

农户创业与绿色生产技术采纳:来自江苏的证据

吉星¹ 张红霄*

(南京林业大学经济管理学院, 江苏南京 210037)

【摘要】:基于2020年对江苏省26个区县2628个农户的微观调查数据,使用泊松内生处理效应模型(ETPR)、内生转换模型(ESR)和中介效应模型等计量手段,对农户创业影响绿色生产技术采纳的效应及作用机制进行实证检验。结果表明:(1)农户创业能显著促进农户采纳绿色生产技术,在消除内生性和选择性偏误问题后仍旧支持这一结论;(2)农户创业可通过拓展社会资本、强化风险偏好、树立环保意识、提升融资能力的中间路径促进绿色生产技术的采纳行为;(3)进一步的创业类型异质性分析证明,农业创业促进绿色生产行为的作用要比非农创业更大。鉴于此,建议基层政府加大对“双创”政策的支持,根据农户基础禀赋实施精准创业指导,帮助长期从事绿色农业生产的农户成长为家庭农场、种粮大户等新型经营主体,并建议其向外辐射绿色生产技术。同时鼓励农业创业户依托当地农技推广服务站建立绿色生产技术推广与讨论网络,带领普通农户接触和融入绿色生产网络结构。

【关键词】:农户创业 绿色生产技术 江苏 创业类型

【中图分类号】:F323.3 **【文献标识码】**:A **【文章编号】**:1004-8227(2022)10-2295-13

DOI:10.11870/cjlyzyyhj202210017

化学投入品的大量使用为我国农产品产量做出了巨大的贡献,但同时也带来了水体富营养化、土壤板结、农产品质量安全等问题,推广农业绿色生产技术成为我国农业绿色转型的重中之重。2021年1月4日,中共中央国务院发布《关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》,强调推进农业绿色发展,持续推进化肥农药减量增效,推广农作物病虫害绿色防控产品和技术,加强畜禽粪污资源化利用,全面实施秸秆综合利用和农膜、农药包装物回收行动。2月2日,国务院发布《关于加快建立健全绿色低碳循环发展经济体系的指导意见》,指出要坚定不移贯彻新发展理念,全方位全过程推行绿色生产,加快农业绿色发展。所谓绿色农业,是指一切有利于环境保护、有利于农产品数量与质量安全、有利于可持续发展的农业发展形态与模式。绿色农业在其循序高级化过程中会逐步采用高新绿色农业技术,形成现代化的产业体系。同时需要注意的是,未来很长一段时期,家庭联产承包责任制下的小规模农户依然是我国农业生产的主力军^[1]。在中央持续推动和绿色产业市场逐渐壮大的背景下,各类绿色生产技术的采纳门槛不断降低,农业绿色生产的决定权更能掌握在农民手中。因此,农户层面采纳绿色生产技术情况的研究就显得意义重大。

¹收稿日期:2021-10-26;修回日期:2021-12-16

基金项目:国家自然科学基金青年基金项目(7200030610);教育部人文社科青年基金项目(18YJC790041);江苏省自然科学基金青年项目(BK20190775);江苏高校哲学社会科学研究一般项目(2021SJA0936)

作者简介:吉星(1996~),男,博士研究生,主要研究方向为农业经济理论。E-mail:jixing@njfu.edu.cn

*通讯作者 E-mail:njhxzh@njfu.edu.cn

现有关于农户绿色生产技术采纳影响因素的文献归结来看可分为以下4类: (1) 政府补贴。政府支持能够显著促进茶农绿色生产知识素养^[2], 获得绿色防控技术补贴的苹果种植户要比未获得补贴的农户更易采用绿色防控技术^[3], 生态农业技术作业补贴政策推动了农户绿色生态农业技术采用行为和采用时间^[4]; (2) 非正式制度。基于关系和结构二维视角的社会嵌入通过弱化农户的风险感知激励农户的绿色耕作技术采用行为^[5], 价值导向、惩戒监督和传递内化等非正式制度均能促进农户的绿色生产行为^[6], 社会网络、信任、声望、参与均与农户绿色生产意愿存在正相关关系^[7]; (3) 家庭禀赋。农户的各类生计资本(自然、物质、人力、经济、社会)都被证实能显著提升农户秸秆还田的投资意愿^[8], 其中异质性人力资本对农业绿色生产率表现出不同的影响^[9], 而农业劳动力的老龄化程度越高, 农户绿色生产技术采纳程度就越低^[10]; (4) 农户认知。农户在绿色认知上的差异导致有机肥技术采纳意愿与行为悖离^[11], 利益驱动农户的理性认知进而决定农户的绿色生产行为, 生态保护和社会责任意识较为缺乏^[12], 绿色认知和技术认知的提升有助于农户施用商品有机肥和农家肥^[13]。

农业绿色生产技术具有投资大、周期长、见效慢的特点, 即便政府采取许多推广的举措, 农户也很难对短期内“不经济”的行为产生内生激励, 长期来看, 外部干预对农户绿色生产行为的影响可能较为有限。那么, 什么因素能持续地提升农民的绿色生产技术采纳水平? 中央提出的“大众创业、万众创新”战略给予我们一些思路, 农民创业是“双创”政策之于农村的伟大实践, 对于促农增收和实现乡村振兴具有重要的战略意义。理论上, 农户创业使其更有风险承受能力从事绿色生产, 创业后出于承担更多社会责任的角度也更有意愿从事绿色生产。因此, 本文在前人研究的基础上做出的边际贡献有: (1) 研究视角关注农户创业与绿色生产技术采纳行为, 得到了农户创业能促进农户绿色生产的证据, 完善了农户绿色生产技术采纳影响因素的相关理论; (2) 基于具有绿色生产代表性的江苏省农户调研样本, 使用泊松内生处理效应模型和内生转换模型消除农户创业的内生性和选择性偏误问题后实证检验二者的因果关系; (3) 探索农户创业通过拓展社会资本、强化风险偏好、树立环保意识、提升融资能力进而影响农户采纳绿色生产技术的作用机制, 运用中介效应模型检验农户创业影响绿色生产行为的中间路径; (4) 创业类型的不同对家庭生产要素配置影响深远, 考察农业创业和非农创业对采纳绿色生产技术的异质性影响有助于深入理解农户创业与绿色生产的内在逻辑。

