

新型农业经营主体的非农就业带动效应研究

李江一¹, 仇童伟^{2*}, 秦 范³

(1.四川大学经济学院,四川成都610065;
2.华南农业大学经济管理学院,广东广州510642;
3.北京大学经济学院,北京100871)



摘要 利用中国家庭金融调查2015年和2017年的家庭和社区面板数据,采用双重差分模型(DID)考察新型农业经营主体对农民非农就业的带动效应及其作用机制。研究发现,新型农业经营主体可使农民参与非农就业的概率显著提高约4个百分点,但对创业无显著影响。在各类新型农业经营主体中,农民专业合作社和家庭农场带动效应显著,而专业大户、农业企业带动作用不明显。进一步分析表明,新型农业经营主体在农村形成后,一定程度上能直接带动农业劳动者从事本地雇佣劳动,但尚不具有促进农业资本投资替代家庭自有农业劳动力投入进而释放更多农业劳动力参与非农就业的效应。与此同时,新型农业经营主体还可通过促进土地出租来带动农民非农就业。由此认为新型农业经营主体能在带动农民非农就业方面产生显著的要素集聚外部性,提出可从培育和发展这些新型主体着手来提升农民收入和促进就业。

关键词 新型农业经营主体; 溢出效应; 非农就业; 双重差分模型

中图分类号:F304.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2022)03-0010-12

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2022.03.002

新型农业经营主体是推进农业农村现代化和乡村振兴的有机载体,是促进小农与现代农业有机衔接的纽带^[1],其形成机理是在政府营造良好的政策环境下,在相关产业和市场需求的拉动下,通过改变农业生产要素的存在状态来提高生产力水平,创造出能够打破传统经营主体生产经营均衡状态的经济剩余^[2]。新型农业经营主体主要包括专业大户、家庭农场、农民专业合作社以及农业产业化龙头企业^①。近年来,党和国家高度重视新型农业经营主体的发展。2013年中央一号文件首次提出培育和发展新型农业经营主体,2017年5月,党中央和国务院发布《关于加快构建政策体系培育新型农业经营主体的意见》,第一次明确提出支持新型农业经营主体发展的政策体系,2018年中央一号文件《中共中央国务院关于实施乡村振兴战略的意见》进一步强调“统筹兼顾培育新型农业经营主体和扶持小农户,采取有针对性的措施,把小农生产引入现代农业发展轨道”。在这一系列政策支持下,我国各类新型农业经营主体得到蓬勃发展。根据中华人民共和国农业农村部统计资料^②,截至2020年

收稿日期:2021-04-12

基金项目:国家自然科学基金青年基金项目“乡村振兴战略背景下新型农业经营主体的辐射带动效应研究”(71903140);四川大学从“0到1”创新研究项目“回流劳动力就业创业与乡村振兴的联动机制研究”(2021CXC12);四川省社会科学“十四五”规划项目“新型农业经营主体的就业创业带动效应研究”(SC21C036)。

*为通讯作者。

① 专业大户包括专业种植户与养殖户,是以农业某一产业的专业化生产为主,初步实现规模经营的农户。家庭农场是指以家庭成员为主要劳动力,从事农业规模化、集约化、商品化生产经营,并以农业收入为家庭主要收入来源的新型农业经营主体(一般为企业法人),家庭农场进行申请和登记才能享受相关优惠和政策。农民专业合作社是指在农村家庭承包经营基础上,同类农产品的生产经营者或者同类农业生产经营服务的提供者、利用者,自愿联合、民主管理的互助性经济组织。农业产业化龙头企业是指采用现代企业经营方式,进行专业分工协作,从事商业性农业生产及其相关活动,并实行独立经营、自负盈亏的经济组织^[3]。

② 见中华人民共和国农业农村部网站,网址:http://www.moa.gov.cn/govpublic/zcggs/202010/t20201014_6354246.htm。

上半年,全国家庭农场已超过100万家,依法登记的农民合作社超过220万家,县级以上龙头企业约9万家。

尽管目前新型农业经营主体的发展已初具规模,但关于其如何影响农户行为的研究并不多,绝大多数研究集中于分析新型农业经营主体的形成机理、发展绩效及其制约因素^[3-15],研究对象主要是新型农业经营主体自身。与现有研究不同,本文以农户为研究对象,立足于农户在新型农业经营主体发展过程中受到的客观影响,利用中国家庭金融调查(China household financial survey, CHFS)在2015年和2017年搜集的微观面板数据,采用双重差分法(DID)实证考察新型农业经营主体对农民非农就业的带动效应和作用渠道,从农户的角度揭示新型农业经营主体在乡村振兴中的效果与机制。

一、理论基础和文献回顾

从理论上讲,新型农业经营主体在农村形成后,除了通过自身的发展来逐步推进农业生产的规模化、现代化、专业化、组织化和社会化外,另一重要的影响渠道便是通过要素集聚产生的外部性来带动农户发展。新型农业经营主体的形成在本质上意味着多种农业生产要素的集聚^[2],而要素集聚具有显著的外部性。经典的外部规模经济理论和新经济地理学理论主要用于分析城市或企业集聚的机制及外部性,这些理论同样适用于分析农业生产要素集聚的外部性。Marshall提出的外部规模经济理论认为,经济活动的集聚从根本上而言是集聚所带来的外部经济,具体包括三方面内容:一是地方化的劳动力市场或劳动力池效应,二是专业化的投入产品,三是基于人力资本积累和面对面交流累积所引发的知识外溢。新经济地理学理论认为,经济活动在空间上总是相互联系的,尤其是相互临近的经济主体可以通过信息共享、风险共担、知识传播、技术溢出等途径获得递增的规模报酬^[16]。

