| 转出土地的面积    | 去年家庭转出土地面积(亩)            | 9045  | 0.4630    | 1.8460    |
| 转入土地的面积    | 去年家庭转入土地面积(亩)            | 10655 | 0.5036    | 2.2622    |
| 承包耕地面积     | 去年家庭承包耕地面积(亩)            | 10655 | 4.5315    | 5.4063    |
| 农业雇佣劳动力投入  | 去年家庭雇佣农业劳动力的支出(元)        | 10655 | 167.5176  | 1028.3350 |
| 其他农业生产投入   | 去年家庭在农药、化肥和种子等农资品上的支出(元) | 10655 | 3228.2430 | 5129.1620 |
| 家庭总人数      | 包括户主在内的家庭总人数(人)          | 10655 | 3.8349    | 1.8685    |
| 家庭劳动力人口占比  | 家庭劳动力人口与家庭总人数的占比(%)      | 10655 | 0.5123    | 0.3467    |
| 村庄是否为平原    | 家庭所在的村庄是否位于平原地区(1=是,0=否) | 10655 | 0.4423    | 0.4967    |
| 村庄到县城中心的距离 | 家庭所在的村庄与最近县城中心之间的距离(千米)  | 10655 | 30.8659   | 53.4113   |

### (三) 实证模型

本文使用工具变量法识别村庄新型农业经营主体对小农户土地流转的影响。主要原因在于,虽然固定效应模型可消除不随时间变化的可观测和不可观测因素对估计结果造成的影响,但是它无法排除随时间变化的不可观测因素可能造成的影响。同时,新型农业经营主体培育与村庄的区位条件密切相关(Glover 等,2019),该方法无法解决培育新型农业经营主体的非随机性对估计结果造成的影响,也无法解决新型农业经营主体培育与小农户转出土地的反向因果关系。即小农户转出土地的行为可能反过来影响新型农业经营主体的培育,土地转出活跃度越高的村庄能提供更多闲置的土地,从而更容易发展新型农业经营主体。本文拟用工具变量法解决上述原因带来的内生性问题。

本文采用村庄所在省其他村庄培育新型农业经营主体的比例作为工具变量。该工具变量只通过影响本村新型农业经营主体发展这一渠道影响小农户的土地流转行为。原因有二:一是村庄作为中国农村最基层的自治单位,其发展不仅受到村干部和上级政府的影响,也受到周围村庄发展的影响。发展新型农业经营主体是一个自上而下的政策,当其他村庄大力发展新型农业经营主体时,本村村干部考虑到政策因素,很有可能推进新型农业经营主体的培育。二是虽然近年来农村土地流转市场在不断发展,但是小农户往往更愿意将土地流转给与自己血缘、地缘更近的人,例如亲属、同村的农户等。新型农业经营主体也会选择邻近地块扩大生产规模。更为重要的是,中国家庭大数据库在抽取村庄进行调查时,为保证样本的代表性,抽取村庄相距较远。因此,村庄所在省其他村庄的新型农业经营主体很难影响本村小农户的土地流转行为。

工具变量法的回归公式如下所示:

$$NAOs_{vt} = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{vt} + \beta X_{vt} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{vt} \quad (13)$$

$$Y_{vt} = \alpha_0 + \alpha_1 \widehat{NAOs}_{vt} + \beta X_{vt} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{vt} \quad (14)$$

其中,(13)式为第一阶段回归,NAOs<sub>vt</sub>表示村庄 v 在 t 年的新型农业经营主体数量。Z<sub>vt</sub>是工具变量。X<sub>vt</sub>是小农户家庭层面的控制变量。η<sub>i</sub>、λ<sub>t</sub>分别是小农户家庭和年份固定效应,ε<sub>vt</sub>是随机扰动项。(14)式为第二阶段回归,Y<sub>vt</sub>表示村庄 v 的小农户家庭 i 在 t 年的土地流转情况,包括是否转出/转入土地、转出/转入土地的面积。NAOs<sub>vt</sub>为根据第一阶段回归估计系数计算的预测值。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

表 3 是(14)式的回归结果,报告了工具变量法下新型农业经营主体对小农户土地流转行为的影响。为减少模型估计的偏误,本文在计算工具变量时删去了无农业用地的社区。从表中可知,所有回归的第一阶段 F 值均大于 10,表明本文的工具变量选择是有效的,拒绝了“弱工具变量”的假设。(1)列和(3)列的结果表明,新型农业经营主体显著提高了小农户转出土地的概率和面积,证实了假说 H1。村庄中新型农业经营主体的数量增加 1%,小农户转出土地的概率和面积分别增加 1.84%和 2.54%。结合 2015 年的数据,转出土地的小农户占 8.23%,这一促进效应使转出土地的小农户增加 22.12%(1.84/8.23)。与表 4 中固定效应的回归结果相比,工具变量法下新型农业经营主体变量的系数明显更小,说明固定效应回归中的内生性问题高估了新型农业经营主体对小农户土地转出的效应。表 3(2)(4)列的回归结果表明,新型农业经营主体对小农户转入土地没有明显影响。这一结论与李江一等(2022)、朋文欢等(2022)的研究结论具有一致性。

