

新冠肺炎疫情对全球食物安全的影响及对策*

陈志钢^{1,2} 詹悦² 张玉梅³ 樊胜根⁴

摘要: 当前,新冠肺炎疫情已在全球扩散,许多本就因为冲突、自然灾害或气候变化而深陷食物不安全的国家和地区的防疫形势也日益严峻。虽然目前全球食物供给总体充足,食物价格稳定,但疫情的快速蔓延将给全球食物安全带来威胁。由于隔离和边境关闭,市场、供应链和贸易受到波及,全球食物的供给受到影响。食物流通渠道可能因运输中断和更加严格的检疫措施而受阻,运输成本和贸易成本增加、效率降低。一些国家为保障国内食物供应而采取限制出口的行为,将影响依赖于粮食进口的国家进口粮食,也不利于依赖于出口初级农产品的低收入发展中国家出口农产品。封锁措施带来的经济影响使居民收入和购买力下降,居民获得充足的营养食物变得更加困难。食物安全不再是一个区域性问題,而是一个需要共同应对的全球性问題,各国应当共同努力,加强合作和全球治理,对最弱势群体采取迅速的保护和援助措施。既要确保国内食物供应链的正常运行,同时,应该保持贸易开放,并利用和创新电子商务保障食物供应,保障全球粮食安全。

关键词: 新冠肺炎疫情 全球 食物安全 政策建议

中图分类号: F318 **文献标识码:** A

一、引言

自新型冠状病毒肺炎疫情在中国境内暴发以来,中国政府应对新冠肺炎疫情采取的一系列举措,取得了显著成效,疫情已得到有效控制。3月19日,中国大陆首次报告无新增本土病例。但是,全球疫情仍然面临巨大挑战。世界卫生组织(WHO)在2020年2月28日将新冠肺炎的全球风险级别提高至最高水平——“非常高”。随着确诊病例数、死亡人数和受影响国家数量的进一步攀升,WHO在3月11日进一步宣布将新冠肺炎列为全球大流行病,表明新冠肺炎疫情已在全球广泛传播。截至4月29日,全球213个国家和地区出现确诊病例,全球新冠肺炎确诊病例累计超过302万,全球死亡人数已超过

*本文研究获得国家自然科学基金国际(地区)合作与交流项目“重大冲击和变化对中国—全球农业影响模拟模型的研究和开发”(编号:71761147004)、中国农业科学院科技创新工程“人才引进专项”(ASTIP-IAED-2020-RY-01)和浙江大学-国际食物政策研究所国际发展联合研究中心项目“新冠肺炎疫情对中国和全球食物安全的影响研究”(编号:126000-541902)的资助。本文通讯作者:张玉梅。

20 万人^①。从感染的范围和人数来看，此次新冠肺炎疫情的影响范围和程度已经远远超过严重急性呼吸综合征（SARS）、中东呼吸综合征（MERS）和埃博拉（Ebola），形势非常令人担忧。

为控制疫情的快速扩散和蔓延，意大利、西班牙、印度等国家已经采取了全国封城的非常举措，美国、英国、德国、澳大利亚、加拿大等许多发达国家的城市已经采取了严格的隔离措施，许多国家都宣布进入“紧急状态”，采取了限制旅行、居家隔离、关闭餐馆、酒吧、景区、学校和其他聚会地点等措施。美国的 50 个州和大部分领土全部宣布进入“重大灾难状态”，目前 95% 的美国民众至少暂处于某种形式的“居家隔离”状态中，这在美国历史上是第一次。亚洲、欧洲、非洲都出现了大面积的停摆，许多经济活动被迫停止，工人隔离，工厂和许多服务业停业，国际旅行减少。这些举措对国民经济带来严重的负面影响。全球经济增长下行形势几乎不可逆转。根据国际货币基金组织（IMF）最新预测^②，2020 年的全球经济增长预期为-3%，与 1 月份的预测相比下调了 6.3 个百分点，为 20 世纪 30 年代大萧条以来最严重的经济衰退。

新冠肺炎疫情的快速扩散也威胁到全球食品安全。首先，交通中断、食物购买恐慌等可能打乱食物供应链，影响食物贸易和供应，造成食物损失并引起价格上涨。其次，就业减少和收入下降将会导致居民购买力下降，限制人们获得富有营养的食物，营养下降，可能会引发疾病。第三，贸易保护主义政策抬头，可能导致全球食物短时间内供应紧张，价格上涨。尤其是某些农产品只有几个少数国家出口，这些商品的中断将对全球产生重大影响。以俄罗斯为例，俄罗斯已成为世界上最大的小麦出口国和北非的主要小麦供应国。贸易保护主义政策会对农产品贸易产生影响，特别是高度依赖于进口食物的发展中国家受到的影响显著，它们可能面临食物短缺。而出口港口关闭等措施，对于高度依赖于出口初级农产品的国家也是严重打击，将导致出口创汇减少，收入下降。

脆弱国家和脆弱人群的食物安全尤其令人担忧。目前，疫情扩散到了非洲等经济不发达的国家和地区，可能使它们原本脆弱的食物系统雪上加霜。由于冲突和难民危机、气候变化和不平等加剧，全球饥饿和营养不良人数自 2015 年以来连续三年不降反增，这一状况在中东和撒哈拉以南地区尤为严重。据联合国粮食及农业组织（FAO）的数据，2019 年，全球共有 55 个国家和地区的 1.35 亿人处于粮食危机状态，其中，有 7300 万人位于非洲，占到总人数的一半以上^③。而非洲国家在应对疫情方面的能力相对较弱。据世界卫生组织统计，2014~2016 年间，西非地区埃博拉病毒暴发导致超过 2.8 万人感染和 1.1 万人死亡，其中几内亚、利比里亚和塞拉利昂的情况尤其严重^④。在西非疫情地区，农业生产和劳动力市场被打乱，交通和贸易受阻，经济下行，这些都对脆弱群体的食物和营养安全产生了严重的负面冲击（Fan, 2014）。

^①WHO Coronavirus (COVID-19) Dashboard, <https://covid19.who.int/>.

^②IMF, World Economic Outlook, April 2020, <https://www.imf.org/en/Publications/WEO/Issues/2020/04/14/weo-april-2020>.

^③Food Security Information Network (FSIN), Global Report on Food Crises (GRFC 2020), https://www.fsinplatform.org/sites/default/files/resources/files/GRFC_2020_ONLINE_200420.pdf.

^④WHO, Ebola Situation Report, <https://apps.who.int/ebola/current-situation/ebola-situation-report-20-january-2016>.

虽然目前还难以准确评估新冠肺炎疫情对全球食物安全带来的影响,但是这次冲击显然不可小觑。根据粮农组织、农发基金世界粮食计划署等 15 个发展机构共同发布的《全球粮食危机报告》,如果不及时采取措施,由于受到疫情的影响,2020 年全球面临粮食危机的人数或将再增加 1.3 亿,达到 2.65 亿^①。特别是对于脆弱国家的饥饿人群而言,新冠肺炎疫情的影响可能是灾难性的。随着疫情的蔓延发展,疫情对全球食物安全的威胁也可能越来越大,非常有必要提前分析全球食物安全形势,尤其是疫情对于一些重点国家和重点人群的影响,高度警惕疫情对全球安全带来的负面冲击和风险,提前做好防范措施,以确保全球粮食安全,降低疫情对食物安全带来的不利影响。作为世界粮食进口大国,中国的粮食安全与全球粮食安全休戚相关,随着新冠肺炎在全球范围内暴发,要充分关注可能带来的全球粮食危机,做好应对准备。

二、全球食物安全形势现状

目前全球食物供给总体充足。根据世界粮农组织(FAO)的最新报告,小麦和大米等产品的全球储备应足以满足短期的粮食需求(FAO, 2020a)。FAO 预计 2019 年世界谷物产量为 27.21 亿吨,比 2018 年增加 6460 万吨,增长 2.4%。其中,小麦产量为 7.63 亿吨,增长 4.2%;稻米产量为 5.12 亿吨,下降 0.5%。^②FAO 初步预测 2020 年小麦产量仍保持在 7.63 亿吨的历史高位。尽管欧洲、乌克兰和美国的产量略有下降,但是,澳大利亚、加拿大、印度和俄罗斯的产量呈增长趋势。粗粮产量预计也保持增长。阿根廷玉米接近 2019 年的历史高位,巴西尽管受到干旱的影响,但由于面积扩大,玉米产量约 1 亿吨。南非玉米产量增幅显著,预计超过 1500 万吨,并攀至有史以来第二高产量。世界谷物消费量预计为 27.22 亿吨。到 2020 年年末,世界谷物库存量将比期初减少 800 万吨,全球谷物库存与消费量之比下降至 30.7%,不过这仍属于较为适宜的水平。2019/2020 年度,世界谷物贸易预计为 4.2 亿吨,同比增长 2.3%。^③

全球粮食价格总体平稳。根据 FAO 的食品价格指数信息^④,2020 年 3 月食品价格指数比 2 月下降 4.3%,新冠肺炎疫情导致需求减弱和油价下跌,压低了主要食物类商品的国际价格。糖类价格指数跌幅最大,比 2 月下降了 19.1%。下跌原因包括因多国实施限制措施导致境外消费需求下降,以及由于原油价格急剧下跌导致乙醇生产商需求减弱。植物油价格指数在一个月内下跌了 12.0%,主要原因包括因粗矿物油价格暴跌导致棕榈油价格下跌,以及新冠肺炎疫情对全球植物油市场影响的不确定性增

^①Food Security Information Network (FSIN), Global Report on Food Crises (GRFC 2020), https://www.fsinplatform.org/sites/default/files/resources/files/GRFC_2020_ONLINE_200420.pdf.

^②Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO), *Cereal Supply and Demand Brief*, <http://www.fao.org/worldfoodsituation/csdb/en/>.

^③Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO), *Cereal Supply and Demand Brief*, <http://www.fao.org/worldfoodsituation/csdb/en/>.

^④FAO Food Price Index, <http://www.fao.org/worldfoodsituation/foodpricesindex/en/>.

加。大豆油和菜籽油价格也呈现相同走势。谷物价格指数较2月下降1.9%，接近2019年3月的水平。主要是玉米和小麦价格下降，稻米价格上涨。受到疫情影响，小麦消费需求下降，而小麦供给相对充足。由于经济受到影响，导致饲料粮需求下降，玉米消费疲软。但国际稻米价格上涨，主要原因是美洲和越南稻米出口受限，而远东和东非需求强劲，以及对疫情的担忧引发了囤积粮食行为。

但是，一些地区的粮食安全面临严峻挑战。在食物缺乏的低收入国家，受到政治冲突、恶劣天气条件和沙漠蝗虫等的影响，谷物产量将明显下降。根据FAO统计，全球大约44个国家（其中非洲34个国家）需要食物援助。非洲地区的蝗虫灾害对埃塞俄比亚、中东、巴基斯坦的粮食生产造成了比较严重的破坏（FAO, 2020b）。目前FAO已经对这次蝗灾发出了“威胁级别”的橙色预警。在东非，大范围的沙漠蝗虫暴发使得农作物面临严重风险，影响农作物播种。评估显示这是东非地区25年来遭遇的最严重的蝗灾，尤其在肯尼亚、埃塞俄比亚、索马里等国家，给粮食安全带来前所未有的威胁。另外，干旱使得农业产量下降，价格上涨，加剧了食物不安全。政治冲突加剧了食物不安全。在中非共和国，2020年1月份，由于水灾和政治冲突，贸易受到限制，导致大部分农产品市场供给短缺，玉米和木薯价格上涨了50%^①。另外，澳洲大火严重影响畜牧业和农业，给饲料、储备粮以及牧场带来较大损失。

三、疫情对全球粮食安全的影响

由于隔离和边境关闭，市场、供应链和贸易打乱，新冠肺炎疫情对全球食物的供给和需求都会产生影响。因为限制移动和担心感染风险，食物流通渠道可能因为运输中断和检疫措施而受阻，运输费用和贸易成本增加。居民食物消费需求也面临更多不确定性，获得充足的营养食物变得更加困难，收入和购买力下降，消费更加谨慎等。脆弱群体和高度依赖进口的国家面临的食物安全风险增大。

（一）食物供应

迄今为止，新型冠状病毒肺炎疫情尚未对全球的粮食供应或价格产生直接的重大影响。大宗商品在装卸和运输时，人与人之间的直接接触较少。此外，小麦和大米等不易腐烂谷物的全球储备应该足以满足任何激增的需求，因此，粮食供应没有出现重大中断。而对于易腐烂的蔬菜、水果等食物，运输限制和更加严格的检疫对其供应的影响更大，但是目前各国尚未出现全国范围内蔬菜供应普遍中断的情况（Glauber et al., 2020）。在中国，由于充足的粮食储备和采取了确保粮食等生活必需品持续流通的措施，食物供应和价格受到的影响很小。尽管如此，各国为遏制疫情所采取的隔离和封闭措施已经开始对供应链产生影响。隔离措施可能会阻碍农民务农，减少劳动力，并阻碍食品加工商开展生产。交通运输限制导致化肥、兽药和其他投入品供应短缺，也可能影响农业生产（Vos et al., 2020, Torero, 2020）。

疫情也导致一些贫困人口依靠的食物、营养、健康等公共部门的扶持项目中断。例如，印度的全国封锁政策导致该国最大的社会保障安全网之一的校园供餐项目被迫暂停，社区为孕妇和哺乳期妇女

^①FAO, Monitoring Food Security in Countries With Conflict Situations (Issue No.7 - January 2020), <http://www.fao.org/emergencies/resources/documents/resources-detail/en/c/1259509/>.

提供的营养项目也被中断。受疫情影响，许多国家关闭了学校，世界上超过 3.6 亿的儿童无法吃到校餐。而其中许多来自贫困家庭的儿童，其营养依赖于学校的营养餐。世界粮食计划署（World Food Programme, WFP）在大约 48 个国家实施了学校供餐项目的学校部分或全国性关闭。这意味着大约 1100 万儿童不能得到 WFP 支持的学校营养餐^①，这个数字可能还会上升。这些儿童和他们的家庭受到严重影响。对于许多饥饿的儿童，学校营养餐可能是他们一天唯一的营养来源。对于贫困家庭，学校营养餐相当于其家庭月收入的 10%，营养餐缺失也意味着其收入受到损失。

（二）食物需求

在需求方面，由新冠肺炎疫情引起的购买力下降可能会改变人们的饮食方式。经济增长放缓通常会导致人们对肉类和植物油等高价食品的需求下降，但对面包和大米等基本食品的需求实际上可能会增加。像最近在世界各国所看到的那样，消费者恐慌也可能会破坏供应链并导致供应中断和粮食价格上涨。

新冠肺炎造成经济损失的一个重要因素是有工作的新冠肺炎患者无法在至少几周的时间内充分有效地工作。随着新冠肺炎疫情的进一步传播，封锁措施被普遍采用以应对疫情，更多工人将无法工作，据国际劳工组织（International Labour Organization, ILO）称，疫情正对就业产生“前所未有的深远”影响，超过 10 亿就业者正面临减薪或失业风险^②。仅在美国，4 月初就有 2200 万人失业^③。印度的失业率从 3 月中旬的 8.4% 飙升至 4 月第一周的 23%，截至 4 月 5 日，城市地区的失业率已飙升至 30.9%^④。疫情也将直接影响海外劳工的收入，海外劳工汇款是发展中国家和许多低收入人群的生命线。联合国秘书长古特雷斯在一场记者会中称，各国已经承诺将汇款费用降低至 3%，远低于目前的平均水平，但此次危机要求各国提供更强的支持政策，使汇款费用尽可能接近零。国际食物政策研究所（International Food Policy Research Institute, IFPRI）的全球模型估计，全球经济每放缓一个百分点，贫困人口的数量将增加 2%，约 1400 万人陷入贫困，且其主要影响的是生活在发展中国家农村地区的人口（约 900 万）（Vos et al., 2020）。

新冠肺炎疫情带来的经济损失和购买力下降可能导致膳食质量急剧下降（Headey and Ruel, 2020）。疫情期间，由于新鲜蔬菜和肉类等供应更加困难，而且价格更加昂贵，可能会导致居民饮食结构更加单一和营养下降。穷人更加倾向于用便宜的大米、玉米、小麦和木薯等主食来获取所需要的卡路里，以代替更加昂贵的鸡蛋、蔬菜和水果，而这些食物通常是重要微量营养元素的来源。

^①WFP, New Digital Map Shows Terrible Impact of COVID-19 on School Meals Around the World. <https://www.wfp.org/news/new-digital-map-shows-terrible-impact-covid-19-school-meals-around-world>.

^②ILO Monitor: COVID-19 and the World of Work. 2nd Edition, 7 April 2020, https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/@dgreports/@dcomm/documents/briefingnote/wcms_740877.pdf.

^③US Department of Labor, <https://www.dol.gov/ui/data.pdf>.

^④Center for Monitoring Indian Economy, <https://www.cmie.com/kommon/bin/sr.php?kall=warticle&dt=2020-04-07%2008:26:04&msec=770>.

以中国为例，由于防疫措施对人员流动的限制，农民工无法返城工作，因而失去了收入来源。农民工群体因此产生的收入损失预计超过 1000 亿美元。这些遭受收入损失的农民工家庭大大减少了营养摄入，大多数村民不得不减少食物支出，大量购买谷物和其他主食，而不是更贵的生鲜食品（Rozelle et al., 2020）。在印度，约有 91%（4.22 亿）的劳动力为非正式工人^①。这些人群在疫情期间失去了收入来源，加剧了贫困和粮食不安全状况。

（三）农产品贸易

贸易是调节全球农产品供需余缺的重要手段，有利于保障全球食品安全，但是，疫情暴发通常会对贸易产生一定的影响。例如，2014 年的埃博拉疫情导致西非受灾国家主粮价格大幅上涨。撒哈拉以南非洲等严重依赖进口来满足粮食需求的国家面临着更高的粮食安全风险，尤其是在边境关闭时。化肥和其他关键投入物等非粮食供应链的中断会导致农民休耕（或面临播种和收割延误），从而影响这些国家的食物安全。这次新冠肺炎疫情也正在对农产品贸易产生显著影响。

首先，疫情影响各个国家和地区间的运输和农产品检验，贸易变得更加困难、成本更高、效率更低。随着疫情持续蔓延，各国的防范措施进一步升级，将会对食物供应带来挑战。世界卫生组织在疫情发生后建议，“没有理由采取不必要的措施干涉国际旅行和贸易”，但在实际操作过程中，很多国家采取了更加严格的限制措施。严格的边境控制措施将影响依赖粮食进口的国家进口粮食，也不利于依赖出口初级农产品的低收入发展中国家出口农产品，从而影响农民收入。

其次，各国的出口限制措施将威胁全球贸易。尽管食物供给总体充足，但是，一些国家开始囤积食物，为保障国内食物供应而采取出口限制。2008 年食物价格危机的教训深刻，贸易保护主义政策最终将导致食品价格上涨，造成恶性循环。2008 年，澳大利亚和阿根廷的干旱、石油价格上涨、用于生物燃料生产的粮食使用量增加以及贸易政策失灵造成了全球粮食危机，许多国家采取了各种出口政策来限制农产品的出口。原本不存在大米供应短缺问题，但是许多国家由于恐慌对大米出口征收更高的税，或者禁止大米出口，结果全球市场大米价格在六个月内翻了一番，大米贸易严重中断，从而导致了食物价格危机（Headey and Fan, 2010）。尽管许多专家建议不要重复 2008 年食物危机期间的错误（樊胜根, 2020; 陈志刚等, 2020; Torero, 2020; Glauber et al., 2020; Voegelé, 2020），但截至目前，已有 14 个国家采取了出口限制行为^②。例如，哈萨克斯坦是世界上最大的小麦粉出口国之一，该国已禁止出口小麦粉、胡萝卜、糖和土豆等其他食物；越南政府从 3 月 25 日暂停大米出口合同的签订，随后该出口禁令被取消，但采取了 4 月份 40 万吨的大米出口限制；塞尔维亚已经停止了葵花籽油的出口。

最后，国际市场对疫区农产品和食品的需求下降。如 2009 年 H1N1 疫情的暴发导致俄罗斯和中国的猪肉进口量与 2008 年相比分别下降了 28% 和 56%，2014 年埃博拉病毒在利比里亚的暴发，导致天

^①Addressing COVID-19 Impacts on Agriculture, Food Security, and Livelihoods in India, <https://www.ifpri.org/blog/addressing-covid-19-impacts-agriculture-food-security-and-livelihoods-india>.

^②IFPRI Food Export Restriction Tracker, <https://public.tableau.16com/profile/laborde6680#!/vizhome/ExportRestrictionsTracker/FoodExportRestrictionsTracker?publish=yes>.