由此可见,根据要素集聚外部规模经济理论和新经济地理学理论,新型农业经营主体可从多种渠道影响农户的劳动力配置决策。第一,通过形成地方化的劳动力市场而直接吸引农村劳动力从事雇佣劳动^[17]。新型农业经营主体在农村形成后,不仅自身需要大量的劳动力,还可通过带动相关产业链发展创造更多就业机会,本地雇佣劳动力需求的增加可提高本地雇佣劳动的工资率,进而吸引农村富余劳动力从事雇佣劳动。第二,通过转入土地释放农业劳动力进入非农部门^[3]。同样地,由于新型农业经营主体具有规模化的特点,通常需要转入更多土地以满足规模化需求,农户转出土地后便可转移到工资率更高的非农部门^[18-19]。第三,通过形成讨价还价能力更强的本地农产品市场以及资本、技术和服务的溢出,促进农户生产专业化和规模化^[20]。此时,资本、技术和服务对农业劳动投入的替代和规模化的农业生产可使农户结余出更多劳动力投入到非农部门^[21]。从这一角度讲,新型农业经营主体既可以促进农户以农业资本投资替代农业劳动力投入进而释放更多农业劳动力到非农部门,也可以促进农户转入土地实现规模化经营来影响农户的劳动力配置决策。第四,资本和技术的溢出还可以带动农户创业。农户创业普遍面临资本和技术的缺乏^[22],一些新型农业经营主体可以为农户提供融资和技术服务^[23],农户也可以模仿学习其专业技术,从而跨越创业的资金和技术门槛。

然而,由于数据的限制,实证考察新型农业经营主体外部性的文献并不多,从农户劳动力配置决策这一角度进行分析的研究则更少。Vandeplas等利用来自印度旁遮普州的农户调查数据比较了跨国乳制品公司(雀巢)、专业合作社以及普通收购商对奶农的产奶量和利润的影响^[24]。研究发现,跨国乳制品公司和专业合作社对奶农的产出和利润具有正向溢出效应。Bernard等以埃塞俄比亚的农民专业合作社为研究对象,发现尽管贫困农户可能被排除在合作社之外,但合作社对社外成员依然具有溢出效应,比如向社外成员提供化肥、杀虫剂、种子以及收购他们的农产品等^[25]。在尼日利亚,Adewumi等的研究表明,大型农场在传播技术以及帮助农户连接投入和产出市场方面具有显著的正向溢出效应^[23]。在赞比亚,相关证据显示,大型农场能够促进小农户扩大土地经营规模,提高作物产量^[20]。在坦桑尼亚,Herrmann发现大型农业企业可通过带动农户就业来提高当地农户收入和缓解贫困^[26];Chamberlin等也发现中大型农场对农村家庭收入具有正效应,其机制在于有偿雇佣、提供农用设备租赁服务和化肥等农业生产要素以及推广咨询服务^[27];Burke等还发现中型农场能够显著带动小

农户参与农产品销售市场^[28]。由此可见,现有研究较少直接分析新型农业经营主体对农户劳动力配置决策的影响及其内在机制,本研究可弥补这方面的不足。

也有研究发现新型农业经营主体的正向外部性很弱,甚至具有负向外部性。这类研究认为,新型农业经营主体进入农村市场可能侵占小农户资源、形成垄断市场地位而产生负外部性。Deininger等基于莫桑比克2012年与2014年的农户调查数据,从农业生产技术、要素投入、产出市场参与、就业机会、信贷获得以及主观幸福感等方面考察了大型农场对小农户的溢出效应^[29]。研究发现,小农户周围的大型农场数目或经营面积对农业生产技术(轮作、休耕、条播)的采用以及要素(种子、化肥、杀虫剂)投入的激励作用较小,且对非农业劳动参与等其他经济表现无显著影响,甚至对小农户主观幸福感具有负向影响。Ali等对埃塞俄比亚的研究也发现,大型农场仅对小农户的化肥投入具有非常微弱的正向溢出效应,在增加产出、创造就业方面无显著影响^[30]。Nolte等考察了五个中低收入非洲国家(埃塞俄比亚、肯尼亚、尼日利亚、坦桑尼亚和乌干达)大型农业投资直接带动就业的净效应,发现大型农场显著降低当地小农户受雇从事农业劳动的概率。其原因在于,大量农业资本投入替代了劳动力,从而挤出更多农业劳动力^[17]。

在国内研究方面,目前仅发现少数几篇与本文紧密相关的文献。鲁钊阳利用对新型农业经营主体的实地调研数据,通过将自身收入提升强度和就业带动强度两个指标进行李克特五级量化,实证考察了新型农业经营主体的偿债、营运和发展能力对上述两个指标的影响^[31]。研究发现,新型农业经营主体的三方面能力对于提高自身收入和带动就业具有显著正向影响。阮荣平等基于全国新型农业经营主体调查数据的统计分析发现,平均每个新型农业经营主体雇佣劳动力约为46人,就业带动效应明显^[13]。此外,贾俊雪等利用1997年和2002年的村庄面板数据的实证研究发现,农业专业协会不具促进农户增收的效应^[32],然而,正如文章所言,农业专业协会与农民专业合作社不同,故本文的研究对象与该文存在本质区别。刘同山等利用截面数据考察了农民加入合作社的增收效应^[33],但要素集聚规模经济理论认为,合作社可能对非社员也具有外溢性^[25]。因此,仅考察农民专业合作社对社员的影响可能低估合作社的经济效应。

现有文献的主要不足如下:第一,主要集中于分析新型农业经营主体自身的经济绩效,而关于其如何影响农户的研究比较缺乏。显然,忽视这一外部性可能低估新型农业经营主体带来的福利效果。第二,大多着眼于评估某一类新型农业经营主体对农户的带动效应^[23,25,33],缺少对比分析不同主体类型的差异化影响。第三,由于数据和计量方法的限制,现有研究在因果关系的识别方面面临内生性问题的挑战。一是研究多采用横截面数据,但基于横截面数据的计量方法较难克服模型设定中存在的内生性问题;二是国内研究多以新型农业经营主体为调研对象,将其自身对农户带动效应的评价结果作为考核指标,这可能导致样本选择偏误和测量误差问题^①。

本研究在以下两个方面做出了有益的探索。一方面,本文拓展了要素集聚规模经济理论在农业发展领域的应用。新型农业经营主体进入农村,不仅可为农村带去资金和技术,而且会对当地的土地和劳动力形成较大的需求,这就是农业生产要素在农村的集聚^[2]。经典的要素集聚规模经济理论认为,要素集聚将产生空间溢出效应^[16],那么,农业生产要素集聚是否同样具有空间溢出效应?这一命题有待检验。另一方面,在乡村振兴战略中,如何有效实现小农户与现代农业发展有机衔接亟待解决,本文的研究有助于回答这一问题,从而可为探究乡村振兴战略的实施路径提供经验借鉴。

