

新型农业经营主体发展具有 小农户包容性吗^{*}

梁 巧 韩子名 刘文昊

〔提 要〕 本文基于中国家庭大数据库等微观调研数据，将村庄数据和微观农户数据进行匹配，实证估计了新型农业经营主体对村庄内小农户增收和收入不平等的影响，并进行包容性分析和影响机制检验。研究发现：（1）新型农业经营主体对村庄内小农户的农业经营性收入和家庭总收入起到了显著的正向提升作用。（2）新型农业经营主体降低了小农户的收入不平等程度，对较低收入队列小农户的家庭总收入的促进作用较强，且其增收效应在不同人力、物质和社会资本水平的小农户之间并无明显差异，体现了包容性。（3）新型农业经营主体主要通过促进土地流转和降低土地细碎化程度、调整种植结构、推动农业机械化、开展农业技术培训等机制，促进了小农户农业经营性收入和家庭总收入的提高。

〔关键词〕 新型农业经营主体；小农户增收；小农户包容性

一、引言

提高以小农户为主的低收入群体的收入水平，是实现包容性发展和共同富裕的重点之一（黄祖辉和张淑萍，2022）。^① 根据第三次农业普查数据，中国登记有 2.07 亿的普通农户，其中小农户从业人员占比超 90%，小农户经营耕地面积占总耕地面积的 70%。^② 然而，传统的小农经营往往土地分散，资金和技术有限，难以抵御自然和市场风险，再加上农村的人口老龄化、教育水平低等问题^③，农业经营面临着“谁来种地，地怎么种”的窘境（钟真，2018）。与此同时，中国城乡差距和发展不平衡问题依旧突出。2022 年农村居民的人均可支配收入为 20 133 元，城乡居

^{*} 梁巧（通讯作者）、韩子名、刘文昊，浙江大学中国农村发展研究院、浙江大学公共管理学院，邮政编码：310058，电子信箱：liangqiao2323@zju.edu.cn。本文得到国家社科基金重大项目（23ZDA035）、国家自然科学基金国际合作项目（72161147001）以及国家社科基金一般项目（21BGL179）的资助。感谢匿名审稿人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

① 小农户通常是指以家庭为单位的小规模农业生产经营单位，“小”主要与农户的收入及贫困状况相联系，在中国语境下的“小农”一词还具有兼业化、生计资本水平低、传统文化基因深等特征（钟甫宁等，2005；徐旭初和吴彬，2018；陈军亚，2019）。

② 见国家统计局网址，https://www.stats.gov.cn/sj/tjgb/nypcgb/qgnypcgb/202302/t20230206_1902102.html。

③ 根据第三次农业普查数据，中国 33.6% 的农业经营户的年龄在 55 岁以上，91.7% 的农业经营户的学历为初中及以下。

民人均可支配收入之比达到 2.45 : 1; 农业收入在农户家庭收入中的占比不断下降, 农村居民的人均可支配经营性净收入自 2015 年以来连续 8 年低于人均可支配工资性收入。因此, “大国小农” 依旧是制约中国农业发展和农民增收的现实问题。

党的十八大报告提出, 构建集约化、专业化、组织化、社会化相结合的新型农业经营体系^①, 标志着中国的新型农业经营主体发展从学术概念转向现实。党的二十大报告再次强调, 发展新型农业经营主体和社会化服务, 发展农业适度规模经营。^② 经过近十年的探索实践, 以专业大户、家庭农场、农民合作社和农业企业为代表的新型农业经营主体通过成为小农户联合的组织载体或与小农户开展业务合作, 在带动小农户包容性发展和增收方面发挥了重要作用。截至 2020 年底, 中国家庭农场超过 380 万家, 依法登记的农民合作社达到 225.1 万家, 农业相关企业超 279 万家, 农业经营主体的多元化发展还为农村的土地流转、三产融合、生态保护等注入了新的动力 (Liu *et al.*, 2017; 杨久栋等, 2019; Li & Shen, 2021)。

以新型农业经营主体为依托, 提高农业技术水平、大力发展农村产业、增加就业岗位, 是提高农民收入, 实现共同富裕“扩中提低” 目标的重要路径 (李实和朱梦冰, 2022)。专业大户和家庭农场以适度规模经营为主, 在激烈的市场竞争中可能与小农户处于同样的劣势地位, 但作为以家庭成员为主力的组织单元, 其本身具有较高的生产积极性, 也更愿意向其他经营主体寻求合作, 进而提高其技术效率和收入 (郭熙保和吴方, 2022)。合作社通过农户的联合, 为小农户提供农机、种苗、农资等购买服务或产品销售服务, 在促进农业技术采纳、提高生产效率、节约市场交易费用等方面都具有重要作用, 进而带动小农户增收。农业企业可以为农村劳动力提供就业岗位, 并通过签署农业订单, 确定农产品最低收购价, 保障小农户的经营收入, 部分企业还会以“随行就市” 的方式为小农户留出溢价空间。

基于上述分析, 各类新型农业经营主体对其所联结农户具有明显的带动作用 and 增收效应, 但其发展能否在更大范围内提高周边小农户的收入, 降低收入不平等程度, 进而体现出对小农户的包容性, 仍需要做进一步分析。因此, 本文基于中国家庭大数据等具有代表性的微观调研数据, 实证分析了新型农业经营主体对村庄内小农户农业经营性收入和家庭总收入的影响, 并讨论其不同特征小农户中的影响效果及其影响机制。具体来说, 本文关注以下研究问题: 新型农业经营主体是否能提升村庄内小农户收入? 该收入效应是否具有小农户包容性? 新型农业经营主体对小农户增收效应的作用机制是什么?

本文可能的边际贡献主要体现在三方面: 第一, 以往研究往往关注新型农业经营主体对其所联结农户的增收效应, 且多聚焦于专业大户、家庭农场、合作社、农业企业中的某一类主体, 本文则着重考察新型农业经营主体对村庄范围内所有小农户的农业经营性收入和家庭总收入的影响, 这为鼓励新型农业经营主体发展进而推动共同富裕提供了理论依据。第二, 本文使用 Kakwani 指数测度了小农户的收入不平等程度, 并分析了增收效应在不同人力、物质和社会资本水平小农户之间的异质性, 以考察新型农业经营主体对不同特征小农户的包容性。同时, 探讨了新型农业经营主体影响周边小农户收入的机制, 着重考虑土地流转、种植结构、农业机械化和农业技术培训等方面的作用, 这为推动新型农业经营主体与小农户发展有机衔接提供了路径上的参考。第三, 本文通过中国家庭大数据等多个数据库的匹配使用, 构造了能够同时反映微观农户

① 《坚定不移沿着中国特色社会主义道路前进 为全面建成小康社会而奋斗——在中国共产党第十八次全国代表大会上的报告》, 《人民日报》, 2012-11-18。

② 《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》, 《人民日报》, 2022-10-26。

和村庄层面新型农业经营主体等信息的数据集,并采用传统和基于异方差的工具变量法、倾向得分匹配法和分位数回归法等手段来降低模型的估计偏误,提高了研究结论的准确性。

本文余下内容安排如下:第二部分进行理论分析并提出研究假说;第三部分介绍数据来源和实证方法;第四部分汇报实证结果并进行包容性分析;第五部分是机制分析;第六部分总结全文,并提出政策启示。

二、理论分析与研究假说

新型农业经营主体作为衔接小农户进入现代农业的重要载体,在带动小农户减贫和增收方面发挥了重要作用(罗良清等,2022)。专业大户和家庭农场主要通过土地流转提高农户租金收益,并通过短期、临时性雇工带动小农户农业就业。合作社作为“弱者的联合”,其对社员收入影响的研究较为丰富。刘同山和苑鹏(2020)实证发现加入合作社可以让社员年家庭人均纯收入增加872元,且对贫困户的增收效应更大。Kumar *et al.* (2018)以印度的奶业合作社为例,发现加入合作社更方便开展劳动密集型的质量改进,进而显著提高奶农的净收入。农业企业可以在供应链多个环节与小农户、家庭农场和合作社形成利益联结,进而影响农户增收。Ray *et al.* (2021)调研发现小农户通过开展订单农业,获得了更多的技术、资金和农业投入品支持,进而提高其经营收入。Bhanot *et al.* (2021)通过建立效用模型,发现采用订单农业和农民生产者公司等渠道销售农产品的小农户能更大幅度地减少损失,保障收益。