然橡胶这一主要的出口型农产品同比下降超过 40%。新冠肺炎疫情首先在中国暴发，对贸易的影响首先体现在中国出口方面。在疫情和防控措施的双重压力下，中国出口能力下降。另外，出口企业的交易成本也因企业春节停工延长、交通运输等相关配套行业受限、检验检疫更加严格等因素显著提升。此外，相关贸易国陆续对中国商品和人员的进入实施限制。2020 年 1~2 月份，中国农产品出口额同比减少 10.2%^①。中国商品出口的削减将对相关国家产生严重影响，以韩国为例，受两国新冠肺炎疫情形势影响，2020 年 1 月韩国从中国大陆的农产品进口量仅 10 万吨，同比下降 67%。供应端的紧张也直接助推了价格的上涨，2 月 12~20 日期间，韩国批发市场上红辣椒、胡萝卜、菠菜、卷心菜和泡菜的价格涨幅分别为 31%、28%、17%、6%和 20%^②。

（四）农业投资

联合国贸发会议（UNCTAD）在 3 月全球投资趋势监测中，称新冠肺炎疫情暴发将对全球外国直接投资（FDI）流量产生负面影响。根据新冠肺炎疫情发展的不同假设，新冠肺炎疫情将导致全球 FDI 下降 5%~15%^③。尽管农业投资不是监测中受到影响最大的行业，但随着疫情传播也必然会受到影响。需求冲击的负面影响将集中在受疫情影响最严重的经济体，而生产停滞和供应链中断将更多影响那些与全球价值链中心（中国、韩国、日本及东南亚经济体）更为紧密的经济体。投资受新冠肺炎疫情影响的经济体更为集中，那些为控制病毒传播采取最严格措施的国家受到的影响最大。影响很大程度上是由于整体需求下降导致的投资推迟，对于全球价值链相关贸易依赖越大的经济体受到的影响也会越大，跨国企业对于更有弹性的供应链的需求可能会加速现有全球价值链脱钩的趋势。

四、如何保障全球食品安全

此次新冠肺炎疫情是全球公共卫生安全的一次重大挑战，全世界应共同努力战胜疫情，推动构建人类命运共同体。食品安全不再是一个区域性问題，而是一个需要共同回应的全球性问题。全球食品安全的风险明显增大，需要共同努力保持全球粮食供应链的活力，减轻新冠肺炎对全球食物系统的影响，并对最弱势群体采取迅速的保护和援助措施，确保全球食物安全。既要防止恐慌，囤积粮食，同时，也应该加强全球食物安全治理，发挥全球性粮食储备的作用，加强 WFP 在应急方面的作用。为此，笔者提出以下政策建议：

（一）保持贸易开放，避免恐慌和价格疯涨

国际贸易是保障食物供给的重要手段。2020 年 3 月 26 日，《二十国集团领导人应对新冠肺炎特别

^①参见：《2020 年 1 至 2 月全国出口重点商品量值表》，<http://www.customs.gov.cn/customs/302249/302274/302275/2879110/index.html>。

^②UNCTAD, Global trade impact of the Coronavirus (COVID-19) Epidemic, <https://unctad.org/en/PublicationsLibrary/ditcinf2020d1.pdf>。

^③UNCTAD, Investment Trend Monitor No.34, Impact of the Coronavirus Outbreak on Global FDI, https://unctad.org/en/PublicationsLibrary/diaefinf2020d2_en.pdf。

峰会声明》呼吁应确保关键农产品的正常跨境流动，努力解决全球供应链中断问题，重申实现自由、公平、非歧视、透明、可预期和稳定的贸易投资环境以及保持市场开放的目标。4月21日，二十国集团农业部长进一步发表应对新冠肺炎特别会议声明，承诺开展紧密合作、采取切实行动，保障全球粮食安全和营养水平。世界贸易组织（WTO）、粮农组织（FAO）、世界银行（World Bank）和国际货币基金组织（IMF）等国际机构倡议各国不要以新冠肺炎作为发布贸易保护主义政策的借口，谨防“贸易保护主义”抬头而避免采取一些不利于全球贸易的措施，而应消除贸易壁垒，减少贸易扭曲，稳定食物市场，保障食物来源。加强双边和多边国际合作，维护国际市场稳定和农产品贸易有序进行。

（二）确保全球和国内食物供应链的正常运行

新型冠状病毒仍在传播，何时被遏止尚不明确。因此，为了确保所有人的食物安全，各国需要在全球和国家层面采取紧急行动。首先，需要密切监测食物价格和市场。市场信息的透明化有助于政府进行宏观调控和消除消费者的恐慌情绪，并能够引导农户合理安排生产。为了遏制市场投机行为，政府应加强市场监管。其次，有必要确保国际和国内的农业与食物供应链正常运行。例如，中国通过为新鲜农产品开辟“绿色通道”和严禁设置未经授权的路障，为当前疫情期间如何确保食物安全树立了一个好的范例。

（三）利用创新电子商务保障食物供应

政府应该鼓励电子商务和快递公司在采取严格封锁措施的地区发挥关键的物流保障作用，以确保食物的持续供应，保障消费者需求。在中国，电子商务和配送公司发挥了重要的物流作用（郭红东等，2020）。例如，由于隔离措施增加了人们对送货到家的需求，电子商务公司推出了一种非接触式送货服务，使快递员可以在方便的地点留下包裹以便顾客取货，从而避免了人与人之间的近距离接触。政府也可以利用创新技术推进跨境贸易数字化（马述忠等，2020），推进世界电子贸易平台（eWTP）与更多国家的政府、企业开展合作，共建“数字丝绸之路”，鼓励外贸企业充分利用线上产品展示、线上商务谈判、电子支付等数字化手段开展贸易洽谈与交易。

（四）健全社会保障体系，帮助解决脆弱群体的食物安全

各国需要社会保障措施来保护受影响最严重和最脆弱的人群，尤其是儿童、孕妇和老人。这些措施可以采用现金或实物转账的形式（因时制宜、因地制宜、因势利导很重要）。因为营养水平和死亡率有着错综复杂的联系，投资于弱势群体的健康和营养措施可以降低诸如新冠肺炎等疾病的死亡率。各国应确保满足其脆弱人群的紧急粮食需求，调整社会保护计划并扩大营养支持，预防营养不良问题的发生。学校的营养餐项目应该及时进行调整，尤其让穷人家庭儿童继续得到营养食物。

（五）加强对健康食物系统的投资

新冠肺炎危机同之前的严重急性呼吸综合征、中东呼吸综合征、埃博拉以及禽流感、猪流感一样，这些新发传染病大多起源于动物，应解决新发传染病的某些根源问题。随着人口和收入增长，农产品消费和农业生产大幅增加，为此，也使得食物系统面临严峻挑战：森林遭到破坏、土壤退化、生物多样性丧失和气候变化。人口流动和贸易增加，也使得疾病的快速扩散能力倍增。世界银行呼吁各国需要对牲畜、不安全的食品处理、环境退化、侵占野生动物栖息地与人类疾病之间联系的深入理解，动

物的健康、人类的健康和地球的健康息息相关，应加强对健康食物系统的投资，建立一个更安全的世界（van Nieuwkoop, 2020）。世界银行报告里估计，在低收入和中等收入国家建立和运行健康食品系统进行有效的疾病防控，每年只需 30 亿美元，而这些系统可从减少流行病和大流行节约多达 370 亿美元，每年可净获利 340 亿美元（World Bank, 2012）。4 月 21 日《二十国集团农业部长应对新冠肺炎特别会议声明》强调，应当增强全球粮食系统的可持续性和抵御能力，包括抵御未来病虫害疫情冲击的能力以及抵御引发这些冲击的全球挑战的能力，强化人畜共患病的监测、预警、准备、预防、发现、响应和控制机制。

（六）加强国际合作和经验分享，提高全球治理水平

从全球看，流行性传染病的发生频率和对经济的影响都呈增长趋势（Jones et al., 2008, Allen et al., 2017, Gong et al., 2020），严重急性呼吸综合征（SARS）、中东呼吸综合征（MERS）和埃博拉（Ebola）等传染病的暴发对公共健康、经济社会都是一个沉重的负担，引起公众广泛关注。加强国际合作和对低收入国家的国际援助非常必要，特别是对于缺少遏制流行病的必要卫生基础设施的撒哈拉以南非洲国家。世界银行预计将在未来 15 个月内为世界上最贫困的国家提供 1600 亿美元的资金，以支持其社会保护体系^①。国际金融公司（IFC）已将其用于应对新冠肺炎的资金从早先的 60 亿美元增加到 80 亿美元，作为 140 亿美元整体援助方案的一部分，以援助各国应对疫情的卫生及经济影响^②。亚洲开发银行也宣布用 65 亿美元支持成员国应对新冠肺炎疫情带来的健康和经济影响^③。3 月 26 日的《二十国集团领导人应对新冠肺炎特别峰会声明》称，二十国集团领导人将同国际组织一起开展合作，准备调动更多发展和人道主义资金，以支持新兴国家和发展中国家应对新冠肺炎带来的卫生、经济和社会冲击。

随着食物和农业系统日益全球化，食物安全和营养相关治理问题也日趋复杂，有必要加强全球农业和食物系统的治理，并制定科学的国际准则，以解决像这次疫情带来的各国无法或不会以最佳方式自行管理的问题。全球治理可为一系列国际公共产品提供支持，如健康和食品安全标准、国际抗灾粮食援助协调机制、公平与自由贸易协调、粮食库存等。有必要重新设计全球制度结构，创建一个为众多农业、粮食和营养组织提供监督的治理平台，在日益复杂的全球形势下协调保障全球粮食安全和实现可持续发展目标。

^①How the World Bank Group is Helping Countries with COVID-19 (coronavirus), <https://www.worldbank.org/en/news/factsheet/2020/02/11/how-the-world-bank-group-is-helping-countries-with-covid-19-coronavirus>.

^②World Bank Group Increases COVID-19 Response to \$14 Billion to Help Sustain Economies, Protect Jobs, <https://www.worldbank.org/en/news/press-release/2020/03/17/world-bank-group-increases-covid-19-response-to-14-billion-to-help-sustain-economies-protect-jobs>.

^③ADB Announces \$6.5 Billion Initial Response to COVID-19 Pandemic, <https://www.adb.org/news/adb-announces-6-5-billion-initial-response-covid-19-pandemic>.

参考文献

1. 陈志钢、张玉梅、詹悦、樊胜根, 2020: 《防范新冠肺炎疫情对中国食物和营养安全的冲击》, <http://cn.ifpri.org/archives/6333>。
2. 樊胜根, 2020: 《防范新冠疫情引发全球食品安全危机》, <http://cn.ifpri.org/archives/6440>。
3. 郭红东、刘晔虹、陈志钢、曲江, 2020: 《电商“战疫”: 调查研究电商如何防疫和保障食物供应》, <http://cn.ifpri.org/archives/6364>。
4. 马述忠、房超, 2020: 《推动数字全球化 应对疫情全球蔓延》, http://zjrb.zjol.com.cn/html/2020-03/12/content_3313457.htm?div=-1。
5. Allen, T., K.A. Murray, C. Zambrana-Torrel, S.S. Morse, C. Rondinini, M.D. Marco, N. Breit, K. Olival and P. Daszak, 2017. “Global Hotspots and Correlates of Emerging Zoonotic Diseases”, *Nature Communications*, 8:1124, <https://doi.org/10.1038/s41467-017-00923-8>。
6. Fan, Shenggen, 2014, “Preventing an Ebola-Related Food Crisis”, IFPRI blog, 21 October, <https://www.ifpri.org/blog/preventing-ebola-related-food-crisis>。
7. FAO, 2020a, “World Food Situation”, *FAO Resources*, 2 April, <http://www.fao.org/worldfoodsituation/foodpricesindex/en/>。
8. FAO, 2020b, “Desert Locust Bulletin No.495: General Situation During December 2019 Forecast Until mid-February 2020”, *FAO Resources*, 6 January, <http://www.fao.org/resilience/resources/resources-detail/en/c/1261231/>。
9. Glauber, J., D. Laborde, R. Vos and W. Martin, 2020, “COVID-19: Trade Restrictions are Worst Possible Response to Safeguard Food Security”, IFPRI blog, 27 March, <https://www.ifpri.org/blog/covid-19-trade-restrictions-are-worst-possible-response-safeguard-food-security>。
10. Gong, B., S. Zhang, L. Yuan and K. Chen, 2020, “A Balance Act: Minimizing Economic Loss While Controlling Novel Coronavirus Pneumonia”, *Journal of Chinese Governance*, DOI: 10.1080/23812346.2020.1741940。
11. Headey, D. and S. Fan, 2010, *Reflections on the Global Food Crisis*. Washington, D.C.: International Food Policy Research Institute (IFPRI)。
12. Headey, D. and M. Ruel, 2020, “The COVID-19 Nutrition Crisis: What to Expect and How to Protect”, IFPRI blog, 23 April, <https://www.ifpri.org/blog/covid-19-nutrition-crisis-what-expect-and-how-protect>。
13. Jones, K., N. Patel, M. Levy, A. Storeygard, D. Balk, J. Gittleman and P. Daszak, 2008, “Global Trends in Emerging Infectious Diseases”. *Nature*. 451: 990–993, <https://doi.org/10.1038/nature06536>。
14. Rozelle, S., H. Rahimi, H. Wang and E. Dill, 2020, “Lockdowns are Protecting China’s Rural Families From COVID-19, But the Economic Burden is Heavy”, IFPRI blog, 30 March, <https://www.ifpri.org/blog/lockdowns-are-protecting-chinas-rural-families-covid-19-economic-burden-heavy>。
15. Torero, M., 2020, “COVID-19 and Food Supply: A four Pronged Battle Plan for Countries”, NutritionConnect Blog, 26 March, <https://nutritionconnect.org/resource-center/covid-19-and-food-supply-four-pronged-battle-plan-countries>。
16. van Nieuwkoop, M. 2020, “It’s Time We Invest in Healthy Food Systems for a Safer World”, World Bank Blog, 29

March, <https://blogs.worldbank.org/zh-hans/voices/its-time-we-invest-healthy-food-systems-safer-world>.

17. Voegelé, J., 2020, “Three imperatives to keep food moving in a time of fear and confusion”, World Bank blog, 03 April, <https://blogs.worldbank.org/voices/three-imperatives-keep-food-moving-time-fear-and-confusion>.

18. Vos, R., W. Martin and D. Laborde, 2020, “As COVID-19 spreads, no major concern for global food security yet”, *IFPRI blog*, 10 March, <https://www.ifpri.org/blog/covid-19-spreads-no-major-concern-global-food-security-yet>.

19. World Bank, 2012. People, pathogens and our planet: the economics of one health (English). Washington, DC: World Bank. <http://documents.worldbank.org/curated/en/612341468147856529/People-pathogens-and-our-planet-the-economics-of-one-health>.

(作者单位：¹浙江大学中国农村发展研究院；

²国际食物政策研究所；

³中国农业科学院农业经济与发展研究所；

⁴中国农业大学经济管理学院)

(责任编辑：陈静怡)

The Impacts of COVID-19 on Global Food Security and the Coping Strategy

Chen Kevin Zhan Yue Zhang Yumei Fan Shenggen

Abstract: As COVID-19 spreads around the globe, various border controls and containment measures have been introduced to contain the disease across countries. These controls could potentially lead to hiccups in global food security. The effects could be even stronger in those countries that are already facing exceptional emergencies due to ongoing or emerging conflicts and natural disasters. Currently, the global food supply is generally sufficient and the food prices remain stable. But there could be severe threats to global food security if the COVID-19 further spreads. Global food supply will be affected as a consequence of value chain disruption from lockdowns and other restrictions. Restrictions on movement within and across countries can hinder food-related logistic services, disrupt entire food supply chains and affect food availability. Export restrictions will affect both low-income countries that depend on food imports and developing countries that depend on the export of primary agricultural products. The possible global recession caused by the COVID-19 spread will lead to reductions in income and purchasing power of residents, making it more difficult for residents to obtain adequate nutritious food. Countries need to work together to strengthen cooperation during this pandemic that is affecting all regions of the world. Governments will need to strengthen their cooperation on global governance and implement policies and programs that target those most vulnerable. Trade channels should be kept open. E-commerce and delivery companies should be encouraged to play a key role to secure continued food access both domestically and internationally.

Key Words: COVID-19; Global Food Security; Coping Strategy

新冠肺炎疫情冲击粮食安全：趋势、影响与应对*

程国强¹ 朱满德²

摘要：新冠肺炎疫情在全球加速扩散蔓延，引发全球粮食市场异常波动以及对中国粮食安全的担忧。疫情对后期全球粮食生产与贸易的影响将进一步加大，全球粮食市场波动有可能进一步升级。随着全球金融市场充分释放流动性，国际投机资本若炒作农产品市场，爆发类似2008年粮食危机的风险将越来越高。分析表明，中国粮食安全保障体系总体上可从容应对全球粮食市场波动升级的挑战，但大豆等农产品进口需防控国际市场波动风险。本文认为，要高度重视全球粮食市场波动的可能风险和挑战，必须加强监测、及早谋划，系统应对、综合施策。包括：有效管控输入性不稳定预期对国内粮食市场的干扰和冲击；进一步强化粮食生产能力建设；构建国家粮食安全保障风险治理体系；完善重要农产品储备体系；强化农产品全球供应链管理；加强国际粮食安全、贸易和投资政策协调。

关键词：新冠肺炎疫情 全球粮食市场 全球粮食危机 粮食安全

中图分类号：F326 F762.1 **文献标识码：**A

随着新冠肺炎疫情在全球加速扩散蔓延，世界对粮食安全的担忧日益增加。美国彭博社近期一篇新闻稿《多国纷纷禁止粮食出口》，拉开全球粮食市场异动的序幕，全球粮食危机风险骤然上升。国内学术界及时就新冠肺炎疫情（以下简称疫情）对粮食安全的影响给予关注并跟踪调研。如张红宇（2020）、程国强（2020a；2020b；2020c）分析疫情冲击下的粮食供给保障，提出要重视粮食保供稳价、加强风险治理。司伟等（2020）、樊胜根（2020）从全球历史经验视角，认为疫情扩散蔓延可能引发全球粮食危机风险。程国强（2020d）则认为，国际投机资本对粮食市场炒作，可能诱发全球粮食危机风险。但是，现有研究对于此次全球粮食市场异常波动的根源及其后期可能的走势尚缺乏系统剖析，对中国粮食安全的影响研判也需进一步深化。本文将尝试探讨：这次全球粮食市场异动的成因以及后期的趋势是什么？对中国粮食安全有怎样的影响？并在此基础上，提出相关应对建议，以期为中国确保粮食有效供给、统筹推进疫情防控和经济社会发展奠定坚实基础。

*本文是国家自然科学基金项目“乡村振兴战略实施中政府与市场的关系及协调研究”（编号：71933004）、“基于世贸组织规则适应性的我国粮食价格支持政策改革研究”（编号：71963005）及同济大学中央高校基本科研业务费专项资金“实施乡村振兴战略的农业支持政策保障研究”（编号：kx0120020200081）的阶段性成果。本文通讯作者：朱满德。

一、全球粮食市场异动的成因

自今年3月下旬以来，全球粮食市场出现异常波动。不仅多个国家试图限制粮食出口，部分粮食产品价格也开始上涨。如2020年3月底泰国大米基准出口价已涨至每吨550美元，为2013年8月以来的最高水平；越南大米价格超过每吨400美元，是2018年12月以来的最高价格^①（日经亚洲评论，2020）。那么，引发这次全球粮食市场异动的成因是什么？初步分析，主要有如下几个方面：

首先，疫情冲击导致部分国家粮食安全预期趋紧。3月中旬以来，随着疫情在全球迅速蔓延，部分国家对国内粮食供给的预期趋紧。这不仅是它们对粮食安全强烈的忧患意识和危机思维，更是对2008年全球粮食危机的恐惧记忆。2008年美国次贷危机引爆全球金融危机，同时引发全球粮价恐慌性上涨，使全球37个国家陷入粮食危机（FAO，2008）。这次疫情引发全球公共卫生危机，尤其是导致世界经济基本停摆，推动全球粮食市场形成较强的不稳定预期，许多国家对粮食安全的担忧日益增加，试图通过限制粮食出口等措施来应对，由此引发全球粮食市场的异常波动。

其次，部分外媒报道加剧全球粮食市场恐慌情绪。如彭博社3月25日报道的《多国纷纷禁止粮食出口》，虽然只有500个字，但直接引发并加剧全球粮食市场的恐慌情绪。此前只有2个国家限制粮食出口，但继此报道后，至少有10个国家惶恐跟进，加入限制粮食出口的行列^②。不仅如此，也引发包括中国在内的国际粮食市场波动。特别是，中国粮食库存充裕，具有保障口粮绝对安全的坚实基础，而且预期引导及时，尽管在总体上没有出现粮价大幅波动问题，但受国际媒体炒作影响，部分涉农股票、期货以及现货市场出现上涨行情，部分地区的居民也出现囤粮现象。其中，彭博社在其报道中，曲解了中国水稻最低收购价政策，将中国实施多年的最低收购价政策，解读为新建立的国家粮食库存计划，隐含中国粮食安全已存在问题的假定，这或许在一定程度上增加了全球粮食市场的不稳定预期。

第三，蝗灾对全球粮食市场不稳定预期具有一定推动作用。据报道，70年来最严重的蝗灾目前正在冲击埃塞俄比亚、肯尼亚、索马里、南苏丹、乌干达和坦桑尼亚等非洲国家的粮食生产，将给这些国家的粮食安全带来威胁，对目前全球粮食市场不稳定预期具有一定推动作用。但总体上看，蝗灾对全球粮食生产的影响尚待进一步观察。目前全球粮食供需形势总体稳定，主产国没有出现粮食减产、供不应求问题。特别是美国、巴西等部分主产国，粮价低迷、存在一定下行压力。这意味着，即使后期全球粮食市场异动升级、爆发粮食危机，也不可能是全球粮食短缺的危机。

二、后期全球粮食市场波动的可能趋向

新冠肺炎疫情目前已经席卷全球211个国家地区，截至4月19日，全球确诊累计230万例，死亡达16.1万例，目前全球疫情仍然没有得到有效控制。疫情对后期全球粮食市场的影响，主要取决于粮

^①参见：《泰国越南遭遇干旱 国际大米价格创六年新高》，参考消息网，<http://m.ckxx.net/p/218620.html>。

^②尽管近期越南宣布4月份重新出口40万吨大米，但具有明显的出口管理和数量限制特征。

食主产国疫情的持续时间、防控举措、影响范围及其对粮食生产、贸易等的冲击。特别需要警惕的是，一旦全球金融市场流动性充分释放，国际投机资本若借机炒作农产品，全球爆发类似 2008 年的粮食危机可能是一个大概率事件。

第一，疫情对全球粮食生产与贸易的影响将逐步加大。疫情已经导致许多国家的经济处于停摆状态。尽管目前尚未对相关国家的农作物备耕和生产形成明显冲击，但对相关农畜产品生产的影响已经初步显现。据华尔街日报报道，美国主要肉类加工商泰森食品公司、嘉吉公司等，近期因部分员工感染新冠病毒而临时停止部分工厂的运营，对肉类产品供给将形成不利影响。随着疫情影响持续加深加大，部分农产品出口国或将采取更加严格的防控措施，有可能进一步导致粮食物流中断、交易停顿，阻断正常的国际贸易活动，推动国际粮食价格上涨。

第二，全球粮食市场不稳定预期有可能愈加恶化。若后期全球疫情仍不能得到有效控制，加之部分国家蝗灾影响粮食生产，全球粮食市场预期有可能进一步恶化。目前虽然越南等国已恢复粮食出口，但不排除后期疫情恶化后，其他粮食出口国再度收紧出口，而部分进口国加大进口，最终有可能演化为全球抢购、限卖以及物流不畅的恐慌叠加效应，使全球粮食市场异常波动可能进一步加重。

第三，全球粮食市场异动进一步升级的风险较大。后期全球粮食市场异动是否进一步升级，演化为全球粮食安全危机，取决于全球粮食价格是否会急剧上涨。在目前全球粮食供需总体平衡的背景下，引发粮价急剧上涨的，只有投机资本炒作才能做到——投机资本炒作引发粮价高涨，是 2008 年全球粮食危机的深刻教训。

2008 年的全球粮食危机，实质上是粮食价格高涨的危机。其根本原因在于，美国次贷危机引发全球金融市场混乱，加之美元贬值^①，美国金融市场的巨额投机资本为规避美元汇率不断下滑引发美元资产缩水风险，从投资石油、金属等大宗商品入手，炒至高位后，大举进入农产品市场，利用当时澳大利亚、阿根廷干旱的减产预期，借机大肆炒作，导致粮价大幅上涨。其中，美国指数类基金自 2007 年第四季度起增持农产品期货，至 2008 年 4 月 1 日，多头总持仓数 188.6 万手，较 2007 年 9 月初增加 30%。美国商品调查局 CRB 商品价格指数因此从 312 点上涨至 395 点，涨幅达 26%，所有粮食产品价格创下 1980~2008 年期间的最高价（程国强，2008）。国际粮价急剧上涨，如同“无声的海啸”，导致 20 多个国家出现社会动乱，37 个国家陷入粮食危机，8.5 亿贫困人口遭受饥饿威胁（FAO，2008）。

目前国际粮食市场虽然与 2008 年不尽相同，如粮食供需矛盾不突出，石油价格低迷，金融市场流动性尚未充分释放等。这次疫情冲击引发的粮食市场异动，也有着不同的成因和路径，但后期演化为粮食危机的真正威胁，是投机资本对粮食市场的炒作。从时机上看，今后 2~3 个月是投机资本入场炒作农产品的窗口期。一是，全球金融市场流动性将逐步释放，巨量游资在美国股市进入高位后，极有可能转向包括农产品在内的商品市场。二是，国际资本在美国芝加哥期货市场从 3 月底的空头持仓，转为多头，需要 5~6 个星期，即到 5 月上中旬，或与美国金融市场流动性释放进程具有同步性。三是，主产区疫情防控或进入复杂期。据媒体报道，巴西卫生部称其确诊病例数量可能在 4 月激增，5