二、实证策略和计量模型设定

估计新型农业经营主体的非农就业带动效应面临内生性问题的挑战。比如,人口多、占地广以

① 一方面,新型农业经营主体对农户带动效应的评价结果并不能代表农户客观受到的影响,农户是否被带动还与其自身受到的约束条件有关,比如土地、技术、人力资本等,由此导致样本选择偏误问题;另一方面,新型农业经营主体只能评价其获知的带动效应,这会忽视不能获知的带动效应。此外,新型农业经营主体自身的认知能力存在差异,其评价结果可能高估或低估其实际带动能力。这些问题都会导致变量存在测量误差,进而导致估计结果有偏。

及地势平坦的村庄更适宜于新型农业经营主体从事规模化生产经营;具有开放包容的社会风气以及完善的供水用气等基础设施的村庄,能减少新型农业经营主体发展初期的成本,从而促进其形成。如Lay等发现新型农业经营主体更偏好基础设施完善、土地质量好以及社会经济发展水平高的地区^[20]。因此,有新型农业经营主体的村庄和无新型农业经营主体的村庄可能本身存在天然差异,简单比较两类村庄在非农就业方面的带动作用将会导致估计偏差。为此,本文采用DID方法来缓解上述问题。DID的思想是比较政策发生前后,实验组的变化量与控制组的变化量之差来实现对政策效应的准确估计,通过将政策发生前后进行差分可以消除不随时间变化的天然差异的影响。具体而言,本文通过比较2015至2017年期间,有新型农业经营主体形成的村庄和始终没有新型农业经营主体的村庄,农户参与非农就业的概率的变化来估计新型农业经营主体的非农就业带动效应^①。具体设定如下线性概率模型予以估计:

$$Y_{ijt} = \alpha + \beta D_j \times POST_t + \gamma X_{ijt} + POST_t + \sum_{p=1}^P province_{ip} \times POST_t + c_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, Y_{ijt} 表示j村农民i在t年是否参与非农就业,参照现有文献的定义^[34],非农就业是指从事务工、自营工商业或其他非农业生产活动的非农就业者,若参与取值为1,否则取值为0。 $D_j \times POST_t$ 表示处理哑变量与时间哑变量的交互项,其估计系数 β 即意向处理效应(ITT),其中, D_j 表示农民所在村庄j是否有新型农业经营主体,如果有则取值为1,否则取值为0; $POST_t$ 表示年份为2017年取值为1,否则取值为0。 X_{ijt} 为个体、家庭和村庄层面的控制变量向量。 $\sum_{p=1}^P province_{ip} \times POST_t$ 表示省份-年份固定效应, c_i 表示个体固定效应, ϵ_{it} 为随机误差项。

尽管DID可以消除不随时间变化因素的影响,但上述计量模型仍然可能存设定偏差。比如,由于禀赋条件的差异,有新型农业经营主体的村庄和无新型农业经营主体的村庄在不同时期的非农业就业机会可能不同,由此可能违背实施DID估计需要满足的平衡趋势假定。针对这一问题,本文首先在基础模型中控制个体固定效应和省份-年份固定效应,从而保证样本在同一个省份内进行比较,以降低省份异质性的影响。其次,本文控制村庄的可观测特征,如人口规模、地理面积等,以降低村庄异质性的影响。最后,借鉴已有研究^[5-6],本文采用倾向匹配双重差分法(PSM-DID)来缓解新型农业经营主体形成非随机的问题。其基本思想是基于可观测的异质性特征,给每一个实验组样本匹配相似的控制组样本,在匹配样本的基础上,再进行双重差分估计,这样可以在较大程度上缓解实验组和控制组不同质所导致的平衡趋势假定不满足的问题。

三、数据、变量及其描述性统计

1. 数据来源

本文所用数据来源于CHFS在2015年和2017年搜集的家庭和社区调查数据,具体包括中国家庭金融调查和中国城乡社区治理调查两个数据集。CHFS由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心主导,采用分层、三阶段与概率比例规模抽样法在全国抽取样本。2015年,CHFS在全国除西藏、新疆和港澳台地区以外的29个省(自治区、直辖市)开展抽样调查,样本覆盖1396个村(居)委会,对应133363个家庭成员;在对2015年样本进行追访的基础上,CHFS在2017年将样本扩充至1428个社区,共139378个家庭成员。中国家庭金融调查包括基本的人口统计学特征、家庭资产及负债等信息,中国城乡社区治理调查涵盖社区基本信息、基本公共服务设施和社区经济等内容,两个数据集分别记录了家庭成员的就业情况以及村庄是否有新型农业经营主体等关键信息。

根据本文的研究目标,对样本做如下处理:首先,仅保留有农业用地且2015年无新型农业经营主体的村庄样本,以确保事前时点所有样本均未受到新型农业经营主体的影响,这一处理方式与贾俊雪等相同^[32];其次,剔除在校学生、丧失劳动能力和离职退休的个体样本,最终获得有效样本量353个

① 本文无法根据小农是否受到新型农业经营主体的辐射带来划分实验组和控制组,而以农民所在村庄是否有新型农业经营主体为识别变量。因此,本文估计的效应为意向处理效应。

村庄,对应11216个家庭成员。在具体实证分析中,有效样本量由于相关变量数据缺失可能存在差异。

2. 变量及其描述性统计

第一,新型主体^①。该变量为本文的关键解释变量,表示样本村庄在CHFS2015年和2017年两轮调查期间是否有新型农业经营主体形成,新型主体的类型包括专业大户、家庭农场、农民专业合作社以及农业产业化龙头企业。如果至少形成一类新型主体,则取值为1,否则取值为0,前者为实验组,后者为控制组。在353个村庄样本中,实验组村庄有182个,占比51.6%,对应5905个家庭成员。图1描述了样本村庄在2015—2017年间各类新型主体的形成情况,可以发现,农民专业合作社占比最高,为29.75%,农业企业占比最低,仅6.80%。