新型农业经营主体的发展除了带动其直接联结的农户^①,还可能会通过农业要素的集聚对更大范围内小农户的行为和收益产生影响。Lay *et al.* (2021)验证了大规模农场的存在会改变周围小农户的种植结构和玉米产量,但并不会影响种植规模和化肥使用,这与规模农场在日常经营中和小农户争夺土地有关。Ali *et al.* (2019)以埃塞俄比亚的商业性农场为例,发现2004年至2014年,农场的建立并没有为周围小农户创造就业机会,但在技术、投入品市场准入和作物冲击韧性方面提供了有限的帮助。Glover & Jones (2019)发现,商业性农场的存在虽然提高了邻近小农户的收入,但降低了就业率,且随着农场的商业模式越具有包容性,这种溢出效果越明显。Liang *et al.* (2021)在分析蔬菜供应链时发现,供应链协调不仅对相关生产者和产品的绩效产生直接影响,还可以通过基础设施改善、技术培训、品牌推广等手段对村庄内其他生产者产生收入溢出。阮荣平等(2017)基于“全国新型农业经营主体发展状况调查”发现,样本新型农业经营主体带动小农户的中位数为5个,平均为46个小农户提供就业岗位,辐射带动效果显著。农场的规模差异,相互之间也会产生影响,如少量研究发现中等规模农场可以促进周围小规模农场扩大耕种面积、使用良种并接受技术推广(Wineman *et al.*, 2021),进而提高农产品的销售量和销售价格(Burke *et al.*, 2020)。Liverpool *et al.* (2022)根据尼日利亚的数据发现,中等规模经营户(MSFs)可以通过培训和降低交易成本两种途径来提高小规模经营户(SSFs)的收益,并通过提升农业投入品质量来带动小农户的生产经营行为调整。据此,本文提出假说1:

假说1 新型农业经营主体能够提高村庄内小农户的农业经营性收入和总收入。

包容性增长是实现小农户共同富裕的关键,不少研究已对新型农业经营主体影响小农户收入的异质性效果进行了考察。具体来说,人力、物质和社会资本的不同,均可以对小农户增收带来

^① 本文所指直接联结的农户是指与新型农业经营主体具有产权和产品合约关系的农户,如合作社社员、与农业企业签订合约的农户,家庭经营的规模农户也包括在内。与新型农业经营主体仅是土地流转关系或接受农业经营主体服务的农户,则为非直接联结的农户。

差异化影响(程名望等, 2016)。Ito *et al.* (2012)以中国南京市西瓜种植户为例,发现小规模农业经营户在加入合作社后的日均收益几乎是大规模农业经营户的两倍,且进入合作社的时间早晚并不会导致收益上的显著差异。Lin *et al.* (2022)关注到机械化水平较低的小农户在加入合作社后,其农业全要素生产率显著提高。Dubbett (2019)发现家庭农场在与农业企业合作开展订单农业后,其劳动生产率、作物边际产出和净收益等绩效显著提升,且相比于中等规模农场和大规模农场,这一效果在小规模农场中表现得更加突出。赵雪等(2023)研究发现中西部地区的新型农业经营主体参与产业链延伸型融合具有显著增收效应,但对东部、东北地区无显著影响。然而,上述研究均缺少有关新型农业经营主体影响小农户收入不平等的实证证据,且几乎都只提及新型农业经营主体对小农户某一方面的差异化影响,很少对其包容性进行多维度的讨论。

新型农业经营主体也可能对小农户产生排挤作用,削弱其包容性,这与新型农业经营主体的自身利益属性有关(Kirsten & Sartorius, 2002; Reardon *et al.*, 2009)。一方面,无论是寻找、筛选与新型农业经营主体存在潜在合作关系的小农户的过程,还是监督小农户违约行为和相关合同条款执行情况的过程,都会产生一定的交易成本,因此新型农业经营主体有动机通过减少农户数量来降低成本,并进一步设立准入壁垒(Lingohr, 2007)。另一方面,在信息不对称的情况下,轻易与小农户建立合作(订单)关系有可能将新型农业经营主体暴露于道德风险行为之下。为此,新型农业经营主体更希望小农户自身具有较好的经营条件,从而共同分担风险。基于上述分析,本文提出假说2:

假说2 新型农业经营主体影响小农户的收入不平等程度,其增收效应在不同禀赋、特征小农户中可能存在差异,并因此体现出小农户包容性或排挤性。

新型农业经营主体能够通过哪些方式对小农户收入产生影响呢?本文基于对小农户增收和新型农业经营主体相关研究的整理,提出四个可能的作用机制。

第一是土地流转。一方面,新型农业经营主体为了实现规模化经营,会增加对农地的需求,进而向小农户租赁土地并支付租金,土地流转形式的多元化还为小农户带来了租金收益的溢价空间。土地流转还可能使得部分闲置的农业劳动力从事其他行业的工作,从而提高家庭收入。李江一等(2022)发现新型农业经营主体的形成可使农民参与非农就业的概率显著提高约4个百分点,且在各类主体中,农民专业合作社和家庭农场带动效应更强。另一方面,新型农业经营主体可能会带动周边小农户的产品销售和价格提升,进而发挥示范效应,激励部分小农户转入土地扩大生产规模,降低土地的细碎化程度,并提高农业生产经营效率,使得农业产出和农民整体收入均得到提升(李江一和秦范, 2022)。

第二是种植结构。新型农业经营主体在政策、资金和技术等方面具有优势,更倾向于种植主粮或高价值农产品,进而促进周围小农户的种植结构调整。此外,新型农业经营主体对小农户种植结构的影响还与自身经营状况、小农户“恋地”情结等有关。例如,村“两委”领办的合作社通过为周边小农户提供生产资料、生产标准和销售渠道,带动了村民种植高收益作物,降低风险(李东建和余劲, 2022)。而Lay *et al.* (2021)却实证发现为应对大规模农场的冲击,周围小农户减少了烟草、棉花、向日葵等经济作物的种植,更多地种植玉米等主粮。种植结构的不同会对小农户收入产生差异化的影响,种植经济作物效益更高,有利于提高小农户收入,而种植粮食作物则更加符合国家保障粮食安全的要求。

第三是农业机械化。新型农业经营主体依赖于机械化开展规模经营,而小农户则因资金和能力限制难以直接购买使用农机,因此新型农业经营主体可能为村庄内及周边农户提供农机服务。例如,农机合作社和社会化服务性企业专门对小农户开展机耕和植保服务;部分拥有农机的家庭农场和合作社也会通过为周围小农户提供机耕服务来提高农机使用率。农业机械的普及和推广可

以克服传统农业经营中面临的季节性用工难题，通过缩短耕种收作业时间来提高耕地利用率和复种指数（周益波等，2019），大大降低小农户劳动强度，减少农业生产资料的使用，使得农业生产更加集约，从而提高农业经营性收入。此外，机械化的发展实现了机器对劳动力的替代（Acemoglu & Restrepo, 2018），将小农户从繁忙的农业生产中解放出来，有利于拓展家庭收入来源，提高家庭总收入。

第四是技术培训。企业家精神、政府支持等多种因素推动了新型农业经营主体的技术创新（Luo *et al.*, 2017），并通过嵌入乡土社会中的人缘、地缘、血缘等媒介传播开来，实现对自身获取信息能力有限、学习成本较高的小农户的知识与技术扩散。具体来看，新型农业经营主体本身就具有更好的生产条件和技术，可以为小农户开展农业技术培训。同时，基层政府和社会化服务机构也会定期组织培训，并可能倾向于在新型农业经营主体较多的村庄开展，从而扩大培训的范围。培训不仅提高了小农户的生产技术和效率，也能够激发其开展农业规模经营的意愿，进而增加小农户的农业经营性收入和家庭总收入。基于上述分析，本文提出假说 3：

假说 3 新型农业经营主体可以通过促进土地流转和降低土地细碎化程度、调整种植结构、推动农业机械化以及开展农业技术培训等机制提高小农户的收入。

新型农业经营主体对小农户收入影响的理论机制如图 1 所示。

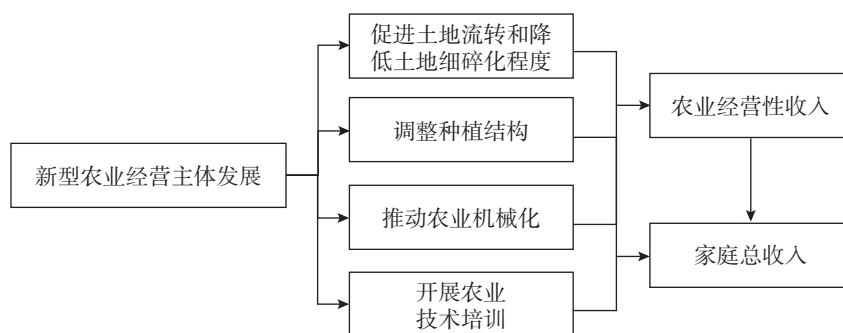


图 1 新型农业经营主体对小农户收入影响的理论机制

三、数据来源与实证方法

（一）数据

本文使用的数据来自最新公开且可获取使用的 2019 年浙江大学“中国家庭大数据库”（CFD）、西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心的“中国家庭金融调查”（CHFS）和南京审计大学的“中国基层治理调查数据库”（CGGS）。上述三套数据库在相同时期内针对同一批样本开展调研，且变量定义一致，可相互匹配使用。其中，农户个体和家庭数据主要来自 CHFS 数据库，农业生产经营数据主要来自 CFD 数据库，村庄数据主要来自 CGGS 数据库。考虑到调研时间发生在 2019 年，当年的农业活动还在继续，为此本文采用问卷中询问的农户 2018 年的生产经营情况进行分析。