^①美元自 2002 年开始贬值，首先是对 OECD 国家贬值 20%，然后对中国等新兴经济国家贬值 15%~20%（程国强，2008）。

月至6月确诊病例增速将放缓。这期间也是巴西疫情防控措施有可能从严调整的关键时期，有可能对物流、人员流动以及港口码头等运行产生重要影响。因此，后期在全球流动性充分释放背景下，国际投机资本极有可能利用这个窗口期，通过诱导舆论、恶化预期来制造行情，伺机炒作大豆等大宗农产品市场，推动全球农产品价格从结构性上涨转向全面上涨，酿成严重的全球粮食危机（程国强，2020d）。

第四，发展中国家粮食安全面临新的风险和挑战。2008年全球粮食危机，使发展中国家遭受的粮食安全冲击最大。需重视的教训是，由于多年来发达国家给予农业高额补贴，严重扭曲国际农产品市场，使许多发展中国家依赖于国际市场的低价粮食，忽略了对本国农业发展的长期投资，没有从根本上解决粮食安全保障问题。一旦国际粮食价格出现上涨波动，这些发展中国家就会陷入危机和饥荒。到目前为止，许多发展中国家依然没有实施有效的农业发展战略，粮食安全基础仍然十分脆弱。因此，若后期投机资本炒作导致国际粮食价格高涨、引发全球粮食危机，将不可避免地危及发展中国家的粮食安全，直接威胁发展中国家数亿贫困人口的吃饭和生存。

三、对中国粮食安全影响的基本研判

前期全球粮食市场异动引发的不稳定预期，虽然引起国内部分消费者对粮食安全的担忧，但基本面稳定、总体形势可控。随着疫情在全球持续扩散蔓延，今后一个时期国际粮食市场波动有可能进一步升级，甚至存在演化为全球粮食危机的风险。若通过市场预期、价格机制和全球供应链等路径，传导到中国国内市场，这在抗击疫情的复杂形势下，对确保中国粮食供应充足、价格基本稳定将形成更为严峻的挑战，更是对中国粮食安全保障体系又一次重大考验。

根据过去中国多次成功应对国际金融危机、重大自然灾害等突发事件挑战的实践经验，目前和今后一个时期中国能否有效管控全球粮食市场波动进一步升级对粮食安全的冲击和挑战，关键取决于中国粮食安全保障体系的支撑能力和保障水平，是否能够在应对危机时真正发挥压舱石、稳定器的作用。

首先，中国粮食安全保障体系具备应对重大危机挑战的坚实基础和有效能力。解决好十几亿人口的吃饭问题，始终是中国治国安邦的头等大事。按照“以我为主、立足国内、确保产能、适度进口、科技支撑”的粮食安全方针，以及“谷物基本自给、口粮绝对安全”的要求，中国不断强化粮食安全保障能力建设，已建立形成符合中国国情粮情的粮食安全保障体系。综合而言，中国粮食安全保障体系具有如下特征：一是三位一体的保障结构。粮食安全保障体系主要包括三个部分，即以主粮为重点的国内粮食生产体系；应对各类突发事件的粮食储备体系；有效利用国际粮食市场和农业资源的全球供应链。其中，国内生产体系与储备体系体现了“以我为主、立足国内”确保谷物基本自给、口粮绝对安全的刚性要求，而全球供应链则是“适度进口”的政策设计，亦即，通过适度进口大豆、肉类等非主粮农产品，以集中国内资源确保口粮生产。三者互为一体、相互支撑，构成三位一体的粮食安全保障结构。这是多年来中国成功应对各类突发事件挑战的根本支撑。

二是不断强化的保障能力。中国粮食安全的保障能力，主要体现在多年来持续强化国内生产能力建设和储备调控能力建设。一方面，从国内粮食生产能力建设看，中国不断加强农田基础设施建设和农业科技投入，逐步实现“藏粮于地，藏粮于技”，使国内粮食生产能力稳定在较高水平。自2004年

以来，中国粮食生产实现连续 16 年丰收，从 2003 年的 4.307 亿吨，增长到 2019 年的 6.638 亿吨，连上 2 个亿吨级台阶。特别是 2015 年以来，连续 5 年粮食生产能力稳定在 6.5 亿吨以上的水平（国家统计局，2020）。另一方面，从粮食储备调控能力建设看，中国注重加强并完善中央和地方两级粮食储备体系建设。其中，中央储备体系自 2000 年建立，主要担负应对重大突发事件的战略性保障功能，是保障国家粮食安全的“压舱石”；对于地方储备，要求主产区储备规模保持 3 个月的销量，主销区保持 6 个月的销量，产销平衡区保持四个半月的销量，是中国区域性粮食安全保障的重要支撑。

三是统筹国内外的资源配置机制。三位一体的粮食安全保障结构特征，推动形成了统筹国内外的农业资源配置机制。亦即，按照“立足国内，适度进口”的粮食安全方针，中国粮食安全保障体系，采取“国内供给+进口补充”资源配置模式，在立足国内确保口粮绝对安全的前提下，建立农产品全球供应链，统筹利用国内国际两个市场和两种资源。以 2017 年为例，若保持中国农产品供需总体平衡，按照现行国内农业生产水平测算，约需要 38.5 亿亩种植面积。从资源供给看，主要由两方面构成，一方面，国内供给 25 亿亩^①，即土地资源自给率为 65%。其中，粮食 17.7 亿亩，占国内种植面积的 71%；其他非粮农作物 7.3 亿亩，占 29%。另一方面，通过进口农产品来弥补国内不足的 13.5 亿亩，即土地资源对外依存度 35%。其中，大豆进口 9554 万吨，相当于 7.7 亿亩种植面积；植物油进口相当于 3.5 亿亩；高粱、大麦等谷物进口相当于 7000 万亩种植面积；肉类进口转化为玉米、豆粕等饲料需求，可折换成 6000 万亩种植面积；棉花、糖进口相当于 1300 万亩。这种农业资源配置机制，实质是通过“适度进口”非主粮农产品，解决了 35% 的耕地缺口，以腾出国内宝贵的耕地资源来确保水稻、小麦生产，实现口粮绝对安全的目标。

第二，无论后期全球粮食市场波动以怎样的方式、在多大的程度冲击国内市场，中国现行粮食安全保障体系的结构优势、支撑能力以及资源配置机制，均可从容应对、有效管控。主要表现在：一是，保障口粮绝对安全的基础牢固。中国稻谷自 2007 年以来连续 13 年产大于需，小麦自 2013 年以来连续 7 年产大于需，保持长周期阶段性供大于求特征，积累大量库存，两者库存大体相当于全国一年的消费量（新华社，2020）。与此同时，水稻和小麦进口依存度较低，进口主要用于品种调剂，占国内消费仅 1% 和 2%，具有保障绝对安全极为坚实的物质基础。

二是，有效的粮食宏观调控体系。中国建立并不断完善以粮食储备体系和应急机制为基础的粮食宏观调控体系，能够有效减缓和管理国际市场不稳定预期及价格传导对国内市场的影响。除中央储备与地方储备的强有力支撑外，大中城市普遍建立的米面油等成品应急储备，可以满足当地 10 至 15 天供应，加上多层次、多方式的粮油市场配送、供应网络能够迅速将米面油投放终端消费市场，起到稳定市场预期、安定人心的作用。因此，若国际粮食市场价格异常波动升级，对国内市场的冲击将得到及时有效管控。相反，若在一定程度上形成国内粮价上升预期，既有利于提高农民种粮积极性，对稳定今年粮食生产具有积极作用，也有助于消化积压的粮食库存，对推进农业供给侧结构性改革有利。

三是，疫情对今年国内粮食生产的影响在可控范围内，为应对全球风险奠定较好的基础。疫情防

^①即 2017 年中国农作物种植总面积。

控初期，因阻断物流通道和限制人员流动，部分地区春耕备耕出现农资供应进村难、规模经营主体雇工难、农机农技服务衔接难等问题，也引发了对于耽误农时农事的担忧，特别是南方粮食生产具有一定不确定性（张红宇，2020）。根据国务院统筹疫情防控和经济社会发展部署，迅速解禁交通运输，推进农资行业和农业服务企业复工复产，并专门出台《当前春耕生产工作指南》指导分区分级恢复春季农业生产秩序，有序推进春耕春播，使粮食生产受疫情影响较为有限、在可控范围之内。据国家统计局发布的信息，一季度春耕春播进展总体顺利，夏粮（冬小麦）整体长势好于常年，粮食种植意向面积稳中有增，对全年保持粮食生产稳定有利。

第三，要高度重视和防控后期农产品全球供应链面临的风险。中国主要进口大豆、植物油、肉类、杂粮等非主粮农产品，以腾出国内有限的农业资源守住口粮安全底线。非主粮农产品全球供应链的持续性和稳定性，也是中国粮食安全保障的重要方面。根据目前疫情防控趋势及全球经济形势，后期要重视和防控以下几个风险因素：一是疫情对全球农业生产的挑战将逐步增加。美国、巴西、加拿大等粮食主产国是疫情较重的国家，4月下旬美国大豆进入播种期，需密切关注疫情对其农业生产的影响。

二是全球疫情加速蔓延对全球农产品贸易冲击将日益严重。因全球疫情恶化，部分农产品出口国采取“封城”“封国”措施，导致边境口岸关闭、物流中断、交易停顿，农产品全球供应链面临断链风险。2019年中国进口大豆8851万吨，其中来自巴西、阿根廷的分别占65%和10%。目前巴西和阿根廷疫情升级，阿根廷实施全国范围“封城”和强制隔离措施，但对谷物运输商可以“免于遵守预防性隔离措施”；巴西也面临排船期延长、罢工隐患增加、部分州中断城市之间的交通等挑战，使大豆出口贸易面临较大的不确定性。

三是从重大疫情暴发对粮食生产和价格影响的国际经验看，由于生产资料和农产品流通受阻、劳动力限制流动或遭遇隔离、恐慌性抢购或限制性出口，疫情暴发期间及结束之后都不同程度出现农产品产量下降、供给短缺和价格上涨等问题（司伟等，2020）。由此形成的农产品价格上涨，有可能通过全球供应链向中国粮食市场传导，其风险不容忽视。

四是后期若国际投机资本炒作大豆等农产品，将使中国进口企业和加工企业面临巨大的价格波动风险。不仅进口成本会急剧增加，而且若防控不当，极易重蹈2004年、2008年国内大量加工企业破产倒闭的覆辙。对此必须高度重视，严加防范。

四、确保中国粮食安全的应对措施与政策建议

针对当前及今后一个时期全球粮食市场波动有可能进一步升级的风险和挑战，必须毫不动摇地坚持中央确定的粮食安全方针，要加强监测、及早谋划，系统应对、综合施策，牢牢把握国家粮食安全保障的主动权，确保中国粮食供给充足、价格基本稳定，为中国统筹推进疫情防控和经济社会发展提供基础支撑。

第一，有效管理输入性不稳定预期对国内粮食市场的干扰和冲击。这是在当前严格抓好疫情防控的同时，必须高度重视并严加防范的重大风险点。建议加强监测、综合施策，有效引导和管理预期，谨防市场恐慌、抢粮囤粮。在当前疫情防控的关键时期，尤其要注重确保国内粮食市场和流通信息畅

通、运输畅通和物流畅通，进一步完善和强化应急保障机制，确保粮食供应充足、价格基本稳定。

第二，进一步强化粮食生产能力建设。进一步筑牢粮食有效供给基础，确保 6.5 亿吨粮食产能基本稳定。一要加强和完善农业支持政策体系，继续推进农产品收储制度改革，实施更加有效、合规的支持补贴措施，切实保障农民种粮基本收益，保护和提高农民种粮务农积极性。二要进一步加大对粮食主产区的支持力度，夯实地方重农抓粮的积极性和责任心，增强地方政府保障粮食安全的责任意识和大局意识。三要加大农业基础建设支持力度，大力推进农业科技创新，有效提高粮食综合生产能力。四要深化农业供给侧结构性改革，促进农业转型升级、高质量发展，提高粮食质量和品质。

第三，构建国家粮食安全保障风险治理体系。要按照国家治理体系和治理能力现代化的要求，全面落实总体国家安全观，建立从粮食生产到消费全程风险研判、监测预警、宏观调控和管理体系，全面提升粮食安全保障的宏观调控水平和风险治理能力。一是，加强粮食全产业链风险调查研判，建立动态监测、实时预警机制，完善和优化宏观调控，把粮食安全风险化解在源头、防控在前端。二是，建立粮食安全风险治理责任机制，压实各级主体的责任。三是，处理好粮食安全保障的常态与应急、政府与市场、中央与地方、生产者与消费者、国内与国际、当前与长远等关系，建立和完善统一高效、协调有力的粮食安全保障风险治理体系。

第四，加强和完善重要农产品储备体系。要进一步优化国家粮食储备的区域布局，完善品种结构，健全物流体系，创新配送机制。建议以油肉糖棉等国内紧缺农产品为试点，通过连接进口机制和全球供应链，建立重要农产品商业储备调节机制，作为国家储备的补充，形成国储、商储相结合的重要农产品储备调节和保障体系。

第五，强化农产品全球供应链管理。一要建立和加强全球农产品市场风险监测评估体系，进一步提高大豆等大宗进口农产品风险管理能力，有效应对和防控国际市场波动风险。二要积极部署采购大豆等大宗农产品，目前是全球粮油糖棉等大宗农产品价格的历史低位，部分已低于种植成本。现在入市采购，不仅经济上合理、商业上有利，也对进一步充实国内库存、增加供给能力具有重要意义。三要加强和完善全球农业食品供应链管理，研究制定综合支持政策，鼓励中国企业深度融入全球农业食品生产、加工、物流、营销及贸易产业链、价值链与供应链。

第六，加强国际粮食安全、贸易和投资政策协调。要加强国际协调，确保全球农业与粮食供应链安全运行与有效运转，不断完善和强化全球粮食安全治理，共同维护全球农业贸易和市场秩序。建议联合欧洲有关国家以及发展中国家，在全球发起限制对农产品投机炒作、避免全球粮食剧烈波动的国际倡议，有效遏制投机资本扰乱全球粮食市场、引发全球粮食危机的行为。积极支持和参与联合国机构开展的援助低收入、贫困国家粮食安全的国际合作。

参考文献

- 1.程国强，2008：《全球粮价上涨：是短期波动，还是长期趋势？》，国务院发展研究中心内部研究报告，9月。
- 2.程国强，2020a：《保障重要农产品有效供给》，《人民日报》2月21日第5版。
- 3.程国强，2020b：《筑牢保障重要农产品有效供给基础》，《农村工作通讯》第4期。

- 4.程国强, 2020c:《加强风险治理 完善重要农产品供给保障体系》,《光明日报》3月3日第2版。
- 5.程国强, 2020d:《警惕投机资本炒作粮食市场》,《经济日报》4月8日第3版。
- 6.樊胜根, 2020:《借鉴国际经验 防范疫情带来的食物安全问题》,《中国科学报》3月3日第3版。
- 7.国家统计局, 2020:《中华人民共和国 2019 年国民经济和社会发展统计公报》, 国家统计局官网, http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202002/t20200228_1728913.html。
- 8.司伟、张玉梅、樊胜根, 2020:《从全球视角分析在新冠肺炎疫情下如何保障食物和营养安全》,《农业经济问题》第3期。
- 9.新华社, 2020:《国务院联防联控机制: 粮食供应可以满足需要 截至目前没有动用中央储备粮》, 中国政府网, http://www.gov.cn/xinwen/2020-04/04/content_5499152.htm。
- 10.张红宇, 2020:《从公共卫生事件到粮食安全》,《农民日报》4月11日第3版。
- 11.FAO, 2008, Biofuels: Prospects, Risks and Opportunities, <http://www.fao.org/publications/sofa/2008/en/>。

(作者单位: ¹ 同济大学经济与管理学院;

² 贵州大学经济学院)

(责任编辑: 陈静怡)

COVID-19 Pandemic is Affecting Food Security: Trends, Impacts and Recommendations

Cheng Guoqiang Zhu Mande

Abstract: The COVID-19 pandemic spreads rapidly around the world, triggering abnormal price fluctuations in the global food market and concerns about China's food security. The impacts of the pandemic on global food production and trade in the later period could be further increased, and there may be a higher volatility in the global food market. As liquidity is fully released in the global financial market, the risk of a food crisis similar to that in 2008 will increase if the international speculative capital speculates on the agricultural product market. The analysis shows that China's food security system can generally address the challenges of the increased global food market volatility, but there is a need to prevent and control the risk of the international price volatility of soybeans and other agricultural products that China imports in large quantities. This article argues that in order to attach great importance to the possible risks and challenges of global food market fluctuations, it is necessary to strengthen monitoring, draw early plans, address challenges systematically and implement measures comprehensively. Possible measures include effectively reducing the interference and impact of unstable expectation of imported cases of COVID-19 on domestic food market; further strengthening food production capacity; building a risk governance system to guarantee national food security; improving the reserve system for important agricultural products; reinforcing the global supply chain management of agricultural products; and enhancing the coordination of international food security, trade and investment policies.

Key Words: COVID-19 Pandemic; Global Food Market; Global Food Crisis; Food Security

改革开放以来集体林权制度改革的 分权演化博弈分析*

刘 璨

摘要：在维护国家生态安全和农户生计等方面，中国集体林发挥着不可或缺的重要作用。改革开放以来，中国政府启动了多轮集体林权制度改革，本文采用分权多中心决策主体演化博弈理论，研究了集体林权制度变迁的动态过程。分权多中心决策主体的观念改变是集体林权制度改革的前提，分权多中心决策主体采取功能、权力、自适应学习和同构等形式，开展了集体林权制度改革的重叠演化博弈，中央政府为多轮集体林权制度改革的主要介入者，集体林权制度改革所呈现的间歇性均衡和多重均衡是分权多中心决策主体持续演化博弈的结果。

关键词：集体林权制度 产权制度变迁 林地权属 分权多中心决策主体 演化博弈

中图分类号：F326.20 **文献标识码：**A

一、引言

与其他大国相比，中国更为迫切需要增加森林资源（Richardson，1990）。在中国森林资源中，集体林占据重要地位，根据第九次全国森林资源清查的结果^①：集体林地面积和人工林面积分别占全国相应指标的 61.34%和 87.88%，43%的集体林地已划为生态公益林，对于维护国家生态安全具有重要意义。集体林区在林产品供给中发挥着不可或缺的作用，集体林区的商品材产量、经济林产值和林业产值均占全国相应指标的 90%以上；集体林经营对农民收入的贡献有重要影响，尤其是对贫困户收入的贡献更为显著（刘璨等，2020）。

集体林地生产力水平低，从全国第一次森林资源清查到第九次森林资源清查的结果来看，集体林地生产力水平相当于同期国有林地生产力水平的 38%~49%。20 世纪 80 年代以来，全国集体林对农

*本文研究受国家自然科学基金“1978 年以来集体林产权制度及相关林业政策对森林资源与木材供给的影响研究：基于长期大样本动态效率视角”（编号：71673066）和国家自然科学基金“改革开放 40 年来我国集体林产权制度及相关林业政策对农户林业生产要素配置及其收入影响：基于多层次长期大样本动态路径”（编号：71873043）的项目资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，但文责自负。

^①国家林业和草原局（编），2019：《中国森林资源清查报告（2014-2018）》，北京：中国林业出版社。

户收入的贡献率低于 2%，加之在国家、集体和农户之间的集体林收益分配不尽合理，作为集体林经营主体的农户对经营集体林的积极性不高。这些难题长期未得到破解。为了提高集体林地生产力水平以及提高集体林对农户收入的贡献，从而实现森林资源可持续经营，改革开放以来，作为重要相关林业政策措施之一，中国政府启动了多轮集体林权制度改革（下文简称“集体林改”），从明晰产权的角度，试图打破集体林经营的长期困局，以促进集体林的可持续经营。

从制度经济学的角度看，集体林改为典型的集体林权制度变迁^①。改革开放以来中国集体林改主要是从集体统一经营向以家庭承包经营为主过渡，多种产权形式并存。在此期间虽有分分合合的交互波动，但是不断巩固与完善家庭承包经营为基础、统分结合的双层经营体制的集体林基本经营制度仍是大方向。本文需要回答的政策性问题可以表述为：改革开放以来中国集体林权制度是如何演进的？为什么会出现多种产权实现形式？对这些问题的回答可为后续集体林改提供一些借鉴与思路。

已有一些研究对改革开放以来的集体林改进行了简要回顾与分析（例如刘璨等，2008；刘璨等，2019；Wang et al., 2004）。1980 年以来，历经三次分合的集体林改与农户理性选择、林区发展、外部财政资金等宏观制度环境变化之间存在相关性（李晨婕、温铁军，2009）。张自强（2015）认为，集体林改要与情景因素相容，具有情景依赖性。张红霄等（2007）采用案例研究方法，研究了（福建省）股份合作制向家庭均山制的集体林权演化，认为农民利益、社区经济和森林资源可持续经营共同决定了这一产权制度变迁。集体林改研究虽然取得了一定进展，但尚未从产权制度变迁理论的视角系统解释改革开放以来集体林改的动态过程，也未充分认识与理解集体林权制度变迁需要结合改革开放以来与中国集体林改相关情景因素的动态变化。

中国农地产权制度变迁研究已取得较好的进展（李宁等，2017）。综合采用实践务实主义、North et al.（2005）的意识形态理论和泛利性组织范式，姚洋（2018）解释了中国农地权属制度变迁，把政治过程纳入中国农村土地权属制度变迁的研究之中，认为意识形态的调整和合适的政治过程促进了中国农地权属制度变迁，泛利性政府有助于实现农地权属制度变迁的帕累托改进。集体林地和农地有相似之处，但由于林业生产周期长和生态效益等显著特点，不宜简单地套用集体农地产权制度变迁的范式，研究改革开放以来的集体林改需充分考虑到集体林的特点。改革开放以来，市场化和产权制度改革为集体林区改革的主轴，集体林区分权和分散化经营趋势明显，中央政府和地方政府之间以及地方政府之间形成以经济分权为特点的委托—代理关系，集体林改的决策主体呈现多元化，且各分权多中心决策主体均有自身的利益诉求，为了实现自身利益诉求，根据不同情景进行博弈，所采取的博弈手段不断演化（即演化博弈）。信息处理能力有限以及信息不完全和不对称性等导致了分权多中心决策主体的有限理性^②。鉴于已有研究的不足和集体林区发展状况，基于有限理性假说，本文采用分权多中心决策主体的演化博弈理论，分析改革开放以来中国集体林权制度的演化历程。在演化博弈过程中，每个分权多中心决策主体采用功能、权力、自适应学习和同构等手段，选取相应的演化博弈策略与路径。

^①本文中，集体林权制度改革与集体林权制度变迁视为同一概念的不同表述，特此说明。

^②试图理性却难以完全理性，即为有限理性。

本文余下内容的结构为：第二部分简要回顾改革开放以来中国集体林改的历程；第三部分构建了分权多中心决策主体演化博弈的理论分析框架；从分权多中心决策主体演化博弈理论框架出发，第四部分～第八部分分别研究参与集体林改的分权多中心决策主体、介入者、间断性均衡、分权多中心决策主体演化博弈和集体林权制度的多样性；最后一部分，即第九部分为结论和讨论。