第二,非农就业。该变量为本文最主要的被解释变量。根据CHFS数据,个体工作性质可划分为农业劳动和非农就业两类。其中,农业劳动是指自主从事农业生产经营获得农业纯收入并作为收入主要来源的劳动;非农就业是指农业劳动以外的所有工作性质,主要包括三类,一是受雇于他人以获取工资性收入的劳动类型,即他雇,根据是否签订正式劳动合同,可分为有合同受雇和无合同受雇两类;二是经营个体或私营企业以获取盈利性收入的劳动类型,即自雇或创业;三是其他劳动类型,如志愿者等。

据此,本文定义个体工作性质哑变量,若参与某类劳动则取值为1,否则取值为0。表1报告了样本在2015年和2017年的工作性质分布情况,可以发现2015至2017年,全样本中农业从业者占比明显下降13.32个百分点,而非农就业者比例增加6.22个百分点。表1进一步报告了2015年和2017年有、无新型主体组各类工作性质的分布情况,并在最后一列报告两组样本各类工作性质比例的变化是否存在显著差异的双边 t 检验结果。结果表明,有新型主体组非农就业者增加的比例显著高于无新型主体组,且非农就业者的增加主要源于无合同受雇劳动者的增加,同时,有新型主体组相比于无新型主体组农业从业者占比显著降低。初步的描述性统计分析表明,新型主体能带动农民参与非农就业,且主要带动农民从事雇佣劳动,而对农民创业无显著影响,同时,新型主体能显著减少农业从业者。

第三,控制变量。参照现有研究^[35],本文对其他可能影响农户劳动力配置决策的变量进行了控

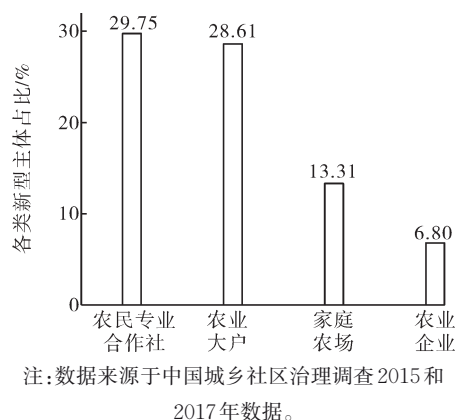


图1 CHFS2015和2017年两轮调查期间形成的不同类型新型主体占比情况

表1 工作性质分布

工作性质	全样本		无新型主体		有新型主体		DID(t 值) (④-③)-(②-①)
	2015	2017	①	②	③	④	
非农就业/%	41.41	47.63	42.84	47.56	40.14	47.69	3.07***
受雇于他人/%	34.46	38.46	35.68	38.47	33.36	38.46	2.54**
有合同受雇	10.43	11.72	10.9	12.37	10.01	11.13	-0.53
无合同受雇	24.03	26.75	24.78	26.1	23.35	27.33	2.80***
自雇或创业/%	6.5	8.91	6.61	8.79	6.4	9.01	0.74
其他/%	0.45	0.26	0.55	0.3	0.37	0.22	0.58
农业劳动/%	49.04	35.72	47.05	35.21	50.82	36.17	-3.04***
无工作/%	9.55	16.65	10.11	17.23	9.04	16.14	0.03
观测值	11216	11216	5311	5311	5905	5905	

注:***、**和*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著,后表同。

① 本文如无特殊说明,“新型主体”均是新型农业经营主体的简称。

制,主要包括两类。一类是随时间变化的变量,具体包括个体和家庭两个层面。其中,在个体层面有未婚哑变量,如果未婚则取值为1,否则取值为0。在家庭层面包括土地征收、社会资本、家庭总人数、16岁及以下青少年比例以及60岁以上老年比例五个变量。其中,土地征收为哑变量,若在过去两年经历过土地征收则取值为1,否则取值为0。社会资本以家庭因红白喜事的年度支出总额为代理变量。另一类是前定变量^①,包括个体层面的性别、年龄和受教育年限三个特征。其中,性别为哑变量,男性取值为1,女性取值为0。受教育年限根据家庭成员自报学历水平换算而来,比如小学为6年,以此类推。前定变量还包括村庄是否为农村行政村、2015年调查时是否为贫困村两个哑变量,若是则取值为1,否则为0。这类变量用于控制不同特征个体的时间变动趋势。表2报告了上述控制变量的描述性统计,可以发现,有无新型主体两组样本的个体特征差异较小。

表2 控制变量描述性统计

变量	2015				2017			
	无新型主体 (N=5311)		有新型主体 (N=5905)		无新型主体 (N=5311)		有新型主体 (N=5905)	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
Panel A 随时间变化的变量								
未婚	0.12	0.32	0.11	0.31	0.10	0.30	0.09	0.29
土地征收	0.05	0.21	0.03	0.17	0.04	0.20	0.04	0.19
社会资本/元	2844.83	3737.76	3415.90	4142.50	2727.82	4179.64	3425.96	6063.54
家庭总人数	4.67	1.85	4.57	1.86	4.76	1.91	4.69	1.98
16岁及以下青少年比例	0.14	0.16	0.14	0.16	0.15	0.16	0.15	0.16
60岁以上老年比例	0.18	0.26	0.18	0.27	0.21	0.28	0.21	0.28
Panel B 前定变量								
男性	0.54	0.50	0.54	0.50				
年龄	47.49	13.95	48.06	14.10				
受教育年限	7.76	3.63	7.55	3.60				
农村行政村	0.90	0.30	0.94	0.23				
贫困村	0.17	0.38	0.25	0.43				

四、实证结果分析

1. 基准模型

本文采用线性概率模型估计新型农业经营主体对农民非农就业的影响,所有模型均采用聚类到村庄层面的稳健标准误。表3报告了基准模型的估计结果,其中,模型(1)只控制时间固定效应和省份一年份固定效应,模型(2)在模型(1)的基础上加入随时间变化的控制变量,模型(3)进一步控制前定变量。估计结果显示,在其他条件不变的情况下,新型主体可使农民参与非农就业的概率提高约4个百分点,在1%的统计显著性水平上显著,且加入更多控制变量后结果依然稳健。与样本均值相比,这一效应可使非农就业者增加约9.7%(4/41.41),由此表明新型主体的非农就业带动效应明显。

2. 稳健性检验

为保证估计结果稳健可信,本文做了如下扩展性分析。

第一,变换观测单元。既然新型主体能显著提高个体参与非农就业的概率,那么在家庭层面,应同样能显著提高家庭非农就业者比例,即家庭非农就业者人数占家庭总人数的比例。表4模型(1)报告了以家庭为观测单元的估计结果,表明新型主体可提高家庭非农就业者比例约2.5个百分点。