1 理论分析与研究假说

1.1 农户创业与绿色生产技术采纳: 理论线索

1.1.1 拓展社会资本

农户创业虽属于家庭经济行为, 但经济行为并非孤立存在而是嵌入在社会关系和结构之中^[14], 农户创业的过程也是积累外部隐形资产的过程。未参与创业的农户, 其社会资本往往发源于亲缘和地缘基础上的熟人社会关系网络, 参与创业的农户则可能因为工作地点变更和业务往来拓展地缘和业缘的社会资本。农民在创业过程中增加了对外的沟通交流, 并通过礼尚往来等形式维系社会关系, 拓宽了自身的人脉网络^[15]。嵌入性理论强调了此类非经济结构因素对于探究农户行为规律的重要性, Gerba 等^[16]发现大部分农民通过社会网络观察、模仿和学习其他农户采用的新技术, 究其原因, 社会学习能够丰富农户的绿色知识积累, 潜移默化地提高农户对绿色生产技术的预期感知从而促进农户采纳绿色生产技术。因此, 创业能够增强高价值信息交换的深度和广度, 提升信息沟通效率, 打通绿色生产技术信息获取渠道, 多样化的社会网络节点也为绿色知识流动和共享提供便利, 在干中学中诱导创业农户采纳绿色生产技术。此外, 创业扩展后的社会资本能够降低绿色生产技术采纳实践中的各项交易成本, 最终促进创业农户采纳绿色生产技术。

1.1.2 强化风险偏好

创业是农民将自身拥有的资源和通过努力可以获得的资源进行重新整合和配置、创新经营形式、开拓新的经营领域,并产生经济价值和社会价值的过程。从精神配置范畴上来讲,创业农民已脱离传统“农民”的概念,已具有企业家特征^[17]。不论是农业创业还是非农创业,均需要一定数量的资本投入,并且投资回报期限较长,经营风险也比传统农业生产和外出务工要高,所以创业的过程也是农户锻炼风险偏好和心理素质的过程。正如熊彼特的创新发展理论所述,创业的各个环节均是生产要素重新组合的“破坏性工作”^[18],有助于培养农民的冒险精神、强化风险偏好。而风险偏好的改变可能会在精神层面影响农户的农业生产经营行为,考虑到绿色生产技术具有正外部性、投资大、收益期长的特点^[19],承担收益风险的意愿是决定农户是否采纳绿色生产技术的关键因素^[20]。风险厌恶的投资偏好共性让普通农户对采纳绿色生产技术产生抗拒心理,在这一基础上,农民在创业工作中强化的风险偏好增强了农民采纳绿色生产技术的风险承受能力,提升未来能超额收回前期投资的心理预期,缓解近期农业生产收益远小于成本的“痛苦”心理现象,由此促进创业户的农业绿色生产。

1.1.3 树立环保意识

创业不仅有助于实现农民的自我价值,也能够提升农民对生活的满意度,更为重要的是,创业经历可以使农户在主观上给自己施加更多的社会责任,同时更加追求生活质量和生态环境的改善^[8],因而能够树立更强的环保意识。基于我国农业面源污染问题的现实背景,创业家庭环保意识的内化激励农户更愿意做出采纳绿色生产技术的经营决策,对于生态环境的保护意识能够推动农户对于改善环境问题做出贡献的决心,所以环保意识也是农户采纳绿色生产技术关键性的主观因素^[11]。创业户在农业生产过程中更能观察到资源费和生态环境污染的现象,同时也会更加关注和重视减量化和亲环境生产技术的采用。环保意识增强也会促使创业户持续了解国家出台关于绿色生产的相关政策,积累农业绿色生产方面的知识储备,从而产生采纳绿色生产技术的内生动力,实现从绿色生产意愿到行动的跨越。不容忽视的是,当创业农户将推动绿色生产和环境保护视为己任时,不但可以联系绿色生产社会化服务组织进行生产环节外包,而且可以转变角色身份,购置先进机械设备为自己和可及范围内的农户提供绿色生产服务,推动区域内绿色生产水平。

1.1.4 提升融资能力

农户创业与否对其绿色生产技术采纳影响的另一个关键因素在于利用资源的差异性,传统农户可以支配的生产要素通常局限于家庭内部,创业农户往往更擅长利用市场资源为自身服务^[21]。从历史经验来看,中国农村地区普遍受到严重的金融排斥,传统小农面临较强的信贷约束,而使用绿色生产技术需要一定数量的资金投入,考虑到农业产出剩余较为有限以及非农收入的消费属性,对农业金融服务的利用程度能够改变农户绿色生产技术采纳的资金要素约束边界。具体而言,农民在创业过程中对于各项事务的资源和资源配置均具有一定财务性质,这些工作流程都会提升农民的金融素养^[17]、积累金融知识,使其更能够发挥主观能动性获得更多的信贷资源并降低贷款流程中的交易费用。另外,创业活动本身是预期收益较高的投资项目,参与创业的农户更能取得金融机构的资金青睐,缓解传统农户面临的信贷配给和信贷约束问题,为农户采纳绿色生产技术提供资金支持。依据前人经验,信贷可得性的提升能改善农户的资金困境,促进农户追加农业生产性资本投入和采纳先进的生产技术^[22]。基于此,提出本文的第1个假说:

H1:创业会通过拓展社会资本、强化风险偏好、树立环保意识和提升融资能力的4条路径促使农户采纳绿色生产技术。

1.2 农业创业与非农创业的异质性影响

依据经营项目类型可将农户创业分为农业创业和非农创业,前者主要从事农业集约化生产相关工作,

后者主要开展工商业经营。创业类型的不同会直接影响农户家庭土地、劳动力和资本三种基本生产要素的配置情况，从而对采纳农业绿色生产技术产生异质性影响。首先，开展农业创业通常需要流入大量土地以摄取潜在规模效益，便于集中连片地实施绿色生产技术，适度规模经营也可以提高绿色生产机械的利用率，降低资产专用性因而更适合采用绿色生产技术^[23, 24]，而从事非农创业不仅无益于扩大经营规模甚至会减少家庭实际耕作土地的面积。其次，农业创业户需要将大部分家庭优质劳动力保留于农业生产，有助于农户接触绿色生产相关知识，降低获取信息的机会成本，也能够减少绿色生产实际操作环节中的交易费用，而非农创业农户对传统粗放的经营模式存在“路径依赖”^[25]，增大了绿色生产信息获取和采纳绿色生产技术的难度。最后，农业收入重要性不同也是创业类型对绿色生产技术采纳造成异质性影响的原因之一。对于农业创业户而言，农业收入是其主要经营收入来源，农户更容易产生采纳绿色生产技术以进行可持续发展和实现长效增收的内生激励，同时也更有能力和意愿采纳新技术。而对于非农创业户来说，农业对于家庭收入的贡献较为有限，农户往往容易忽视绿色生产的重要性，弱化了创业对绿色生产技术采纳的正向影响。