表 3 新型农业经营主体对小农户土地流转的影响:基于工具变量法

| 变量             | (1)                    | (2)                   | (3)                    | (4)                   |
|----------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
|                | 是否转出土地                 | 是否转入土地                | 土地转出面积                 | 土地转入面积                |
| Ln(新型农业经营主体数量) | 0.0184**<br>(0.0089)   | 0.0051<br>(0.0081)    | 0.0254**<br>(0.0129)   | 0.0061<br>(0.0123)    |
| Ln(承包耕地面积)     | 0.0743***<br>(0.0098)  | 0.0013<br>(0.0058)    | 0.1600***<br>(0.0142)  | 0.0001<br>(0.0088)    |
| Ln(雇佣劳动力投入)    | -0.0026<br>(0.0023)    | 0.0038*<br>(0.0022)   | -0.0032<br>(0.0034)    | 0.0111***<br>(0.0033) |
| Ln(其他农业生产投入)   | -0.0332***<br>(0.0017) | 0.0097***<br>(0.0014) | -0.0523***<br>(0.0024) | 0.0128***<br>(0.0021) |
| 家庭总人数          | 0.0022<br>(0.0034)     | -0.0028<br>(0.0030)   | 0.0052<br>(0.0049)     | -0.0003<br>(0.0045)   |
| 家庭劳动力人口占比      | -0.0199<br>(0.0229)    | -0.0107<br>(0.0201)   | -0.0449<br>(0.0332)    | 0.0032<br>(0.0305)    |
| 常数项            | 0.1470<br>(0.1061)     | 0.1178<br>(0.0961)    | 0.1611<br>(0.1536)     | 0.3227**<br>(0.1459)  |
| 第一阶段 F 值       | 190.6000               | 227.3200              | 190.6000               | 227.3200              |
| F 值            | 9.8866                 | 3.1855                | 11.5013                | 3.0394                |
| 观测值            | 9045                   | 10655                 | 9045                   | 10655                 |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;括号内为稳健标准误;所有回归均控制了家庭、年份、省—年份、村庄变量—年份交互固定效应和控制变量。下同

表 3 的结果进一步表明,小农户家庭的承包耕地面积、雇佣劳动力投入和其他农业生产投入对其土地流转行为决策具有显著影响。其中,小农户家庭承包耕地面积增加会促使其转出土地,转出土地的概率和面积平均提高了 1.84% 和 2.54%,这一结果与王璐瑶等(2025)的研究结论相符。雇佣劳动力投入和其他农业生产投入的增加能显著提高小农户家庭转入土地的概率和面积,其他农业生产投入的增加还显著降低小农户家庭转出土地的概率和面积。这表明本文选取的控制变量对土地流转有着重要作用。

表 4 新型农业经营主体对小农户土地流转的影响:基于固定效应模型

| 变量             | (1)                    | (2)                 | (3)                    | (4)                |
|----------------|------------------------|---------------------|------------------------|--------------------|
|                | 是否转出土地                 | 是否转入土地              | 土地转出面积                 | 土地转入面积             |
| Ln(新型农业经营主体数量) | 0.0189 ***<br>(0.0066) | -0.0006<br>(0.0058) | 0.0366 ***<br>(0.0109) | 0.0010<br>(0.0093) |
| F 值            | 33.4864                | 13.5463             | 26.7482                | 10.9332            |
| 观测值            | 9045                   | 10655               | 9045                   | 10655              |

(二) 机制检验

结合理论分析框架,本文认为新型农业经营主体主要通过降低交易成本、提高实际土地转出租金的方式,吸引小农户转出土地。接下来,本文参考江艇(2022)的机制检验方法,分别使用交易成本、土地转出租金作为被解释变量进行回归。由于数据限制,本文通过小农户家庭在土地流转过程中获得的服务来间接测量交易成本,若他们在这一过程中获得相应服务,则表明他们的交易成本较低。其中,搜寻成本采用是否获得搜寻服务(1=获得提供土地流转交易信息、政策宣传与政策解读服务;0=未获得任何服务)来代理;谈判缔约成本采用是否获得谈判缔约服务(1=获得提供土地流转租金价格评估、法律咨询、协调和规范合同签订服务;0=未获得任何服务)来代理;合约执行维护成本采用是否获得合约执行维护服务(1=获得监督流转行为、调节土地纠纷服务;0=未获得任何服务)来代理。

表 5 面板 A 报告了新型农业经营主体对搜寻、谈判缔约、合约执行维护服务以及土地转出总租金和每亩土地转出租金的影响。从表 5(1)~(3)列结果可看出,在 5% 的显著性水平下,村庄中新型农业经营主体的数量每增加 1%,小农户家庭获得搜寻和谈判缔约服务的概率将分别增加 0.96% 和 0.99%,但对合约执行维护服务无明显影响。这表明新型农业经营主体显著降低了土地流转合约达成前的交易成本,即事前交易成本。表 5(4)列、(5)列结果表明,在其他变量不变的情况下,村庄中新型农业经营主体的数量增加 1%,小农户转出土地的总租金将增加 17.07%,每亩转出土地的租金将增加 14.92%。样本内转出土地总租金的均值为 283.34 元(包括未转出土地的小农户),新型农业经营主体可使小农户家庭转出土地的租金增加 48.37 元。结合表 3 基准回归的结果可知,新型农业经营主体通过降低交易成本、提高土地转出租金促使小农户转出土地,假说 H1a 成立。

根据基准回归的结果可知,新型农业经营主体对小农户转入土地无明显的影响,表 5 面板 B 进一步报告了新型农业经营主体对转入土地小农户交易成本的影响,结果表明新型农业经营主体并没有显著影响转入土地小农户的交易成本,假说 H1b 不成立。为探究小农户土地转入平均效应不明显的原因,本文从新型农业经营主体对小农户土地转出对象影响的角度进行分析,结果报告在表 6 中。结果显示,新型农业经营主体促使小农户将土地转出给新型农业经营主体的概率和面积分别增加了 1.18% 和 1.44%。虽然新型农业经营主体对小农户将土地转出给普通农户的影响为正,但该效应并不显著。这一结论与李江一等(2022)的研究不同,本文并没有发现新型农业经营主体带动普通农户

进行土地流转。这表明在小农户土地转出的对象中,新型农业经营主体凭借政策扶持和雄厚资金实力,其优势远大于其他想要转入土地的小农户,在土地竞争中更容易胜出,从而使得新型农业经营主体对小农户土地转入的平均效应不明显。