第二,控制村庄特征。新型主体的形成与村庄的某些特征有关,这可能导致估计结果偏误。因此,参照现有文献^[31],本文对可能影响新型主体形成的村庄特征进行控制。具体包括随时间变化的变

① 前定变量在新型主体形成前已决定,不再随时间变量随机变化。

量和前定变量,前者包括社区常住人口、村庄党员数、社区生态是否退化、居民生活用水是否主要是自来水、居民做饭燃料是否主要是天然气或煤气以及在过去五年是否突发危机事件共六个变化特征;后者涵盖村干部的性别、年龄、受教育年限、社区是否为平原、社区面积以及村庄到区县政府距离共六个特征。模型(2)的估计结果显示,控制村庄特征后,新型主体依然在1%的统计显著性水平上带动农民参与非农就业。

第三,为尽可能满足实施双重差分法的共同趋势假定,本文采用PSM-DID方法,具体分析步骤如下。

(1)估计倾向匹配分值函数 $P(D_j=1|X_{j1})$ 。本文采用Probit模型估计倾向匹配分值函数,其中, D_j 表示村庄 j 是否有新型主体,如果有则取值为1,否则取值为0, X_{j1} 表示村庄 j 第1期的特征向量,因此,倾向匹配分值函数表示以村庄 j 第1期的特征预测其第2期有新型农业经营主体的概率。具体而言,匹配变量与表4模型(2)所述村庄特征变量相同^①。由于相关数据缺失,最终用于匹配的村庄共347个,其中,在2017年有新型主体的村庄有180个,两轮调查中均无新型主体的村庄有167个。

(2)根据倾向匹配得分为实验组样本匹配最佳控制组样本。本文采用一对一匹配方法(one-to-one matching),最终成功匹配260个村庄,实验组和控制组各占50%,分别对应4305和4015个有效样本。为检验匹配的有效性,本文采用匹配平衡性检验法,匹配平衡性检验结果表明^②,匹配后的实验组和控制组在匹配变量上均不存在显著差异,同时,匹配后变量的标准化偏差绝对值基本在10%以下,可见,本文的匹配结果较理想。

(3)采用双重差分模型对匹配成功的样本进行回归分析。表4模型(3)报告了不加控制变量的估计结果,模型(4)在模型(3)的基础上加入所有控制变量,回归结果均显示估计系数在1%的显著性水平上显著为正。

(4)以新型主体的数量为解释变量。CHFS数据中还统计了新型主体的数量,这可以回答新型主体数量变动的非农就业带动效应,为不损失样本并减少极端值的影响,本文将新型数量加1取对数作为解释变量。表4列(5)估计结果显示,新型主体数量每增加1倍,农民参与非农就业的概率将提高1.4个百分点,在10%的显著性水平上显著。

(5)剔除本身是新型主体的农户样本。本文所用样本中,极少数农户本身就是新型主体,尽管是否包含这部分样本不会影响本文的基本结论,本文仍然剔除这部分样本进行稳健性检验^③。模型(6)报告了剔除这些样本后的估计结果,发现新型主体的影响在1%的显著性水平上显著,且估计系数与表3的估计结果几乎没有差异。

(6)采用三期平衡面板。虽然CHFS在2013年社区调查问卷中没有记录新型主体的相关信息,

表3 新型主体对非农就业的影响

变量	被解释变量:非农就业		
	(1)	(2)	(3)
新型主体×POST	0.038*** (0.014)	0.039*** (0.014)	0.041*** (0.014)
未婚		0.125*** (0.028)	0.128*** (0.029)
土地征收		-0.010 (0.027)	-0.009 (0.027)
社会资本		0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
家庭总人数		0.016*** (0.006)	0.016*** (0.006)
16岁及以下青少年比例		-0.153*** (0.047)	-0.154*** (0.047)
60岁以上老年比例		0.028 (0.035)	0.031 (0.035)
常数项	0.408*** (0.039)	0.330*** (0.048)	0.334*** (0.047)
前定变量×POST	No	No	Yes
观测值	22432	22432	22432
调整R ²	0.025	0.028	0.028

注:括号内为聚类到村庄的稳健标准误。个体固定效应、时间固定效应和省份-年份时间固定效应均已控制,后表同。

① 由于篇幅限制,匹配变量的描述性统计未予以汇报,如有需要可向作者索取。

② 由于篇幅限制,匹配平衡性检验结果未予以汇报,如有需要可向作者索取。

③ 在本文所用样本中,2015年为新型农业经营主体的家庭样本共62个,对应154个家庭成员,其中,属于专业大户的个体样本占比0.77%,家庭农场、农民专业合作社和农业企业分别占比0.36%、0.48%和0.16%。

从而无法识别实验组和控制组,但通过假设在2015年没有新型主体的村庄样本在2013年仍然没有新型主体,则可采用三期面板数据进行分析,同时,也可检验DID估计中需要满足的事前平衡趋势假定是否成立。模型(7)报告了基于三期平衡面板的估计结果,显示新型主体的非农就业带动效应依然显著。同时,根据图2描述的实验组和控制组非农就业比例趋势可知,本文采用DID估计满足事前平衡趋势假定。

表4 稳健性检验

变量	(1)以家庭为观测单元	(2)控制村庄特征	(3)PSM-DID	(4)PSM-DID+控制变量	(5)以新型主体数量为自变量	(6)剔除新型主体样本	(7)三期平衡面板
新型主体×POST	0.025* (0.015)	0.039*** (0.014)	0.051*** (0.016)	0.054*** (0.015)		0.041*** (0.014)	0.034* (0.017)
ln(新型主体数量)					0.014* (0.007)		
控制变量	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes	Yes
前定变量×POST	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes	Yes
村庄特征×POST	No	Yes	No	Yes	Yes	No	No
观测值	12518	21882	16228	16228	21882	22124	15567
调整R ²	0.032	0.029	0.030	0.035	0.029	0.028	0.029