结合实证所需，本文对样本进行了一系列清理工作。第一步，根据小农户的概念和第三次全国农业普查有关规模农业经营户的衡量标准，本文将农业经营面积在 50 亩以下的样本界定为小农户，删除经营面积在 50 亩及以上的样本。同时，本文所用样本中可能有少数农户与新型农业经营主体具有直接的利益联结，如参与合作社的社员、与农业企业签署订单的农户等，使得新型农业经营主体对周边非直接联结的小农户产生的溢出效应估计值受到干扰。为此本文删除了在

2015年调查时参与合作社或与农业企业签署订单,且在2019年调查时被追访到的小农户样本。^①第二步,对样本进行筛选,删除具有城镇户口的样本,只保留拥有农村户口的样本。同时,鉴于问卷是针对家庭的全体成员,但部分家庭成员并不在家或者不了解家里的情况,问题是由他人代为回答的,统计上可能会存在错误,因此仅保留受访户为户主的样本。第三步,将农户个体、家庭、村庄层面的三个数据库通过唯一识别码进行匹配,删除无法匹配的样本,并采用删除极端值或缺失值样本、调整变量形式、截尾处理等方法提高数据的有效性。最后本文得到实证分析所使用的7086个农户样本。

(二) 模型

1. 基准回归。为验证新型农业经营主体对本村小农户的收入影响,本文采用最小二乘法(OLS)进行基准回归,如式(1)所示:

$$\ln y_{pvij} = \alpha_0 + \beta_0 NABE_{pv} + \gamma_0 H_{vi} + \lambda_p + \epsilon_{pvij} \quad (1)$$

式中, y_{pvij} 表示省 p 的村庄 v 内第 i 个农户的第 j 种收入,包括农业经营性收入和家庭总收入两种收入类型,结果取对数。 $NABE_{pv}$ 是核心解释变量,表示该村庄的新型农业经营主体数量; H_{vi} 表示农户 i 的户主、家庭或所在村庄 v 的特征变量。本文控制了省份固定效应 λ_p ,以捕捉省与省之间影响效果的差异。 α_0 表示常数项; β_0 是本文的关注重点,表示村庄新型农业经营主体对小农户收入的影响程度; γ_0 表示控制变量的回归系数; ϵ_{pvij} 表示随机误差项,本文将其聚类到村庄层面。

基于上述理论分析,新型农业经营主体可通过多种途径对周围小农户的收入产生影响。为此,本文借鉴江艇(2022)的做法进行机制检验,模型如下:

$$M_{pvi} = \alpha_1 + \varphi_0 NABE_{pv} + \gamma_1 H_{vi} + \lambda_p + \epsilon_{pvi} \quad (2)$$

式中, M_{pvi} 表示机制变量。本文先通过式(2)的回归系数 φ_0 判断新型农业经营主体是否会对村庄内的土地流转、土地细碎化、种植结构、农业机械化和农业技术培训等产生影响,进而通过理论分析直观地讨论机制变量对小农户收入的影响。

2. 内生性问题。上述回归可能存在两方面问题:一是反向因果,新型农业经营主体可以为村庄提供各类社会化服务,提高农户的收入,但在农业经营水平较高的村庄中,小农户组建新型农业经营主体的能力和意愿往往也更高;二是样本选择性偏差,农业经营绩效受到地理位置、技术水平、种植结构等多种因素的影响,因此农户的收入(主要是农业收入)差异可能并非由新型农业经营主体带来的,而是由农户和地区特征变量的差异导致的。为此,本文采用工具变量的两阶段最小二乘法(2SLS)来缓解模型内生性问题引致的估计偏误。

要保证 β_0 是无偏估计量,工具变量的选择应该和内生变量“村庄新型农业经营主体数量”相关,但和小农户的收入无关。考虑到新型农业经营主体具有开展农业规模经营并能够提供社会化服务的市场经济属性和制度特征,本文选择样本所在省份新型农业经营主体的死亡率($Exit_NABE_p$)作为工具变量。之所以选择新型农业经营主体的死亡率,而非主体数量,是考虑到各省新型农业经营主体的数量是多年来地区农业发展环境累积影响的结果,不一定与某一村庄当年的新型农业经营主体数量相关。随着近些年国家涉农投入的增大,各地普遍存在一些骗

^① 采用此做法的原因:2015年之后的中国家庭大数据不再统计农户是否参与新型农业经营主体,仅能通过样本的追踪情况尽可能剔除直接联结的影响。不过,参考2015年的情况,样本中与农民专业合作社和农业企业等存在直接联结的农户比例较低,分别为0.69%和0.28%,因此可以判定,新型农业经营主体对周围小农户的收入溢出效应存在的误差很小。

取、套取国家财政奖补和项目扶持资金的“空壳社”和“僵尸农业企业”，它们既无农民成员实际参与，也无实质性生产经营活动，往往成立后不久就迅速凋零，严重干扰了农业市场秩序，并直接影响村庄新型农业经营主体的数量和发展（蒋灵多和陆毅，2017；马彦丽等，2024）。

基于上述内容，本文使用浙大卡特—企研中国涉农研究数据库（CCAD）中家庭农场、农民合作社和农业企业的近乎全量数据，根据其注册、死亡时间和省份代码，清理出各省份新型农业经营主体的在营数量和死亡数量，进而计算出其2018年的死亡率。本文参考已有文献（Lin *et al.*, 2022；张勋等，2023），计算了本省其他村庄样本的新型农业经营主体平均数量（ Ave_NABE_{pv} ），构造其与样本所在省份新型农业经营主体的死亡率的交互项作为本文最终使用的工具变量（ IV_{pv} ）。 IV_{pv} 在村级层面变化，计算过程见式（3）：

$$IV_{pv} = Exit_NABE_p \times Ave_NABE_{pv} \quad (3)$$

从相关性来看，村庄作为地理单元，容易受到上级政策和地区发展的影响，当本省新型农业经营主体的经营风险上升后，不可避免地对本地新型农业经营主体的发展造成负面影响，部分农民合作社和农业企业等会退出。从排他性来看，抽样调查的村庄平均在每县只有4个^①，相邻的可能性极小，因此受到地理距离的限制， Ave_NABE_{pv} 对本村庄小农户收入的影响有限。同时， $Exit_NABE_p$ 计算了省级层面的新型农业经营主体死亡率，这一变量相对外生，与被抽样调查小农户2018年的收入几乎无关。

为了克服工具变量的选择在外生性假设上仍存在可能的缺陷，本文借鉴Lewbel（2012）的做法，采用基于异方差的工具变量法进行稳健性检验。该方法认为如果回归方程中存在一些外生变量，且用外生变量对内生变量进行回归后的残差满足异方差条件时，可以在不加强标准的排斥性约束情况下实现内生性的识别。该方法的具体步骤是：首先，通过外生变量对内生变量 $NABE_{pv}$ 进行OLS回归，得到残差的估计值 e^* ；其次找到外生变量的子集 Q ；然后利用其和 e^* 相乘来构造 $(Q - \bar{Q})e^*$ 作为工具变量，对原方程进行2SLS估计；最后得到无偏的估计系数。

（三）变量

1. 被解释变量。重点衡量农户的农业经营性收入和家庭总收入，其中农业经营性收入计算了农户从事粮食和经济作物种植、畜牧水产养殖和林木种植采运等农业生产经营活动的收入。农户家庭总收入计算了农户家庭工资性、经营性、财产性、转移性等各项收入。为降低模型的异方差性，被解释变量取对数。

2. 核心解释变量。为了衡量对周边小农户的收入影响，本文以村庄为界定范围，采用村庄内新型农业经营主体数量作为核心解释变量，包括专业大户、家庭农场、农民合作社、农业企业等。之所以采用村庄新型农业经营主体为地理范围，主要是由于村庄包含众多以小农户为代表的农业生产基本单位，是新型农业经营主体影响辐射的最主要范围。

3. 控制变量。为降低遗漏变量带来的影响，借鉴已有研究，本文选取了户主、家庭和村庄层面的多个控制变量。个体层面，选取了户主的年龄、性别、受教育程度、健康状况等变量。家庭层面，劳动力数量对于从事农业生产经营十分重要，和土地同为基础的农业要素；地权稳定可以降低农户未来的经营风险，稳定心理预期，从而增加农业的长期投资。村庄层面，本文考虑了经济发展（村庄收入和是否有电子商务经营户）、金融可及性（是否为信用村）、书记主任“一肩挑”情况和基础设施条件（是否有村庄服务站和到县城的道路个数）。变量的描述性统计如表1所示。

^① 本文所用数据库的样本来自345个县的1360个村庄（社区）的抽样调查，平均每县约为4个。具体介绍见中国家庭金融调查与研究网站：<https://chfs.swufe.edu.cn/sjzx/sjsq.htm>。