二、改革开放以来集体林改历程的回顾

党的十一届三中全会以来，中国调整了社会经济发展的思路，农村率先拉开了改革的大幕。1978～1980年，一些集体林区已出现了类似林业“三定”（即划定自留山，确定林业生产责任制，稳定山林林权）的雏形，开展了集体林权的边际性改革。例如1980年，贵州省委、省政府决定在有条件的地方，划给农民少量自留山植树造林；同年在台江县进行类似林业“三定”的试点工作，根据1964年“四固定”时的权属状况确定集体林权属，划定自留山和责任山，确定林地林木权属^①。农业家庭承包经营解决中国农民温饱的成功经验，为集体林区推行家庭经营提供了良好的同构形式（DiMaggio and Powell, 1983）。为了有效遏制当时集体林区出现的大规模乱砍滥伐和森林退化现象，集体林区的农户希望获得像耕地一样的林地承包经营权（Hyde, 2019）。1981年，中央政府最终正式启动林业“三定”工作。截至1986年底，南方集体林区实行家庭承包经营的林地面积占集体林地面积的69%，但各地进展极不平衡，浙江省和江西省的分林到户率分别为77%和92%，而福建省的到户率仅为32%^②。因在林业“三定”后期南方集体林区出现了严重的乱砍滥伐现象（Liu et al., 2017），政府中止了林业“三定”和林业市场化改革进程，希冀回到集体统一经营，引入木材一家进山收购政策^③。虽然一些地区收回了部分已分配到户的责任山和自留山，但是家庭经营的集体林依然占据主导地位。在全面启动新一轮集体林改的2008年，云南、四川、浙江、安徽、湖南和江西的家庭经营面积占集体林面积的比重分别为92.84%、80.24%、67.00%、98.00%、73.30%和54.00%（刘璨等，2008）。

鉴于林业股份合作制和集体统一经营的经济效率低下以及农户从集体林经营中获取的收益甚少等问题，福建等地逐步放弃了对家庭经营的排斥态度，在林业股份合作制和集体统一经营中逐步增加了家庭经营的含量。2003年，林业“三定”时期分林到户率最低的福建省率先启动了新一轮集体林改，把集体林地尽可能地确权到户。此后，江西、辽宁和浙江等省陆续启动了新一轮集体林改到户工作。2008年以后，中国政府全面启动新一轮集体林改，进一步强化家庭承包经营。截至2017年底，77.70%的集体林地已确权到户^④，发放了全国统一编号的具有法律效力的林权证或不动产证。这有别于林业“三定”时期以县域为基本单位颁发的林权证，是集体林地确权的重大突破。虽然政府采取多种形式

^①贵州省地方志编纂委员会（编），1994：《贵州省志·林业志》，贵阳：贵州人民出版社。

^②林业部（编），1987：《中国林业年鉴》，北京：中国林业出版社。

^③在县域范围内，县级政府指定一家国有木材收购机构，按照县级政府部门决定的木材收购价收购集体木材，收购机构按照市场价格销售木材。县级政府部门每年调整木材收购价。

^④国家林业和草原局（编），2018：《中国林业和草原发展报告》，北京：中国林业出版社。

鼓励集体林地流转,但截止到2017年底,集体林地流转率仅为10.50%^①。因此,农户为绝对占优的集体林经营主体。政府逐步放松对集体林的控制权,集体林家庭承包期从3~5年延长至30年,进而延长至新一轮集体林改所规定的70年^②。

2014年以后,中央政府鼓励集体林地所有权、承包权和经营权“三权”分置,鼓励农户流出林地和有偿退出以成员资格为基础的承包经营权,发展以实现规模经济为目标的林业新型经营主体。该政策与林业“三定”以后提出林业大户、专业户、集体林场和股份合作制林场的政策有类似之处。截止到2017年底,全国已成立各类林业新型经营主体25.42万个,经营林地面积为3526.67万公顷^③。

三、本研究的理论框架

新制度经济学家批评旧制度经济学的研究方法为非理论性和纯描述性的,认为其采用的归纳方法与新古典经济学采用的演绎方法存在明显区别。新制度经济学试图弥补此方面的不足(North, 2016)。Berle and Mean (1991)开启了产权从规范研究转向实证研究的先河,拓展了产权制度的研究领域。实证研究成为新制度经济学研究的重要特点(Coase and Esptein, 1960),包括产权的本质、产权演化、产权替代形式以及产权绩效等在内的实证研究成为后续产权经济学的主流。

(一) 信念与集体林改

人们的行为受观念支配,任何制度是对特定观念的表述。制度是每个人或社会对某些关系或作用的一般的、确定的思想习惯,属于一种普遍可以接受的流行精神状态(Veblen, 1994),只有人们能够参与一种具体的(规则)表现形式时,才能成为制度(Aoki, 2001)。也就是说,只有当人们接受了某种信念,那么这种信念才能成为制度,因此,信念是理解经济变迁过程的基础与关键,意识形态是理解人类行为的钥匙(North et al., 2005)。制度变迁是对信念和观念的扬弃,唯有基于观念共识的制度变迁,才能激活制度活力。产权制度为众多制度的一类,因此,产权制度也属于信念之一。意识形态是解释制度变迁的基础(North, 1983),意识形态的偏见影响到人们对集体林经营面临危机与困局的理解以及集体林改过程(Adler, 1987)。

在一定时空范围内,集体森林资源经营收益是包括产权制度在内的正式制度、非正式制度和环境等变量的函数。如果高层决策者的观念不发生变化,那么制定规则的规则(rules for making rules)就不会发生变化,也就不会出现以家庭经营为主导的产权形式。在中国治理体系下,宪法和意识形态等制定规则的规则之调整滞后于政策调整。改革开放以来,与中国集体林改有关的政策层面调整优先于制定规则的规则之调整,采取相关林业政策指导与推进集体林改。虽然一些相关林业政策与当时制定规则的规则有冲突,但依然以相关林业政策实施集体林改,后续择机再修订和完善制定规则的规则。

^①资料来源:《把握新形势 抓住新机遇 推动林业现代化建设上新水平》, <http://www.forestry.gov.cn>。

^②2008年,党的十七届三中全会首次提出,“现有土地承包关系要保持稳定并长久不变”。党的十九大明确为:保持土地承包关系稳定并长久不变,有助于为农户提供林业经营较为稳定的预期,进而促进集体森林资源可持续经营。

^③国家林业和草原局(编),2018:《中国林业和草原发展报告》,北京:中国林业出版社。

如果不调整与集体林权相关的类似于制定规则的规则和政策,那么集体林经营管理就不会带来额外的潜在利益空间。可预期和不可预期的变化给每个参与集体林改的分权多中心决策主体所带来的选择域和机会束的变化是不对称的。由于交易成本没有发生变化,可预期的变化不会推进集体林改,而不可预期的变化对产权制度变迁更为重要(Knight, 1921)。若把重要的不可预见的变化放在首要地位,则学界需要接受对包括集体林改在内的过程分析(Winter, 1986)。把功能性的讨论引入产权制度变迁之中,存在利益待分配空间也就存在集体林改的可能动力。Hayami (1997)批评了产权制度变迁的效率假设,原因在于产权制度变迁未把政治过程考虑在内。Hurst (1964)进一步讨论了国家在产权制度变迁中的作用,“一个享有行事暴力的(拥有)比较利益的组织便占据(出台)规定和强势实施产权的地位”(North, 1983);政府发挥重要作用(Alston and Mueller, 2005),甚至在一些情境下发挥着决定性作用(Schmid, 2004)。

产权制度变迁是不同利益群体博弈的过程,产权制度即博弈规则(Williamson, 2000)。采用功能、权力、自适应学习和同构手段,参与集体林改的分权多中心决策主体根据其信念确定策略选择。

(二) 有限理性与分权多中心决策主体演化博弈理论

改革开放以来,分权是中国财政与经济和社会改革的重要特征之一,形成了分权多中心决策主体,集体林改的决策选择权逐步从单一或少数决策主体过渡到中央与地方政府、村委会或村民小组以及农户等经营主体的分权多中心决策主体;他们既相互独立又相互依赖,每个决策主体的决策行为嵌入到社会网络,形成了社会网络的强联结和弱联结关系,影响到不同决策主体对集体林改的策略选择(Granovetter, 1973)。

新古典经济学采用理性经济人的假说,认为人的行为具有一致性,人的行为为以偏好为基础的因果关系;如果每个分权多中心决策主体都拥有完整的经济模型,那么事实上他们的行为是清晰可见之手而非无形之手。在推行集体林改的过程中,分权多中心决策主体对于集体林权变迁所带来的潜在利益空间存在认知差异,且受到信息不完备和不对称、有限信息处理能力及知识问题等的制约与限制,分权多中心决策主体不是完全理性的,而是有限理性的,其行动同样也是非完全理性的,即“动机的脆弱性”。如果假设分权多中心决策主体无所不知和能力无限,那么就会出现致命的自负。在集体林改的策略选择中,意识形态、文化和信念等发挥更为重要的作用,不再通过单一选择实现效用最大化,而是借助于制度通过一系列选择逐步趋近于效用最大化(Heiner, 1983)。

传统博弈理论建立在理性经济人假说的基础上(Nash, 1951),每个分权多中心决策主体拥有不完全且异质的知识,要想取得共识则需要博弈与协调。鉴于传统博弈理论研究的不足,Smith (1982)提出了演化博弈理论,Weibull (1998)和Young (1998)进一步发展了此理论,演化博弈理论放松了传统博弈理论的理性经济人假说,把演化博弈建立在有限理性假说的基础上(Weibull, 1998; Young, 1998)。基于分权多中心决策主体观察的结果,通过所产生的良好效果强化自适应学习以及同构等非理性模仿和演化过程等,他们会不断修正其信念与认知(Lesourne et al., 2006),需要协调分权多中心决策主体的行动和演化博弈(Sugden, 1986)。演化博弈的结果不存在唯一均衡而是多重均衡,因此,集体林改的结果不是唯一最优解而是多重满意解,这可能使集体林权的实现形式呈现出多样性。

集体林经营系统为非线性互动的和具有反馈回路的复杂进化系统，由众多有限理性的、异质性的、有意识的、预期互动的分权多中心决策主体组成。集体林权为分权多中心决策主体的演化博弈而创造的产物，集体林权等制度塑造了分权多中心决策主体的机会束或选择域。以过去和现在的信息、情景为基础，分权多中心主体进行决策，有限认知能力和自利的行为人具备有意识的预见能力，“通过想象模拟未来的能力，……，能够帮助我们避免盲目复制带来的最坏结果”（Dawkins, 1976）。根据过去的经验、对新情境的新判断与理解、对未来预期或信念的自适应学习过程，分权多中心决策主体对集体林权模式进行选择，这些选择策略间的互动和演化引起了许多不同集体林改参与主体高度非线性的复杂动态行为意向，进而导致复杂多样的行为。通过学习、运用人类想象力等过程，分权多中心决策主体受制于集体林权制度变迁（Potts, 2000）。集体林权制度变迁的分权多中心决策主体其当期行为影响森林资源和自身生计状况，森林资源和生计状况的反馈进而影响分权多中心决策主体对集体林权未来可能的策略选择，由此形成具有双向因果关系的策略选择过程。基于委托—代理模型，模拟具有异质性、有限理性和有意识的分权多中心决策主体其行为的动态复杂变化过程，集体林经营的自然、人为的不确定性和风险将进一步使参与集体林权制度变迁单个主体的行为意念和行为策略选择变得复杂化和难以预测（Aoki, 2002）。非正式制度、正式制度和自适应学习过程使群体行为具有一定的可预测性，但在一些极端情况下则会出现“乌合之众”的现象。

农户等经营主体、村委会或村民小组、各级政府和市场之间的多重演化博弈，使改革开放以来的集体林权制度变迁成为可能和现实。集体林权制度变迁既有有意识的理性合理性，也有非理性和无意识的成份。践行务实主义和泛利性的中国政府，至少希望新的集体林权能实现生态、社会与经济效益的帕累托改进。

四、参与集体林改的分权多中心决策主体

由于信息是分散的，能够传递到中央的分权多中心决策主体的信息是极少量的（Hurwicz, 1984），从而导致更为严重的信息不完全和不对称问题，增加了单一决策主体失误和错失时效性的可能性。分权多中心决策主体的优势之一是减少传输过程中的信息损失，因而属地管理具有优势，鉴于多中心决策可以更好地匹配当地时空的具体情境，多样性和多元化的选择更有可能促进经济增长。但是，与一元化控制和命令的决策策略相比，分权多中心决策增加了集体林权制度变迁的谈判与协商等交易成本。

分权多中心决策主体是否采取行动取决于其行为意向。行为意向受到主观规范、行为态度和行为知觉的直接影响；行为信念影响行为态度，而行为信念强度是对行为结果能够实现的期望程度（Fishbein and Ajzen, 2015）。分权多中心决策主体是否采取改变已有集体林权的行动取决于其行为意向，已有集体林权框架及其环境亦会影响到其是否采取行动、采取何种行动以及行动的强度与策略选择。集体林改能否纳入相关主体的视野受到问题、政策和政治等源流的影响（Kendon, 1985），不会一直是集体林改的分权多中心决策主体所关注的焦点；在问题、政策和政治等源流相互作用的情景下，与集体林改相关的分权多中心决策主体的主观规范、行为态度和行为直觉才会发生足以改变行为意向的转变，才会把集体林改纳入议事日程，集体林改才有实施的可能性。

鉴于分权多中心决策主体的有限理性和信息不对称性,对问题、政策和政治等源流变化的感知与认知呈现异质性特征,他们的主观规范、行为态度和行为直觉可能是非理性的,甚至可能出现偏执与偏误,其行为意向也可能出现偏差。因此,在错误或不理智的行为意向以及基于这样的行为意向对集体林权制度变迁所采取的行动方面,分权多中心决策主体非常有可能对集体林权制度变迁选择出错误的模式,从而成为集体林管理的障碍。集体林权制度变迁镶嵌于社会网络之中,分权多中心决策主体的“认知、制度、物理空间以及技术系统在其中^①发生各种交互作用”(Jorgensen, 2005),影响到实现集体林权制度变迁的速度和策略选择。

分权多中心决策主体受到有限知识的制约,在不完全信息的条件下,需要做出集体林改的策略选择。集体林改的决策并非基于最优解,而是基于满意的和可接受的替代方案(March and Simon, 1958),满意性选择是以实现特定森林资源和农户生计等目标而选择特定的集体林权实现形式,而非至臻完美的集体林权实现形式。分权多中心决策主体采用低成本的经验探索法和心理启发(捷径)快思维进行策略选择(Thaler and Sunstein, 2008);采取模仿成功的历史记录,或采用渐进(边际性)和地方试验等形式,分权多中心决策主体采取行动,以期减少集体林改的不确定性、冲突和复杂性。分权多中心决策主体的行为意向促进他们采取行动,他们需要面临着多种影响其行动的情境结构,社会、经济与法律等制度以及文化等因素均有可能发生不可预期的变化。因此,当行为意向的改变足以使分权多中心决策主体采取行动时,他们面临的集体林权情景发生了重大变化,他们能否有足够的将内生变量和外生变量进行转换取决于其信息处理与认知能力。当中央政府简单地采用至上而下的集体林改分权决策时,这会使地方政府和其他决策主体处于管理盲区,可能更易出现毁林和森林资源退化的现象(Banana and Gombya-Ssembajje, 2000)。如果集体林权制度变迁的多中心主体不能有效地获取和处理不同于他们已积累的与经验情景相关的信息,那么他们就会感到茫然并难以确认新的博弈策略,从而造成毁林或森林退化^②。

集体林改的分权多中心决策主体对于与集体林改相关的新情境的信息处理能力常常是非同步的。因此,分权多中心决策主体会产生不同的行为意向,因而需要对新情境的认知及行为意向开展新一轮演化博弈。为了更好地推进集体林改,政府会采取多种形式加大公共宣传和动员活动的力度。农户等其他决策主体出于自身利益诉求,也会采取游说等相关活动,参与分权多中心决策主体之间的互动。每个主体的行为意向是其他主体游说活动、自身特征、愿景和森林资源状况等变量的函数。分权多中心决策主体对集体林改的愿景或目标是不断变化的,分权多中心决策主体根据自身特点和信念选取自身所认可的愿景,因此,愿景选择具有内生性。由于所接触到的私人信息和公共信息是不完全和不对称的,单个主体优化自己的策略选择,为了形成集体林权制度变迁的共识,就需要对分权多中心决策

^①指这些因素所构成的复杂大系统中。

^②地方政府和农户等决策主体对20世纪80年代的林业“三定”感到困惑不解,面对新情境不知所措。森林资源状况与参与森林资源管理的监管行为投入和监督水平存在密切关系,而当时旧的集体森林资源监管体系已不再有效,新的集体森林资源监管体系尚未建立,或至少没有很好地运行。因此,南方集体林区出现了大规模毁林的现象(Liu et al., 2017)。

主体的认知和所可能采取的行动进行协调 (Mann, 2018)。

改革开放以来, 中国政府推行了务实主义和试错改革的策略选择。集体林改的分权多中心决策主体多次重复博弈, 从各自的认知出发, 开展了自适性学习, 不断认识与理解所出现的不同情景, 更为准确地理解与认识不同分权多中心决策主体的可能反应信息, 不断地调整和修正其选择 (Simon, 1955)。重复的互动演化博弈会影响每个多中心决策主体的策略选择, 建立彼此之间更多的互惠和信任。制度包括规则和执法制裁两个部分 (Ostrom, 1986)。对于违背规则者, 依据约定的制度, 其他决策主体对违背规则者进行惩罚, 但若过度使用高成本的惩罚, 则会降低集体林改可能带来的净收益; 同时, 对不合作者进行惩罚亦可以表述为另类自适应性学习与同构过程。借助规则不断重复的互动, 行为得以结构化, 实施机制得以完善。如果把集体林改视为一个过程, 那么集体林改就是不完全知识和不对称信息状态下的反复交流、自适应学习、互动与协商的反复博弈过程。集体林权制度变迁影响分权多中心决策主体的自适应学习过程, 这个过程反过来塑造了集体林改的内涵与外延 (Schmid, 2004)。借用 McMillan (2003) 关于市场规则是在交换实践中不断演化的隐喻, 分权多中心决策主体通过自适应学习与演化博弈, 在不断探索实践中推进集体林改。

改革开放的过程就是思想解放 (转变信念和理念) 的过程, 没有思想解放就没有集体林权制度的突破, 这使得在原来历史背景或情境下不能选择的集体林权形式成为可能, 摒弃了原有坚持 “一大二公” 的集体林权属模式, 且希冀实现较好的集体林权制度变迁的绩效。在这一过程中, 参与集体林改的分权多中心决策主体利用功能、权力、自适应学习和同构等形式进行重复演化博弈。因此, 试验性或边际性集体林权模式成为常态, 在一定程度上, 重复演化博弈产生递归结果, 分权多中心决策主体相互预测后续可能出现的模式 (Aoki, 2000)。

五、集体林改的介入者

若实现集体林权制度变迁, 必须有制度变迁的介入者。介入者不仅要有设计和顺应集体林权演化的能力, 而且要有能力实施所设计的制度以及顺应制度演化所需的政治、经济与社会资源。因此, 介入者不仅要有实施改革的物质基础, 而且还要有实施改革的政治基础 (Hurwicz, 2008)。强制性集体林权制度变迁能够成功的原因在于: 推行产权制度变迁的介入者有能力强制实施, 从而形成分权多中心决策主体的共同信念。介入者为有利益诉求且组织良好的群体, 对集体林改有较为明确的目的与宗旨, 因此, 理解集体林权制度变迁的关键在于实现制度变迁介入者的目的性, 以及他们对所涉及问题的理解程度 (North et al., 2005)。在此, 本文不否认个人在集体林权制度变迁中的推动能力, 毕竟人是集体林改的决定性因素, 每个人的信念和偏好不同, 因而对集体林改的紧迫性、时机和内容等的理解与认识亦不同。介入者不仅具有深刻的洞察力, 而且能够发挥决定性作用, 即政治精英在集体林改过程中可发挥主导性作用, 在多数人犹豫不决甚至反对的情形下 “临门一脚”, 开启集体林改进程。虽然组织不良的利益群体可以对介入者施加影响, 但其影响难以持久和聚焦。在每次集体林权制度变迁中, 临时形成的或松散的利益群体难以形成持久的影响力, 原因在于缺少制约成员行动的行为准则或内部制度。因此, 介入者关于集体林改的认知、行为意向和偏好尤为重要。20 世纪 80 年代的集体林

家庭承包经营模式是人民公社时期的短暂家庭经营的选择性历史记忆，介入者对于过去类似决策的经验教训有着鲜明印记的历史记忆。20 世纪 80 年代，林业“三定”的决策者依然有家庭经营的亲身经历，与他人介绍和感受相比，亲身经历更为重要。新集体林改的策略选择具有明显的路径依赖，新一轮集体林改的家庭承包经营是林业“三定”的路径依赖。在选择集体林改的时机、内容和改革范围等方面，介入者不仅要具有集体林权形式策略选择和领导的能力，而且在集体林改面对相当大的不确定性和脆弱背景条件下，介入者能够发挥重要的作用。

改革开放以来，在地方试验的基础上，中央政府作为集体林改的主要介入者选择在全国推行集体林改的时机、范围与模式，地方政府主要负责集体林改的具体操作，而农户则参与和配合。同时，笔者不否定在特定时期一些地方政府会成为集体林权制度变迁的主要介入者。20 世纪 80 年代，根据集体林区的林情和社会经济发展状况，福建省三明市、广东省韶关市和湖南省怀化市等地方政府选择了林业股份合作制林权模式，而非集体林家庭承包经营产权模式。这些地方成为集体林权制度变迁的主要介入者，农户等决策主体也开展了一些集体林权的边际性变迁。地方政府和农户对集体林改的探索能否在更大范围内推广则取决于中央政府的认可程度。例如 20 世纪 80 年代初期，陕西省商洛地区开展了林业股份合作制的小规模地方试验，但未得到广泛推广，直到福建省三明市列入国家林业改革试验区后，林业股份合作制才得到认可。在推行林业股份合作制过程中，农户出于自身利益的考虑，希望实现林业家庭承包经营，中央政府则希望引入新的产权制度和新的生产要素。可以看到，林业“三定”及后续改革与新一轮集体林改均是在中央政府决定之后实施的，中央政府于 1981 年、1987 年、2003 年和 2008 年相继出台有关集体林改的文件，各级地方政府则出台相关的具体措施，以激励农户参与集体林改。改革开放以来，集体林地林木确权均是采取如下形式：中央政府制定确权的指导性文件和派员进行督察与指导，地方政府派出大量人员实地确权。终止了林业“三定”产权制度改革后，中央政府启动了发展林业大户、林业专业户和联户等集体林地林木产权制度安排以及启动了新一轮集体林改。以上分析表明，中国集体林改的主要介入者为中央政府，但是一些地方的行政村或村民小组自主选择集体林权属模式，也可以成为集体林改的介入者。诚然，特定集体林地林木权属模式可能会被上级政府视为异类，但如果这些地方的政治精英选择灵活多样的措施使他们所主导的集体林地产权模式可能生存下去，那么这将进一步增加集体林权的多样性。