注:模型(1)的被解释变量为家庭非农就业者比例(家庭非农就业者人数占家庭总人数的比例),其余模型的被解释变量均为是否参与非农就业哑变量。

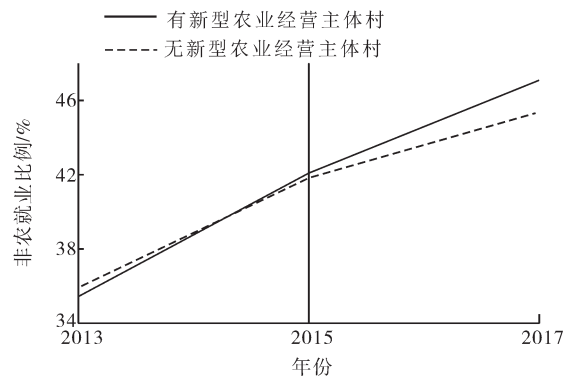
3. 各类新型农业经营主体的非农就业带动效应

新型主体包括专业大户、家庭农场、农民专业合作社以及农业产业化龙头企业等不同类型,不同类型的新型主体在组织架构、经营模式和分配机制方面存在明显差异^[9],其就业带动效应也不同。对此,表5分别估计了专业大户、家庭农场、农民专业合作社以及农业产业化龙头企业的非农就业带动效应。结果表明,农民专业合作社和家庭农场均能带动农民参与非农就业,而专业大户、农业企业带动效应不明显。其原因可能在于专业大户初步实现规模经营,劳动力需求不高,而农业企业本身数量少,同时对劳动力技能要求高,从而带动能力有限。

4. 影响机制分析

本文进一步分析新型主体带动农民参与非农就业的作用机制。首先,一个直接的渠道是新型主体可促进形成地方化的劳动力市场而直接吸引农民参与非农就业^[17]。一方面,出于自身规模化生产经营的需要,新型主体进入农村后需要大量本地农业劳动力。另一方面,新型主体通过带动本地经济发展可创造更多就业机会,本地雇佣劳动力需求的增加可提高本地雇佣劳动的工资率,进而吸引本地农业劳动力从事雇佣劳动。其次,新型主体也可通过资本和技术溢出带动农民创业。

为检验新型主体能否促进本地劳动力市场形成以及促进农民创业,本文首先考察新型主体所带动的非农就业的去向以及来源:一是根据工作性质将工作状态划分为受雇、自雇或创业、务农和无工作四类;二



注:图中2015年处的竖线表示新型主体开始形成,相关数据根据CHFS2013、2015、2017年平衡面板数据整理而来。

图2 实验组和控制组非农就业比例趋势

表5 各类新型主体的非农就业带动效应

变量	被解释变量:非农就业			
	(1)	(2)	(3)	(4)
专业大户×POST	0.022 (0.016)			
家庭农场×POST		0.039* (0.021)		
农民专业合作社×POST			0.028* (0.014)	
农业企业×POST				0.010 (0.025)
观测值	22432	22432	22432	22432
调整R ²	0.027	0.028	0.027	0.027

是根据工作地点可进一步将非农就业划分为本地以及外地非农就业,其中,本地是指农民户籍所在乡镇范围内;三是根据是否签订劳动合同可将受雇型劳动划分为有正式合同和无正式合同受雇两类。表6模型(1)一(4)报告了新型主体对不同工作状态的影响,模型(1)和(2)的估计结果表明,新型主体主要带动农民从事雇佣劳动,而对创业无显著影响。模型(3)和(4)的估计结果显示,新型主体所带动的非农就业者主要来源于农业劳动力。进一步从模型(5)和(6)可以得出,新型主体主要带动农民在本地参与非农就业,这一发现与 Nolte 等^[17]的研究结果一致。与此同时,模型(7)和(8)的结果显示,新型主体主要带动农民从事无正式劳动合同的雇佣劳动。由此可见,新型主体可通过促进本地劳动力市场形成而直接吸引农民从农业劳动转向本地无正式劳动合同的雇佣劳动,这在一定程度上表明新型主体在本地劳动力市场上创造了直接的就业机会,但新型主体对农民创业没有显著带动作用。

表6 新型主体与农村劳动力的去向和来源

变量	(1)受雇	(2)自雇或创业	(3)务农	(4)无工作	(5)本地非农就业	(6)外地非农就业	(7)受雇(有合同)	(8)受雇(无合同)
新型主体×POST	0.029** (0.013)	0.010 (0.007)	-0.036** (0.016)	-0.005 (0.012)	0.031* (0.016)	0.010 (0.009)	-0.003 (0.009)	0.032** (0.013)
观测值	22432	22432	22432	22432	22422	22422	22432	22432
调整R ²	0.016	0.011	0.095	0.052	0.020	0.049	0.013	0.013

上述分析表明,新型主体能直接带动农业劳动力参与本地非农就业,这是否意味着部分农户会退出农业生产经营呢?本文进一步考察新型主体对家庭是否从事农业生产经营的影响。其中,家庭是否从事农业生产为哑变量,当家庭在过去一年从事农业生产取值为1,否则取值为0。这一变量与前文从个体层面定义劳动参与有所不同,前文是根据个体最主要的工作类型来定义劳动参与,由于个体可能存在兼业的情形,故个体主要参与非农就业并不意味着其完全退出了农业生产,而从家庭层面考察家庭在过去一年是否从事农业生产则可以验证新型主体是否导致农户完全退出农业生产部门。表7模型(1)的估计结果表明,新型主体能显著降低家庭从事农业生产经营的概率,促使一部分农户退出农业生产经营,从而释放出更多农业劳动力参与非农就业。

再次,新型主体可能产生资本、技术和服务的溢出来替代农户的农业生产劳动投入,从而释放出更多劳动力参与非农就业。为检验这一猜想,本文进一步考察新型主体对农业生产经营家庭农机租赁、外部劳动力投入和自有农机价值的影响。从表7模型(2)到(4)可以得出,新型主体可以显著促进农户租用机械和雇佣外部劳动力,对家庭自有农业机械投入也具有正向影响,但模型(5)和(6)的估计结果显示,对于从事农业生产的家庭,新型主体没有显著降低其从事农业劳动的平均人数。与此同时,租用机械和雇佣外部劳动力并没有替代家庭农业劳动投入,而与农业劳动投入正相关。这表明,新型主体目前并不具有促进农业资本投资替代劳动力投入进而释放出更多农业劳动力参与非农就业的作用。