表 1 变量的描述性统计

变量	指标解释	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量						
农业经营性收入	取对数（元）	7 086	8.825 6	1.403 2	1.609 4	14.221 0
家庭总收入	取对数（元）	7 086	10.055 6	1.290 7	2.374 9	14.727 4
解释变量						
本村新型农业经营主体数量	New Agricultural Business Entities (NABE)	7 086	3.595 0	5.322 0	0	38
控制变量						
性别	男=1，女=0	7 086	0.873 4	0.332 5	0	1
年龄	受访者年龄（岁）	7 086	57.454 6	10.777 7	24	93
受教育程度	小学及以下=1，初中=2，高中及中专/职高=3，大专及以上=4	7 086	1.624 0	0.716 8	1	4
健康状况	不好及非常不好=1，一般=2，好及非常好=3	7 086	2.047 7	0.769 7	1	3
农业劳动力	家庭从事农业人数（人）	7 086	1.940 9	0.812 9	0	8
土地确权	有耕地经营权证=1，否=0	7 086	0.699 1	0.458 7	0	1
经济水平	村庄各种可支配收入取对数（元）	7 086	7.256 6	5.652 1	0	18.603 0
农村电商	有电商经营户=1，否=0	7 086	0.447 8	0.497 3	0	1
信用村	是=1，否=0	7 086	0.471 6	0.499 2	0	1
“一肩挑”情况	书记主任“一肩挑”=1，否=0	7 086	0.381 3	0.485 7	0	1
村庄服务站	有“一站式”服务大厅=1，否=0	7 086	0.653 3	0.476 0	0	1
道路	没有到县城道路=1，一条=2，二条=3，三条至五条=4，五条以上=5	7 086	2.659 3	0.772 1	1	5
机制变量						
土地转出	是=1，否=0	7 086	0.109 1	0.311 8	0	1
土地转入	是=1，否=0	7 086	0.130 8	0.337 2	0	1
小规模土地	小于 1 亩/块=1，否=0	5 886	0.362 9	0.480 9	0	1
中等规模土地	在 1 亩至 5 亩/块之间=1，否=0	5 886	0.551 0	0.497 4	0	1
大规模土地	大于 5 亩/块=1，否=0	5 886	0.086 1	0.280 6	0	1
经济作物	是=1，否=0	7 086	0.437 9	0.496 2	0	1
粮食作物	是=1，否=0	7 086	0.857 9	0.349 2	0	1
农业机械化	购买/租用农业机械支出取对数（元）	3 967	6.887 3	1.283 3	0	12.206 1
农业技术培训	是=1，否=0	7 086	0.166 5	0.372 6	0	1

四、实证结果分析

（一）回归结果分析

表 2 汇报了基准回归和使用工具变量情况下新型农业经营主体数量对本村小农户收入影响的

回归结果。列（1）和列（2）表示控制省份固定效应后，新型农业经营主体在 1% 的显著性水平上提高了小农户的农业经营性收入和家庭总收入。列（3）和列（4）进一步控制户主、家庭和村庄特征，新型农业经营主体的回归系数仍为正且通过显著性检验。列（5）至列（7）汇报了选择 IV_{pv} 作为工具变量条件下的 2SLS 回归结果，随着工具变量的引入，在克服反向因果和可能的遗漏变量造成的内生性偏差后，结果依然稳健。具体来看，列（5）表示工具变量 IV_{pv} 在 1% 的显著性水平上减少了本村新型农业经营主体的数量，估计系数为 -1.971 6，同时，第一阶段 F 值为 257.418，大于 10，表明不存在弱工具变量问题。列（6）表示村庄新型农业经营主体正向影响了农户的农业经营性收入，且通过 5% 的显著性检验。村庄内每增加 1 个新型农业经营主体，农业经营性收入提高 1.75%。列（7）表示村庄新型农业经营主体数量显著提高了小农户的家庭总收入，村庄内每增加 1 个新型农业经营主体，农户的家庭总收入提高 0.73%。上述结果表明假说 1 成立，即村庄新型农业经营主体的发展可以提高小农户的农业经营水平，进而带动农户整体增收。

本文以 2SLS 的估计系数为基准，汇报控制变量的回归结果。家庭的户主为男性有利于提高农业经营性收入和家庭总收入，但随着年龄的增长，农户从事生产经营活动的精力下降，抑制了收入的提高。户主的身体健康状况和受教育程度同样对农业经营性收入和家庭总收入起到正向提升作用。家庭层面，农业劳动力越多，小农户越有能力扩大农业规模，清晰的土地产权同样提高了小农户的生产积极性，进而提高其收入。村庄层面，经济水平、电商经营、信用村建设和书记主任“一肩挑”并未提高小农户收入，反映出村庄经济发展和金融可及性依旧面临挑战。村庄服务站的设立降低了办事成本，道路建设改善了村庄的交通条件，均对小农户的家庭总收入有正向促进作用。

（二）稳健性检验

1. 调整样本。为增强基准回归估计结果的准确性，首先，本文删除了样本量较低的 4 个直辖市的农户样本；其次，删除了虽然具有农村户口，但居住在城镇居委会的样本，这部分小农户可能已经不再从事农业活动；最后，删除了发生土地转出行为但将土地流转至村外的样本，因为其可能与其他村庄的新型农业经营主体产生利益联结。调整样本后的回归结果见表 3 的列（1）和列（2）在其他条件不变时，新型农业经营主体仍显著提高了村庄内小农户的农业经营性收入和家庭总收入，作用效果分别为 2.13% 和 0.81%。

2. 替换解释变量。尽管村庄新型农业经营主体数量能反映农业组织发展情况，但村庄之间仍存在一定差异，因此本文计算了专业大户、家庭农场、农民合作社和农业企业等新型农业经营主体所占的村庄耕地面积（取对数），并利用村庄人口对新型农业经营主体所占村庄耕地面积进行标准化，来衡量其辐射程度。替换变量后的回归结果见表 3 的列（3）至列（6），随着村庄新型农业经营主体的经营面积日益扩大，农业规模化带来了显著的农户增收效应。村庄内新型农业经营主体所占面积每增加 1%，小农户的农业经营性收入和家庭总收入的分别增长 0.068 4% 和 0.048 9%。同时，随着新型农业经营主体辐射程度的扩大，小农户的农业经营性收入和家庭总收入同样显著提高，作用效果分别为 1.29% 和 0.90%。

3. 基于异方差的工具变量法。为增强 2SLS 估计结果的稳健性，本文通过选择外生变量组合及其子集，进一步基于异方差的残差估计值来构造工具变量，从而放松排他性约束。考虑到研究小农户增收的文献中对性别、年龄、受教育程度等个体特征变量的内生性讨论颇多，为此仅选择村庄层面变量作为外生变量的子集 Q 。使用 Breusch-Pagan 检验，结果显示 p 值为 0，显著拒绝同方差的假设，因此残差估计值 e^* 符合异方差要求。估计的回归结果见表 3 的列（7）和列（8），新型农业经营主体显著提高了小农户的农业经营性收入和家庭总收入，作用效果为 3.48% 和 1.24%。

表 2 新型农业经营主体数量对小农户收入的影响

项目	农业经营 性收入	家庭总收入	农业经营 性收入	家庭总收入	NABE	农业经营 性收入	家庭总收入
	OLS				2SLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
NABE	0.021 7*** (0.006 6)	0.011 8*** (0.004 1)	0.021 4*** (0.006 5)	0.007 8** (0.003 8)	—	0.017 5** (0.007 7)	0.007 3* (0.003 8)
IV_{pv}	—	—	—	—	-1.971 6*** (0.115 5)	—	—
性别	—	—	0.307 7*** (0.048 1)	0.125 9*** (0.046 7)	-0.109 1* (0.064 2)	0.305 9*** (0.047 9)	0.125 6*** (0.046 6)
年龄	—	—	-0.016 7*** (0.001 8)	-0.022 0*** (0.001 6)	-0.002 9 (0.002 5)	-0.016 7*** (0.001 8)	-0.022 0*** (0.001 6)
受教育程度	—	—	0.138 8*** (0.025 1)	0.251 5*** (0.021 6)	-0.030 4 (0.042 6)	0.139 1*** (0.025 0)	0.251 5*** (0.021 5)
健康状况	—	—	0.207 3*** (0.021 7)	0.225 8*** (0.019 3)	0.052 5* (0.028 0)	0.207 7*** (0.021 7)	0.225 9*** (0.019 3)
农业劳动力	—	—	0.258 3*** (0.022 1)	0.105 2*** (0.018 9)	-0.002 3 (0.028 6)	0.258 2*** (0.022 1)	0.105 2*** (0.018 9)
土地确权	—	—	0.065 9 (0.043 6)	0.087 8** (0.034 8)	0.129 2** (0.064 9)	0.066 2 (0.043 5)	0.878 0** (0.034 7)
经济水平	—	—	-0.000 9 (0.006 0)	0.005 1 (0.003 9)	0.021 0* (0.012 0)	-0.000 4 (0.006 0)	0.005 1 (0.003 9)
农村电商	—	—	-0.077 6 (0.068 5)	0.008 5 (0.041 4)	0.110 1 (0.140 8)	-0.070 9 (0.068 0)	0.009 3 (0.041 2)
信用村	—	—	0.058 6 (0.068 6)	0.007 9 (0.040 8)	-0.202 1 (0.122 8)	0.062 3 (0.068 4)	0.008 4 (0.040 8)
“一肩挑”情况	—	—	-0.034 7 (0.073 1)	-0.020 4 (0.044 6)	-0.209 0 (0.142 6)	-0.037 2 (0.073 0)	-0.020 7 (0.044 3)
村庄服务站	—	—	0.064 2 (0.080 3)	0.090 0** (0.043 5)	-0.105 6 (0.127 8)	0.066 0 (0.080 0)	0.090 2** (0.043 3)
道路	—	—	0.011 8 (0.043 6)	0.067 5*** (0.024 3)	0.174 0* (0.102 3)	0.014 3 (0.043 4)	0.067 9*** (0.024 1)
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
常数项	8.048 0*** (0.464 6)	10.694 4*** (0.214 1)	7.376 3*** (0.454 1)	10.341 6*** (0.205 4)	6.373 7*** (2.075 5)	7.370 2*** (0.451 6)	10.340 8*** (0.204 7)
样本量	7 086	7 086	7 086	7 086	7 086	7 086	7 086
拟合优度	0.096 0	0.039 2	0.179 0	0.147 6	0.893 5	0.178 8	0.147 6