六、集体林改的间断性均衡

1981 年以前，各地已开展边际性集体产权制度变迁。1981 年以来，中央政府和全国人大等机构出台了有关集体林改的政策法规，解决了集体林地林木确权、承包期限和林地林木流转等问题，具有里程碑式的意义。改革开放以来，有关集体林改的政策法规呈现出间断性。20 世纪 80 年代的林业“三定”时期和 2003 年启动新一轮集体林改以来，中央政府密集出台了有关集体林改的政策性文件和法律，而在这两次集体林改间隔期间出台的相关林业政策法规较少，呈现出间断性均衡过程以及跳跃与停滞交互的过程（Jones，1970）。只有打破集体林权原有格局的情况下，才能出现集体林权的变迁或跳跃；集体林权制度变迁之后还需要一定的时间进行选择，即是保持变异还是排斥变异而回归到原有

状态,或是继续发生新的变迁——否则集体林改就会进入停滞期或缓慢发展期(Walgrave and Varone, 2008),从而集体林改呈现出连续性和间断性变化。集体林权制度变迁为人们有意识选择的结果,分权多中心决策主体之间相互作用、相互影响,集体林权权属的边际变化可能会引起大的变化,分权多中心决策主体越多,就越有可能出现突创性或质性的集体林权制度变迁或跳跃(Lewin, 1999)。因此,集体林权制度变迁为不变、渐变和突变的混合物。集体林改的介入者意识到集体森林资源的经营危机并做出反应,把集体林改作为解决此危机的选择。当介入者意识到集体林权制度变迁关键时点上所发生的特定事件对后续集体林权制度变迁产生巨大影响时,就有可能采取强有力的措施和手段,具体表现则为中央和地方政府出台相关政策法规。1981年以前,一些集体林区开展了区域边际性的家庭承包经营探索。中央决策层意识到,森林资源乱砍滥伐和森林资源经营不良等问题难以通过行政命令来解决,而且林农温饱等问题也亟需解决。在这样的背景下,推行农业家庭联产承包责任制所取得的显著进展,促使大多数分权多中心决策主体达成了集体林改的共识。为了解决集体林区的林农温饱和森林资源乱砍滥伐等问题,1981年启动了以林业“三定”为特征的集体林改。截止到1986年底,69%的集体林地由集体统一经营转为家庭承包经营,休克式地放弃了集体统一经营的形式。在此期间,中央和地方政府密集出台了相关政策法规。在一定程度上,可以把林业“三定”归结为农民的自发动力,但中央和地方政府的支持不可或缺,因此,中央政府是20世纪80年代集体林改的主要介入者。

对于社会、经济、森林资源、与林业相关的政策法规以及市场等变量变化所产生的成本和收益变化,分权多中心决策主体会做出反应,有可能推行集体林改。集体林权制度既为集体森林资源经营等创造条件,又受制于这些因素,导致集体林改不均衡,分权多中心决策主体的共享信念逐渐丧失,对已有集体林权制度认知度衰减,则有可能实现集体林权制度变迁;若没有进行集体林改,那么可能因为缺乏集体林改的介入者或量变不足等。1987年,中央政府作为强力主体,考虑到南方集体林区的乱砍滥伐现象,提出终止林业“三定”进程。地方政府遵守中央政府指示,但出于自身利益的考虑,在是否收回和多大程度上收回到户经营的林地的问题上做出了各自选择。1987~2003年,各级政府对经济体制改革的重点转向城市,集体林区不再是中国改革的重点,与集体林改相关的政策文件和法律出台较少,转而关注减轻林业税费负担。

一项集体林权对不可预期变化做出的反应能力决定了其存活的时间长度,因此,集体林权制度的核心在于其适应性。如果绝对优势群体对已有集体林权制度表达不满的话,那么集体林权的新均衡将很快就会被打破。20世纪80年代以来,福建省的股份合作制逐渐引起了地方政府和农户等决策主体的抱怨,他们发出不满之声;虽然逐步引入家庭经营元素,但并未缓解其不满。2003年,福建省率先启动新一轮集体林改。采取溯因法,中央政府推断新一轮集体林改的动因与效果,并于2008年启动了新一轮集体林改,密集出台大量与集体林改相关的政策法规或对已有政策法规进行修改和完善,集体林改成为中央和地方政府实施改革的重点。

七、分权多中心决策主体的演化博弈

在分权多中心决策主体演化博弈的过程中,身份与博弈规则是非常重要的。参与集体林权制度变

迁的利益相关主体的身份既属于每个主体的自我构建，也属于外界强加的过程。创造和接受某个身份是一个动机和认知的过程，创造身份的过程与等级划分有机地联系在一起（March, 1994），身份决定了不同的利益相关者拥有什么样的权利与权力，进而决定不同的利益群体如何采取适当行动以及在签署合约中的地位。在身份转化中，常会出现与身份不相称的行为，身份转化包含自适应性学习过程，逐步采取与身份转化后合乎逻辑的行动，但依然或多或少地保留了身份的历史行为痕迹，集体林改的规则和分权多中心决策主体的身份是决定集体林权形式的重要因素。通过自适应性学习，身份和规则等的共同进化改变了分权多中心决策主体在参与集体林改中的权力与权利结构，进而影响到各自的博弈策略选择。每个分权多中心决策主体选择策略需要考虑到其他利益相关主体的偏好、身份、可能选择的策略以及相关正式与非正式制度的变迁。以上因素交互发生作用，形成了新的集体林权形式。

在每次推行集体林改初期，中央和地方政府描绘出推行新集体林改之后的预期效果，给农户等经营主体描绘出一种美好的想象，希望经营主体能够理解集体林改的良好愿景，建立推行集体林改的行动联盟，从而采取集体行动，尽可能地实现想象中的愿景或宏伟蓝图（Jorgensen, 2012）。在集体行动中，要实现利益相关方的一致同意是遥不可及的事情（Buchanan and Tullock, 1962）。需要同意的主体越多，决策成本和被排除成本就越高，一致同意的成本可能难以企及。在实现愿景或宏伟蓝图的过程中，不断出现的新变化往往会引起意想不到的争论和冲突。因此，每次集体林权制度变迁并非一帆风顺，而是充满着各种矛盾与冲突。基于各级政府强有力的执行能力是推行集体林权及相关制度改革的重要保障，在当代大多数发展中国家，政府的作用无处不在。与一般发展中国家相比，中国中央政府具备把国家意志和目标转化为现实执行力的超强国家能力，政府采用强有力的舆论宣传和强大的精神支持，通过强大的组织体系、精神支撑与舆论宣传等，强有力地推动集体林权制度变迁。

从更为宏观的角度来看，20世纪80年代实行家庭经营和林地流转的政策规定成为了现实；新的《宪法》和意识形态等制定规则的规则使家庭经营合法化。2016年以来，《关于完善产权保护制度依法保护产权的意见》等保护产权的政策，增强了农户等集体林经营主体的产权安全性，降低了他们所承包经营的林地被没收的可能性。根据与集体林地林木权属相关的制定规则的规则，全国人大等机构动态地修订了《森林法》、《农村土地承包法》和《合同法》等法律以及相关政策等日常规则。制定规则的规则和相应日常规则创造出潜在可能的集体林经营策略选择和潜在利益空间等，中央政府务实地扩展了集体林权策略选择的多样性，而非局限于少数集体林权模式。制定规则的规则将进一步演化，不断地改变分权多中心决策主体对集体林权制度变迁的信念与认知，逐步摒弃以前的信念与认知共识，制度变迁即原有的共有信念不断瓦解（Aoki, 2000）。

改革开放以来，财政与社会等分权改革使地方政府拥有了自己的利益。中央政府和地方政府之间从改革开放以前的命令控制—服从的关系转向以委托—代理为主导的关系。地方政府拥有自己的利益诉求，地方政府追求增加地方财政收入，为提高自己政绩而努力，尤其是追求短期政绩，这与林业生产周期长的特点存在冲突，与中央政府的生态文明建设和长期发展战略并非十分吻合。

与1978年以前相比，地方政府自主性和自决权明显增强，出现了地方法团主义（Oi, 1999）或市场维护型财政联邦主义（Qian and Roland, 1998），形成以发展为导向的地方政府。自主性增强和利益

取向成为地方政府提供集体林权制度变迁的动力和空间。地方政府可开展具有特色的集体林改试验；同时，中央政府鼓励地方政府积极开展试验。地方试验是中国集体林改的重要形式之一，其背后有复杂的动机和激励。小范围集体林改的成功效应将推动更大范围的集体林权制度变迁，降低更大范围的集体林权制度变迁的风险和不确定性。即使在中央政府未启动集体林改的情况下，一些地方政府开展了形式多样的集体林承包权和经营权等方面的改革。集体林改的区域性成功有助于地方行政官员获取晋升的政治资本^①。2014年，中央政府推行集体林地“三权”分置，中央和地方政府鼓励农户流出所承包经营的林地，政府出台了财政扶持政策，以县级政府扶持为主，省级政府次之，中央政府最小。

中央和地方政府既然属于委托—代理关系，在平衡集体林权的地方特色和全国统一性的问题上常常产生认知差异。中央政府采取督察等形式来维持中央权威和集体林改的统一性，地方政府则采用协商与微调的形式，通过采取影响活动去游说上级政府，进而实现自己的利益，以保持集体林改的地方特色（Milgram, 1988）。在没有得到中央首肯或决意推行集体林改的情况下，地方政府通常开展以边际性为主的集体林改。边际性或渐进性集体林改的风险或不确定性较低，进退皆可，避免出现全局性失误。在中国政治经济体制下，中央与地方政府博弈过程亦为各级政府之间相互交换信息与增加信息来源的过程，从而缓解信息不完全和不对称程度，增强有限理性中的理性成份，减少决策失误。即便如此，中央和地方政府并没有掌握所有的决策信息，因而采取了试错性的集体林改路径，既取得了成就和形成了共识，也存在认知与预测盲区。各级政府对集体林权制度变迁采取的选择策略存在明显差异，对集体林权制度变迁的认知与理解也存在多样性。各级政府在解决集体林改困局和判断其效果时，可能会表现出对集体林改策略选择的内容与时机的无奈和失误，集体林权制度变迁的时机、策略选择和其他政策法规的匹配尚存在困难^②；在社会主义市场经济体制下，市场在配置资源中发挥决定性作用，对于如何进一步完善集体林改，各级政府感到困惑与无奈；政府鼓励培育农民林业专业合作社和家庭林场、民营林场等林业新型经营主体，结果出现林业专业合作社遍地开花且明显出现空壳的现象，发展稳健性和可持续性较差，一些家庭（民营）林场的经营难以为继或过度扩张（刘璨等，2017）。

在集体林改中，政府可以有效地控制每个村子；在合法范围内，集体仅是政府意志的贯彻者和执行者，至多仅占有经济资源，且常常无力抑制政府权力对这种集体占有权的侵入。一般情况下，村委会或村民小组为集体林地所有者的代表，参与集体林等村务日常管理，同时需要完成政府交办的各种事务，因此，村委会或村民小组会具有多重角色。虽然村委会受到政府组织的直接干预与控制，但要清醒地认识到：村集体拥有集体土地所有权和村民自治权——这是制定规则的规则所明确规定的。

改革开放以来，在初次或其后较大规模实行以家庭经营承包为主的集体林改过程中，基本上是按照人口平均分配本集体组织内的林地；若实行股份合作制或租赁集体林地，农户希望按照人口平分利

^①例如福建省三明市林业股份合作制成为当时集体林改的明星，为当时领导层增加了政绩，有效地增加了本地的影响力。由此可见，在执行中央决策的前提下，根据各地的森林资源状况、社会经济状况与历史，选择出适合当地特点的集体林权形式，呈现了集体林权的多样性。

^②例如，林业“三定”与市场化改革不匹配，导致南方集体林区更大规模的乱砍滥伐。

润或红利，如此则需要建立集体林股东会等，农户和村委会在集体林经营决策中享有较高的自主权。在新一轮集体林改中，集体林改方案需得到 2/3 的村民或村民代表同意，才能推行集体林改，即农民和行政村的自治权须得到尊重。1987 年，中央政府决定终止林业“三定”后，希望收回已承包到户的集体林地，但浙江、江西和安徽等南方集体林区基本维持了家庭承包经营；新一轮集体林改中，在中央政府强调以家庭承包经营为主导的背景下，一些集体林区依然保留了集体统一经营。

森林资源既是产出，也是重要的生产资本。因此，一旦集体林确权后，林木尚未达到经济成熟或数量成熟之前，重新分配集体林会对原经营主体造成损失。然而，随着时间的推移，农户家庭人口不断变化，这样造成原来平均分配的集体林地变得不均等，人口增加的农户希望再次平分集体林地，已持有林地或已享受到利益的农户则不愿意放弃既得利益；加之政府部门一再延长集体林承包经营期，鼓励实施增人不增地、减人不减地的策略选择。因此，部分已获利农户与未获得集体林地使用权的农户之间就会产生冲突，居中协调的村委会或村民小组则陷入冲突之中。在集体统一管理山林的收益分配中，存在集体林权流转价格过低或收益分配不均等现象。因此，农户希望重新分配集体统一管理的山林或收回已流转的林地。这就造成了村集体与农户之间的冲突。

2003 年以来，中央政府出台了减免林业税费负担和对集体林经营给予补贴等政策，加之木材等林产品价格上扬，农户与村委会或村民小组希望以不完全合约为由，要求对于已流转给国有林场等主体的林地进行重新谈判。在当地政府的支持下，村集体经济组织作为林地所有者，行使所有者的权利，对已有林地流转的不完全合约进行重新续约。例如：把无限期合约改为定期合约；提高林地租赁价格或提高分成比例，维护了农户和村集体经济组织的利益。因重新续约谈判后未能实现自己的利益诉求，一些集体林区的农户和村集体经济组织采取了上访和暴力等手段，对林地产权表明诉求和行使其权利。

新一轮集体林改以来，中央政府明确要求要把能够分配的林地全部分配到户，这一措施限制了村集体拥有的林地规模。而农户希望获得更多的林地控制权，即使分配到户的林地不能产生现金流，农户依然希望林地掌握在自己手中。大部分农户希望获得集体林地承包经营权，原因在于林地是一笔财富，若集体林地控制在村委会手中，对于农户而言，则是可望不可及的财富。鉴于此，村集体经济组织与农户之间存在林地林木和收益分配等方面的冲突。村委会成员作为村级政治精英的代表，村民和村委会即为委托—代理关系。村民与村委会也有利益统一性，如此形成了多层次、复杂的嵌入系统，认知、文化、结构和政治嵌入其中（Smelser and Swedberg, 2005）。村民和村委会皆非完全理性，会采用不同的策略选择来解决冲突，或利用本村形成的社会资本等非正式制度快速思维式地决策（Halpern, 2015）。North（1991）对于非正式制度为什么会对经济长期增长产生如此大的普遍影响感到困惑不解，在一些相对封闭的传统集体林社区，非正式制度在解决集体林权纠纷和分配中依然发挥着重要作用。

引入新集体林权制度后，农户等主体认为，改变集体林地林木权属形式应当比原有集体林权属形式更好。同时，政府和村民委员会对此进行宣传鼓动，进一步强化了农户和村级政治精英的认知、行为直觉、行为态度和主观规范，改变了其行为意向（Fishbein and Ajzen, 2015），促使其增加林业生产要素投入，加之相关配套改革措施和政府的扶持更激发了农户等主体对新集体林权制度的认可程度。

八、集体林权多样性

由于分权多中心决策主体的有限理性,因此不存在具备跨越时空的普世价值的理想经济制度(Aoki, 2000)和万能之策(Ostrom, 2007)。由于集体森林资源、当地社会经济发展水平、各地参与集体林权制度变迁的决策主体的异质性,在集体林权制度变迁中,分权多中心偏好的演化速度、博弈能力、策略选择等方面存在明显差异,旧集体林权与新产权制度变迁方向影响到交易成本的差异,因此形成了不同时空下集体林权的多样性(Aoki, 2010)。集体林权多样性具体表现为,同一时空内有不同的集体林权形式。在完全家庭经营到完全集体经营这两个极端之间,集体林权呈现出连续多样性,采取不同林业生产要素配置形式,企业、个体等其他林业经营主体参与集体经营和家庭经营,形成不同的集体林地林木权属组合。集体林权多样性均衡更加适合当地情况和相关利益主体的偏好,有可能促进森林资源的可持续经营和集体林区的经济增长(North et al., 2005)。

正如上文分析,由于人们的有限理性,不同时空下的集体林权制度多样性均衡都不是最优的,甚至属于非效率。在特定集体林权形式下,实物和生态服务等产出尚未达到最优点。同时,出现一种新的集体林权制度以后,由于分权多中心决策主体的认知、制度背景和森林资源状况等会发生变化,新的集体林权制度的合理性和有效性面临新的挑战。有限理性、信息不完全和不对称的分权多中心决策主体则有可能进行有限度的集体林权的边际性变迁;且参与集体林权变迁的分权多中心决策主体之间进一步开展博弈,一旦分权多中心决策主体对集体林权的信念共识崩溃,新一轮集体林权制度的选择则成为可能。鉴于这一集体林权在边际变迁过程中的结构与功能已呈现出多样性,后续产权制度变迁亦呈现出多样性分岔,加之制定规则的规则以及各级政府偏好的动态变化,这些都进一步增加了集体林权分岔的可能性。当然,笔者并不排除集体林权分岔后再合流的可能性。

九、结论与讨论

以经济分权和多中心决策为主线的中国经济体制改革背景下的多次集体林改,为农户、村集体经济组织、地方政府、中央政府和市场等多主体反复演化博弈的结果,是借助功能、权力、自适应学习和同构等形式进行的多重重复演化博弈。中央政府是集体林改的主要介入者,在地方试验性或边际性集体林改过程中,地方政府和当地精英发挥着重要作用,中央政府对地方试验性或边际性变迁的认可是非常重要的,直接关系到此类集体林权能否持续并复制到其他区域。集体林改呈现出的间断性均衡,与问题、政策和政治等源流一并纳入各级政府尤其是中央政府的优先议事日程。但是,参与集体林改的分权多中心决策主体的有限理性决定了其反复演化博弈不可能是完全成功的范例。

参与集体林改的分权多中心决策主体的认知源于对过去经验和对眼前情景的判断与理解,只有出现重大不可以预测的变化并且已有集体林权难以包容这些不可预测的变化进而导致分权多主体丧失对已有集体林权的共识时,集体林改也就成为了可能。但是,集体林改尚需介入者等条件支撑。信念和认知为推进集体林改的前提,形成集体林改的共享信念和相同认知可以比较顺利地推行集体林改。宣传和游说等多方位的信息交流有助于分享信息,形成和共享信念,因此有助于减少集体林改过程中的

冲突，增强分权多中心决策主体的合作程度。

如果想单纯依靠制度转型就能包治百病，那么这样的想法是肤浅和幼稚的，信念才是集体林权制度的首要主因。改革开放以来的意识形态等制定规则的规则、《森林法》和《农村土地承包法》等日常规则以及习惯与风俗等非正式制度的变迁促进了多主体的信念与理念变化，有助于集体林改并降低其交易成本。分权多中心决策主体的核心问题是界定与执行产权，集体林权制度需要其他制度的支撑，形成集体林权制度与相关制度及其环境因素的匹配。长期的规划与协调需要仰仗长期的产权承诺，保障集体林权的安全和集体林地流转的有效性是促进集体森林可持续经营的前提条件。

通过简单同构复制农地产权制度，不重视重铸集体林权，这样的做法是存在缺陷的，亦是改革开放以来集体林权过度复制农地产权制度给集体林经营带来负面影响的重要原因。因此，需要考虑到集体林生产的特点，建立更适合集体林特点的产权制度变迁。在可预期的未来，政府应促进小农户和现代林业发展的有机衔接，建立新型经营主体与小农户之间的合作纽带。

本文重点分析了改革开放以来集体林改动态过程中分权多中心决策主体的重复博弈。后续研究工作拟采用福利经济学理论框架，利用数据进行实证分析，进一步量化集体林改对分权多中心决策主体的动态影响以及这些主体在演化博弈中的动态策略选择。

参考文献

- 1.李晨婕、温铁军，2009：《宏观经济波动与我国集体林权制度改革——1980年代以来我国集体林区三次林权改革“分合”之路的制度变迁分析》，《中国软科学》第6期。
- 2.李宁、何兴邦、王舒娟，2017：《地权结构细分视角下中国农地产权制度变迁与改革：一个分析框架的构建》，《中国农村经济》第12期。
- 3.刘璨、黄和亮、刘浩、朱文清，2019：《中国集体林产权制度改革回顾与展望》，《林业经济问题》第2期。
- 4.刘璨、李云、张敏新、冉青松、叶育陈、孙玉军，2020：《新时代中国集体林改及相关环境因素动态分析》，《林业经济》第1期。
- 5.刘璨、吕金芝、杨燕南、王礼权、刘苇萍，2008：《中国集体林制度变迁新进展研究》，《林业经济》第5期。
- 6.刘璨、张永亮、赵楠、刘浩，2017：《集体林权制度改革发展现状、问题及对策》，《林业经济》第5期。
- 7.姚洋，2018：《作为制度创新过程的经济改革》，上海：格致出版社、上海三联书店、上海人民出版社。
- 8.张红霄、张敏新、刘金龙，2007：《集体林权制度改革：林业股份合作制向均山制的制度变迁——周源村案例分析》，《中国农村经济》第12期。
- 9.张自强，2015：《集体林产权制度安排的演进轨迹及机理——基于制度兼容性理论的文献述评》，《农业经济与管理》第6期。
- 10.Adler, E., 1987, *The Power of Ideology: The Quest for Technological Autonomy in Argentina and Brazil*, Berkeley: University of California Press.
- 11.Alston, L. J., and B. Mueller, 2005, "Property Rights and the State", in Ménard, C., and M. M. Shirley(eds.) *Handbook of New Institutional Economics*, 573-590, Springer.

- 12.Aoki, M., 2000, *Information, Corporate Governance, and Institutional Diversity: Comparativeness in Japan, the USA, and the Transitional Economies*, Oxford: Oxford University Press.
- 13.Aoki, M., 2001, *Toward a Comparative Institutional Analysis*, Cambridge: MIT Press.
- 14.Aoki, M., 2002, *Modelling Aggregate Behavior and Fluctuations in Economics: Stochastic Views of Interacting Agents*, Cambridge: Cambridge University Press.
- 15.Aoki, M., 2010, *Corporations in Evolution Diversity: Cognition, Governance, and Institutions*, Oxford: Oxford University Press.
- 16.Banana, A. Y., and W. Gombya-Ssembajjwe, 2000, "Successful Forest Management: The Importance of Security of Tenure and Rule Enforcement in Ugandan Forest", in Gibson, C. C., M. A. McKean, and E. Ostrom(eds.) *People and Forests: Communities, Institutions, and Governance*, Cambridge: MIT Press.
- 17.Berle, A., and G. Mea, 1991, *The Modern Corporation and Private Property (2nd edition)*, Transaction Publishers.
- 18.Buchanan, J. M. and G. Tullock, 1962, *The Calculus of Consent*, Ann Arbor: University of Michigan Press.
- 19.Coase, R., and R. A. Epstein, 1960, "The Problem of Social Cost", *Journal of Law and Economics*, 3:1-44.
- 20.Dawkins, R., 1976, *The Selfish Gene*, New York: Oxford Press.
- 21.DiMaggio, P., and W. W. Powell, 1983, "The Iron Vigor Revisited: Institutional Isomorphs, and Collective Rationality in Organizational Fields", *American Sociological Review*, 48(April): 147-160.
- 22.Fishbein, M., and I. Ajzen, 2015, *Predicting and Changing Behavior: The Reasoned Action Approach*, New York: Roudedge.
- 23.Granovetter, M. S., 1973, "The Strength of Weak Ties", *American Journal of Sociology*, 78(6): 1360-1380.
- 24.Halpern, D., 2015, *Inside the Nudge Unit: How Small Changes Can Make a Difference*, London: WH Allen.
- 25.Hayami, Y., 1997, *Development Economics: From the Poverty to the Wealth of Nations*, Oxford: Oxford University Press and Clarendon Press.
- 26.Heiner, R., 1983, The Organ of Predictable Behavior for Economic Growth, *American Economic Review*, 4(73): 560-595.
- 27.Hurst, J. W., 1964, *Law and Economic Growth: The Legal History of the Lumber Industry in Wisconsin, 1836-1915*, Cambridge: Harvard University Press.
- 28.Hurwicz, L., 1984, "Economic Planning and the Knowledge Problem: A Comment", *Cato Journal*, 4(2): 419-425.
- 29.Hurwicz, L., 2008, "But Who Will Guard the Guardian?", *American Economic Review*, 98: 577-585.
- 30.Hyde, W. F., 2019, "The Experience of China's Forest Reforms: What They Mean for China and What They Suggest for the World", *Forest Policy and Economics*, 96:1-7.
- 31.Jones, C. O., 1970, "Introduction to the Study of Public Policy", *Words Worth*, 14(4):575-588.
- 32.Jorgensen, M. S., 2005, "Energy Sector in Transition—Technologies and Regulatory Policies in Flux", *Technological Forecasting and Social Change*, 72 (6): 719-731.
- 33.Jorgensen, U., 2012, "Mapping and Navigating Transitions: The Multi-level Perspective Compared with Arenas of Development", *Research Policy*, 41 (6): 996-1010.
- 34.Kingdon, J. W., 1985, *Agenda, Alternatives and Public Policy*, New York: Harper Collins Publisher.