最后,新型主体进入农村后可能影响农村土地流转,进而影响农户劳动力配置决策。一种可能是新型主体出于自身规模化生产经营的需要而租入农户土地^[3],从而减小农户土地经营规模并推动农业劳动力参与工资率更高的非农就业^[18-19];另一种可能是新型主体的出现会推动农户租入土地实现规模化生产经营,比如通过示范效应带动周边农户发展,这可能吸引农户投入更多农业劳动力。表8报告了新型主体对农户土地流转的影响,估计结果表明新型主体显著促进农户出租土地,而对农户租入土地无显著影响。与此同时,模型(3)的估计结果显示^①,农户出租土地对其家庭成员参与非农就业有显著正向影响。为检验土地出租的中介效应,模型(4)同时引入土地出租、土地租入和新型主体三个变量。估计结果显示,与表3的估计结果相比,新型主体对非农就业的影响大小有所下降,根据中介效应的判定原理可知,土地出租在新型主体影响非农就业的路径中具有部分中介作用,新型主体能够通过促进农户出租土地进而释放出更多农业劳动力参与非农就业的机制。

① 表8模型(3)和(4)仅包括有农用土地的样本,因此,有效样本与前文有所不同。

表7 新型主体能否促进资本投资替代农业劳动投入的检验

变量	(1)家庭从事农业生产经营	(2)租用农业机械	(3)雇佣外部劳动力	(4)ln(自有农业机械总价值)	(5)家庭平均从事农业劳动人数	(6)家庭平均从事农业劳动人数
新型主体×POST	-0.025* (0.014)	0.047* (0.024)	0.027* (0.014)	0.045 (0.147)	-0.044 (0.043)	
租用机械						0.062** (0.030)
雇佣外部劳动力						0.007 (0.039)
观测值	13104	6968	6960	6926	6930	8702
调整R ²	0.043	0.091	0.069	0.071	0.160	0.127

注:“家庭从事农业生产经营”“租用农业机械”“雇佣外部劳动力”均为哑变量,若家庭发生该类行为则取值为1,否则取值为0。

表8 新型主体能否促进土地流转而释放农业劳动力的检验

变量	(1)土地出租	(2)土地租入	(3)非农就业	(4)非农就业
新型主体×POST	0.030** (0.015)	-0.004 (0.011)		0.028** (0.014)
土地出租			0.055*** (0.016)	0.054*** (0.016)
土地租入			0.009 (0.013)	0.008 (0.013)
观测值	7982	13728	16414	16414
调整R ²	0.052	0.014	0.029	0.030

注:“土地出租”和“土地租入”均为哑变量,若农户发生该类经济行为则取值为1,否则取值为0。

五、结论与政策启示

本文基于要素集聚外部规模经济理论考察了新型主体对农民非农就业的带动效应及其作用渠道。主要研究结论如下:第一,新型主体可使农民参与非农就业的概率显著提高约4个百分点,这一效应能使非农就业者增加约9.7%,但对创业无显著影响。进一步区分非农就业者的来源和去向后发现,新型主体主要直接吸引农村劳动力从本地农业劳动转向本地无正式劳动合同的雇佣劳动。第二,在各类新型主体中,农民专业合作社和家庭农场发挥主要带动作用,而专业大户和农业企业带动效应不明显。其原因可能在于,农民专业合作社的互助联合性质和家庭农场的成熟经营带动了本地雇佣劳动力的需求,而专业大户初步实现规模经营,劳动力需求不高,农业企业则本身数量少,同时对劳动力技能要求高,从而带动非农就业的能力有限。第三,新型农业经营主体可通过多种渠道带动农民参与非农就业。具体而言,新型农业经营主体进入农村后,能促进本地劳动力市场形成进而直接带动农民从事本地雇佣劳动,这使得部分农户退出农业生产经营。而对于始终从事农业生产经营的家庭而言,新型主体虽然能促进其增加农业资本投入,但尚不具备有效替代家庭自有农业劳动投入的效应。此外,新型主体还通过促进农户出租土地而释放出更多农业劳动力参与非农就业。本文的研究结论表明,新型主体在非农就业带动方面产生了显著的要素集聚外部性。当然,研究也存在一些局限,比如,两期面板数据无法考察新型主体带来的非农就业促进效应是短期的还是长期的,这需要在未来的研究中继续深入展开。

本研究可以得出以下政策启示:首先,本文发现新型主体能显著带动农民参与非农就业,同时,各类经营主体中,农民专业合作社和家庭农场的带动效应明显。因此,就促进农民就业增收而言,可从培育和发展这些新型主体着手。其次,新型主体有助于形成地方化的劳动力市场和农业生产服务市场,有助于为农村劳动力提供更多非农就业机会,帮助农户实现机械化和专业化生产经营。从这一点出发,可以为新型主体的专业化人才需求以及农机服务等生产经营需求提供更多政策支持和技术指导。最后,新型主体能通过促进农户出租土地而带动更多农村劳动力参与非农就业。因此,可

通过完善农村土地流转市场建设和农地“三权分置”改革,降低农村土地流转市场交易成本以帮助农户与农户之间、农户与新型农业经营主体之间顺畅地流转土地。总体而言,新型主体能在促进农村劳动力非农就业方面有效实现了小农户与现代农业发展的有机衔接。