表 5 新型农业经营主体对交易成本、土地转出租金的影响:基于工具变量法

| 变量             | (1)<br>搜寻服务           | (2)<br>谈判缔约<br>服务    | (3)<br>合约执行<br>维护服务 | (4)<br>土地转出<br>租金     | (5)<br>每亩土地<br>转出租金   |
|----------------|-----------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|
| 面板 A:土地转出      |                       |                      |                     |                       |                       |
| Ln(新型农业经营主体数量) | 0.0096***<br>(0.0036) | 0.0099**<br>(0.0041) | 0.0040<br>(0.0027)  | 0.1707***<br>(0.0541) | 0.1492***<br>(0.0474) |
| 第一阶段 F 值       | 154.2600              | 154.2600             | 154.2600            | 190.6000              | 190.6000              |
| F 值            | 1.5491                | 1.5197               | 1.7413              | 6.5642                | 5.8641                |
| 观测值            | 7909                  | 7909                 | 7909                | 9045                  | 9045                  |
| 面板 B:土地转入      |                       |                      |                     |                       |                       |
| Ln(新型农业经营主体数量) | 0.0011<br>(0.0025)    | 0.0028<br>(0.0023)   | 0.0023<br>(0.0018)  |                       |                       |
| 第一阶段 F 值       | 187.8500              | 187.8900             | 187.6800            |                       |                       |
| F 值            | 1.1602                | 1.0962               | 0.6274              |                       |                       |
| 观测值            | 9530                  | 9531                 | 9528                |                       |                       |

注:为确保小农户获得的服务是在土地转出/转入过程中获得的,面板 A 中(1)~(3)列的观测值不包括转入土地的小农户,面板 B 中(1)~(3)列的观测值不包括转出土地的小农户

表 6 新型农业经营主体对小农户土地转出对象的影响:基于工具变量法

| 变量             | (1)<br>土地是否转给<br>普通农户 | (2)<br>土地是否转给<br>新型农业经营主体 | (3)<br>转给普通<br>农户土地面积 | (4)<br>转给新型农业<br>经营主体<br>土地面积 |
|----------------|-----------------------|---------------------------|-----------------------|-------------------------------|
| Ln(新型农业经营主体数量) | 0.0091<br>(0.0081)    | 0.0118**<br>(0.0049)      | 0.0149<br>(0.0118)    | 0.0144**<br>(0.0071)          |
| 第一阶段 F 值       | 190.6000              | 190.6000                  | 190.6000              | 190.6000                      |
| F 值            | 7.2430                | 2.3599                    | 8.3781                | 2.1784                        |
| 观测值            | 9045                  | 9045                      | 9045                  | 9045                          |

此外,本文还从成本和收益的角度解释了这一现象。小农户是否转入土地取决于转入土地的租金成本和农产品的收益。新型农业经营主体未在村庄出现之前,土地流转市场处于相对均衡的状态。新型农业经营主体在村庄出现之后,小农户转出土地的租金明显提高,表明租金成本增加。表 7 报告了新型农业经营主体对小农户农作物产出收益的结果,村庄中新型农业经营主体数量增加 1%,小农户经济作物的亩均产量将显著提高 8.69%,但其对粮食作物、所有农作物的亩均产量以及所有农作物的亩均产值并无明显的促进作用。而在本文样本中,83.79%的小农户以种植粮食作物为主,

16.21%的小农户以种植经济作物为主。对于大部分小农户来说,新型农业经营主体并没有提升农作物的产出收益,转入土地的动力不足。因此,新型农业经营主体对小农户转入土地的平均效应不明显。

表 7 新型农业经营主体对小农户农作物产出的影响:基于工具变量法

| 变量             | 农作物产量(公斤/亩)        |                      |                    | 所有农作物产值<br>(元/亩)   |
|----------------|--------------------|----------------------|--------------------|--------------------|
|                | (1)                | (2)                  | (3)                | (4)                |
|                | 粮食作物               | 经济作物                 | 所有农作物              |                    |
| Ln(新型农业经营主体数量) | 0.0436<br>(0.0693) | 0.0869**<br>(0.0429) | 0.0394<br>(0.0701) | 0.0109<br>(0.0840) |
| 第一阶段 F 值       | 227.3200           | 227.3200             | 227.3200           | 227.3200           |
| F 值            | 35.3528            | 32.1919              | 40.2581            | 49.6839            |
| 观测值            | 10655              | 10655                | 10655              | 10655              |

综上所述,本文的机制研究表明,新型农业经营主体促进土地流转市场发展的关键在于显著降低了搜寻和谈判缔约成本。搜寻和谈判缔约成本是土地流转交易过程中交易成本的重要来源,降低该成本不仅提高了土地租金,还有效推动了土地流转交易的达成。对于政策制定者而言,村庄发展新型农业经营主体激发了小农户转出土地的积极性,促进了土地流转市场的发育以及土地资源的有效配置。对于小农户家庭而言,转出土地所获得的租金收入增加,保障了其经济收益。在转入土地方面,现有证据表明土地主要流向新型农业经营主体,而小农户对转入土地的需求较低,主要原因在于土地租金成本上升与粮食作物产值未显著提升。这为后续完善土地流转相关政策以提高小农户转入土地需求、进一步推动土地流转市场发展提供了重要思路。

(三) 进一步讨论

在新型农业经营主体推动下的土地资源重新配置过程中,效率与公平问题尤为值得关注。由于本文所使用的中国家庭大数据库问卷并未包含农户家庭转出土地原因的具体信息,为探讨新型农业经营主体推动下的土地流转是否存在强制性现象,本文将从效率角度出发,验证假说 H2,即考察土地是否从低农业生产能力的小农户流向了高农业生产能力的小农户。若新型农业经营主体推进下的土地资源重新配置是有效率的,那么强制流转的可能性较低。此外,本文还分析了不同类型新型农业经营主体对小农户土地流转的具体影响。