- 35.Knight, F. H., 1921, *Risk, Uncertainty and Profit*, Cambridge: The Riverside Press.
- 36.Lesourme, J., A. Orléan, and B. Walliser, 2006, *Evolutionary Microeconomics*, Berlin: Springer.
- 37.Lewin, R., 1999, *Complexity: Life at the Edge of Chaos (2nd edition)*, Chicago: University Press of Chicago.
- 38.Liu, C., S. Wang, and H. Liu, 2017, “An Examination of the Effects of Recent Tenure Reforms in China’s Collective Forests on Peasants’ Forest Activities and Their Income”, *International Forestry Review*, 19(1):55-67.
- 39.Mann, R. B., 2018, “Collective Decision Making by Rational Individuals”, *PNAS*, 115(44): 10387-10396.
- 40.March, J. G., 1994, *A Primer on Decision Making: How Decision Happen*, New York: The Free Press.
- 41.March, J. G., and H. A. Simon, 1958, *Organizations*, New York: John Wiley and Sons.
- 42.McMillan, J., 2003, *Reinvesting the Bazaar: A Natural History of Market (reprint edition)*, New York: W. W. Norton & Company.
- 43.Migrom, P., 1988, “Employment Contracts, Influence Activities and Efficient Organization Design”, *Journal of Political Economy*, 96(1): 42-60.
- 44.Nash, J., 1951, “Non-Cooperative Games”, *Annals of Mathematics*, 54: 289-293.
- 45.North, D., 1983, *Structure and Change in Economic History*, New York: W. W. Norton & Company.
- 46.North, D., 1991, “Institution”, *Journal of Economic Perspective*, 5(1): 97-112.
- 47.North, D., 2016, “Institutions and Economic Theory”, *American Economist*, 61(1): 72-76.
- 48.North, D., M. Blyth, and M. Castells, 2005, *Understanding the Process of Economic Change*, Princeton: Princeton University Press.
- 49.Oi, J. C., 1999, *Rural China Takes Off: Institutional Foundations of Economic Reform*, London: University of California Press.
- 50.Ostrom, E., 1986, “An Agenda for the Study of Institutions”, *Public Choice*, 48(1): 3-25.
- 51.Ostrom, E., 2007, “A Diagnostic Approach for Going beyond Panaceas”, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 104(39): 15181-15187.
- 52.Potts, J., 2000, *The New Evolutionary Microeconomics*, Cheltenham: Edward Elgar.
- 53.Qian, Y. Y., and G. Roland, 1998, “Federalism and the Soft Budget Constraint”, *American Economic Review*, 88(5):1143-1162.
- 54.Richardson, S., 1990, *Forests and Forestry in China*, Washington, D.C.: Island Press.
- 55.Schmid, A. A., 2004, *Conflict and Cooperation: Institutional and Behavioral Economics*, Oxford: The Black Publishing.
- 56.Simon, H. A., 1955, “A Behavioral Model of Rational Choice”, *Quarterly Journal of Economics*, 69: 99-188.
- 57.Smelser, N. and R. Swedberg (eds.), 2005, *The Handbook of Economic Sociology*, Princeton: Princeton University Press.
- 58.Smith, M. J., 1982, *Evolution and the Theory of Games*, Cambridge: Cambridge University Press.
- 59.Sugden, R., 1986, *The Economics of Rights, Cooperation and Welfare*, Oxford: Basil Blackwell.
- 60.Thaler, R. H., and C. R. Sunstein, 2008, *Nudge: Improving Decisions about Health, Wealth, and Happiness*, New Haven & London: Yale University Press.

61. Veblen, T., 1994, *The Theory of the Leisure Class (Dover Thrift Editions)*, New York: Dover Publications.
62. Walgrave, S., and F. Varone, 2008, "Punctuated Equilibrium and Agenda-Setting: Bringing Parties Back in: Policy Change after the Dutroux Crisis in Belgium", *Governance*, 21(3): 365-395.
63. Wang, S., C. G. Kooten, and Wilson, B., 2004, "Mosaic of Reform: Forest Policy in Post-1978 China", *Forest Policy and Economics*, 6(1): 71-83.
64. Weibull, J., 1998, *Evolutionary Game Theory*, Massachusetts: MIT Press.
65. Williamson, O. E., 2000, "The New Institutional Economics: Taking Stock, Looking Ahead", *Journal of Economic Review*, 38(3): 595-613.
66. Winter, S. G., 1986, "The Research Program of the Behavioral Theory of the Firm: Orthodox Critique and Evolutionary Perspectives", in Gilad, B., and S. Kaish (eds.) *Handbook of Behavioral Economics*, Greenwich: JAI Press.
67. Young, H. P., 1998, *Individual Strategy and Social Structure: An Evolutionary Theory of Institutions*, Princeton: Princeton University Press.

(作者单位: 南京林业大学经济管理学院;
国家林业和草原局经济发展研究中心)
(责任编辑: 何 欢)

The Decentralization of Collective Forestland Tenure Reform in China Since the Reform and Opening-up from the Perspective of Evolutionary Game Theory

Liu Can

Abstract: Collective forestland has been playing a critical role in ecological restoration and maintaining livelihood of local rural households in China. Since the reform and opening-up, the Chinese government has launched several rounds of collective forestland tenure reform. This article adopts the evolutionary game theory of multi-decision-makers in the context of decentralization and devolution to analyze the dynamic process of collective forestland tenure reform from the viewpoints of functionality, power, isomorphism and adaptive learning to take repeated evolutionary games. Beliefs in multi-decision-makers in the context of decentralization and devolution were the preconditions for the reforms of collective forestland tenure. Central government agencies were the critical stakeholders in the multi-round collective forestland tenure reforms. Multi-equilibriums and co-existence of multi-types of collective forestland tenures were the consequences of continuous evolutionary games of multi-decision-makers in the context of decentralization and devolution.

Key Words: Collective Forestland Tenure; Institutional Change of Land Tenure; Forestland Tenure; Multi-decision-maker under Decentralization; Evolutionary Game Theory

农民合作社是有效的益贫组织吗？*

刘同山¹ 苑 鹏²

摘要：本文从农民合作社的组织特性出发，分析了贫困户加入合作社改善其经济状况、提高其生活满意度的机理，然后利用2017年“精准扶贫精准脱贫百村调查”的3216户贫困户数据，使用可处理内生性的扩展回归模型，估计了贫困户加入合作社对其收入和生活满意度的影响。研究发现：加入合作社可以让贫困户年家庭人均纯收入增加872元，且对实际贫困户的增收效应更大；加入合作社可以显著提高贫困户的生活满意度，且对实际贫困户的提升作用更强；社会交往是加入合作社影响贫困户生活满意度的中介变量，可以解释加入合作社对贫困户生活满意度影响的17.37%。因此，政策制定应更加重视农民合作社的多维益贫性。

关键词：农民合作社 益贫组织 贫困户 收入 生活满意度

中图分类号：F321.42 **文献标识码：**A

一、引言

作为社会弱势群体的联合体，合作社具有天然的扶弱性和广泛的群众性。从国际农业合作社运动发展的经验看，合作社以开放的成员制度和市场化的经营方式，成为助力广大小农户消除饥饿、改善营养状况、促进农业可持续发展的重要载体（管爱国、符纯华，2000）。中国政府和学界高度重视合作社的益贫功能（赵晓峰、邢成举，2016；孔祥智，2016；邵科、于占海，2017）。在实施脱贫攻坚战略中，各级政府一直将农民合作社作为落实精准扶贫尤其是产业扶贫政策的重要载体（苑鹏，2019）。有学者认为，农民合作社是市场经济条件下农村贫困群体脱贫的理想组织（吴彬、徐旭初，2009）。然而，农民合作社能够帮扶作为弱势群体的小农户，并不意味着它必然能够帮扶小农户中的贫困群体（Hunter, 1981；徐旭初、吴彬，2018）。实际上，关于农民合作社能否在精准扶贫中发挥作用仍存在不少争论。

很多研究发现加入合作社能够增进成员福利。农民合作社不仅联结了穷人和富人，为穷人创造了增收机会（Wanyama et al., 2008），还增强了贫困群体在信贷、销售渠道和农业技术上的可得性（Birchall and Simmons, 2009；Ma et al., 2018），提高了其自主、自立发展的能力，因而有助于减少贫困（韩国明、安杨芳，2010）。刘俊文（2017）对山东、贵州两省贫困户数据的分析发现，在合作互助、政策扶

*本文研究受到中国社会科学院国情调研特大项目“精准扶贫精准脱贫百村调查”的资助。感谢周应恒教授、任大鹏教授、马培衢教授和审稿专家的宝贵意见、建议。当然文责自负。本文通讯作者：苑鹏。

持的双重作用下，农民合作社显著提高了贫困户收入。Verhofstadt and Maertens（2015）分析了卢旺达穆汉加（Muhanga）地区 154 户合作社成员农户和 235 户非合作社成员农户的数据，发现合作社能够提高农户收入和减少农村贫困，而且对土地经营规模大、居住偏僻的成员农户的收入提升作用尤为明显。除提高成员收入外，农民合作社还具有明显的社会价值。它不仅为贫困群体创造了就业机会，还促进了成员之间民主、平等的面对面交流（Parnell, 2001；Bruni et al., 2019），推动了贫困地区的社会资源整合，有效引导贫困群体融入社会主流（Majee and Hoyt, 2011）。

然而，也有研究指出，加入合作社不一定能够有效地帮助贫困成员，给他们带来福利的改善（张晓山、苑鹏，2009）。由于农民合作社存在内部管理不善、成员受益不均和“精英俘获”问题，普通成员尤其是弱势贫困群体很难从中受益（Holmén, 1990；邢成举、李小云，2013；胡联，2014）。联合国社会发展研究所（UNRIFD）在 20 世纪 70 年代对 40 多个发展中国家的案例研究发现，农民合作社的扶贫效果差强人意（张晓山、苑鹏，2009）。有学者甚至直言，当前中国农民合作社发展“令人感到沮丧”（黄宗智，2017），大部分是“假合作社”，因此不能给小农户带来预期的收益（Hu et al., 2017）。以此而言，农民合作社难以在精准扶贫中发挥作用。

上述研究的一个共同特点是以案例研究或理论分析为主，尚未发现有学者基于大样本调查数据对农民合作社的减贫效应（特别是消除社会性贫困方面的作用）进行计量分析。针对这一问题，本文利用 2017 年中国社会科学院国情调研特大项目“精准扶贫精准脱贫百村调查”的农户数据，基于农民合作社的组织功能和运行特性，借助社会性贫困概念，从农户的经济互助和社会交往需要出发，实证分析加入合作社能否缓解贫困群体的收入贫困和社会性贫困从而改善其生活状况，以期全面、客观地评判农民合作社的益贫性。

二、理论分析：社会性贫困与合作社的益贫性

（一）贫困的多维性及社会性贫困

20 世纪中后期以来，学术界主流关于贫困的研究从收入贫困转向了包括经济、社会等方面测量的多维贫困。Townsend（1979）较早提出了相对贫困理论，他指出，“贫困不仅仅是缺乏基本生活必需品，而是个人、家庭、社会组织缺乏获得饮食、住房、娱乐和参与社会活动等方面的资源，因而不足以达到按照社会习俗或所在社会鼓励提倡的平均生活水平，从而被排斥在正常的生活方式和活动之外的一种生存状态”。虽然 Townsend 未明确提出社会性贫困，但其理论显然涵盖了这一概念。

作为资源缺乏和社会排斥的结果，社会性贫困指的是社会个体成员与其他个体成员、正式或非正式组织的社会交往缺乏，导致其在社区的生产生活中被边缘化、孤立化。“穷在闹市无人问”，是收入贫困引发社会性贫困的生动表述。社会性贫困意味着某个人、某个群体难以和更大的群体建立社会联系，这显然不利于社会团结和社会生活，会造成社会福利损失。

Sen（1999）指出，贫困不仅仅是指收入的匮乏，更是指人们的可行能力遭到剥夺。所谓可行能力，是一个人“有可能实现的、各种可能的功能性活动组合”，不仅包括有足够的营养和不受可以避免的疾病之害，还包括参与社区生活和拥有自尊等。收入水平低是社会性贫困的诱发性条件，是一个人可行

能力被剥夺的重要因素（Sen，1999）。基于 Sen 的理论，联合国开发计划署（UNDP）在 1997 年《人类发展报告》中提出了人类贫困（human poverty）指数的概念，并在 2010 年《人类发展报告》中正式使用多维贫困指数（multidimensional poverty index，MPI）。世界银行 2000 年发布的《世界发展报告》，更是把脆弱、无助和孤立纳入贫困的界定维度中（World Bank，2001）。有学者曾对中国城市和农村家庭的多维贫困进行了测量（王小林、Alkire，2009）。中国政府在实施精准扶贫战略中提出的“两不愁、三保障”，本身就是针对多维贫困的脱贫目标。

总之，关注社会性贫困，已经成为学界和政界的主流。研究贫困问题，既要关注贫困群体的收入水平，也要重视其社会参与、社会联系的状况，即在缓解贫困人口物质匮乏的同时消减社会性贫困。接下来，本文将从农民合作社的组织特性出发，结合收入贫困和社会性贫困的概念，具体分析合作社在扶贫脱贫中的作用。

（二）农民合作社的益贫性及其机理

合作社的本质属性决定了合作社的功能。国际合作社联盟（ICA）将合作社定义为“人们自愿联合、通过共同所有和民主控制的企业，来满足社员经济、社会和文化方面的共同需求和渴望的自治组织”。作为弱势群体为满足自身需要而自愿联合组成的合作组织，合作社通过互助实现自助，依靠联合的力量克服单个成员面临的困难，进而提高成员的生活水平和生命质量，促进社会进步（唐宗焜，2007）。因此，从理论上讲，植根于农村社区的农民合作社，不仅可以改善贫困户成员的经济状况，缓解其收入贫困，还可以增强贫困户成员的社会交往，缓解其社会性贫困，最终改善他们的社区生活。

一方面，农民合作社可以通过发展生产来缓解贫困户成员的收入贫困。首先，农民合作社可以让农户联合起来获得更大的生产经营规模，提升市场谈判地位（张晓山，2004）。这有助于成员提高农产品销售价格以及压低农资采购和农机作业的成本，让其实现提价增收、节本增收。其次，对于在市场交换中缺乏优势的小农户，农民合作社组织内部交易、按交易量返还盈余的方式可以让他们获得一些“组织化收益”，从而改善经济状况（Hunter，1981；邓衡山等，2011；孔祥智，2016）。最后，作为民主管理、互帮互助的组织平台，农民合作社可以通过示范效应、技术扩散等，带动成员科学生产、转变种植结构或养殖类型，提高农业生产效率和科技水平，提升农业经营效益。作为农户中收入较低的群体，贫困户加入合作社后，也可以通过上述三个途径改善经济状况。并且，不少地方政府将农民合作社作为精准扶贫的重要抓手，通过委托其承担扶贫项目、按照吸纳贫困户的规模提供就业补贴以及扶贫项目收益分配向贫困户倾斜等方式，增加合作社中贫困户成员的收入（苑鹏等，2019）。基于此，本文提出研究假说 1。

H1：贫困户加入合作社能够改善其经济状况，缓解收入贫困。

另一方面，在经济社会变革导致传统农村社会解构以及农村社会生活遭受巨大冲击的背景下，农民合作社作为一种社会共同体，让日益原子化、个体化的农民实现了“再组织化”，满足了成员的社会交往和情感交流需求，改善了其社区生活。加入合作社后，农户还可以通过参加合作社组织的技术培训、联采联销等各种活动，增加交往频次，扩大交往范围，从而改善自身的社会交往和社区生活。英国新经济学基金会研究发现，包括社会交往在内的“有意向的活动（intentional activities）”解释了人们

幸福感变化的 40%^①。不仅如此，基于民主要求设计和运行的农民合作社，在管理内部事务时还可以赋权于民，让成员在社区生活中获得平等参与和决策的权力，强化成员的自尊和自信心，直接改善其社区生活（Bibby and Shaw, 2005；刘宇翔，2015）。对于因收入较低而被排斥在正常社会交往之外的贫困户，加入合作社后成员内部的互助合作和交往交流，能够增强他们的社会联系，消减他们遭受的社会排斥和社会性贫困，进而提高其主观幸福感和生活满意度。也就是说，社会交往可能充当了加入合作社影响贫困户生活满意度的中介变量。社会性贫困是社会交往缺乏造成的，因此，社会交往的改善也就意味着社会性贫困的缓解。由此，本文提出研究假说 2。

H2：贫困户加入合作社能够改善其社会交往（缓解社会性贫困），进而提高生活满意度。

综合上述分析，本文的逻辑框架如图 1 所示。

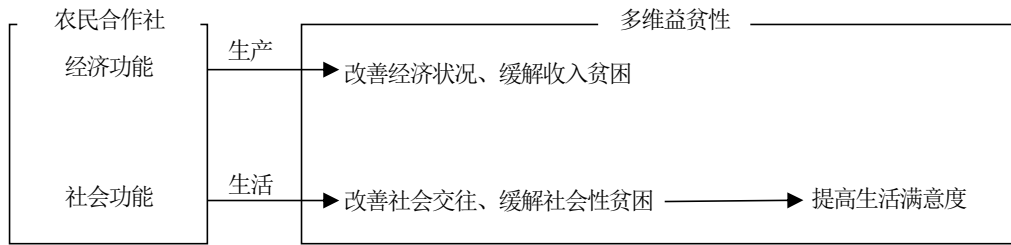


图 1 农民合作社的益贫性及其作用机理

三、模型、变量与数据

（一）模型设定

要分析加入合作社与贫困户收入增加、生活满意度提高之间的因果关系，须先进行因果效应识别。假定贫困户追求收益最大化且风险中立，那么只有加入合作社的潜在收益大于预期成本，他们才会选择加入合作社。由于潜在收益和预期成本都是主观的，因而贫困户是否选择加入合作社的行为是一个受多种因素综合影响且不可观测的潜变量（ $Coop_i^*$ ）。如果没有政府的行政干预，是否加入合作社是贫困户（主要是作为决策者的户主）考虑到成本收益后自我选择的结果。本文将是否加入合作社作为处理变量（ $Coop_i$ ）。当且仅当加入合作社的潜在净收益大于零（ $Coop_i^* > 0$ ）时，贫困户才加入合作社，即 $Coop_i = 1$ ；否则， $Coop_i = 0$ 。因此，贫困户 i 是否加入合作社可用如下模型表示：

$$Coop_i^* = \alpha D_i + \mu_i \quad (1)$$

$$Coop_i = \begin{cases} 1, Coop_i^* > 0 \\ 0, Coop_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

（1）式中， D_i 是影响贫困户是否加入合作社的因素，包括户主个人特征、家庭特征和经营情况

^①资料来源：https://neweconomics.org/uploads/files/813660812dc0c82af5_vkm6vve98.pdf。

等； α 是待估计系数， μ_i 是随机误差项。

在分析贫困户加入合作社能否实现收入增加时，本文还引入了其他控制变量，建立如下计量模型：

$$Income_i = \lambda Coop_i + \eta X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

(3) 式中， $Income_i$ 是贫困户的收入； $Coop_i$ 为贫困户是否加入合作社，是模型的核心解释变量； X_i 是一系列影响贫困户收入的因素，包括户主的个人特征、家庭特征、经营情况等； λ 和 η 是待估计系数， ε_i 是随机误差项。

在分析贫困户加入合作社对其社会交往以及生活满意度的影响时，本文首先分析加入合作社是否能提高贫困户的生活满意度，计量模型的形式为：

$$Life_i = c Coop_i + \theta S_i + \varepsilon_{1i} \quad (4)$$

(4) 式中， $Life_i$ 为生活满意度； S_i 是其他影响因素； c 、 θ 是待估系数， ε_{1i} 是随机扰动项。

其次，本文以社会交往（ $Comm_i$ ）作为中介变量，分析加入合作社是否通过改善贫困户的社会交往（从而缓解社会性贫困）来影响其生活满意度。根据温忠麟、叶宝娟（2014）的中介效应检验程序，本文在（4）式的基础上增加两个计量模型，具体形式如下：

$$Comm_i = a Coop_i + \gamma S_i + \varepsilon_{2i} \quad (5)$$

$$Life_i = c' Coop_i + b Comm_i + \beta S_i + \varepsilon_{3i} \quad (6)$$

(5) ~ (6) 式中， a 、 γ 、 c' 、 b 、 β 是待估系数， ε_{2i} 、 ε_{3i} 是随机扰动项。如果 (4) ~ (6) 式中的系数 c 、 a 、 b 都显著，则表明社会交往的间接效应显著。若 ab 与 c' 同号，表明社会交往具有部分中介效应，中介效应占总效应的比例为： ab/c ；若 a 、 b 中至少有一个不显著，则需用 Bootstrap 法直接检验 $H_0: ab = 0$ ，然后再考察是否存在中介效应及其大小（参见温忠麟、叶宝娟，2014）。

由于模型中的收入、生活满意度分别是连续变量和有序变量，而社会交往是二分变量，故本文首先利用可处理内生性的扩展回归模型（extended regression models, ERM）中的内生线性模型同时估计

(1) 式和 (3) 式，然后利用 ERM 中的内生有序 Probit 模型同时估计 (1) 式和 (4) 式以及中介效应检验时的 (1) 式和 (6) 式，最后利用 ERM 中的内生 Probit 模型同时估计 (1) 式和 (5) 式。