基于此，提出本文的第2个假说：

H2: 农业创业比非农创业更易促进农户采纳绿色生产技术。

2 数据来源与研究方法

2.1 数据来源

本文使用的数据来自南京农业大学人文社科处和金善宝农业现代化研究院于2020年联合组织的土地经济调查项目。该数据库基于江苏省农村固定观察点的建立与调查，旨在全面分析江苏农村社会经济发展现状。调查问卷内容涵盖土地市场、农业生产、乡村产业、生态环境、脱贫攻坚、农村金融等方面，为本文的研究内容提供了强有力的数据支撑。调研采用PPS抽样，在江苏省13个地级市中抽取26个调研区县，在每个区县分别抽取2个样本乡镇，每个乡镇抽取1个行政村，每个村随机抽取50户农户，样本共计52个行政村和2628户农户。为保证逻辑的一致性，数据清理方面，本文在进入模型前剔除不从事农业生产经营的样本。此外需要注意的是，控制变量缺失可能会造成进入模型的样本量进一步减少，具体见回归结果汇报。

2.2 变量选取

2.2.1 绿色生产技术采纳

已有相关文献通常使用是否采纳某项技术或者已采纳某项技术的年限作为绿色生产技术采纳的代理变量^[4, 26]，但试图以单项技术的采用来刻画农户整体的绿色生产行为未免有“管中窥豹”之嫌，而若仅考察单项技术采纳情况的研究意义又将受限。根据农业农村部印发的《农业绿色发展技术导则(2018—2030年)》展示的内容，绿色生产技术指所有以“节本增效、质量安全、绿色环保”为目标的农业科学技术，具体包括有机肥替代化肥、测土配方施肥、病虫害统防统治、稻渔综合种养等。因此本文在参考相关文献做法的基础上^[10]，结合江苏省农业技术发展的特点，以采纳绿色生产技术的数量作为因变量，涉及的技术种类包括秸秆还田、秸秆综合利用、农膜回收、高效低毒低残留农药、农药包装回收、有机肥、测土配方施肥、病虫害防治技术、节能高效设施农业技术、节水灌溉技术、农用清洁再生能源技术。由于技术种类无法显示各项技术采纳的程度，因此后文使用化肥、农药、有机肥和配方肥的施用量作为替代进行稳健性检验。

2.2.2 创业

依据现有文献的定义,农户创业指农户家庭实现新的职业选择、新的经营方式以及升级原有生产方式等行为,农户从事工商业经营和扩大农业生产经营规模、升级生产方式的行为均可视为创业^[27]。基于此,以当前是否为创业户作为本文的关键自变量,主要覆盖的创业类型包括家庭农场、专业大户、农民专业合作社发起人或核心成员、开展工商业经营,若农户符合上述类型1种以上视为参与创业。在进一步的异质性分析中,将家庭农场、专业大户、农民专业合作社发起人或核心成员定义为农业创业,将开展工商业经营定义为非农创业。

2.2.3 中介变量

本文的中介变量包括社会资本、风险偏好、环保意识和融资能力。以手机联系人数量作为社会资本的代理变量^①,可行性在于手机联系人是农民关系网络的重要指标^[28],表征农民与外界交往的广度,逻辑上手机联系人越多代表农户的社会关系网络越丰富;问卷中设置了投资倾向的选择题,若农户选择高风险高收益的投资则风险偏好强,若选择中等风险中等收益则风险偏好一般,以此类推;环保意识采用农民对自己环保行为的认定作为代理变量,从农民主观上对自我环保行为的认定能一定程度上判断出农民的环保意识;结合本文的研究内容,即创业对于农业绿色生产行为的影响,使用2019年农户用于农林牧渔业生产的借入款额度表示农户的融资能力。

2.2.4 控制变量

为尽量避免遗漏变量造成模型估计结果的有偏,参考相关文献,本文控制了户主特征、土地禀赋与家庭特征变量[10, 20, 29]。户主特征包括户主性别、年龄、文化程度,男性户主的风险承受能力和学习能力可能比女性要更强,年轻户主可能更具冒险精神和环保意识,因此更易采用绿色生产技术,文化程度也会影响绿色生产行为。土地禀赋包括经营规模、土地产权、坡度、离硬化道路距离、肥力,经营规模、坡度和离硬化道路距离均会造成农户采纳绿色生产技术的客观约束,而土地产权作为重要的制度变量会影响农户的行为。家庭特征包括家庭规模、是否党员户、农业固定资产、家庭年收入,党员户可能会具有更强的社会责任意识并发挥党员带头作用,其他3个变量均会影响农户采纳绿色生产技术的能力。此外,为避免村庄异质性对估计结果的干扰,在模型中均控制住村庄层面的固定效应。

2.3 描述性统计

本文各变量说明及描述性统计如表1所示:

表1 变量说明及描述性统计

变量名称	变量说明	观测数	最大值	最小值	标准差	均值
绿色生产技术采采纳绿色生产技术个数		2628	8	0	1.41	1.08
创业	当前为创业户=1, 否则=0	2588	1	0	0.33	0.13
创业类型	农业创业=1, 非农创业=0	307	1	0	0.50	0.48

^①从本文的研究内容出发,社会资本中介效应实际上指的是农户创业过程对其社会网络的拓展,至于广义上社会资本概念中的其他内容(如社会信任、社会规范、社会参与)则并不涉及,因此本文中的“社会资本”仅指代狭义上的社会网络。

户主性别	男=1, 女=0	2590	1	0	0.26	0.93
户主年龄	连续变量(岁)	2599	90	1	10.37	62.23
户主文化程度	上学年数	2596	18	0	3.62	7.11
经营规模	经营总面积(亩)	2628	5000	0	139.55	21.39
土地产权	已确权颁证=1, 否则=0	2628	1	0	0.34	0.87
坡度	洼地=1, 平地=2, 坡地=3	2412	3	1	0.24	2.00
离硬化道路距离	离最近硬化水泥道路距离(里)	2390	100	0	3.05	0.63
肥力	差=1, 中=2, 好=3	2394	3	1	0.62	2.41
家庭规模	常住人口数(全年居住6个月及以上)	2627	11	0	1.66	3.23
是否党员户	是=1, 否=0	2628	1	0	0.46	0.30
农业固定资产	家庭拥有生产性机器数量(台)	2628	37	0	1.87	0.48
家庭年收入	2019年全年收入(万元)	2628	364.4	0	13.27	2.67
社会资本	手机联系人数量	2602	700	0	130.87	84.57
风险偏好	风险偏好弱=1, 中等=2, 强=3	2546	3	1	0.58	1.30
环保意识	对自己环保行为认定为不环保=1, 一般=2, 很环保=3	2624	3	1	0.52	2.62
融资能力	2019年用于农业生产性借款额度(万元)	2628	120	0	7.64	1.13