1. 新型农业经营主体对不同农业生产能力小农户的土地流转行为。本文使用小农户的农业全要素生产率(TFP)来衡量其农业生产能力。根据现有文献,一般采用经典柯布—道格拉斯(C-D)生产函数计算微观农户层面的农业全要素生产率,因为短期内,家庭对于土地、资本等投入要素的调整幅度较小(王璐等,2020;Chari 等,2021;Gao 等,2021)。对农业产出的计算一般有两种方式,一是使用总产值减去中间投入品得到的增加值,另一种则是将中间投入品视为重要的投入要素,将其引入回归中进行系数估计。由于第二种方法放松了总产出与中间投入品同比例变化的约束条件,估计的系数更为准确(王璐等,2020;Chari 等,2021),因此本文采用第二种方法。此外,由于中国家庭大数据库没有关于小农户每种农作物的详细投入产出数据,本文将粮食作物和经济作物的产值加总作为小农户的农业总产值。本文建立如(15)式的 C-D 生产函数,再根据(16)式计算小农户家庭层面的农业全要素生产率。

$$\ln Q_{it} = \delta_1 \ln L_{it} + \delta_2 \ln N_{it} + \delta_3 \ln M_{it} + \{FES\} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

$$\ln TFP_{it} = \ln Q_{it} - \hat{\delta}_1 \ln L_{it} - \hat{\delta}_2 \ln N_{it} - \hat{\delta}_3 \ln M_{it} \quad (16)$$

其中, $Q_{it}$ 为v村庄i小农户在t年的农业总产值, $L_{it}$ 为家庭和雇佣劳动力从事农业劳动的总天数, $N_{it}$ 为实际投入的耕地面积, $M_{it}$ 为农业生产过程中其他的投入支出,{FES}表示小农户家庭固定效应和年份固定效应。在计算时,本文将2015年设为基期,使用各省份每年的农产品生产者价格指数对农业总产值进行平减,使用各省份每年的农业生产资料价格指数对其他投入支出进行平减,得到小农户的实际农业总产值和实际其他投入支出,以消除价格波动对计算结果产生的影响。

本文根据2015年小农户的TFP,将其划分成低TFP、中TFP和高TFP三组,使用(17)式的实证模型检验土地是否从低农业生产能力的小农户转移到高农业生产能力的小农户。

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^3 \beta_j (NAOs_{it} \times Group_{it}^j) + \gamma X_{it} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

其中, $Group_{it}^j$ 表示v村庄i小农户是否在j组, $j=1,2,3$ ,分别表示低TFP组、中TFP组和高TFP组,其余变量含义与(13)(14)式相同。

表8汇报了实证估计结果。由表中的结果可知,相较于中TFP组和高TFP组的小农户,低TFP组的小农户更有可能转出土地。新型农业经营主体使得低TFP组小农户家庭转出土地的概率增加了4.36%。这一结果高于表3基准回归结果中的1.84%,表明基准回归结果中小农户转出土地概率增加主要是由低TFP组的小农户推动。对于高TFP组的小农户,新型农业经营主体对其转出土地和转入土地均有显著的抑制作用。村庄新型农业经营主体数量增加1%,高TFP组小农户土地转出的概率和面积分别降低4.42%和4.95%;对转入土地的抑制作用更为明显,该组小农户土地转入的概率和面积分别降低6.63%和10.27%。

表8 新型农业经营主体对不同TFP小农户土地流转的影响:基于工具变量法

| 变量                  | (1)                   | (2)                   | (3)                  | (4)                   |
|---------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
|                     | 是否转出土地                | 是否转入土地                | 土地转出面积               | 土地转入面积                |
| Ln(新型农业经营主体数量)×低TFP | 0.0436*<br>(0.0233)   | 0.0390<br>(0.0319)    | 0.0494<br>(0.0322)   | 0.0795<br>(0.0518)    |
| Ln(新型农业经营主体数量)×中TFP | 0.0081<br>(0.0195)    | 0.0244<br>(0.0268)    | -0.0137<br>(0.0269)  | 0.0258<br>(0.0434)    |
| Ln(新型农业经营主体数量)×高TFP | -0.0442**<br>(0.0198) | -0.0663**<br>(0.0272) | -0.0495*<br>(0.0274) | -0.1027**<br>(0.0441) |
| F值                  | 2.0763                | 2.3009                | 2.3807               | 2.2940                |
| 观测值                 | 5186                  | 5224                  | 5186                 | 5224                  |

注:在计算TFP时,本文删去了农业收入与实际耕地面积非正的样本,因此,观测值数量与基准表中相差较大

以上的结果表明,土地的确从低农业生产能力的小农户中流出了,但并没有流向高农业生产能力的小农户,高农业生产能力小农户转入土地反而受到了抑制。表6的证据表明,高农业生产能力的小农户可能因竞争优势不足,难以与新型农业经营主体竞争土地。同时由于土地租金的增加,其资金实力无法负担更多土地,土地主要流向新型农业经营主体。虽然普遍观点认为新型农业经营主体的农业生产能力高于小农户,但是一些人为“垒大户”形成的新型农业经营主体其农业生产能力远不及小农户。然而由于缺少新型农业经营主体农业生产的直接数据,本文无法验证村庄现有新型农业经营主体是否具备更高的农业生产能力。但本文在一定程度上证明,低农业生产能力的小农户转出了土

地,强制流转现象存在的可能性较低,表明当前新型农业经营主体推动下的土地资源重新配置仍具有一定的效率。

2. 不同类型新型农业经营主体对小农户土地流转行为的影响。新型农业经营主体主要有专业大户、家庭农场、农民合作社和农业企业四种类型。不同类型的新型农业经营主体对小农户的土地资源配置有不同影响(Borras 等,2010)。首先,专业大户和家庭农场通常是从小农户发展而来,这一发展过程需要转入大量土地,从而导致其他小农户退出农业生产(Qian 等,2025)。其次,农民合作社主要通过土地流转、土地入股和土地托管的方式与小农户联结。对于加入后不再从事农业生产的小农户,土地交由合作社处理。对于仍然从事农业生产的小农户,合作社通过向其提供农业生产和经营相关的社会化服务,以降低与生产过程相关的风险,提高农业生产率。因此,农民合作社对小农户的土地流转影响可能不大。最后,农业企业一般从事农产品的生产、初级加工、运输和销售,对土地也有一定的需求。