内生线性模型、内生有序 Probit 模型和内生 Probit 模型都需要包含至少一个工具变量才可识别。而且贫困户是否加入合作社与收入、生活满意度等变量可能存在互为因果的关系，比如一些收入或生活满意度较高的贫困户可能更愿意加入合作社，即贫困户是否加入合作社可能是一个内生变量。为了解决是否加入合作社这一变量的内生性，并让计量模型可识别，本文借鉴 Ma and Abdulai（2016）以邻居是否加入合作社作为样本农户是否加入合作社的工具变量的思路，用本村其他贫困户加入合作社的比例作为该贫困户是否加入合作社的工具变量。根据行为模仿理论，在农村熟人社区，本村其他贫困户加入合作社的情况会影响该贫困户是否加入合作社。本村其他贫困户加入合作社的比例越高，该贫困户加入合作社的可能性一般也越大；但是，本村其他贫困户加入合作社的比例一般不会影响该贫困户的收入和生活满意度。

（二）变量说明

1.被解释变量。本文拟借助收入、生活满意度指标，实证分析农民合作社的益贫性。家庭人均纯收入是测度收入贫困最常用的指标，中国的贫困线就是依据年家庭人均纯收入划定的。本文采取国家统计局的方法，将农户家庭每年得到的各类收入进行加总，然后减去农业及非农业经营支出，得到年家庭纯收入，再将年家庭纯收入除以家庭人数得到年家庭人均纯收入，用以反映贫困户收入。

本文同时将贫困户户主的生活满意度（5级李克特量表打分）作为被解释变量，用以反映贫困户的生活满意度。生活满意度是测度人们生活状况的重要指标，它无疑会受到社会交往以及社会性贫困的影响。社会交往作为中介变量，既是被解释变量也是解释变量。本文以是否参加文化娱乐或兴趣组织（以下简称“参加文娱组织”）表征贫困户的社会交往情况，分析贫困户加入合作社是否以及在多大程度上通过社会交往影响其生活满意度。

2.核心解释变量。本文关注的是贫困户加入合作社能否增加收入、提高生活满意度以及是否会通过改善其社会交往（从而缓解社会性贫困）来提高生活满意度。因此，贫困户是否加入合作社是本文的核心解释变量。

3.控制变量。本文将控制变量分为个人特征、家庭特征、经营情况三类。其中，个人特征包括户主（即受访者）性别、年龄与受教育年限；家庭特征主要是贫困户的家庭人数与家庭供养压力；经营特征包括贫困户家庭农业收入占比、家庭人均务工强度与家庭自有土地面积。大量研究表明（例如 Verhofstadt and Maertens, 2015；刘俊文，2017），上述三类变量不仅会影响贫困户是否选择加入合作社，还会影响其收入和生活满意度^①。同时，考虑到地区差异，本文在模型中还将样本所在地区按照东、中、西部加以控制。

表1对各变量进行了定义。

表1 变量名称与变量定义

变量名称	变量定义
收入	家庭每年的各类收入减去经营支出后除以家庭人数（千元/人·年）
生活满意度	户主的生活满意程度：很不满意=1；不太满意=2；一般=3；比较满意=4；很满意=5
是否加入合作社	否=0；是=1
社会交往	是否参加文娱组织：否=0；是=1
户主性别	女=0；男=1
户主年龄	2016年底受访者的年龄（岁）
户主受教育年限	户主的受教育年限：文盲=0；小学=5；初中=8；高中或中专=11；大专及以上=14
家庭人数	家庭人口数
家庭供养压力	15岁以下和65岁以上成员数量占家庭人口数的比例
家庭农业收入占比	减去农业经营支出后的家庭农业经营收入除以家庭总收入

^①因为生活满意度和社会交往可能受收入状况影响，所以在分析贫困户加入合作社是否能提高其生活满意度、是否会改善其社会交往时，本文还控制了以年计的家庭人均纯收入。

(续表 1)

家庭人均务工强度 ^a	所有家庭成员务工时间的均值
家庭自有土地面积	家庭自有的耕地、林地、园地、牧草地等的总面积（亩）
工具变量	本村其他贫困户加入合作社的比例

注：a 户主报告的各个家庭成员每年务工时间为：从不=0；3 个月以下=1；3~6 个月=2；6~12 个月=3。将各个家庭成员每年务工时间加总后除以家庭人数，用以反映农户层面的务工强度。

（三）数据来源

本文使用的数据来自中国社会科学院国情调研特大项目“精准扶贫精准脱贫百村调查”课题组于 2017 年 1~10 月在全国 26 个省（市、区）近百个贫困村开展的问卷调查。该项目下设 100 个子课题，子课题负责人主要来自中国社会科学院农村发展研究所、社会学研究所等单位，个别子课题负责人来自各大高校或地方社会科学院。为保证贫困村选择的随机性和代表性，课题组首先让每个子课题负责人在全国范围内提供意向样本贫困村，然后在国务院扶贫开发领导小组办公室的支持下对部分贫困村进行调整，以便能够有一定比例的样本贫困村分布在“老少边穷”地区，并为找不到合适样本的子课题推荐贫困村。按照要求，子课题调查组需要在样本贫困村开展分层抽样，抽取不少于 30 户贫困户和 30 户非贫困户进行问卷调查。调查问卷由课题组统一提供，由子课题负责人、所在单位青年科研人员以及部分相关专业的研究生等接受培训后驻村入户与户主一对一访谈完成。一般而言，作为家里的主事人，贫困户户主最了解家里的生产、生活情况，也是收入贫困和社会性贫困压力的主要承担者。

剔除完成的问卷数量远小于 60 的样本贫困村的所有问卷以及有重要信息遗漏的问卷，课题组共得到 90 个村的 6006 个有效样本，其中贫困户、非贫困户分别为 3216 户和 2790 户^①。在 6006 个有效样本中，贫困户加入合作社的比例为 21.49%；非贫困户加入合作社的比例为 15.66%。样本贫困户与非贫困户加入合作社的比例相差不大（不到 6 个百分点），且都远低于官方统计的 2016 年底全国农户加入合作社的比例（46.80%）^②。这表明，样本贫困村的合作社在参与精准扶贫时，可能受到了一定的行政干预，但力度不大，样本数据具有较好的真实性与代表性。由于本文关注的是加入合作社对贫困群体的影响，所以接下来本文仅使用 3216 户样本贫困户数据进行实证分析。

表 2 显示了 3216 户样本贫困户各变量的均值以及加入与未加入合作社的两类贫困户各变量的均值差异。表 2 表明，加入合作社的贫困户收入和生活满意度都显著较高，而且社会交往也明显较多。具体来看，与未加入合作社的贫困户相比，加入合作社的贫困户年家庭人均纯收入均值高 541 元，生活满意度均值高 0.44。另外，在给定的显著性水平上，加入合作社的贫困户户主年龄较小、家庭人数较多、家庭人均务工强度较大，但是其家庭供养压力明显较小。就此而言，农民合作社在增加贫困户收入、提高生活满意度方面有重要作用。当然，要确认农民合作社是否是有效的益贫组织，还需要进

^①根据“2016 年底是否为建档立卡贫困户”来划分贫困户与非贫困户。

^②资料来源：《农业部副部长叶贞琴在农民合作社发展论坛上的讲话》，http://jiuban.moa.gov.cn/sjzz/jgs/cfc/zcdt/ldjh/201709/t20170922_5823309.htm。

行更为严谨的计量分析。

表2 样本贫困户各变量均值及两类贫困户样本的均值差异

变量	全样本贫困户 N=3216	加入合作社的贫困户 N=691	未加入合作社的贫困户 N=2525	两类贫困户样本 的均值差异
收入	6.657 (7.641)	7.082 (9.331)	6.541 (7.106)	0.541*
生活满意度	3.240 (1.068)	3.584 (0.993)	3.146 (1.069)	0.438***
社会交往	0.328 (0.470)	0.476 (0.500)	0.273 (0.446)	0.204***
户主性别	0.707 (0.455)	0.73 (0.02)	0.70 (0.01)	0.033
户主年龄	55.322 (13.446)	52.879 (12.030)	55.992 (13.735)	-3.113***
户主受教育年限	4.814 (3.180)	5.079 (2.994)	4.744 (3.224)	0.335**
家庭人数	3.570 (1.697)	3.948 (1.565)	3.467 (1.717)	0.481***
家庭供养压力	0.336 (0.322)	0.290 (0.283)	0.348 (0.331)	-0.058***
家庭农业收入占比	0.191 (0.622)	0.172 (0.364)	0.196 (0.676)	-0.024
家庭人均务工强度	0.897 (0.907)	0.978 (0.875)	0.875 (0.915)	0.104***
家庭自有土地面积	43.766 (181.725)	47.653 (185.569)	42.702 (180.681)	4.951
工具变量	0.208 (0.242)	0.474 (0.288)	0.135 (0.164)	0.339***

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号外为均值，括号内为标准差；③因样本数据缺失，有些变量的样本数少于 3216。

此外，农民合作社在生产生活方面的作用可能因成员农户收入状况的不同而有所区别。在分析是否加入合作社对贫困户收入和生活满意度的影响时，本文根据年家庭人均纯收入是否高于 2017 年很多省份设定的 3335 元的贫困线^①，将样本贫困户分为两大类：一类是年家庭人均纯收入低于 3335 元

^①因各地情况不同，国务院未给出 2017 年全国统一的贫困线或贫困（脱贫）标准。国家统计局住户调查办公室出版的《中国农村贫困监测报告（2018）》中，按当年价 2017 年的贫困标准定为 2962 元/年，与 2016 年的贫困标准完全相同，这不符合贫困标准以 2010 年不变价格为基础根据每年物价水平调整的普遍做法。考虑到不少地方（例如贵州省、黑龙江省等）将 3335 元/年作为 2017 年贫困户脱贫标准，再加上需要依据脱贫标准划分实际贫困户和政策贫困户，本文从实际情况出发，以 3335 元/年作为 2017 年的脱贫标准。

的实际贫困户；另一类是年家庭人均纯收入虽然高于或等于 3335 元，但因各种原因暂未退出贫困户序列，仍享受贫困户政策的政策贫困户。在 3216 户样本贫困户中，实际贫困户为 1026 户，占比 31.90%；政策贫困户为 2190 户，占比 68.10%。

四、估计结果分析

（一）加入合作社对贫困户收入的影响

虽然实际贫困户与政策贫困户都为建档立卡贫困户，享受相同的扶贫政策，但是两类贫困户的收入状况有所不同，加入合作社对其收入的影响也可能存在差别，因而需要对两类样本分别进行计量分析，于是本文将贫困户是否加入合作社、收入和生活满意度三个变量分别对工具变量进行回归。回归结果发现，工具变量对贫困户是否加入合作社的影响显著，对贫困户收入和生活满意度的影响不显著。这与理论分析的结果一致，表明本文选定的工具变量是一个有效的工具变量。另外，控制变量和核心解释变量之间的条件数为 20.69，可以认为变量不存在多重共线性，数据适合进行计量分析。本文使用内生线性模型，同时估计（1）式和（3）式，可以得到是否加入合作社对贫困户收入的影响，估计结果如表 3 所示。表 3 表明，对于全样本贫困户和政策贫困户，是否加入合作社的内生性不显著；但是对于实际贫困户，（1）式与（3）式的残差相关系数 ρ 显著不为零。这表明，样本贫困户是否选择加入合作社具有一定的内生性，应当采用可以控制内生性的计量模型进行分析。

从表 3 的回归结果看，对于全样本贫困户，户主受教育年限、家庭人数对贫困户是否加入合作社有显著的正向作用。加入合作社能够让贫困户年家庭人均纯收入增加 872 元，且在 10%的水平上显著。农民合作社的增收效应对实际贫困户和政策贫困户有很大差别：加入合作社能够让实际贫困户年家庭人均纯收入增加 4446 元，且在 1%的水平上显著；但是，加入合作社对政策贫困户收入的影响却不显著。上述结果表明：一方面，农民合作社有助于提高贫困户收入，改善贫困户的经济状况；另一方面，农民合作社对实际贫困户的增收效应远比对政策贫困户的增收效应显著，因而有助于缓解实际贫困户的相对贫困。加入合作社能够增加贫困户收入，且对收入较低的实际贫困户的经济状况改善作用尤为明显，假说 1 得到证实。

此外，表 3 还表明，虽然家庭人均务工强度较大的实际贫困户更愿意加入合作社，但是务工强度的增大并没能增加其收入。相对富裕的政策贫困户则不同，其收入会随着务工强度的增大而显著增加。

表 3 加入合作社对贫困户收入的影响：内生线性回归

	全样本贫困户		实际贫困户		政策贫困户	
	(1) 式	(3) 式	(1) 式	(3) 式	(1) 式	(3) 式
是否加入合作社	—	0.872* (0.507)	—	4.446*** (0.293)	—	-0.424 (0.631)
户主性别	0.084 (0.074)	0.048 (0.309)	-0.227** (0.111)	0.430 (0.314)	0.152*** (0.090)	0.212 (0.379)
户主年龄	0.000 (0.003)	0.018 (0.012)	0.000 (0.004)	0.019 (0.012)	0.001 (0.003)	0.011 (0.015)

(续表 3)						
户主受教育年限	0.022** (0.011)	0.057 (0.046)	0.049*** (0.017)	-0.076* (0.046)	0.009 (0.013)	0.001 (0.056)
家庭人数	0.046** (0.021)	-0.726*** (0.088)	0.026 (0.032)	-0.061 (0.091)	0.066*** (0.025)	-0.712*** (0.108)
家庭供养压力	-0.357*** (0.121)	-0.293 (0.484)	0.102 (0.183)	0.531 (0.501)	-0.394*** (0.146)	-1.063* (0.594)
家庭农业收入占比	0.017 (0.051)	-0.921*** (0.210)	0.001 (0.037)	-0.129 (0.126)	0.229 (0.158)	-2.953*** (0.730)
家庭人均务工强度	0.021 (0.037)	0.987*** (0.157)	0.111** (0.056)	-0.190 (0.162)	0.025 (0.045)	0.913*** (0.195)
家庭自有土地面积 对数	0.022 (0.019)	0.371*** (0.078)	0.043 (0.028)	0.003 (0.080)	0.000 (0.023)	0.146 (0.098)
中部地区	-0.160 (0.112)	-1.209*** (0.472)	-0.099 (0.180)	-0.071 (0.511)	-0.163 (0.135)	-1.323** (0.562)
西部地区	-0.131* (0.108)	-1.036** (0.471)	0.033 (0.177)	-0.226 (0.502)	-0.033 (0.130)	-0.467 (0.568)
工具变量	3.547*** (0.144)	—	1.604*** (0.190)	—	3.504*** (0.174)	—
常数项	-1.869*** (0.234)	7.470*** (0.968)	-1.341*** (0.384)	0.126 (0.993)	-1.993*** (0.279)	11.153*** (1.186)
Wald 检验值	160.62***		240.57***		99.28***	
残差相关系数 ρ	-0.045 (0.043)		-0.903*** (0.014)		0.063 (0.054)	
样本数	2735		857		1878	

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为标准误；③地区虚拟变量以东部地区为参照；④家庭自有土地面积是农户报告值+0.1 后再取自然对数以消除量纲，同时避免因一些农户自有土地面积为 0 导致的样本被剔除问题；⑤因一些变量的数据缺失，样本数少于贫困户样本数，下同。

(二) 加入合作社对生活满意度的影响

接下来，本文使用内生有序 Probit 模型，同时估计 (1) 式和 (4) 式，得到是否加入合作社对贫困户生活满意度的影响。表 4 的回归结果表明，无论是全样本回归，还是对实际贫困户、政策贫困户两类样本分别回归，(1) 式和 (4) 式的残差相关系数 ρ 都显著不为零。该回归结果再次表明，贫困户是否选择加入合作社具有内生性，本文采用的计量模型是合适的。

表 4 加入合作社对贫困户生活满意度的影响：内生有序 Probit 回归

	全样本贫困户		实际贫困户		政策贫困户	
	(1) 式	(4) 式	(1) 式	(4) 式	(1) 式	(4) 式
是否加入合作社	—	0.950*** (0.079)	—	1.200*** (0.140)	—	0.817*** (0.099)

(续表 4)

家庭人均纯收入	0.000 (0.004)	0.018*** (0.003)	-0.031* (0.016)	0.005 (0.010)	0.005 (0.005)	0.012*** (0.003)
户主性别	0.082 (0.073)	0.100** (0.046)	-0.085 (0.135)	0.057 (0.081)	0.145 (0.089)	0.143*** (0.056)
户主年龄	0.000 (0.003)	0.010*** (0.002)	-0.003 (0.005)	0.017*** (0.003)	0.001 (0.003)	0.006*** (0.002)
户主受教育年限	0.023** (0.011)	-0.006 (0.007)	0.053*** (0.020)	0.004 (0.012)	0.008 (0.013)	-0.015* (0.008)
家庭人数	0.045** (0.021)	-0.001 (0.013)	0.004 (0.039)	-0.028 (0.024)	0.068*** (0.025)	0.018 (0.016)
家庭供养压力	-0.326*** (0.120)	0.247*** (0.072)	-0.013 (0.225)	0.220* (0.131)	-0.378*** (0.146)	0.267*** (0.087)
家庭农业收入占比	0.016 (0.048)	0.040*** (0.032)	0.005 (0.055)	0.067* (0.035)	0.211 (0.158)	0.003 (0.108)
家庭人均务工强度	0.024 (0.036)	0.034 (0.023)	0.086 (0.068)	0.000 (0.042)	0.017 (0.045)	0.040 (0.029)
家庭自有土地面积对数	0.016 (0.019)	0.043*** (0.012)	0.046 (0.034)	0.051** (0.021)	-0.006 (0.023)	0.029** (0.014)
中部地区	-0.189* (0.112)	0.117* (0.070)	-0.131 (0.212)	0.187 (0.133)	-0.186 (0.134)	0.082 (0.082)
西部地区	-0.106 (0.107)	-0.006 (0.070)	-0.318 (0.210)	0.114 (0.131)	-0.013 (0.128)	-0.014 (0.083)
工具变量	3.562*** (0.144)	—	3.709*** (0.270)	—	3.508*** (0.175)	—
常数项	-1.880*** (0.234)	—	-1.700*** (0.452)	—	-2.037*** (0.285)	—
Wald 检验值	288.41***		132.37***		127.56***	
残差相关系数 ρ	-0.363*** (0.052)		-0.470*** (0.086)		-0.317*** (0.066)	
样本数	2719		851		1868	

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为标准误；③地区虚拟变量以东部地区为参照。

表 4 中，从回归系数看，与未加入合作社相比，加入合作社在 1% 的显著性水平上能够提高贫困户的生活满意度。这一结论无论在全样本回归还是在分样本回归中都成立，假说 2 得到初步证实。结合表 3 的回归结果可以发现，加入合作社对于政策贫困户收入没有显著影响，却能够显著提高其生活满意度。这表明：一方面，加入合作社对贫困户收入和生活满意度的影响存在不同的作用机理；另一方面，也意味着加入合作社即便不能增加收入较高的成员收入，亦可以改善他们的生活状态。这可能是因为在乡村共同体持续衰败、农民日益“个体化”的社会转型期，农民合作社在一定程度上发挥了乡村社会共同体的作用（刘同山，2017）。

由于生活满意度为有序变量，表 4 的回归系数反映了是否加入合作社对贫困户生活满意度的作用方向。为了得到更为直观的结果，即加入合作社将在多大程度上提高贫困户的生活满意度，本文接下来在内生有序 Probit 回归的基础上进行边际分析。表 5 的结果表明，加入合作社可以显著地提高贫困户的生活满意度，尤其是对实际贫困户而言。具体地，加入合作社分别让全样本贫困户、实际贫困户和政策贫困户“对现在生活很不满意”的概率降低了 7.60%、12.50%和 5.40%。

表 5 加入合作社对贫困户生活满意度的边际影响

	全样本贫困户	实际贫困户	政策贫困户
合作社成员与非成员相比	-0.076*** (0.007)	-0.126*** (0.015)	-0.054*** (0.007)
加入合作社让户主回答“对现在生活很不满意”的概率降低比例 (%)	7.60	12.50	5.40

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为标准误。

（三）社会交往的中介效应分析

从上述分析可以知道，加入合作社能够提高贫困户的生活满意度，但上述分析不能判定生活满意度的提高是否源自贫困户社会交往的改善。为了找到加入合作社通过改善贫困户的社会交往来提高其生活满意度的证据，需要对社会交往的中介效应进行检验。

表 4 和表 6 的结果表明，对于全样本贫困户，（4）～（6）式中是否加入合作社、是否参加文娱组织的回归系数都通过了给定水平的显著性检验（ $c=0.95$ 、 $a=0.50$ 和 $b=0.33$ ）。这说明社会交往的间接效应显著，加入合作社确实会通过改善贫困户的社会交往来提高其生活满意度。具体来看， ab 与 c' 同号，属于部分中介效应，中介效应占总效应的比例为 17.37%。也就是说，在贫困户加入合作社后生活满意度提高的总效应中，有 17.37%的比例是通过以参加文娱组织所反映的社会交往的改善实现的，假说 2 得到进一步证实。

表 6 社会交往的中介效应检验

	社会交往：全样本贫困户		生活满意度：全样本贫困户	
	(1) 式	(5) 式	(1) 式	(6) 式
是否加入合作社	—	0.497** (0.228)	—	1.213*** (0.145)
是否参加文娱组织	—	—	—	0.329*** (0.080)
家庭人均纯收入	0.004 (0.006)	-0.010 (0.007)	0.005 (0.006)	0.014*** (0.004)
户主性别	0.071 (0.123)	-0.100 (0.107)	0.080 (0.122)	0.089 (0.084)
户主年龄	0.004 (0.005)	0.001 (0.004)	0.003 (0.005)	0.008** (0.003)

(续表 6)				
户主受教育年限	0.029 (0.019)	-0.001 (0.017)	0.028 (0.019)	-0.035*** (0.013)
家庭人数	0.070* (0.037)	0.030 (0.033)	0.059 (0.037)	-0.007 (0.026)
家庭供养压力	-0.702*** (0.222)	0.131 (0.183)	-0.747*** (0.222)	0.544*** (0.139)
家庭农业收入占比	0.093 (0.130)	0.189 (0.134)	0.063 (0.090)	0.043 (0.054)
家庭人均务工强度	0.032 (0.068)	0.091 (0.061)	0.028 (0.066)	0.042 (0.048)
家庭自有土地面积 对数	0.039 (0.031)	0.044* (0.026)	0.049* (0.029)	0.010 (0.021)
中部地区	-0.193 (0.187)	0.892*** (0.182)	-0.144 (0.184)	0.022 (0.123)
西部地区	-0.134 (0.157)	0.856*** (0.169)	-0.102 (0.157)	-0.004 (0.114)
工具变量	3.211*** (0.273)	—	3.263*** (0.269)	—
常数项	-2.016*** (0.402)	-1.460*** (0.353)	-1.954*** (0.395)	—
Wald 检验值	48.03***		161.38***	
残差相关系数 ρ	0.052 (0.149)		-0.513*** (0.093)	
样本量	787		785	

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为标准误；③地区虚拟变量以东部地区为参照。

值得提出的是，以是否参加文娱组织反映贫困户的社会交往情况，会导致农民合作社的益贫性被严重低估。原因主要有三个：一是很多村庄有农民合作社，但没有文娱组织^①，因此贫困户加入合作社后的社会交往情况没能得到真实反映；二是参加文娱组织只是社会交往的一个很小的方面，其能表征的社会性贫困缓解更是非常有限；三是合作社成员内部交流已经满足了贫困户的社会交往需要，而且一些社区性的综合合作社本身就兼具文娱组织的功能，成员不需要再参加此类组织。一旦考虑到成员内部的交流、交往和社会支持，农民合作社在缓解社会性贫困、提高贫困群体生活满意度中的作用将更加突出。遗憾的是，本文没能找到可以更好地反映社会交往或社会性贫困情况的指标。