进一步根据是否创业户与创业类型生成异质性视角下的绿色生产技术采纳均值, 见表2。从中我们可以看出, 未创业户采纳绿色生产技术的数量最少, 非农创业户的采纳数量相比未创业户要略多, 而农业创业户采纳的数量最多, 为2.12个。而从化肥、农药、有机肥和配方肥施用强度的角度考察的结果显示, 创业均有助于化肥农药的减量化和增加有机肥、配方肥的施用强度。具体来说, 农业创业户在有机肥和配方肥采用方面比非农创业户具有优势, 非农创业户在化肥农药减量化方面比农业创业户有更多作为。上述分析从直观上部分印证了本文的2个假说, 但有待后文更严谨的实证检验。

表2 创业异质性视角下农户绿色生产行为情况

	未创业户	农业创业户	非农创业户
绿色生产技术采纳个数	1.03	2.12	1.26
化肥施用强度(斤/亩)	57.43	52.81	33.32
农药费用(元/亩)	38.57	38.38	23.53
有机肥施用强度(斤/亩)	6.62	31.51	8.35
配方肥施用强度(斤/亩)	0.54	4.80	0.66
观测值	2257	146	161

2.4 模型设计

2.4.1 Poisson 回归与负二项回归

绿色生产技术采纳数量属于计数数据, 若采用传统线性回归模型将导致有偏估计, 同时考虑到本文关注的11种绿色生产技术采用之间独立性较强, 没有必然的联系, 因此选用计数模型。常用的计数模型有Poisson回归和负二项回归, 二者的区别在于假定样本分布的期望和方差是否相等, 即均等分散

(equaldispersion)还是过度分散(overdispersion),若相等则宜采用 Poisson 回归,模型设定如下:

$$P(y_i | \text{Entrepre}_i, Z_i) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!} \quad (1)$$

($y_i = 0, 1, 2, \dots$)

式中: y_i 指的是农户绿色生产技术采纳; Entrepre_i 表示农户是否创业; Z_i 是其他影响农户绿色生产行为的控制变量; λ_i 为“泊松到达率”,指代各解释变量决定的事件发生次数。若方差大于期望,则为过度分散,此时需要使用负二项回归,具体在(1)式中加入 ε_i 以控制不可观测部分和个体异质性,设定如下:

$$P(y_i | \text{Entrepre}_i, Z_i, \varepsilon_i) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!} \quad (2)$$

($y_i = 0, 1, 2, \dots$)

至于两种模型的选择,可以根据负二项回归后的 LR 检验进行判断,其原假设为“不存在过度分散,应使用 Poisson 回归”,若通过原假设则应使用 Poisson 回归,若拒绝原假设则应使用负二项回归。

2.4.2 泊松内生处理效应模型

与面板数据相比,截面数据面临很严重的遗漏变量问题,本文中也可能同时存在互为因果的问题,即农业绿色生产技术采纳可能会通过积累农业生产经验或增加农户收入反向促进农户创业,因此宜采取工具变量法进行处理。由于传统的 IV-Poisson 方法仅适用于内生变量为连续变量的情形,针对本文的二值内生变量需引入泊松内生处理效应模型(Poisson Regression with Endogenous Treatment Effects, ETPR),该方法已在海外得到广泛应用^[30]。ETPR 模型包括两个阶段,具体设定如下:

$$\text{Entrepre}_i^* = \varphi C_i + \mu_i, \text{Entrepre}_i = \begin{cases} 1, & \text{if } \text{Entrepre}_i^* > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3)$$

$$f(y_i) = \frac{\exp\{-\exp(\beta \text{Entrepre}_i + \gamma Z_i + \varepsilon_i)\} \{\exp(\beta \text{Entrepre}_i + \gamma Z_i + \varepsilon_i)\}^{y_i}}{y_i!} \quad (4)$$

(3)式是 ETPR 模型的第一阶段回归,(4)式是 ETPR 模型的第二阶段回归, Entrepre_i^* 是农户绿色生产技术采纳的潜变量,当 $\text{Entrepre}_i^* > 0$ 时, $\text{Entrepre}_i = 1$, 否则 $\text{Entrepre}_i = 0$ 。 C_i 是影响农户创业的控制变量, Z_i 是影响农户绿色生产行为的控制变量,需要注意的是, C_i 和 Z_i 中可以有重叠的变量,但 C_i 中至少有一个变量不在 Z_i 中,以发挥工具变量的作用。 φ 、 β 和 γ 是待估参数, μ_i 和 ε_i 是随机干扰项。

另外,ETPR 模型还可以通过计算 ATT 衡量是否存在不可观测因素导致的选择性偏误问题和互为因果等内生性问题。具体来说,处理组的 y_{1i} (创业农户的绿色生产技术采纳水平)如(5)式所示,控制组的 y_{0i} (未创业农户的绿色生产技术采纳水平)如(6)式所示:

$$E(y_{1i} | Entrepre_i = 1) = \exp(\beta_1 Entrepre_i + \gamma_1 Z_i + \varepsilon_{1i}) \quad (5)$$

$$E(y_{0i} | Entrepre_i = 0) = \exp(\beta_0 Entrepre_i + \gamma_0 Z_i + \varepsilon_{0i}) \quad (6)$$

进一步的，ETPR 模型的 ATT 可以表示为：

$$E(y_{1i} - y_{0i} | Entrepre_i = 1) = E \left[\frac{\{\exp(\beta_1 Entrepre_i + \gamma_1 Z_i + \varepsilon_{1i}) - \exp(\beta_0 Entrepre_i + \gamma_0 Z_i + \varepsilon_{0i})\}}{\exp\left(\frac{\sigma^2}{2}\right) \frac{\Phi(\sigma\rho + \varphi C_i)}{\Phi(\varphi C_i)} | Entrepre_i = 1} \right] \quad (7)$$

为有效识别 ETPR 模型，需要寻找一个有效的工具变量，本文以农户“亲戚朋友中创业的人数”作为农户创业的工具变量，合理性在于：①农民创业存在很强的模仿性^[31]，农民可以利用社交网络和亲朋好友的交流中获取他人创业的基本信息，通过降低自身创业的风险和成本刺激创业行为，因此亲戚朋友中创业人数越多越能够产生“羊群效应”，由此满足工具变量的相关性；②理论上他人创业的情况很难通过除刺激农户创业以外的渠道影响农户的绿色生产行为，因而满足工具变量的外生性要求。

2.4.3 中介效应模型

根据前文的理论分析，采用逐步法对社会资本、风险偏好、环保意识和融资能力 4 个中介路径进行检验。模型构建如下：

$$y_i = \delta_1 Entrepre_i + \gamma Z_i + \vartheta_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

$$Med_i = \delta_2 Entrepre_i + \gamma Z_i + \vartheta_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

$$y_i = \delta_3 Entrepre_i + \nu Med_i + \gamma Z_i + \vartheta_i + \varepsilon_i \quad (10)$$