由于同一个村庄会同时出现几种不同类型的新型农业经营主体,本文按村庄中某一种类型的数量占比进行划分,取数量占比最高的一类作为该村庄的主要新型农业经营主体类型\*。表 9 报告了不同类型新型农业经营主体对小农户土地流转的影响。表中变量专业大户、家庭农场、农民合作社和农业企业是指村庄当年是否以该类新型农业经营主体为主,是二元变量。由(1)列可知,相比无新型农业经营主体村庄的小农户,以专业大户和家庭农场为主的村庄显著提高了小农户转出土地的概率。具体而言,以专业大户和家庭农场为主的村庄使小农户土地转出的概率分别增加 3.77% 和 9.03%,家庭农场变量的系数明显大于专业大户,表明家庭农场更能促进小农户转出土地。这一结论也与李江一等(2022)的研究结论相符。此外,农民合作社和农业企业对小农户转出土地未产生显著影响。原因可能在于,本文样本中这两类新型农业经营主体数量占比较小,同时,农民合作社主要是促进土地入股与托管而不是土地转出,农业企业多为外来资本,当地农户对将土地转给农业企业的意愿普遍较低。由(4)列可知,以农业企业为主的村庄可使小农户转入土地的面积显著降低 7.90%\*\*。农业企业这类工商资本下乡很有可能出于逐利等目的圈占土地,损害小农户利益(杨华,2016;刘魏等,2018),抑制了小农户转入土地。以上证据表明,鉴于不同类型新型农业经营主体在组织结构上的显著差异以及其参与农业生产各阶段(产前、产中、产后)的程度和方式不同,它们对小农户土地流转的影响存在明显区别。特别是专业大户与家庭农场,由于其独特的经营模式和规模特征,发展这两类新型农业经营主体更有利于推动小农户土地流转,促进土地资源的优化配置,并助力土地流转市场的健康发展。

#### (四) 稳健性检验

1. 调整解释变量。在新型农业经营主体的四大类型中,农民合作社对小农户土地流转的影响与其他三类新型农业经营主体相比最为不同。一些农民合作社通过鼓励小农户以土地入股、托管、联耕等方式带动其发展(郭晓鸣等,2018),这些方式与小农户土地流转行为存在显著差异。为消除农民合作社对估计结果造成的影响,本文将所有村庄农民合作社的数量设置为 0,再次估计其他三类新型农业经营主体数量对小农户土地流转的影响,估计结果展示在表 10 面板 A 中。结果显示,新型农业经营主体仍显著提高了小农户土地转出的概率和面积,与基准回归结果相比,系数略有增加。

\* 由于 2015 年和 2017 年的村级问卷中只询问了各类型新型农业经营主体数量,缺少各类型新型农业经营主体经营土地规模的数据,因此,本文只能根据数量占比的大小粗略判断村庄所属的新型农业经营主体类型

\*\*  $-7.90\% = [\exp(-0.0823) - 1] \times 100\%$ ,当系数在-0.1 到 0.1 之间时,  $[\exp(\beta) - 1] \times 100\%$  与  $\beta\%$  近似相等

表 9 不同类型新型农业经营主体对小农户土地流转的影响

| 变量    | (1)                  | (2)                 | (3)                | (4)                   |
|-------|----------------------|---------------------|--------------------|-----------------------|
|       | 是否转出土地               | 是否转入土地              | 土地转出面积             | 土地转入面积                |
| 专业大户  | 0.0377**<br>(0.0167) | 0.0214<br>(0.0145)  | 0.0398<br>(0.0256) | 0.0291<br>(0.0237)    |
| 家庭农场  | 0.0903**<br>(0.0457) | -0.0220<br>(0.0206) | 0.1121<br>(0.0688) | 0.0004<br>(0.0328)    |
| 农民合作社 | 0.0249<br>(0.0181)   | 0.0038<br>(0.0171)  | 0.0401<br>(0.0268) | 0.0106<br>(0.0257)    |
| 农业企业  | 0.0102<br>(0.0315)   | -0.0404<br>(0.0265) | 0.0369<br>(0.0394) | -0.0823**<br>(0.0348) |
| F 值   | 22.7195              | 9.5811              | 17.8093            | 8.0748                |
| 观测值   | 9045                 | 10655               | 9045               | 10655                 |

表 10 稳健性检验

| 变量                        | (1)                  | (2)                 | (3)                  | (4)                | (5)                |
|---------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|--------------------|--------------------|
|                           | 是否转出土地               | 是否转入土地              | 土地转出面积               | 土地转入面积             | Ln(新型农业经营主体数量)     |
| 面板 A:调整解释变量               |                      |                     |                      |                    |                    |
| Ln(新型农业经营主体数量)            | 0.0269**<br>(0.0130) | 0.0076<br>(0.0120)  | 0.0371**<br>(0.0189) | 0.0091<br>(0.0183) |                    |
| 观测值                       | 9045                 | 10655               | 9045                 | 10655              |                    |
| 面板 B:双重差分法                |                      |                     |                      |                    |                    |
| 新型农业经营主体                  | 0.0373**<br>(0.0165) | -0.0039<br>(0.0144) | 0.0389*<br>(0.0222)  | 0.0017<br>(0.0213) |                    |
| 观测值                       | 7102                 | 8296                | 7102                 | 8296               |                    |
| 面板 C:倾向得分匹配法              |                      |                     |                      |                    |                    |
| Ln(新型农业经营主体数量)            | 0.0169*<br>(0.0092)  | 0.0043<br>(0.0082)  | 0.0287**<br>(0.0141) | 0.0020<br>(0.0127) |                    |
| 观测值                       | 7437                 | 8938                | 7437                 | 8938               |                    |
| 面板 D:反向因果检验               |                      |                     |                      |                    |                    |
| 滞后一期村庄土地流转率<br>(转出农户数占比)  |                      |                     |                      |                    | 0.0787<br>(0.4948) |
| 观测值                       |                      |                     |                      |                    | 750                |
| 滞后一期村庄土地流转率<br>(土地转出面积占比) |                      |                     |                      |                    | 0.1656<br>(0.2857) |
| 观测值                       |                      |                     |                      |                    | 750                |