说明：括号内是聚类在农户村庄层面的稳健标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著，回归方程中控制了省份固定效应，用“是”代替，下表同。

表 3 稳健性检验

项目	删减样本		替换解释变量				异方差工具变量法	
	农业经营 性收入	家庭总 收入	农业经营 性收入	家庭总 收入	农业经营 性收入	家庭总 收入	农业经营 性收入	家庭总 收入
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
NABE	0.021 3*** (0.007 1)	0.008 1* (0.004 1)	—	—	—	—	0.034 8** (0.014 0)	0.012 4* (0.007 4)
经营面积	—	—	0.068 4*** (0.026 1)	0.048 9*** (0.017 6)	—	—	—	—
人均覆盖 面积	—	—	—	—	0.012 9*** (0.002 2)	0.009 0*** (0.001 1)	—	—
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定 效应	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	8.062 0*** (0.250 9)	9.816 1*** (0.173 8)	6.595 3*** (0.288 3)	10.156 1*** (0.212 2)	7.323 6*** (0.455 7)	10.319 8*** (0.207 9)	8.065 7*** (0.447 7)	10.481 3*** (0.199 6)
样本量	6 747	6 747	4 189	4 189	7 014	7 014	7 086	7 086
拟合优度	0.175 4	0.144 7	0.204 7	0.158 1	0.174 5	0.148 1	0.095 8	0.043 3

说明：限于篇幅，控制变量的结果未汇报，用“是”代表已控制，下表同。

4. 倾向得分匹配法。本文采用倾向得分匹配法处理样本的选择性偏误问题，考虑到 PSM 第一阶段的被解释变量需要使用二值变量，因此采用“本村是否有新型农业经营主体 (D_{pv})”进行处理。由于基准回归中已经验证多数农户个体和家庭层面控制变量对农户收入具有显著影响，其可能存在一定的组间差异，再加上农户特征变量很难对在村庄层面变化的 D_{pv} 产生影响，因此本文在 PSM 分析中仅控制村庄层面控制变量和省份固定效应，以保证 PSM 第一阶段估计的准确。使用 K 近邻匹配方法的估计结果表明，处理组和对照组小农户的农业经营性收入和家庭总收入在匹配之后的平均处理效应差值均为正， T 检验值分别为 1.91 和 1.86，均通过显著性检验。具体地，有新型农业经营主体的村庄内小农户的农业经营性收入和家庭总收入在匹配后分别为 19 173 元和 47 472 元，明显高于对照组的 16 395 元和 43 468 元。

(三) 新型农业经营主体对小农户包容性的分析

上述内容证实新型农业经营主体对小农户具有增收效应，而包容性发展既关注效率，也关注公平，为此本文借鉴 Kakwani 相对剥夺指数来衡量小农户农业经营性收入和家庭总收入的平等程度，考察新型农业经营主体的增收效应能否体现出包容性。具体方法为，令 Y 是一个群体，其样本总量为 n ，对应的收入向量为 $Y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ ，且收入按照升序排列，即 $y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_n$ 。此时，个体 i 受到的收入剥夺记为 $RD(y, y_i)$ ，可用来反映 Kakwani 形式的小农户农业经营性收入和家庭总收入的不平等状况，计算过程见式 (4)。其中， μ_Y 是总样本 Y 的收入均值， $\mu_{y_i}^+$ 是 Y 中收入超过 y_i 的样本收入均值， $\gamma_{y_i}^+$ 是 Y 中收入超过 y_i 的样本在总样本 Y 中所占的百分比。

$$RD(y, y_i) = \frac{1}{n\mu_Y} \sum_{k=i+1}^n (y_k - y_i) = \frac{\gamma_{y_i}^+ (\mu_{y_i}^+ - y_i)}{\mu_Y} \tag{4}$$

将替换后的被解释变量代入式 (1) 进行回归，估计结果见表 4。列 (1) 和列 (2) 表示村庄新型农业经营主体的发展显著降低了小农户的收入不平等，在控制户主、家庭、村庄特征和省份

固定效应后，结果保持稳健。列（3）表示新型农业经营主体数量每增加 1 个，小农户的农业经营性收入不平等程度下降 0.003 4，列（4）表示新型农业经营主体数量每增加 1 个，小农户的家庭总收入不平等程度下降 0.001 4。由此可以看出，新型农业经营主体的发展不仅可以显著提高小农户的收入，带来增收效应，还可以缓解村庄内小农户收入的不平等问题，体现出农业组织化发展的包容性效果。

表 4 新型农业经营主体对小农户收入不平等的影响

项目	被解释变量：小农户收入的不平等程度（Kakwani 指数）			
	农业经营性收入	家庭总收入	农业经营性收入	家庭总收入
	(1)	(2)	(3)	(4)
NABE	−0.003 6*** (0.001 3)	−0.002 2** (0.000 9)	−0.003 4*** (0.001 3)	−0.001 4* (0.000 8)
控制变量	否	否	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
常数项	0.500 6*** (0.122 6)	0.389 3*** (0.045 1)	0.618 1*** (0.116 9)	0.412 7*** (0.045 6)
样本量	7 086	7 086	7 086	7 086
拟合优度	0.104 6	0.022 0	0.183 8	0.151 7

接下来，本文借鉴已有文献的做法（张勋等，2019；毛慧等，2023），从人力、物质和社会资本层面出发，进一步考察新型农业经营主体的增收效应能否体现出对不同特征小农户的包容性，尤其是考察新型农业经营主体对不同收入水平小农户的影响。

1. 人力资本的异质性。本文采用两种方式刻画小农户的人力资本水平。一种是计算农户家庭中年龄在 60 岁及以上的成员占比，并根据其中位数将样本分为老龄组和非老龄组；另一种是基于户主的受教育年限，将样本分为低教育组（小学及以下）和高教育组（初中及以上）。分组回归的估计结果见表 5。列（1）至列（4）可以看出新型农业经营主体同时提高了老龄组和非老龄组小农户的农业经营性收入，且对前者的影响大于后者，但对分组的家庭总收入无明显影响。列（5）至列（8）可以看出新型农业经营主体对不同受教育水平的小农户同样具有增收效应，但对高教育组小农户的农业经营性收入的正向作用大于低教育组。然而，对比表 5 中分组回归的估计结果发现，其系数差异并不明显，可能存在重叠的置信区间。为此本文使用邹检验，构建反映小农户异质性特征的分组虚拟变量及其与所有控制变量的交互项，带入式（1）进行回归，并汇报分组变量与新型农业经营主体变量的交互项的显著性。结果显示， p 值分别为 0.387、0.561、0.607 和 0.997，均大于 0.1，说明新型农业经营主体对小农户的增收效应并未受到其家庭老龄化和低教育水平的负面影响。

2. 物质资本的异质性。收入高低是体现小农户物质资本水平的重要指标，问卷除了加总各分项收入计算出小农户所在家庭的总收入外，还专门直接询问了“去年，您家总收入一共是多少元”，从而得到了小农户对家庭总收入的直观回答，这可以减少因遗漏小农户部分收入来源而带来的测量误差。为此本文以此变量作为家庭总收入的替代变量，采用无条件分位数回归法，将其分成高低 5 个档次，依次回归，以探究新型农业经营主体对不同收入水平小农户的包容性，结果见表 6。对比回归系数发现，新型农业经营主体显著提高了处于 20%、40% 和 60% 收入队列下小农户的家庭总收入，作用效果分别为 1.05%、0.60% 和 0.63%，但对更高收入队列下的小农户无明显影响，这意味着新型农业经营主体的发展主要是带动村庄内低收入人群的增收，具有显著