(8) 式为基准回归简化式， ϑ_i 为村庄虚拟变量，(9) 式和(10) 式中 Medit 为中介变量。逐步法的检验步骤分为三个步骤：第一步是在(8) 式 δ_1 显著(农户创业确实会影响农户绿色生产行为) 的基础上，依次检验(9) 式的 δ_2 和(10) 式的 ν ，若均显著则中介效应存在，并进行第三步检验；若至少有 1 个系数显著，则进行第二步检验。第二步采用 Bootstrap 法检验原假设 $\delta_2 \times \nu = 0$ ，若检验结果拒绝原假设，则中介效应成立，继续进行第三步；反之停止分析。第三步观察 δ_3 的显著性水平，如果系数 δ_3 不显著，说明模型存在完全中介效应；如果系数 δ_3 显著，则进一步比较 $\delta_2 \times \nu$ 和 δ_3 的符号，如果符号一致，表明存在部分中介效应。

3 实证结果分析

3.1 基准回归

表 3 分别汇报了 Poisson 回归和负二项回归的估计结果，由于计数模型的回归系数不直接可比，表 3 同时给出了计算平均边际效应的结果。从两个模型的回归结果中可以看出，农户创业均 10% 的水平上显著

促进农户采纳绿色生产技术的数量。模型选择方面，负二项回归汇报的似然比检验结果不显著，通过了均等分散的原假设，支持选用 Poisson 回归。边际效应结果显示，农户创业能够增加约 0.168 个绿色生产技术采纳数量。

表 3 基准回归结果

变量	绿色生产技术采纳数量			
	(1) Poisson(归)		(2) 负二项回归	
	估计系数	边际效应	估计系数	边际效应
创业	0.147*	0.168*	0.136*	0.159*
	(0.077)	(0.089)	(0.082)	(0.096)
户主性别	0.020	0.023	0.006	0.007
	(0.080)	(0.091)	(0.083)	(0.097)
户主年龄	-0.007**	-0.009***	-0.007***	-0.008***
	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.003)
户主文化程度	0.016**	0.018**	0.015**	0.018**
	(0.007)	(0.008)	(0.007)	(0.008)
经营规模	0.000	0.000	0.001	0.001
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
土地产权	0.015	0.017	0.028	0.033
	(0.110)	(0.126)	(0.116)	(0.135)
坡度（参照组：洼地）				
平地	0.222**	0.230**	0.250**	0.259**
	(0.105)	(0.098)	(0.111)	(0.103)
坡地	0.279*	0.298*	0.322*	0.347*
	(0.160)	(0.178)	(0.167)	(0.190)
离硬化道路距离	0.007***	0.008***	0.006***	0.007***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.003)
肥力（参照组：差）				
中	0.071	0.085	0.058	0.070
	(0.078)	(0.091)	(0.081)	(0.096)
好	-0.087	-0.096	-0.095	-0.107
	(0.081)	(0.092)	(0.083)	(0.097)
家庭规模	0.030**	0.034**	0.031**	0.036**
	(0.012)	(0.014)	(0.013)	(0.015)
是否党员户	0.105**	0.121**	0.121**	0.141**
	(0.050)	(0.058)	(0.052)	(0.061)
农业固定资产	0.057***	0.066***	0.072***	0.084***
	(0.012)	(0.014)	(0.018)	(0.022)
家庭年收入	-0.001	-0.001	-0.003	-0.003
	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)
村庄固定效应	是	是	是	是
Waldchi2	1646.49***		2154.59	
PseudoR2	0.195		0.140	

观测值	2298	2298	2298	2298
-----	------	------	------	------

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平, 括号内为聚类稳健标准误, 下表同。

户主特征方面, 户主年龄显著抑制农户采纳绿色生产技术, 户主文化程度则显著促进了农户的绿色生产行为, 这是符合逻辑的, 老龄化并不利于农业绿色生产, 而文化程度能够在某些方面增加农户的绿色认知从而刺激其绿色生产。土地禀赋方面, 以洼地为参照组的结果显示, 地形为平地 and 坡地均能够促进农户采纳绿色生产技术, 可见洼地不利于本文考察的 11 种绿色生产技术的整体采纳。出乎预料的是, 离硬化道路距离越远, 农户更有采纳绿色生产技术的动力, 可能的解释是本文考察的 11 种绿色生产技术并不都需要机械操作, 大部分是农户自我决定的结果, 离硬化道路越远反而强化了农户的自主决策权而不是简单的购买农机外包服务。家庭特征方面, 家庭规模、党员户和农业固定资产均有利于农户从事绿色生产。需要指出的是, 由于部分变量的内生性以及本文重点关注农户创业的原因, 在此对控制变量不做过多解读。

3.2 内生性讨论

考虑到截面数据难以控制个体效应和模型中存在的内生性问题, 基准回归仅做为参考, 下面给出 ETPR 模型的回归结果。为便于对比, 同时给出假定因变量为连续变量的回归结果, 估计方法使用扩展回归模型 (ERM) 框架下的 Eregress, 该模型与 ETPR 模型都可以同时解决内生性问题和不可观测因素导致的选择性偏误。

表 4 考虑内生性的回归结果

变量	Eregress		Etpoisson	
	创业	绿色生产 技术采纳	创业	绿色生产 技术采纳
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
亲戚朋友中创业的人数	0.097*** (0.036)		0.080** (0.034)	
创业		1.719*** (0.243)		0.488*** (0.187)
控制变量	是	是	是	是
村庄固定效应	是	是	是	是
ATT	1.445*** (0.255)		0.601*** (0.200)	
内生性参数	-0.766*** (0.067)		-0.574** (0.251)	
Waldchi2	2251.54***		4276.79***	
观测值	2250		2250	

第一阶段的估计系数说明, 亲戚朋友中创业的人数会对样本农户的创业决策存在显著的带动作用。两个模型汇报的内生性参数均通过了显著性检验, 表明模型存在内生性问题, 采取工具变量法是合适的。第二阶段回归中, 消除内生性后的创业变量均在 1%的水平上显著促进农户采纳绿色生产技术。一般而言在考察回归的经济含义时, 处理组的平均处理效应(ATT)应受到重点关注。经计算, Eregress 模型汇报的 ATT 约为 1.445, Etpoisson 模型汇报的 ATT 约为 0.601, 二者在显著性和影响方向上无差别, 但 Etpoisson 模型在估计系数上要较小, 说明连续变量的假定会造成有偏估计, 放大了创业的作用。总之, 消除模型的内