参 考 文 献

- [1] 李谷成. 论农户家庭经营在乡村振兴中的基础性地位[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2021(1):43-48.
- [2] 张扬. 试论我国新型农业经营主体形成的条件与路径——基于农业要素集聚的视角分析[J]. 当代经济科学, 2014(3):112-117.
- [3] 楼栋,孔祥智. 新型农业经营主体的多维发展形式和现实观照[J]. 改革, 2013(2):65-77.
- [4] 郭熙保,龚广祥. 新技术采用能够提高家庭农场经营效率吗? ——基于新技术需求实现度视角[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2021(1):33-42.
- [5] ABEBAW D, HAILE M G. The impact of cooperatives on agricultural technology adoption: empirical evidence from Ethiopia[J]. Food policy, 2013, 38:82-91.
- [6] VERHOFSTADT E, MAERTENS M. Can agricultural cooperatives reduce poverty? Heterogeneous impact of cooperative membership on farmer's welfare in Rwanda[J]. Applied economic perspective and policy, 2014, 37(1):86-106.
- [7] ASSFAW W, ABDOULAYE T T, ALENE A. Impacts of extension access and cooperative membership on technology adoption and household welfare[J]. Journal of rural studies, 2017, 54:223-233.
- [8] 向国成,韩绍凤. 分工与农业组织化演进:基于间接定价理论模型的分析[J]. 经济学(季刊), 2007(2):513-538.
- [9] 黄祖辉,俞宁. 新型农业经营主体:现状、约束与发展思路——以浙江省为例的分析[J]. 中国农村经济, 2010(10):16-26.
- [10] 黄祖辉,扶玉枝,徐旭初. 农民专业合作社的效率及其影响因素分析[J]. 中国农村经济, 2011(7):4-13.
- [11] 钟真,谭玥琳,穆娜娜. 新型农业经营主体的社会化服务功能研究——基于京郊农村的调查[J]. 中国软科学, 2014(8):38-48.
- [12] 赵伟峰,刘菊,王海涛. 新型农业经营主体培育的安徽样本:发展实践与政策启示[J]. 当代经济研究, 2016(5):81-87.
- [13] 阮荣平,曹冰雪,周佩,等. 新型农业经营主体辐射带动能力及影响因素分析——基于全国2615家新型农业经营主体的调查数据[J]. 中国农村经济, 2017(11):17-32.
- [14] 张广辉,方达. 农村土地“三权分置”与新型农业经营主体培育[J]. 经济学家, 2018(2):80-87.
- [15] 钱忠好,李友芝. 家庭农场的效率及其决定——基于上海松江943户家庭农场2017年数据的实证研究[J]. 管理世界, 2020(4):168-181.
- [16] KRUGMAN P. Increasing returns and economic geography[J]. Journal of political economy, 1991, 99(3):483-499.
- [17] NOLTE K, OSTERMEIER M. Labour market effects of large-scale agricultural investment: conceptual considerations and estimated employment effects[J]. World development, 2017, 98:430-446.
- [18] 陈丹,任远,戴严科. 农地流转对农村劳动力乡城迁移意愿的影响[J]. 中国农村经济, 2017(7):56-71.
- [19] 周文,赵方,杨飞,等. 土地流转、户籍制度改革与中国城市化:理论与模拟[J]. 经济研究, 2017(6):183-197.
- [20] LAY J, NOLTE K, SIPANGULE K. Large-scale farms and smallholders: evidence from Zambia[R]. GIGA Working Papers, 2018.
- [21] 梅建明. 再论农地适度规模经营——兼评当前流行的“土地规模经营危害论”[J]. 中国农村经济, 2002(9):31-35.
- [22] NORTH D, SMALLBONE D. Developing entrepreneurship and enterprise in Europe's peripheral rural areas: some issues facing policy-makers[J]. European planning studies, 2006, 14(1):41-60.
- [23] ADEWUMI M, JIMOH A, OMOTESHO O. Implications of the presence of large scale commercial farmers on small scale farming in Nigeria: the case of Zimbabwean farmers in Kwara state[J]. Knowledge horizons-economics, 2013(5):67-73.
- [24] VANDEPLAS A, MINTEN B, SWINNEN J. Multinationals vs. cooperatives: the income and efficiency effects of supply chain governance in India[J]. Journal of agricultural economics, 2013, 61(1):217-244.
- [25] BERNARD T, SPIELMAN D. Reaching the rural poor through rural producer organizations? A study of agricultural marketing cooperatives in Ethiopia[J]. Food policy, 2009, 34(1):60-69.
- [26] HERRMANN R. Large-scale agricultural investments and smallholder welfare: a comparison of wage labor and outgrower channels in Tanzania[J]. World development, 2017, 90:294-310.
- [27] CHAMBERLIN J, JAYNE T. Does farm structure affect rural household incomes? Evidence from Tanzania[J]. Food policy, 2019, 90, 101805.
- [28] BURKE W, JAYNE T, SITKO N. Do medium-scale farms improve market access conditions for Zambian smallholders? [J]. Journal of agricultural economics, 2019, 71(2):517-533.
- [29] DEININGER K, XIA F. Quantifying spillover effects from large land-based investment: the case of Mozambique[J]. World development, 2016, 87:227-241.
- [30] ALI D, DEININGER K, HARRIS A. Does large farm establishment create benefits for neighboring smallholders? Evidence from

Ethiopia[J].Land economics,2019,95(1):71-90.

[31] 鲁钊阳.新型农业经营主体发展的福利效应研究[J].数量经济技术经济研究,2016(6):41-58.

[32] 贾俊雪,秦聪.农村基层治理、专业协会与农户增收[J].经济研究,2019(9):123-140.

[33] 刘同山,苑鹏.农民合作社是有效的益贫组织吗?[J].中国农村经济,2020(5):39-54.

[34] 黄斌,徐彩群.农村劳动力非农就业与人力资本投资收益[J].中国农村经济,2013(1):67-75.

[35] 李江一.农地确权对农民非农劳动参与的影响[J].经济科学,2020(1):113-126.

Non-agricultural Employment Driving Effect of New Agriculture Operators

LI Jiangyi, QIU Tongwei, QIN Fan

Abstract Based on household and community panel data from China Household Financial Survey in 2015 and 2017, this paper studies the effect and mechanism of new agricultural operators on farmers' non-agricultural employment using a difference-in-differences (DID) estimation model. It is found that new agricultural operators can increase the probability of farmers participating in non-agricultural employment by about 4 percent with no significant impact on entrepreneurship. Among all kinds of new agricultural operators, agricultural cooperatives and family farms have significant driving effect while specialized farmers and agricultural enterprises have no such effect. Further studies show that new agricultural operators can directly improve non-agricultural employment by transferring agricultural labor force to local employment but have little effect on releasing more agricultural labor force by promoting substitution of agricultural labor force with agricultural capital investment. Meanwhile, new agricultural operators can further encourage agricultural labor force to participate non-agricultural employment through facilitating agricultural land transfer. The conclusion of this paper shows that the new agricultural operators can generate significant factor agglomeration externalities in promoting non-agricultural employment of smallholders.

Key words new agricultural operators; driving effect; non-agricultural employment; difference-in-differences model

(责任编辑:陈万红)