的益贫性。

表 5 异质性分析一：不同人力资本水平的小农户

项目	农业经营性收入		家庭总收入		农业经营性收入		家庭总收入	
	老龄组	非老龄组	老龄组	非老龄组	低教育组	高教育组	低教育组	高教育组
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
NABE	0.024 1*** (0.006 4)	0.017 1* (0.008 9)	0.008 3 (0.005 1)	0.004 5 (0.004 9)	0.020 3*** (0.006 1)	0.023 7*** (0.008 3)	0.008 1* (0.004 2)	0.008 1* (0.004 7)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	5.945 5*** (0.510 7)	6.831 5*** (0.443 9)	8.922 7*** (0.157 2)	9.266 3*** (0.372 7)	8.468 7*** (0.591 8)	6.934 1*** (0.435 2)	10.948 2*** (0.212 3)	10.689 8*** (0.291 9)
样本量	3 704	3 382	3 704	3 382	3 582	3 504	3 582	3 504
拟合优度	0.162 4	0.166 3	0.138 3	0.103 0	0.178 7	0.169 3	0.124 0	0.117 9
邹检验 p 值	0.387		0.561		0.607		0.997	

说明：为避免分组回归过程中的共线性问题，列（1）至列（4）未控制年龄变量，列（5）至列（8）未控制受教育程度变量。

表 6 异质性分析二：不同收入水平的小农户

项目	被解释变量：农户汇报的家庭总收入				
	20%分位收入	40%分位收入	60%分位收入	80%分位收入	100%分位收入
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
NABE	0.010 5*** (0.003 4)	0.006 0** (0.002 9)	0.006 3** (0.002 6)	0.004 9 (0.003 1)	0.012 2 (0.048 2)
控制变量	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
常数项	10.414 4*** (0.305 6)	10.605 1*** (0.261 7)	11.049 0*** (0.238 5)	11.342 4*** (0.279 3)	7.710 3* (4.351 4)
样本量	7 013	7 013	7 013	7 013	7 013
拟合优度	0.151 4	0.156 0	0.138 3	0.106 5	0.103 3

说明：农户自行汇报的家庭总收入变量的样本数量为 7 013，略低于基准回归中家庭总收入变量的 7 086 个样本量。

随着人工智能、大数据等数字技术的发展，小农户所拥有的各类通信设备和信息手段也是其物质资本的一部分，数据显示受访样本中有 97% 的小农户使用手机，20% 的小农户拥有电脑，反映出信息技术在农村的应用日益广泛。本文根据小农户“家庭平均每个月话费、上网费等通信支出”的中位数将样本分成低信息化组和高信息化组，进行回归，估计结果见表 7。新型农业经营主体对信息化水平不同的两组小农户的农业经营性收入和家庭总收入均具有促进作用，对低信息化组的作用效果分别为 2.19% 和 0.94%，对高信息化组的作用效果分别为 2.05% 和 0.79%，但分组估计系数未通过邹检验，仍认为不存在显著的组间差异。

表 7 异质性分析三：不同信息化水平的小农户

项目	农业经营性收入		家庭总收入	
	低信息化组	高信息化组	低信息化组	高信息化组
	(1)	(2)	(3)	(4)
NABE	0.021 9*** (0.005 6)	0.020 5** (0.009 2)	0.009 4** (0.004 4)	0.007 9* (0.004 7)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
常数项	7.766 4*** (0.267 1)	7.176 7*** (0.540 7)	9.912 1*** (0.292 3)	10.248 1*** (0.335 2)
样本量	3 205	3 671	3 205	3 671
拟合优度	0.206 9	0.153 4	0.129 7	0.104 3
邹检验 p 值	0.819		0.827	

3. 社会资本的异质性。本文首先采用小农户家中有无发生婚嫁、升学、乔迁、生日等喜事的酒席支出反映其社会资本，但考虑到人情的支出在不同年份间变化很大，因此本文同时根据户主是否为党员来反映小农户的社会关系网络。党员身份作为一种政治资本，在一定程度上增强了小农户在村庄内的话语权和资源获取能力，进而能够持续影响其社会资本（鲁元平等，2016；程名望等，2018）。分组回归结果见表8，可以看出，无论小农户所在家庭当年是否有喜事支出和党员，新型农业经营主体均对其农业经营性收入有显著的促进作用，但对家庭总收入的正向影响只体现在社会资本水平较低的小农户中。邹检验 p 值同样均大于 0.1，表明社会资本水平的高低并不会使得新型农业经营主体对小农户的增收效应产生显著差异。

表 8 异质性分析四：不同社会资本水平的小农户

项目	农业经营性收入		家庭总收入		农业经营性收入		家庭总收入	
	无支出组	支出组	无支出组	支出组	非党员组	党员组	非党员组	党员组
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
NABE	0.020 9*** (0.006 7)	0.025 0*** (0.009 0)	0.009 4** (0.004 0)	0.001 2 (0.007 0)	0.021 5*** (0.006 5)	0.020 8* (0.011 0)	0.007 5* (0.004 2)	0.006 0 (0.006 5)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	7.197 2*** (0.450 9)	8.300 1*** (0.557 8)	10.289 8*** (0.204 4)	10.552 4*** (0.388 4)	7.298 2*** (0.454 5)	7.608 4*** (0.680 7)	10.238 2*** (0.240 7)	10.868 6*** (0.478 4)
样本量	5 965	1 121	5 965	1 121	6 243	843	6 243	843
拟合优度	0.172 8	0.237 2	0.149 4	0.165 0	0.184 3	0.183 1	0.145 9	0.188 7
邹检验 p 值	0.676		0.266		0.875		0.835	

上述异质性分析结果表明，新型农业经营主体的增收效应具有益贫性，且在人力、物质和社会资本不同的小农户群组中无明显差异，这意味着新型农业经营主体并未将弱势小农户排除在增收效应之外，体现了包容性，假说 2 成立。

五、机制分析

基准回归和稳健性检验均表明村庄新型农业经营主体对小农户的农业经营性收入和家庭总收入具有显著促进作用,且该作用具有小农户包容性。接下来,本文将结合式(2)的模型估计结果和理论分析,验证假说3中机制变量的作用效果。

1. 土地流转和土地细碎化。首先,本文将土地转入和土地转出作为机制变量,代入式(2),估计结果见表9列(1)和列(2)。村庄新型农业经营主体在5%的显著性水平上促进了小农户的土地转出,作用效果为1.25%,但对土地转入行为无明显影响。这表明新型农业经营主体进行规模化生产的示范效应有限,并未带动周围小农户转入土地以向规模农业经营户转变。土地转出后小农户的农业经营性收入下降,但会获得以土地租金为主的农业财产性收入,同时根据列(3)和列(4)的估计结果,土地转出提高了小农户从事非农就业的概率,显著增加其工资性收入,进而带动了小农户家庭总收入的提高。^①根据机制变量对总效应的贡献率的计算方法^②,得出土地转出在新型农业经营主体影响小农户农业经营性收入和家庭总收入中的中介效应分别为30.20%和27.39%。

土地流转伴随着土地细碎化程度的改变,本文用农户家庭平均每块地的面积(亩)来表征土地细碎化程度,定义小规模土地(是否小于1亩/块)、中等规模土地(是否在1亩至5亩/块之间)、大规模土地(是否大于5亩/块)3个虚拟变量,实证结果见表9列(5)至列(7)。村庄新型农业经营主体降低了土地细碎化程度,表现为显著促进了块均土地面积大于5亩的小农户的增加,正向作用为1.34%;抑制了块均土地面积小于1亩和1亩至5亩之间的细碎化土地的发展,但不显著。土地细碎化程度的降低有利于提高农业要素的资源配置效率,降低劳动力交通成本,进而显著提高了小农户的收入。计算发现,土地细碎化程度的降低对新型农业经营主体影响小农户农业经营性收入中的中介效应为30.63%,对家庭总收入中的中介效应有限。

2. 种植结构。本文用“是否种植经济作物”和“是否种植粮食作物”两个虚拟变量来简单衡量农户的种植结构,回归结果见表10列(1)和列(2)。村庄新型农业经营主体的发展显著带动了小农户种植经济效益更高的农作物,在其他条件不变时,村庄新型农业经营主体数量每增加1个,小农户种植经济作物的概率提高1.31%,种植粮食作物的概率下降1.65%。进一步地,无论是新型农业经营主体发展,还是经济作物种植,均可以提高小农户的单位农业收益,促进农业经营性收入的增长,进而提高其家庭总收入。粮食作物种植则利润空间相对有限。计算发现,种植结构在新型农业经营主体影响小农户农业经营性收入和家庭总收入中的中介效果较强,其中经济作物种植中的中介效应分别为35.51%和28.15%,粮食作物种植中的中介效应分别为51.50%和68.69%。