生性后，农户创业能够显著增加 0.6 个绿色生产技术采纳数量。

3.3 纠正选择性偏误:ESR 模型

内生处理效应模型假设协变量独立于处理变量去影响因变量，此时处理效应只是回归曲线的上下移动，并且农户创业行为和绿色生产技术采纳行为可能会受到共同不可观测因素的影响，例如智力水平和行为能力等，将农户创业模型和绿色生产技术采纳模型分开估计可能会由于内生性问题导致结论不准确。因此本文引入内生转换模型(Endogenous Switching Regression, ESR)，该模型假设处理效应是由协变量传导的，此时处理效应会使回归曲线的斜率发生变动。相比于 ETPR 模型，ESR 模型的优越性在于：(1)能够同时处理可观测和不可观测因素导致的选择性偏差问题；(2)允许系数估计值在创业户和非创业户之间变化，从而估计创业对异质性样本采纳绿色生产技术的影响。

表 5 ESR 模型回归结果

	创业	未创业	ATE	ATT	ATU
平均期望绿色生产技术采纳数量					
全部农户	2.641 (0.008)	1.277 (0.023)	1.364*** (0.024)		
创业户	2.461 (0.160)	1.432 (0.060)		1.028*** (0.170)	
未创业户	2.807 (0.007)	1.114 (0.010)			1.692*** (0.012)

表 5 中可以看出创业户绿色生产技术采纳数量的平均处理效应(ATT)为 1.028，未创业户绿色生产技术采纳数量的平均处理效应(ATU)为 1.692，表明未创业农户若选择创业将会对其绿色生产行为的影响更大。此外，样本农户总体绿色生产技术采纳数量的平均处理效应(ATE)为 1.364。

3.4 稳健性检验:替换因变量

为检验前文结果的可靠性，本文采用替换因变量的方法进行稳健性检验。2015 年，农业部在《关于打好农业面源污染防治攻坚战的实施意见》中提出“两减”目标，指的是化肥、农药的减量化使用，属于典型的绿色生产行为。因此此处使用化肥、农药施用强度和有机肥、配方肥施用强度作为替代变量分别进行 ESR 回归，结果见表 6。

为简化分析，表 6 仅汇报处理组的平均处理效应(ATT)。从表中可以看出，农户创业能够显著减少 17.191 斤/亩的化肥施用，减少 8.417 元/亩的农药施用，以及增加 4.49 斤/亩的有机肥施用，1.239 斤/亩的配方肥施用。至此，假说 H1 部分得到验证。

3.5 机制验证:中介效应模型

在证实农户创业能够激励绿色生产技术采纳的基础上，本文对农户创业的作用路径进行验证，即检验“拓展社会资本、强化风险偏好、树立环保意识、提升融资能力”的理论机制。具体分别对 4 条路径的 4 项指标使用逐步法进行中介效应检验。结果见表 7：

表 6 替换因变量的稳健性检验

	创业	未创业	ATT
平均期望化肥施用强度	40.502(1.785)	57.693(2.868)	-17.191*** (3.185)
平均期望农药施用强度	31.373(1.428)	39.790(1.550)	-8.417*** (1.826)
平均期望有机肥施用强度	10.378(0.597)	5.888(0.554)	4.490*** (0.815)
平均期望配方肥施用强度	2.568(0.182)	1.329(0.099)	1.239*** (0.207)

第(1)列创业能够显著拓展社会资本,第(2)列加入社会资本变量不显著,进入第二步检验,使用 Bootstrap 法检验原假设 $\delta 2 \times v = 0$, 结果在 5%的水平上拒绝原假设,进入第三步检验, $\delta 3$ 的符号和 $\delta 2 \times v$ 一致,社会资本的部分中介效应得到证实^③。

表 7 机制检验

变量	社会资本	绿色生产 技术采纳	风险偏好	绿色生产 技术采纳	环 保 意 识	绿色生产 技术采纳	融资能力	绿色生产 技术采纳
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
创业	106.165** (31.626)	0.472** (0.186)	0.680*** (0.244)	0.456** (0.184)	0.593* (0.359)	0.460** (0.184)	1.269 (0.902)	0.485*** (0.184)
社会资本		0.000 (0.000)						
风险偏好				0.025** (0.012)				
环保意识						0.130*** (0.044)		
融资能力								0.004*** (0.002)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
村庄固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
内生性参数	-0.306** (0.132)	-0.550** (0.209)	-0.169** (0.081)	-0.551** (0.215)	-0.186*** (0.060)	-0.556* (0.296)	0.003** (0.001)	-0.557** (0.251)
Waldchi2	601.22***	3249.94***	101.62***	3569.00***	85.42***	3390.67***	547.96***	3422.71***
观测值	2226	2226	2190	2190	2246	2246	2250	2250

注:第(1)、第(7)列使用 ESR 模型,第(3)、第(5)列使用扩展回归模型(ERM)框架下的 Eoprobit 模型进行估计,其余使用 Etpoisson 模型。

第(3)列创业能显著强化农民的风险偏好,

第(4)列加入的风险偏好变量在 5%的水平上显著影响农户绿色生产技术采纳,因此直接进入第三步检验,创业变量显著且 $\delta 3$ 的符号和 $\delta 2 \times v$ 一致,风险偏好的部分中介效应被证实。

^③①为加强结果的可信度,笔者以现有文献使用频率较高的“人情支出”作为社会资本的替代变量重新进行中介效应检验,结果仍支持存在“拓展社会资本”的中介路径.限于篇幅,省略检验过程,有兴趣可向作者索取。

第(5)列创业能在10%的水平上显著提升农户环保意识,第(6)列加入的环保意识系数显著,直接进入第三步检验,创业变量显著且 δ_3 的符号和 $\delta_2 \times v$ 一致,环保意识的部分中介效应被证实。第(7)列创业对农户融资能力的影响不显著,而第(8)列加入融资能力变量在1%的水平上显著促进农户的绿色生产技术采纳,因此进入第二步检验,Bootstrap法检验结果在5%的水平上拒绝不存在中介效应的原假设,进入第三步检验, δ_3 的符号和 $\delta_2 \times v$ 一致,融资能力的部分中介效应得到证实。

综上,前文理论分析农户创业影响绿色生产技术采纳的4条中间路径均被量化证实,农户创业能够拓展社会资本,在对外交往中学习绿色生产技术;创业能够强化农民的风险偏好,锻炼风险承受能力、缓解绿色生产技术近期收益较低的心理负担;创业能够提升农户的环保意识,进一步传导至绿色生产行为;创业也能够提升农户的融资能力,改变资本要素约束边界影响到农户绿色生产技术采纳决策。假说H1得到全面证实。