注:面板 A~C 的回归均控制了家庭、年份、省一年、村庄变量一年份固定效应和控制变量。面板 D 的回归控制了村庄、年份、省一年、村庄变量一年份固定效应

2. 双重差分法。本文将采用李江一等(2022)使用的双重差分法进行稳健性检验。为了更好地与其研究结果进行比较,这一部分仅使用 2015 年和 2017 年的数据。表 10 面板 B 报告了双重差分法估计的回归结果,表中新型农业经营主体这一变量为二元变量,表示村庄在当年是否培育了新型农业

经营主体,若当年该村庄培育了新型农业经营主体,这一变量值为 1,反之则为 0。相比没有新型农业经营主体村庄的小农户,有新型农业经营主体村庄的小农户转出土地的概率和面积分别增加 3.73% 和 3.97%<sup>\*</sup>。(1)列中新型农业经营主体变量系数 0.0373 与其研究中该变量系数 0.035 相差不大,表明本文结论是稳健的。

3. 倾向得分匹配法。村庄培育新型农业经营主体需要一定的条件,有意愿转出土地的小农户越多,该村庄越容易培育新型农业经营主体。为避免反向因果问题对估计结果产生偏差,本文使用倾向得分匹配(PSM)法进行稳健性检验。首先,本文将在样本期内培育新型农业经营主体的村庄视为实验组,样本期内未培育新型农业经营主体的村庄视为对照组。其次,采用 Logit 模型,以村庄培育新型农业经营主体前的特征变量,即 2015 年的村庄特征变量,估计村庄培育新型农业经营主体的倾向得分,为实验组样本匹配其他特征尽可能一致的控制组样本。其中,村庄特征变量具体包括村庄是否位于平原地区、是否是城镇社区、农村公交车路线数量、城镇公交车路线数量、银行营业网点数量、金融服务网点数量、社区人均居民收入和村庄与县中心的距离。由于一部分村庄的特征变量存在缺失值以及匹配在倾向得分的共同取值范围中进行,只有 253 个村庄参与匹配。接着,本文使用核匹配估计方法进行倾向得分匹配,并对匹配好的样本进行平衡性检验。最后,对匹配后的样本使用工具变量法进行估计,回归结果报告在表 10 面板 C 中。从(1)列、(3)列的结果可知,在倾向得分匹配后,新型农业经营主体仍然提高了小农户转出土地的概率和面积,表明本文结论稳健。

4. 反向因果检验。鉴于小农户土地流转行为可能进一步影响新型农业经营主体的发展,从而对本文的估计结果造成潜在影响,本文进一步对这一反向因果关系的存在性进行了实证检验。根据现有 318 个村庄样本,本文匹配了相对应的 2013 年村庄土地流转数据,探讨滞后一期(一个调查年度)的村庄土地流转率对新型农业经营主体发展的影响。其中,村庄的土地流转率采用该年转出土地的农户数占村庄所有农户数的比例和该年土地转出面积占村庄所有土地面积的比例这两个变量来衡量。表 10 面板 D 报告了反向因果检验的回归结果,无论是使用转出农户数占比还是土地转出面积占比来衡量村庄土地流转率,村庄土地流转率均未显著促进新型农业经营主体的发展。这表明本文存在反向因果的可能性很低,本文估计结果是稳健可信的。

## 五、结论与政策启示

本文基于 2015 年、2017 年和 2019 年的中国家庭大数据库,运用工具变量法实证检验了新型农业经营主体对小农户土地流转的影响。结果显示,村庄发展新型农业经营主体使得小农户家庭转出土地的概率和面积分别增加了 1.84% 和 2.54%,但对小农户转入土地的平均效应不显著。机制分析表明,新型农业经营主体主要通过降低搜寻和谈判缔约交易成本、提高土地转出租金的方式促使小农户转出土地。在较高的土地租金和较低的农作物收益下,小农户无转入土地的动力。进一步研究发现,新型农业经营主体显著提高了低 TFP 小农户土地转出概率,但抑制了高 TFP 小农户转入土地,这表明土地确实从低农业生产能力的小农户中流出,但并未流向高农业生产能力的小农户,新型农业经营主体反而阻碍了高农业生产能力的小农户转入土地。此外,不同类型新型农业经营主体对小农户土地流转有着不同影响,专业大户和家庭农场更能提高小农户转出土地的概率,农业企业则抑制了小农户转入土地。

根据研究结论,本文总结提出如下政策启示。第一,培育适度规模的新型农业经营主体,推动土地流转市场发展。政府应完善对新型农业经营主体的优惠政策,例如提供土地流转租金补助和基础

<sup>\*</sup> 3.97% =  $[\exp(0.0389) - 1] \times 100\%$

设施建设等支持措施。同时,还应加强对交易双方在搜寻、缔约和维护合约等环节的服务支持力度,特别是为有转入土地需求的小农户提供相关服务,以促进交易达成。第二,发挥新型农业经营主体对小农户农业生产的带动效应。本文发现目前新型农业经营主体对小农户农业生产的带动效应主要集中在经济作物,因此,应加大新型农业经营主体对种植粮食类作物小农户的带动效应,例如新型农业经营主体为小农户提供技术指导、定期培训及农业机械化服务等。第三,统筹兼顾新型农业经营主体和小农户发展,兼顾土地流转中的公平与效率问题。鼓励和引导低农业生产能力的小农户有序转出土地,优化土地资源配置。然而,不宜盲目地将所有土地向新型农业经营主体集中,而应为有意愿扩大经营规模且具备高农业生产能力的小农户保留一定数量的土地资源,并配套提供适当的土地流转租金补贴,促进农业经营主体多元化发展。第四,鉴于不同类型新型农业经营主体对小农户土地流转的不同影响,应重点培育专业大户和家庭农场这两类新型农业经营主体,发挥其在土地流转市场中的积极作用。同时,要特别关注农业企业这类新型农业经营主体对小农户可能造成的影响,平等保护农业企业与小农户的合法权益,推动小农户与现代农业有机衔接。