3. 农业机械化。新型农业经营主体可以通过购置农机来提高机械化水平,并为小农户提供耕地、播种、收获等社会化服务,提高农业生产效率,从而促进小农户增收。本文用受访农户家庭本年度购买和租用农机的支出之和来表示农业机械化水平(取对数),验证其机制作用。回归

① 根据问卷中有关小农户工作及其工作性质、收入等信息,确定小农户“是否从事非农就业”的哑变量,同时,工资性收入取对数。

② 机制变量贡献率的计算方法为:首先构造模型: $\ln y_{pvij} = \alpha_2 + \varphi_1 NABE_{pv} + \mu M_{pvi} + \gamma_2 H_{vi} + \lambda_p + \varepsilon_{pvij}$; 其次判断 φ_1 和 μ 的显著性;最后计算: $\frac{\varphi_1 \times \mu}{\beta_0}$, 即为贡献率的大小。

结果见表10列(3),村庄新型农业经营主体显著提高了小农户的农业机械化水平,使得小农户从事农业生产经营活动更加便利,进而对农业经营性收入和家庭总收入具有显著促进作用。计算发现,农业机械化在新型农业经营主体影响小农户农业经营性收入中的中介效应为35.85%,但对家庭总收入中的中介效应有限, μ 不显著,这与农机的资产专用性有关。

表9 机制检验一：土地流转和土地细碎化

项目	土地转出	土地转入	非农就业	工资性收入	小规模土地	中等规模土地	大规模土地
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
NABE	0.012 5** (0.005 1)	0.001 1 (0.004 2)	—	—	−0.003 3 (0.006 0)	−0.002 4 (0.005 4)	0.013 4* (0.008 1)
土地转出	—	—	0.335 5*** (0.058 0)	0.088 0** (0.041 5)	—	—	—
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
常数项	−1.622 0*** (0.310 5)	−1.379 0*** (0.279 9)	1.559 4*** (0.266 3)	10.775 1*** (0.233 1)	−0.745 6 (0.786 3)	0.431 9 (0.413 4)	−1.375 2*** (0.372 2)
样本量	7 056	7 086	7 086	5 474	5 886	5 886	5 731
拟合优度	0.069 5	0.058 1	0.184 2	0.092 3	0.232 6	0.125 8	0.199 6

说明：列(4)使用OLS估计，其余列的估计结果均使用Probit模型实现。列(1)和列(7)的有效样本量分别为7 056和5 731，这是由于样本清理后北京市的调研样本均未转出土地，重庆市调研样本的块均土地面积均小于5亩，被解释变量不在省份内发生变动。因此在模型控制了省份固定效应后，部分样本并未进入回归。

表10 机制检验二：种植结构、农业机械化和技术培训

项目	经济作物	粮食作物	农业机械化	农业技术培训
	(1)	(2)	(3)	(4)
NABE	0.013 1* (0.007 3)	−0.016 5* (0.009 0)	0.017 0*** (0.006 0)	0.012 4*** (0.004 6)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
常数项	−0.868 6*** (0.253 1)	0.254 6 (0.602 0)	6.596 3*** (0.371 7)	−1.712 9*** (0.453 1)
样本量	7 086	7 086	3 967	7 086
拟合优度	0.121 7	0.150 6	0.115 2	0.051 0

说明：列(3)使用OLS估计，其余各列使用Probit模型实现。

4. 技术培训。本文使用虚拟变量“是否接受过农业技术培训”验证技术培训的机制作用，回归结果见表10列(4)。新型农业经营主体发展可以促进小农户接受农业技术培训，村庄每增加1个新型农业经营主体，农户接受农技培训的概率提高1.24%，且通过1%水平的显著性检验。可以预计，技术培训有利于小农户接触新的农业生产知识和技能，提高农产品质量安全水平，并推动技术创新，进而使得农业经营性收入和家庭总收入相应上升。计算发现，技术培训在新型农业经营主体影响小农户农业经营性收入和家庭总收入中的中介效应分别为28.32%和25.58%。

六、结论与政策启示

本文在以往研究主要关注小农户是否参与新型农业经营主体来考察农户收入效应的做法基础上,探讨了村庄内新型农业经营主体的发展对周边小农户的增收效应,分析其对收入不平等的影响和对不同类型小农户的包容性,并讨论增收效应的机制,得到以下结论。第一,以专业大户、家庭农场、农民合作社和农业企业为代表的新型农业经营主体对村庄内小农户的农业经营性收入和家庭总收入起到了显著的正向提升作用。这表明新型农业经营主体对小农户的增收效应主要是通过农业生产和经营带动实现。第二,新型农业经营主体降低了小农户在农业经营性收入和家庭总收入方面的不平等程度,并对收入水平处于60%及以下队列的弱势小农户的家庭总收入具有更显著的正向影响。同时,新型农业经营主体的增收效应在不同人力、物质和社会资本水平的小农户之间并无明显差异,体现出良好的包容性。第三,新型农业经营主体通过促进土地流转和降低土地细碎化程度、调整种植结构、推动农业机械化、开展农业技术培训等机制,促进了小农户农业经营性收入和家庭总收入的提高。基于上述实证结果和分析讨论,本文提出以下三点政策启示。

一是进一步推进新型农业经营主体的高质量发展,发挥其在小农户增收中的作用。本文实证结果验证了新型农业经营主体的作用不仅仅限于对其直接联结的农户,而是能够在更大范围内带动周边小农户的发展,这对于巩固脱贫攻坚成果和实现共同富裕具有重要的意义。一方面,政府和相关部门要加大对新型农业经营主体的政策支持力度,如帮助新型农业经营主体开展人才培养,统筹涉农财政资金向新型农业经营主体倾斜,继续做好示范性家庭农场、合作社示范社和农业产业化重点龙头企业的认定和培育等。另一方面,政府和相关部门要出台监督措施,持续引导“空壳社”和“僵尸农业企业”的退出,推动新型农业经营主体“提质增效”和做大做强,以更好发挥其在农业生产和经营中的主导作用和带动小农户增收的作用。

二是强化新型农业经营主体与小农户的利益联结,增强其小农户包容性。本文实证结果表明,新型农业经营主体可以缓解收入不平等,并对不同特征小农户的发展具有包容性。但受限于小农户自身条件,仍需要鼓励更多的新型农业经营主体与小农户建立利益联结和开展交易活动。一方面,鼓励更多小农户开展土地流转、引导小农户加入农民合作社、发展农业企业与小农户之间的订单农业等,优化各类主体的分工协作和收益分配。另一方面,新型农业经营主体要突出包容性作用的发挥,关心弱势小农户的发展。政府可提供专项资金或项目,将支持适当向联农带农范围较广的新型农业经营主体倾斜。同时,为了实现规模化发展,各类新型农业经营主体也应当降低准入门槛,带动更多收入低、社会资本水平有限的小农户增收和发展。

三是充分发挥新型农业经营主体的社会化服务功能,带动小农户发展。从本文的机制分析结果来看,新型农业经营主体在流转土地、非农就业、降低土地细碎化程度、调整作物种植结构、机械化和技术培训等方面扮演着重要角色。在老龄化问题不断加剧、农村有效劳动力不断减少、农业可持续发展目标提出等背景下,新型农业经营主体在扩大生产规模和提供社会化服务中所发挥的作用将更为显著,政府部门需进一步引导和支持新型农业经营主体在这些方面发挥作用。例如,农业高质量发展要求因地制宜推动机械化和技术升级,政府和农业相关部门需加大对新型农业经营主体农机购买的补贴力度,加强其为小农户提供农机租赁服务和开展耕、种、收等农业生产环节的机械化作业的支持。此外,村委会还可以通过村集体经济组织等统一协调土地流转,或通过支付培训费、业务合作等方式邀请新型农业经营主体为小农户开展各类实用技术的培训等,进一步发挥新型农业经营主体对小农户的带动作用。