3.6 农业创业与非农创业的异质性分析

虽然前文证实农户创业能够促进其采纳绿色生产技术,但创业类型的不同决定了家庭生产要素的配置,理论上农业创业要比非农创业更容易接触和从事农业绿色生产。因此,本文针对307个创业农户样本进行回归,以非农创业为参照组,分析农业创业对绿色生产技术采纳的影响。为缓解内生性问题,同样需要寻找合适的工具变量,此处以“户主16岁前的农业生产经历”作为创业类型的工具变量。合理性在于:①创业动机理论和创业认知理论认为个体成长经历中参与的社会实践和创业活动频次越多,个体能更加熟悉创业所需知识和技能,并从他人身上获取经验和教训,提升创业的自我效能感和创业动机[32]。借鉴这一思想,创业农民的成长经历中若从事农业生产,农民个体对农业创业的了解程度越高,积累的经验也越多,因此选择农业创业的可能性就越大、选择非农创业的可能性越小;反之则相反。由此满足工具变量的相关性条件;②绿色生产是近年来逐渐推广的,而农民少年时期还处于追求高产量的化学投入品大量使用的年代,因此农民的农业生产经历并不会涉及绿色生产的相关知识,理论上不存在通过其他渠道影响到农户绿色生产决策的可能。由此满足工具变量的外生性条件。表8分别给出了使用Poisson回归和ETPR模型的结果。

表8 创业类型的异质性分析

变量	绿色生产技术采纳		
	Poisson	EtPoisson 一阶段	EtPoisson 二阶段
创业类型	0.538*** (0.170)		1.508*** (0.397)
户主16岁;农业生产经历		0.045 (0.188)	
控制变量	是	是	是
村庄固定效应	是	是	是
内生性参数		-1.349	
Waldchi2	14.94***	130.28***	
PseudoR2	0.342		
观测值	254	254	

由于控制变量的缺失,实际进入模型的样本量为254。ETPR模型第一阶段表示工具变量对农户创业类型并没有显著的影响,内生性参数也未通过检验,此时应使用普通Poisson回归。结果表明,以非农创业

为参照组的农业创业类型估计系数在 1%的水平上显著为正, 非农创业户受制于有限精力和专业性, 采纳绿色生产技术的程度要低于专业技能更强的农业创业户。假说 H2 得到证实。

考虑到回归结果中农业生产经历用作创业类型的 IV 时内生性参数未通过检验, 所以该工具变量的使用可能是不合适的。基于此, 笔者决定仍旧使用“亲戚朋友中创业的人数”作为工具变量, 将未创业户作为共同参照组, 进行两类创业对绿色生产技术采纳的分组回归, 并参考相关文献的做法 [33], 五等分农户创业的概率预测值, 计算各等分点创业对绿色生产技术采纳的边际效应, 通过作图的方式直观展现两类创业类型对农户绿色生产的边际效应变化图, 如图 1。

图 1 可以看出, 在农业创业和非农创业概率预测值的变动范围内, 创业的边际效应均为正。相比于图 1b 中非农创业边际效应的不显著, 图 1a 中农业创业边际效应随农业创业概率提升的程度在显著增加, 具体显示为从 0.1 至 0.4 的变动范围。可见, 边际效应分析结果也证实了假说 H2。

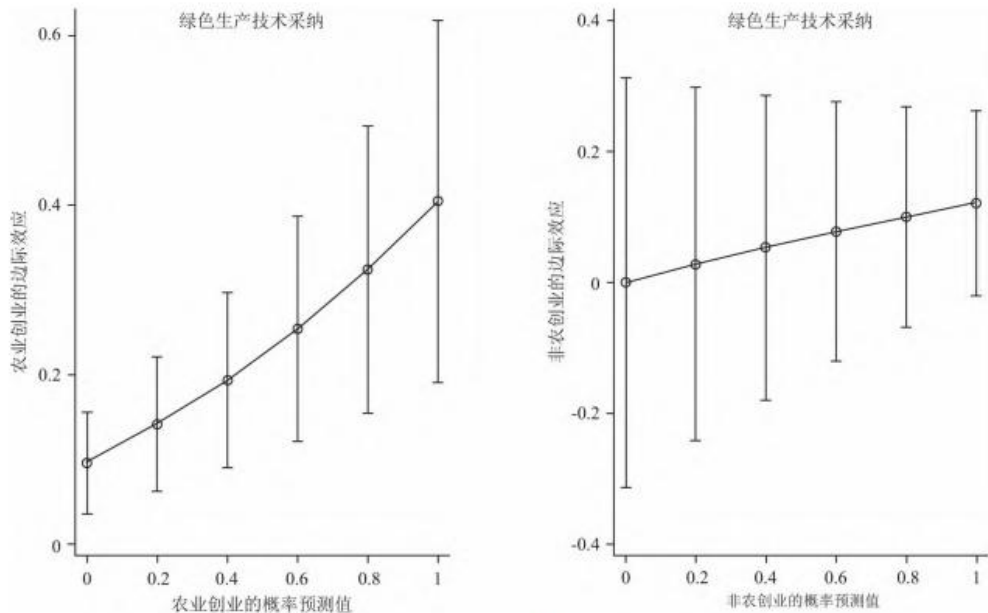


图 1 农户创业类型对绿色生产技术采纳的边际效应变化图

4 结论与建议

农民创业也是创新的过程, 有助于农民增收、实现乡村振兴, 农民创业对于推动农村经济乃至中国经济的发展都有着重大潜力。在此过程中, 农民创业能否打破传统保守的生产观念带动农业绿色生产行为的实施, 是理论和实践层面都需要回答的问题。本文在理论分析农户创业影响绿色生产技术采纳的 4 条路径的基础上, 利用江苏省 26 个县 2628 个微观农户调查数据, 使用泊松内生处理效应模型 (ETPR)、内生转换模型 (ESR)、中介效应模型等计量手段, 实证检验农户创业对绿色生产技术采纳的影响。具体的研究结论包括: (1) 农户创业能显著提升绿色生产技术采纳水平, 消除内生性、纠正选择性偏误和替换因变量后的结果依旧支持这一结论; (2) 机制检验结果发现, 农户创业能够显著拓展社会资本、强化风险偏好、树立环保意识、提升融资能力, 进而促进绿色生产技术的采纳; (3) 创业类型的异质性分析表明, 相较于非农创业, 农业创业促进绿色生产的作用更大。