### 参 考 文 献

1. Allen, S., Badiane, O., Sene, L., Ulimwengu, J. Government Expenditures, Health Outcomes and Marginal Productivity of Agricultural Inputs: The Case of Tanzania. *Journal of Agricultural Economics*, 2014(3): 637~662
2. Borras, S., Franco, J. Towards a Broader View of the Politics of Global Land Grab: Rethinking Land Issues, Reframing Resistance. *Initiatives in Critical Agrarian Studies Working Paper Series*, 2010; 1~39
3. Cao, Y., Zou, J., Fang, X., Wang, J., Cao, Y., Li, G. Effect of Land Tenure Fragmentation on the Decision-Making and Scale of Agricultural Land Transfer in China. *Land Use Policy*, 2020; 104996
4. Chari, A., Liu, E. M., Wang, S. Y., Wang, Y., Schoenberg, U. Property Rights, Land Misallocation, and Agricultural Efficiency in China. *The Review of Economic Studies*, 2021(4): 1831~1862
5. Ciaian, P., Swinnen, J. F. M. Land Market Imperfections and Agricultural Policy Impacts in the New Eu Member States: A Partial Equilibrium Analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 2006(4): 799~815
6. Deininger, K., Jin, S. The Potential of Land Rental Markets in the Process of Economic Development: Evidence from China. *Journal of Development Economics*, 2005(1): 241~270
7. Dorosh, P., Wang, H. G., You, L., Schmidt, E. Road Connectivity, Population, and Crop Production in Sub-Saharan Africa. *Agricultural Economics*, 2012(1): 89~103
8. Gao, X., Shi, X., Fang, S. Property Rights and Misallocation: Evidence from Land Certification in China. *World Development*, 2021; 105632
9. Gebru, M., Holden, S. T., Tilahun, M. Tenants' Land Access in the Rental Market: Evidence from Northern Ethiopia. *Agricultural Economics*, 2019(3): 291~302
10. Glover, S., Jones, S. C. Can Commercial Farming Promote Rural Dynamism in Sub-Saharan Africa? Evidence from Mozambique. *World Development*, 2019; 110~121
11. Graubner, M., Ostapchuk, I., Gagalyuk, T. Agroholdings and Land Rental Markets: A Spatial Competition Perspective. *European Review of Agricultural Economics*, 2021(1): 158~206
12. Jia, L., Petrick, M. How Does Land Fragmentation Affect Off-Farm Labor Supply: Panel Data Evidence from China. *Agricultural Economics*, 2014(3): 369~380
13. Jin, S., Jayne, T. S. Land Rental Markets in Kenya: Implications for Efficiency, Equity, Household Income, and Poverty. *Land Economics*, 2013(2): 246~271
14. Lay, J., Nolte, K., Sipangule, K. Large-Scale Farms in Zambia: Locational Patterns and Spillovers to Smallholder Agriculture. *World Development*, 2021; 105277
15. Lerman, Z., Csaki, C., Feder, G. *Agriculture in Transition: Land Policies and Evolving Farm Structures in Post-Soviet Countries*. Lexington Books, 2004
16. Mamatkakis, E. C. Public Infrastructure and Productivity Growth in Greek Agriculture. *Agricultural Economics*, 2003(2): 169~180

17. Mathijs, E. , Swinnen, J. F. M. The Economics of Agricultural Decollectivization in East Central Europe and the Former Soviet Union. *Economic Development and Cultural Change*, 1998(1) : 1~26
18. Nguyen, T. T. , Tran, V. T. , Nguyen, T. T. , Grote, U. Farming Efficiency, Cropland Rental Market and Income Effect: Evidence from Panel Data for Rural Central Vietnam. *European Review of Agricultural Economics*, 2021(1) : 207~248
19. Qian, W. , Li, D. , Shi, X. Competitive or Crowding-Out? Estimating Spillover Effects from Large-Scale Farms on Smallholders in China. *Agricultural Economics*, 2025(1) : 27~44
20. Su, B. , Li, Y. , Li, L. , Wang, Y. How does Nonfarm Employment Stability Influence Farmers' Farmland Transfer Decisions? Implications for China's Land Use Policy. *Land Use Policy*, 2018; 66~72
21. Swinnen, J. F. M. , Vranken, L. The Development of Rural Land Markets in Transition Countries. *Food and Agriculture Organisation of the United Nations*, 2006; 40
22. Tan, S. , Heerink, N. , Qu, F. Land Fragmentation and Its Driving Forces in China. *Land Use Policy*, 2006(3) : 272~285
23. Vranken, L. , Swinnen, J. Land Rental Markets in Transition: Theory and Evidence from Hungary. *World Development*, 2006(3) : 481~500
24. Wang, X. , Yamauchi, F. , Huang, J. , Rozelle, S. What Constrains Mechanization in Chinese Agriculture? Role of Farm Size and Fragmentation. *China Economic Review*, 2020; 101221
25. Wouterse, F. , Badiane, O. The Role of Health, Experience, and Educational Attainment in Agricultural Production: Evidence from Smallholders in Burkina Faso. *Agricultural Economics*, 2019(4) : 421~434
26. Zheng, L. Big Hands Holding Small Hands: The Role of New Agricultural Operating Entities in Farmland Abandonment. *Food Policy*, 2024; 102605
27. 曹建华, 王红英, 黄小梅. 农村土地流转的供求意愿及其流转效率的评价研究. *中国土地科学*, 2007(5) : 54~60
28. 陈晓华. 大力培育新型农业经营主体——在中国农业经济学会年会上的致辞. *农业经济问题*, 2014(1) : 4~7
29. 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. *管理世界*, 2016(1) : 88~98
30. 储怡菲, 吴方卫. 农业劳动力老龄化与农地转出决策变动——基于家庭承包耕地决策权代际转移的视角. *农业技术经济*, 2024(7) : 59~79
31. 郭晓鸣, 曾旭晖, 王 蔷, 骆 希. 中国小农的结构性分化: 一个分析框架——基于四川省的问卷调查数据. *中国农村经济*, 2018(10) : 7~21
32. 何 欣, 蒋 涛, 郭良燕, 甘 犁. 中国农地流转市场的发展与农户流转农地行为研究——基于 2013—2015 年 29 省的农户调查数据. *管理世界*, 2016(6) : 79~89
33. 何 军, 朱成飞. 新结构经济学视角下新型农业经营主体发育与农村土地流转方式选择——以江苏省为例. *东北师大学报(哲学社会科学版)*, 2020(2) : 45~53
34. 贾俊雪, 秦 聪. 农村基层治理、专业协会与农户增收. *经济研究*, 2019(9) : 123~140
35. 江 艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应. *中国工业经济*, 2022(5) : 100~120
36. 孔凡斌, 钟海燕, 潘 丹. 小农户土壤保护行为分析——以施肥为例. *农业技术经济*, 2019(1) : 100~110
37. 李金宁, 刘凤芹, 杨 婵. 确权、确权方式和农地流转——基于浙江省 522 户农户调查数据的实证检验. *农业技术经济*, 2017(12) : 14~22
38. 李家辉, 陆 迁. 加入合作社对农户土地转入行为的影响. *资源科学*, 2022(6) : 1181~1195
39. 李江一, 秦 范. 如何破解农地流转的需求困境——以发展新型农业经营主体为例. *管理世界*, 2022(2) : 84~99+6
40. 刘 洁, 韩昕儒. 资本下乡与小农户的共赢路径及实现机制——以鲁东地区 A 村为例. *农业经济问题*, 2024(5) : 79~92
41. 刘 魏, 张应良, 李国珍, 田红宇. 工商资本下乡、要素配置与农业生产效率. *农业技术经济*, 2018(9) : 4~19
42. 罗必良, 汪 沙, 李尚蒲. 交易费用、农户认知与农地流转——来自广东省的农户问卷调查. *农业技术经济*, 2012(1) : 11~21
43. 冒佩华, 徐 骥. 农地制度、土地经营权流转与农民收入增长. *管理世界*, 2015(5) : 63~74+88
44. 朋文欢, 李寒凝, 傅琳琳, 莫秋羽. 新型经营主体发育对农地有偿流转的影响机制研究——来自中国农村家庭追踪调查的证据. *中国土地科学*, 2022(12) : 58~68
45. 钱 龙, 陈会广, 叶俊焄. 成员外出务工、家庭人口结构与农户土地流转参与——基于 CFPS 的微观实证. *中国农业大学学报*, 2019(1) : 184~193
46. 石晓平, 关长坤, 于博源. 农地确权如何弱化农地流转的熟人化特征——基于交易费用的中介效应分析. *农业技术经济*, 2024(8) : 4~19