参考文献

- 陈军亚, 2019:《韧性小农: 历史延续与现代转换——中国小农户的生命力及自主责任机制》,《中国社会科学》第12期。
- 程名望、盖庆恩、Jin Yanhong、史清华, 2016:《人力资本积累与农户收入增长》,《经济研究》第1期。
- 程名望、张帅、史清华, 2018:《农户贫困及其决定因素——基于精准扶贫视角的实证分析》,《公共管理学报》第1期。
- 郭熙保、吴方, 2022:《合同农业能否有效提高家庭农场技术效率和收入——基于812个种植业家庭农场调查数据的倾向得分匹配分析》,《农业技术经济》第12期。
- 黄祖辉、张淑萍, 2022:《中国共同富裕发展的时代背景与“提低”路径》,《江苏大学学报(社会科学版)》第4期。
- 江艇, 2022:《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》第5期。
- 蒋灵多、陆毅, 2017:《最低工资标准能否抑制僵尸企业的形成》,《中国工业经济》第11期。
- 李东建、余劲, 2022:《村党支部领办型合作社治村逻辑与现实检验——以陕西省留坝县扶贫互助合作社为例》,《农业经济问题》第8期。
- 李江一、秦范, 2022:《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》第2期。
- 李江一、仇童伟、秦范, 2022:《新型农业经营主体的非农就业带动效应研究》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第3期。
- 李实、朱梦冰, 2022:《推进收入分配制度改革 促进共同富裕实现》,《管理世界》第1期。
- 刘同山、苑鹏, 2020:《农民合作社是有效的益贫组织吗?》,《中国农村经济》第5期。
- 鲁元平、王军鹏、王品超, 2016:《身份的幸福效应——基于党员的经验证据》,《经济动态》第9期。
- 罗良清、平卫英、单青松、王佳, 2022:《中国贫困治理经验总结: 扶贫政策能够实现有效增收吗?》,《管理世界》第2期。
- 马彦丽、李子皓、贾玉丛、孙天合, 2024:《对中国农民专业合作社发展质量三大争议问题的回应——基于“浙大卡特一企研中国涉农研究数据库”的评估》,《中国农村经济》第2期。
- 毛慧、刘树文、彭澎、杨焯月, 2023:《数字推广与农户化肥减量——来自陕西省苹果主产区的实证分析》,《中国农村经济》第2期。
- 阮荣平、曹冰雪、周佩、郑风田, 2017:《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》,《中国农村经济》第11期。
- 徐旭初、吴彬, 2018:《合作社是小农户和现代农业发展有机衔接的理想载体吗?》,《中国农村经济》第11期。
- 杨久栋、马彪、彭超, 2019:《新型农业经营主体从事融合型产业的影响因素分析——基于全国农村固定观察点的调查数据》,《农业技术经济》第9期。
- 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾, 2019:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》第8期。
- 张勋、杨紫、谭莹, 2023:《数字经济、家庭分工与性别平等》,《经济学(季刊)》第1期。
- 赵雪、石宝峰、盖庆恩、吴比、赵敏娟, 2023:《以融合促振兴: 新型农业经营主体参与产业融合的增收效应》,《管理世界》第6期。
- 钟甫宁、樊胜根、温思美, 2005:《全球化与小农》,北京: 中国农业出版社。
- 钟真, 2018:《改革开放以来中国新型农业经营主体: 成长、演化与走向》,《中国人民大学学报》第4期。
- 周益波、何可、张俊飏、程琳琳, 2019:《农业机械化对农民收入的增长、结构与分配效应研究》,《四川农业大学学报》第5期。
- Acemoglu, D., and P. Restrepo, 2018, “The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment”, *American Economic Review*, 108 (6): 1488 – 1542.
- Ali, D., K. Deininger, and A. Harris, 2019, “Does Large Farm Establishment Create Benefits for

- Neighboring Smallholders? Evidence from Ethiopia”, *Land Economics*, 95 (1): 71 – 90.
- Bhanot, D., V. Kathuria, and D. Das, 2021, “Can Institutional Innovations in Agri-marketing Channels Alleviate Distress Selling? Evidence From India”, *World Development*, 137: 105202.
- Burke, W. J., T. S. Jayne, and N. J. Sitko, 2020, “Do Medium-scale Farms Improve Market Access Conditions for Zambian Smallholders?”, *Journal of Agricultural Economics*, 71 (2): 517 – 533.
- Dubbert, C., 2019, “Participation in Contract Farming and Farm Performance: Insights from Cashew Farmers in Ghana”, *Agricultural Economics*, 50: 749 – 763.
- Glover, S., and S. Jones, 2019, “Can Commercial Farming Promote Rural Dynamism in Sub-Saharan Africa? Evidence From Mozambique”, *World Development*, 114: 110 – 121.
- Ito, J., Z. Bao, and Q. Su, 2012, “Distributional Effects of Agricultural Cooperatives in China: Exclusion of Smallholders and Potential Gains on Participation”, *Food Policy*, 37: 700 – 709.
- Kirsten, J., and K. Sartorius, 2002, “Linking Agribusiness and Small-scale Farmers in Developing Countries: Is there a New Role for Contract Farming?”, *Development Southern Africa*, 19 (4): 503 – 529.
- Kumar, A., S. Saroj, P. K. Joshi, and H. Takeshima, 2018, “Does Cooperative Membership Improve Household Welfare? Evidence from a Panel Data Analysis of Smallholder Dairy Farmers in Bihar, India”, *Food Policy*, 75: 24 – 36.
- Lay, J., K. Nolte, and K. Sipangule, 2021, “Large-scale Farms in Zambia: Locational Patterns and Spillovers to Smallholder Agriculture”, *World Development*, 140: 105277.
- Lewbel, A., 2012, “Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 30 (1): 67 – 80.
- Li, B., and Y. Shen, 2021, “Effects of Land Transfer Quality on the Application of Organic Fertilizer by Large-scale Farmers in China”, *Land Use Policy*, 100: 105124.
- Liang, Q., L. Li, and R. Bai, 2021, “Welfare Effects of Vegetable Producers’ Inclusiveness in Supply Chain Coordination: Direct Effects and Spillovers”, *British Food Journal*, 123 (4): 1305 – 1323.
- Lin, B., X. Wang, S. Jin, W. Yang, and H. Li, 2022, “Impacts of Cooperative Membership on Rice Productivity: Evidence from China”, *World Development*, 150: 105669.
- Lingohr, S., 2007, “Rural Households, Dragon Heads and Associations: A Case Study of Sweet Potato Processing in Sichuan Province”, *China Quarterly*, 192: 898 – 914.
- Liu, Z., J. Rommel, S. Feng, and M. Hanisch, 2017, “Can Land Transfer through Land Cooperatives Foster Off-farm Employment in China?”, *China Economic Review*, 45: 35 – 44.
- Liverpool-Taise, L. S. O., A. S. Nuhu, T. Awokuse, T. Jayne, M. Muyanga, A. Aromolaran, and A. Adelaja, 2022, “Can Medium-scale Farms Support Smallholder Commercialisation and Improve Welfare? Evidence From Nigeria”, *Journal of Agricultural Economics*, 74: 48 – 74.
- Luo, J., H. Guo, and F. Jia, 2017, “Technological Innovation in Agricultural Co-operatives in China: Implications for Agro-food Innovation Policies”, *Food Policy*, 73: 19 – 33.
- Ray, N., G. Clarke, and P. Waley, 2021, “The Impact of Contract Farming on the Welfare and Livelihoods of Farmers: A Village Case Study from West Bengal”, *Journal of Rural Studies*, 86: 127 – 135.
- Reardon, T., C. B. Barrett, J. A. Berdegue, and J. F. M. Swinnen, 2009, “Agrifood Industry Transformation and Small Farmers in Developing Countries”, *World Development*, 37 (11): 1717 – 1727.
- Wineman, A., T. S. Jayne, E. I. Modamba, and H. Kray, 2021, “Characteristics and Spillover Effects of Medium-scale Farms in Tanzania”, *European Journal of Development Research*, 33: 1877 – 1898.

(责任编辑: 刘舫舸)

Is the Development of New Agricultural Business Entities Inclusive of Smallholder Farmers

LIANG Qiao HAN Ziming LIU Wenhao

(China Academy for Rural Development, School of Public Affairs, Zhejiang University)

Summary: China is featured by a large population and limited per capita arable land, and smallholder farmers need to be linked with new agricultural business entities represented by large farms, family farms, farmer cooperatives, and agricultural companies to achieve modern agriculture. However, do these new agricultural business entities have inclusive effects on the income of the surrounding smallholder farmers? Further analysis is still needed. Using the Chinese Family Database which contains data from a comprehensive survey in 2019, this paper analyzes the effects of new agricultural business entities on the income and income inequality of smallholder farmers, and examine the inclusiveness and mechanisms of the effects.

The empirical results show that the development of new agricultural business entities significantly increases agricultural business income and total income of smallholder farmers, and meanwhile reduces the income inequality among smallholder farmers. The effects of new agricultural business entities on the agricultural business income and total income are inclusive of farmers with different levels of human, material, and social capital. Even more, the income increase effects are larger for farmers featured by lower income levels. New agricultural business entities can promote the income of smallholder farmers through mechanisms such as promoting land circulation, reducing land fragmentation, adjusting planting structure, improving mechanization, and providing technology training.

The main contributions of this article are threefold: First, while most current research focuses on the role of one specific type of entities, this article investigates the impact of various types of new agricultural business entities on the agricultural business income and total income of smallholder farmers. Second, this article uses the Kakwani index to reflect the degree of income inequality, and examines the inclusive effects of new agricultural business entities for smallholder farmers with different ages, education, income, and informatization levels, and social relationship networks. Third, this article adopts both traditional and heteroscedasticity-based IV methods, PSM, and quantile regression methods to reduce the estimation bias and improve the accuracy of the conclusions.

Key words: new agricultural business entities; smallholder farmer' income increase; inclusive development