依据上述研究结论, 未来我们至少可以在以下方面做出努力: (1) 基层政府应加大对“双创”政策的支

持, 增设公益性创业培训课程, 提供创业全程咨询和指导, 鼓励更多农民参与高质量创业, 简化农民创业审批手续, 减少不必要的创业阻碍; (2) 政府应根据农户基础禀赋实施精准创业指导, 对有创业能力的农户给予适当创业补贴, 帮助长期从事绿色农业生产的农户成长为家庭农场、种粮大户等新型经营主体, 并建议其向外辐射绿色生产技术; (3) 鼓励农业创业户担任村干部或加入农民合作社等集体组织, 依托当地农技推广服务站建立绿色生产技术推广与讨论网络, 带领普通农户接触和融入绿色生产网络结构, 发挥带头和示范作用; (4) 在村庄内张贴绿色宣传标语, 优化治理村容村貌, 潜移默化地营造可持续发展氛围、强化农民在农村可持续发展中的主人翁意识, 组织农民参观绿色生产标杆项目, 通过短视频、电视、村级广播、宣传栏等多种渠道让农民了解到农业面源污染、耕地质量下降、环境破坏可能造成的严重后果; (5) 推广农村普惠金融, 积极探索第三方担保小额信贷、农地抵押贷款、政府贴息贷款等多种农业金融形式, 为打通创业的绿色生产效应提供资金支持。

参考文献:

[1] 陈甲, 张红霄, 何文剑. 组织介入对农地流转租金的影响研究——来自江苏省地块层面的经验证据 [J]. 农村经济, 2021(1):54—61.

[2] 于艳丽, 李桦, 薛彩霞, 等. 政府支持、农户分化与农户绿色生产知识素养 [J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2019, 19(6):150—160.

[3] 童锐, 何丽娟, 王永强. 补贴政策、效果认知与农户绿色防控技术采用行为——基于陕西省苹果主产区的调查 [J]. 科技管理研究, 2020, 40(19):124—129.

[4] 毛慧, 曹光乔. 作业补贴与农户绿色生态农业技术采用行为研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(1):49—56.

[5] 程琳琳, 张俊飏, 何可. 网络嵌入与风险感知对农户绿色耕作技术采纳行为的影响分析——基于湖北省 615 个农户的调查数据 [J]. 长江流域资源与环境, 2019, 28(7):1736—1746.

[6] 李芬妮, 张俊飏, 何可. 非正式制度、环境规制对农户绿色生产行为的影响——基于湖北 1105 份农户调查数据 [J]. 资源科学, 2019, 41(7):1227—1239.

[7] 熊爱华, 宋婷婷. 社会资本对农户绿色生产意愿的影响研究 [J]. 统计与决策, 2020, 36(5):76—80.

[8] 张童朝, 颜廷武, 何可, 等. 资本禀赋对农户绿色生产投资意愿的影响——以秸秆还田为例 [J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(8):78—89.

[9] 张淑辉. 异质性农村人力资本对农业绿色生产率的影响——基于中国省级面板数据 [J]. 山西大学学报(哲学社会科学版), 2017, 40(5):127—138.

[10] 杨志海. 老龄化、社会网络与农户绿色生产技术采纳行为——来自长江流域六省农户数据的验证 [J]. 中国农村观察, 2018(4):44—58.

[11] 余威震, 罗小锋, 李容容, 等. 绿色认知视角下农户绿色技术采纳意愿与行为悖离研究 [J]. 资

源科学, 2017, 39(8):1573-1583.

[12] 程鹏飞, 于志伟, 李婕, 等. 农户认知、外部环境与绿色生产行为研究——基于新疆的调查数据 [J]. 干旱区资源与环境, 2021, 35(1):29-35.

[13] 张红丽, 李洁艳, 滕慧奇. 小农户认知、外部环境与绿色农业技术采纳行为——以有机肥为例 [J]. 干旱区资源与环境, 2020, 34(6):8-13.

[14] GRANOVETTER M S. The strength of weak ties [J]. American Journal of Sociology, 1973, 78(6):1360-1380.

[15] 徐超, 宫兵. 农民创业是否降低了贫困脆弱性 [J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2017, 37(5):46-59.

[16] GERBAL, TILL S, GIRMA K, et al. Social learning in smallholder agriculture: the struggle against systemic inequalities [J]. Journal of Workplace Learning, 2018, 30(6):469-487.

[17] 柳建坤, 何晓斌, 张云亮. 农户创业何以成功?——基于人力资本与社会资本双重视角的实证研究 [J]. 社会学评论, 2020, 8(3):105-117.

[18] 约瑟夫·熊彼特. 经济发展理论——对于利润、资本、信贷、利息和经济周期的考察 [M]. 北京:商务印书馆, 1990.

[19] 孙小燕, 刘雍. 土地托管能否带动农户绿色生产? [J]. 中国农村经济, 2019(10):60-80.

[20] 何劲. 农业绿色生产问题研究回顾与展望:一个文献综述 [J]. 经济体制改革, 2021(2):81-87.

[21] 沈栩航, 李浩南, 李后建. 创业会加剧农村内部收入不平等吗 [J]. 农业技术经济, 2020(10):33-47.

[22] 赵思诚, 杨青, 许庆. 社会保障、信贷获得与农业生产——来自新型农村合作医疗制度的证据 [J]. 财经研究, 2019, 45(11):45-56.

[23] 谢文宝, 陈彤, 刘国勇. 乡村振兴背景下农户耕地质量保护技术采纳差异分析 [J]. 改革, 2018(11):117-129.

[24] 张晖, 吴霜, 张燕媛, 等. 加入合作社对种粮大户农机投资及服务供给行为的影响分析 [J]. 中国农村观察, 2020(2):68-80.

[25] 邹杰玲, 董政祎, 王玉斌. “同途殊归”:劳动力外出务工对农户采用可持续农业技术的影响 [J]. 中国农村经济, 2018(8):83-98.

[26] 卢华, 陈仪静, 胡浩, 等. 农业社会化服务能促进农户采用亲环境农业技术吗 [J]. 农业技术

经济, 2021(3):36—49. [27]何婧, 李庆海. 数字金融使用与农户创业行为[J]. 中国农村经济, 2019(1):112—126.

[28] 徐戈, 陆迁, 姜雅莉. 社会资本、收入多样化与农户贫困脆弱性 [J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(2):123—133.

[29] 吉星, 张红霄. 社会信任如何影响农户土地转出行为? [J]. 中国土地科学, 2021, 35(10):45—54.

[30] ZIMMER D. Using copulas to estimate the coefficient of a binary endogenous regressor in a Poisson Regression: Application to the effect of insurance on doctor visits [J]. Health Economics, 2017, 27(3):545—556.

[31]罗琦, 罗明忠, 刘恺. 模仿还是原生?——农民创业选择中的羊群效应[J]. 农村经济, 2016(10):99—105.

[32] 李爱国, 曾宪军. 成长经历和社会支撑如何影响大学生的创业动机?——基于创业自我效能感的整合作用 [J]. 外国经济与管理, 2018, 40(4):30—42.

[33]李宁, 何文剑, 仇童伟, 等. 农地产权结构、生产要素效率与农业绩效[J]. 管理世界, 2017(3):44—62.