47. 孙新华. 强制商品化:“被流转”农户的市场化困境——基于五省六地的调查. 南京农业大学学报(社会科学版),2013(5):25~31
48. 王亚,魏玮,刘瑞峰,马恒运. 组织方式视角下农户土地流转决策行为分析——基于大样本农户调研. 农业技术经济,2017(4):38~49
49. 王璐,杨汝岱,吴比. 中国农户农业生产全要素生产率研究. 管理世界,2020(12):77~93
50. 王璐瑶,李谷成. 数字金融使用对农户农地流转行为的影响. 中国农业大学学报,2025(1):293~304
51. 谢云,曹佳玲. 契约稳定能促进家庭农场转入土地吗——基于湖北省家庭农场主的调查. 长江大学学报(社会科学版),2023(2):86~91
52. 许彩华,管睿,余劲. 农户非农就业充分性对农地流转行为的影响研究——基于性别差异视角的分析. 农业技术经济,2023(8):39~52
53. 杨华. 论中国特色社会主义小农经济. 农业经济问题,2016(7):60~73
54. 杨昭熙,杨钢桥. 农地细碎化对农户农地流转决策的影响研究. 中国土地科学,2017(4):33~42+79
55. 易钟婷,王平平,王永强. 村集体经济组织参与土地流转的交易费用降低机制研究——以陕南4个烟区产业综合体为例. 中国土地科学,2022(9):120~128
56. 张德海,傅敬芳,陈超. 现代农业价值共创:社会动员与资源编排——基于新会陈皮产业的案例观察. 中国农村经济,2020(8):13~26
57. 张益丰,韩杰,王晨. 土地流转、农业适度规模化及农户增收的多维度检视——基于三省584户农业经营户调研数据的实证研究. 经济学家,2019(4):89~102
58. 张照新,赵海. 新型农业经营主体的困境摆脱及其体制机制创新. 改革,2013(2):78~87
59. 赵晓峰,赵祥云. 新型农业经营主体社会化服务能力建设与小农经济的发展前景. 农业经济问题,2018(4):99~107
60. 周庆智. 基层治理:权威与社会变迁——以中西部乡村治理为例. 学习与探索,2014(9):63~72
61. 周力,沈坤荣. 中国农村土地制度改革的农户增收效应——来自“三权分置”的经验证据. 经济研究,2022(5):141~157

## The Impact of New Agricultural Business Entities on Land Transfer of Smallholder Farmers

LI Dandan, ZHENG Linyi, QIAN Wenrong

**Abstract:** Cultivating new agricultural business entities (NABEs) serves as a critical pathway for promoting land transfer, advancing moderate-scale farming, and achieving agricultural modernization. Using the panel data of smallholder farmers from the Chinese Family Database and instrumental variables method, we explore the impact of NABEs on smallholders' land transfer. We find that NABEs motivate smallholders to transfer land out by decreasing transaction costs and increasing the land transfer rents, while higher land rents and lower output discourage smallholder farmers from transferring land in. NABEs make land outflow from low-productivity smallholder farmers, but hinder the flow to high-productivity smallholder farmers. Moreover, specialized farms and family farms have the most significant effect on the land transfer-out of smallholder farmers, while agribusinesses significantly discourage smallholder farmers from land transfer-in. Therefore, it is imperative for the government to assume a proactive role of NABEs in land transfer processes and facilitating the orderly development of land transfer market.

**Keywords:** New agricultural business entities; Land transfer; Smallholder farmers; Transaction costs

责任编辑:李雪

— 41 —