^①当被问及本村及邻近村有没有农民合作社以及有没有文娱组织时，在 6006 个有效样本中，分别有 2910 个和 1950 个样本回答“有”。而且，在回答“本村及邻近村有农民合作社”的 2910 个样本中，只有 54.21%的样本回答“本村及邻近村有文娱组织”。可见，很多村庄确实只有农民合作社而没有文娱组织。

五、研究结论与政策启示

在理论分析农民专业合作社可以帮助贫困户成员改善经济状况和社区生活的基础上，本文利用全国 26 个省（市、区）90 个贫困村的 3216 户贫困户调查数据，采用可以处理内生性的内生线性回归模型、内生有序 Probit 模型和内生 Probit 模型，将贫困户分为实际贫困户和政策贫困户两类，实证研究了加入合作社对贫困户收入和生活满意度的影响。

本文结果表明：首先，与未加入合作社相比，加入合作社可以显著增加贫困户的收入，且对实际贫困户的增收效应较大；其次，与未加入合作社相比，加入合作社可以显著提高贫困户的生活满意度，且对实际贫困户的提升作用较强；最后，社会交往的改善是加入合作社提高贫困户生活满意度的中介变量，加入合作社有助于缓解贫困户的社会性贫困。总之，农民专业合作社不仅能够增加贫困群体的收入、缓解收入贫困，还可以改善贫困群体的社会交往、缓解社会性贫困，进而提高其生活满意度，具有很好的益贫性。

本文从上述结论中可以得到以下政策启示。第一，农民专业合作社作为有效的益贫组织，能够显著改善贫困群体的生活状况，各级政府在完善农村扶贫机制、改进扶贫效果的举措中，应当继续重视农民专业合作社的减贫效应，不应因“空壳社”问题而对此产生动摇、质疑。第二，无论是改善收入状况，还是提高生活满意度，家庭收入较低的实际贫困户都可以从合作社参与中获得更多益处。因此，在引导农民专业合作社实现高质量发展转型时，政策上要特别鼓励和支持实际贫困户加入合作社，通过改善贫困户的组织化程度，提升其市场竞争力和生活获得感。第三，作为植根于传统农村社区的互助性经济社会组织，农民专业合作社在解决贫困群体因社会排斥而遭受的社会性贫困方面有独特优势。为了增强社会联系、缓解贫困群体的社会性贫困，政府要积极利用农村社区的传统组织和文化资源，强化农民专业合作社的社会功能建设。

参考文献

- 1.邓衡山、徐志刚、黄季焜、宋一青，2011：《组织化潜在利润对农民专业合作社形成发展的影响》，《经济学（季刊）》第4期。
- 2.管爱国、符纯华，2000：《现代世界合作社经济》，北京：中国农业出版社。
- 3.韩国明、安杨芳，2010：《贫困地区农民专业合作社参与农业技术推广分析——基于农业技术扩散理论的视角》，《开发研究》第2期。
- 4.胡联，2014：《贫困地区农民专业合作社与农户收入增长——基于双重差分法的实证分析》，《财经科学》第12期。
- 5.黄宗智，2017：《中国农业发展三大模式：行政、放任与合作的利与弊》，《开放时代》第1期。
- 6.孔祥智，2016：《合作社的益贫性》，《中国农民合作社》第7期。
- 7.刘俊文，2017：《农民专业合作社对贫困农户收入及其稳定性的影响——以山东、贵州两省为例》，《中国农村经济》第2期。
- 8.刘同山，2017：《农民专业合作社的幸福效应：基于ESR的计量分析》，《中国农村观察》第4期。

- 9.刘宇翔, 2015:《欠发达地区农民合作扶贫模式研究》,《农业经济问题》第7期。
- 10.邵科、于占海, 2017:《农民合作社在促进产业精准脱贫中的功能机理、面临问题与政策建议》,《农村经济》第7期。
- 11.唐宗焜, 2007:《合作社功能和社会主义市场经济》,《经济研究》第12期。
- 12.王小林、Alkire Sabina, 2009:《中国多维贫困测量: 估计和政策含义》,《中国农村经济》第9期。
- 13.温忠麟、叶宝娟, 2014:《中介效应分析: 方法和模型发展》,《心理科学进展》第5期。
- 14.吴彬、徐旭初, 2009:《农民专业合作社的益贫性及其机制》,《农村经济》第3期。
- 15.邢成举、李小云, 2013:《精英俘获与财政扶贫项目目标偏离的研究》,《中国行政管理》第9期。
- 16.徐旭初、吴彬, 2018:《农民合作社参与扶贫的若干思考》,《中国合作经济》第10期。
- 17.苑鹏, 2019:《农民合作社参与精准扶贫的政策措施与实践探索》,载魏后凯(主编):《中国农村发展报告(2019)》,北京: 中国社会科学出版社。
- 18.苑鹏、曹斌、崔红志, 2019:《空壳农民专业合作社的形成原因、负面效应与应对策略》,《改革》第4期。
- 19.张晓山、苑鹏, 2009:《合作经济理论与中国农民合作社的实践》,北京: 首都经贸大学出版社。
- 20.张晓山, 2004:《促进以农产品生产专业户为主体的合作社的发展——以浙江省农民专业合作社的发展为例》,《中国农村经济》第11期。
- 21.赵晓峰、邢成举, 2016:《农民合作社与精准扶贫协同发展机制构建: 理论逻辑与实践路径》,《农业经济问题》第4期。
- 22.Bibby, A., and L. Shaw, 2005, *Making a Difference: Co-operative Solutions to Global Poverty*, London: Co-operative College.
- 23.Birchall, J., and R. Simmons, 2009, *Cooperatives and Poverty Reduction: Evidence from Sri Lanka and Tanzania*, Oldham: Co-operative College.
- 24.Bruni, F., D. De Rosa and G. Ferri, 2019, “Cooperatives and Happiness. Cross-country Evidence on the Role of Relational Capital”, *Applied Economics*, 51(30):3325-3343.
- 25.Holmén, H., 1990, *State, Cooperatives and Development in Africa*, Uppsala: The Scandinavian Institute of African Studies.
- 26.Hu, Z., F. Q. Zhang, and J. A. Donaldson, 2017, “Farmers’ Cooperatives in China: A Typology of Fraud and Failure”, *China Journal*, 78(7):1-24.
- 27.Hunter, G., 1981, *A Hard Look at Directing Benefits to the Rural Poor and at Participation*, London: Overseas Development Institute.
- 28.Ma, W., and A. Abdulai, 2016, “Does Cooperative Membership Improve Household Welfare? Evidence from Apple Farmers in China”, *Food Policy*, 58(1):94-102.
- 29.Ma, W., A. Renwick, P. Yuan, and R. Nazmun, 2018, “Agricultural Cooperative Membership and Technical Efficiency of Apple Farmers in China: An Analysis Accounting for Selectivity Bias”, *Food Policy*, 81(11):122-132.
- 30.Majee, W., and A. Hoyt, 2011, “Cooperatives and Community Development: A Perspective on the Use of Cooperatives in Development”, *Journal of Community Practice*, 19(1): 48-61.

- 31.Parnell, E., 2001, *The Role of Cooperatives and Other Self-help Organizations in Crisis Resolution and Socio-economic Recovery*, Geneva: International Labour Office.
- 32.Sen, A.,1999, *Development as Freedom*, Oxford: Oxford University Press.
- 33.Townsend, P., 1979, *Poverty in the United Kingdom*, Berkeley: University of California Press.
- 34.Verhofstadt, E., and M. Maertens, 2015, “Can Agricultural Cooperatives Reduce Poverty? Heterogeneous Impact of Cooperative Membership on Farmers Welfare in Rwanda”, *Applied Economic Perspectives and Policy*, 37(1):86-106.
- 35.Wanyama, F., P. Develtere, and I. Pollet, 2008, *Encountering the Evidence: Cooperatives and Poverty Reduction in Africa*, Belgium: Catholic University of Leuven.
- 36.World Bank, 2001, *World Development Report 2000/2001: Attacking Poverty*, New York: Oxford University Press.

（作者单位：¹ 南京林业大学经济管理学院；

² 中国社会科学院农村发展研究所）

（责任编辑：何 欢）

Are Farmers' Cooperatives Effective Pro-poor Organizations?

Liu Tongshan Yuan Peng

Abstract: Based on the organizational characteristics of farmers' cooperatives, this article analyzes the mechanism of joining farmers' cooperatives to improve poor farmer households' economic conditions and life satisfaction. It then examines the impacts of joining farmers' cooperatives on poor farmer households' income and life satisfaction by utilizing an extended regression model with a survey dataset of 3216 poor farmer households in 2017 “Survey on Precise Poverty Alleviation in 100 Villages” in China. The empirical results show that joining farmers' cooperatives can not only enhance the expected annual per capita income of poor households by 872 Yuan but also improve their life satisfaction, and the effects are more pronounced for poor households with lower income. In addition, the study finds that social interaction is an intermediary variable that can account for 17.37 percent of the impact of joining farmers' cooperatives on the life satisfaction of poor households. So policymakers should pay more attention to the multidimensional pro-poor effect of farmers' cooperatives.

Key Words: Farmers' Cooperative; Pro-poor Organization; Poor Household; Income; Life Satisfaction

工业智能化如何影响城乡收入差距*

——来自农业转移劳动力就业视角的解释

刘 欢

摘要：随着智能制造装备在各行业的不断普及，其对劳动力就业的影响逐渐加深。基于 2001~2016 年中国省级面板数据与流动人口监测数据，本研究从劳动力的就业行为与收入视角，采用动态空间面板模型评估了工业智能化对城乡收入差距的影响。结果表明，工业智能化显著扩大了城乡收入差距。在人口大规模跨区域流动背景下，这一效应具有明显的空间外溢性。进一步的检验与机制分析发现，工业智能化显著降低了农业转移人口的收入水平与工作稳定性，不利于农业转移人口稳定迁移，且这种影响存在明显的个体异质性。本研究的研究结论为政府持续加大农村教育投入与职业技能培训投入给予了实证支持，也为推进财政体制改革方向提供了启示。

关键词：工业智能化 城乡收入差距 个体异质性 动态空间面板

中图分类号：F424.3 **文献标识码：**A

一、引言

如果说中国经济增长是人类经济发展史上一个成功案例，那么中国收入分配则是不成功案例之一（李实，2018），巨大的城乡收入差距即为其重要表现。1978 年，中国城镇家庭平均收入是农村家庭的 2 倍，但 2015 年这一差距扩大至 3.5 倍，结果是虽然城镇成人人口占总成人人口的份额从 1978 年的 20% 增长到 2015 年的 55%，但其收入份额却从 30% 上升至 80%（Piketty et al., 2017）。中国城乡收入差距持续恶化的原因何在，已有诸多研究试图解释这一现象。直观而言，城乡收入差距源于资本、劳动力等要素回报的城乡差异，但要素回报又在相当大的程度上与其所处的制度环境密切相关（孙华臣、焦勇，2019）。重工业优先发展战略及其衍生的户籍制度、城市偏向政策是城乡收入差距扩大的重要原因，如城乡劳动力市场分割、歧视性的社会福利体系及政府对农副产品价格的控制等（陆铭、陈钊，2004；陈斌开等，2010；陈斌开、林毅夫，2013）。此外，随着技术进步及以数字化、网络化和智能化为特征的新一轮工业革命兴起，交通基础设施与工业智能化对城乡收入差距的影响逐步进入学者

*本文为国家自然科学基金青年科学基金项目“中国产能过剩的化解难题研究：从纳税大户角度的一个激励性解释”（编号：71803190）的阶段性研究成果。感谢审稿专家与编辑部提出的宝贵修改意见，文责自负。

们的研究视野。如刘晓光等（2015）探讨了基础设施缩小城乡收入差距的原因与机制，余泳泽与潘研（2019）考察了高铁开通对城乡收入差距的影响。

不足的是，工业智能化如何影响中国收入差距却鲜被研究。而实际上，随着人工智能与机器人技术在生产领域不断普及，物化于机器设备中的技术进步对低技能劳动力的就业与收入均产生了深刻影响。经验研究表明，1990~2007年间美国工业机器人对劳动力市场的就业与工资产生明显冲击（Acemoglu and Restrepo, 2017），低技能劳动力的实际工资下降约20%（Lankisch et al., 2017），产生了明显的工资极化现象。具体到中国，2013~2017年间工业机器人安装量年均增长36%（中国劳动力市场发展报告，2018），许多地区出现机器替代低技能劳动力现象（孙早、侯玉琳，2019）。受长期城乡分割与城市倾向的发展政策影响，农业转移人口是城市低技能劳动力的主要组成部分（如图1所示），意味着工业智能化对低技能劳动力就业与收入的影响主要体现在农业转移人口中。而长期以来，农村劳动力向城市转移就业是缩小城乡收入差距的重要途径（李实等，2019），工业智能化引致的低技能劳动力就业需求与工资水平下降将影响城乡收入差距。更为重要的是，随着智能制造装备和核心软件在各行业利用率持续提高，工业智能化对城乡收入差距的影响可能进一步加深。遗憾的是，国内目前对工业智能化的讨论多集中于理论综述（曹静、周亚林，2018），仅孙早与侯玉琳（2019）实证分析了工业智能化对劳动力就业结构的影响，缺乏工业智能化与收入差距关系的直接经验研究。

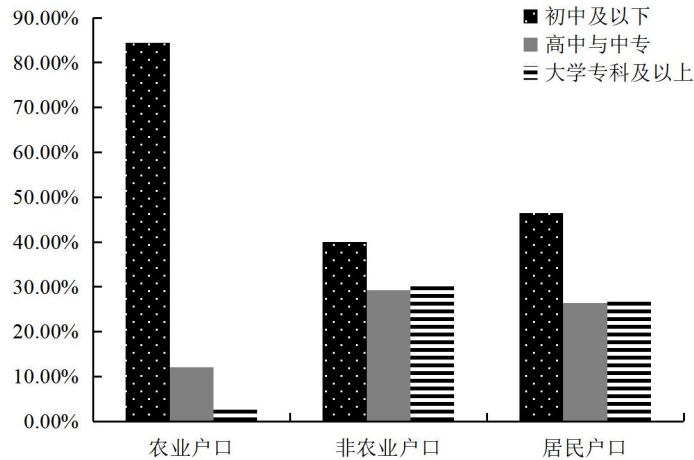


图1 分户口性质的劳动力受教育程度构成

数据来源：蔡禾等（编），2018：《中国劳动力动态调查：2017年报告》，北京：社会科学文献出版社。

相较于已有研究，本研究的边际贡献包括以下三点：首先，本研究首次基于工业智能化视角实证分析了工业智能化对城乡收入差距的影响。以往研究仅停留在研究综述层面，缺乏针对中国的经验分析；其次，本研究基于流动人口监测的微观大样本数据，从农业转移人口收入与就业行为视角解释了工业智能化影响城乡收入差距的内在作用机制，并在此基础上进行了异质性分析，是对已有研究的有益补充；最后，随着《中国制造2025》的提出，中国工业智能化升级改造步伐将逐步加快，本研究的研究结论为政府制定合理的公共政策以应对工业智能化导致的收入不平等提供经验支持。

二、研究假说

人工智能与机器人技术在智能化生产领域的应用驱使工业生产进入更高的自动化水平，部分传统岗位被替代，导致低技能劳动力需求降低。实际上，工业智能化引起的机器替代劳动力现象并非新问题，其根源于技术进步对就业的影响。以李嘉图为代表的古典经济学家一致认为，技术进步在促进就业增加的同时也将导致结构性失业，但就业总量及其结构的变化则取决于技术进步构成与技能演变趋势。一方面，随着内含智能化生产技术的设备资本不断积累，物化于设备资本中的技术进步对就业的影响将逐渐以破坏性为主，即资本对劳动的替代作用逐渐显现（毕先萍、李正友，2004）。且随着技术更新换代周期缩短及用工成本的不断攀升，资本深化倾向还将进一步加深，智能化产生的破坏性影响也将不断加大。由于工业制造业最易受自动化与机器人投入的影响，劳动力吸纳规模也明显高于农业与服务业，意味着智能化对就业的影响将突出显示在工业制造业中（陈秋霖等，2018）。这一观点得到了中国工业就业走势数据的印证，2013年前中国工业就业数量稳步增长，随后逐年缩减，2017年工业就业人数较2013年减少了900万^①。

另一方面，工业智能化引起的劳动力需求下降效应具有显著的结构特征，在低技能群体上表现更为明显。Acemoglu（2002）通过系统梳理技术进步演变历史发现，技术进步已经从工业革命时期的技能替代型转变为技能偏好型，而在简单的供需框架下，技能偏好型技术进步将直接产生高技能劳动力的就业“创造效应”与低技能劳动力的就业“替代效应”。更为重要的是，随着智能制造水平的逐步提高，其导致的制造组装环节产生的劳动力（即低技能劳动力）替代效应将愈发明显^②。尽管已有研究表明，由于高技能劳动力拥有消费型服务需求，工业智能化也将间接增加服务业中低技能劳动力的就业数量，但间接效应仅存在于较高的工业智能化发展阶段（Berger and Frey, 2016），这意味着现阶段工业智能化对低技能劳动力就业的影响仍以替代效应为主。进一步，工业智能化影响低技能劳动力就业数量的同时，也将引起其相应工资份额的变化。已有研究表明，工业智能化引起的低技能劳动力替代显著降低了低技能工人实际工资，提高技能溢价并加剧收入不平等（Lankisch et al., 2017）。在美国，工业智能化引起的低技能劳动力替代是导致其出现劳动收入份额下降与工资中位数停滞的主要原因（Frey and Osborne, 2013），这种效应也广泛存在于德国与英国（Karabarbounis and Neiman, 2014）。

具体到中国，在长期实施城乡分割的城市倾向型政策影响下，农业转移人口是低技能劳动力的主要组成部分，这就意味着工业智能化对低技能劳动力就业与收入的影响主要体现在农业转移人口中。第六次全国人口普查数据显示，25~64岁人口中非农户口接受高中教育的比重为58.2%，显著高于农业户口占比（9.9%），意味着农业转移劳动力是低技能劳动力的主要构成部分。进一步，2017年中国劳动力动态调查报告也显示，农业户口劳动力是低技能劳动力供给主体，非农业户口、居民户口劳动

^①参见国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（2013~2018年），北京：中国统计出版社。

^②如2014年东莞市在《关于加快推动工业机器人智能装备产业发展的实施意见》中明确指出，鼓励劳动密集型尤其是劳动力重复特征明显的企业开展“机器换人”，推动工业机器人智能装备等先进自动化设备的推广应用。

力大专及以上学历受教育程度比例分别高于农业户口劳动力 27.15 和 23.65 个百分点,平均受教育年限分别高出 3.53 年与 3.10 年。长期以来,农业户口劳动力是劳动力供给的主要组成部分(其占总供给的比重为 74.79%),其就业也集中于工业制造业(中国流动人口监测报告,2017),意味着工业智能化对中国制造业就业的冲击将主要体现在农业转移劳动力中^①。更为重要的是,随着中国智能装备制造设备和核心软件在各行业中的利用率不断提高,工业智能化对就业的影响也可能不断加深^②。

根据二元经济发展理论,现代工业部门工资高于传统农业部门是吸引农村劳动力不断向城市转移的原因。城市更高的工资收入不仅可以改善农业转移劳动力的生活质量,也提高了农村留守家庭成员的收入水平(李实等,2019)。因此长期以来,农村劳动力向城镇的转移就业在客观上成为了缩小中国城乡收入差距的主要途径。农业转移人口通过将工资收入汇(寄)回老家等方式^③,使城市正式部门和农村农业部门的工资差距从 1.19 下降到 1.13(李晓春、杨彩姣,2018)。在此背景下,当工业智能化对农业转移劳动力就业需求产生冲击时,其引发的就业不稳定与工资收入下降可能加剧城乡居民收入不平等现状。基于以上分析,本研究提出第一个理论假说。

H1: 工业智能化降低了农业转移劳动力的就业稳定性与工资收入,扩大了城乡收入差距。

20 世纪 80 年代中后期,乡镇企业对本地农业转移劳动力吸纳力逐渐降低,加之中国地区间不平衡的发展现实,跨区域农村劳动力转移规模不断增大。这意味着,本地工业智能化对劳动力的就业冲击也将影响其他地区城乡收入差距。“财政分权”与“行政分权”相结合的中国特色联邦主义赋予了地方政府充分的经济发展与社会政策制定权限,这一体制具体到就业市场的影响是,户口所在地成为个体分层地位的另一个重要决定机制,也是城市劳动力市场中的另一种分割方式^④。对于吸收大量外来人口的城市,本地居民可以更多地获得地方政府提供的就业福利或特殊权益,许多地方政府要求本地企业优先雇佣本地居民(Liu, 2005)^⑤。这意味着,尽管农业转移劳动力均面临劳动力市场上的就业歧视,但外来农业转移劳动力受到的歧视程度更高(李骏、顾燕峰,2011),尤其是 2012 年各地相继完成城乡统一户口登记制度改革后,这一问题将愈发突出^⑥。进一步,由于劳动力迁移行为是综合自身特征前提下考虑迁移成本与收益后的最优选择,而相较于本地农业转移劳动力,跨省转移本就面临更

^①如在电子产品代工厂富士康的就业人员中,30 岁以下的农业转移人口占比高于 75%。

^②在工业机器人的数量保持现有增长率的基础上,波士顿公司预测未来中国制造业平均每年将有 259~388 万农业转移劳动力被机器取代。

^③农业转移人口 30%以上的工资收入汇(寄)回老家,2012 年农民工汇款数量高达 1600 亿美元(Li and Wang, 2015)。

^④第一种分割方式为户籍性质,即“非农业”与“农业”。

^⑤实际上,雇佣本地人口对企业还存在其他有利影响,如私营企业负责人获得北京市户口需满足企业雇佣职工中的本市人员连续 3 年保持在 100 人以上,或达到职工总数的 90%以上,意味着雇佣本地人口还有利于企业负责人获得当地户口。

^⑥但值得注意的是,在考虑人口跨区域流动时,一个可能性是外来农业转移人口与本地农业转移人口形成就业竞争,弱化了本地农业人口转移对城乡收入差距的缩小作用,但这并不影响本地农业人口转移将缩小城乡收入差距的作用机制。且已有针对中国的经验研究表明,外来劳动力对本地劳动力就业收入的影响十分有限(蔡昉,2007)。

高的心理与融合成本。因此，工业智能化对就业的冲击在外来农业转移劳动力中体现更为突出。据此，本研究提出第二个理论假说。

H2：工业智能化水平的城乡收入差距扩大效应具有空间外溢性。

三、研究设计

（一）模型设定

本研究采用空间计量模型考察工业智能化对城乡收入差距的影响。经典计量方法假设地区间相互独立，但在劳动力大规模跨区域就业的背景下，本地区工业智能化水平变化可能对相邻地区城乡收入差距产生影响，各地区的城乡收入差距也可能存在内生交互效应（李昕、关会娟，2018），空间计量模型可以准确捕捉这一影响。传统空间计量模型包括空间滞后模型（SAR）与空间误差模型（SEM），分别考察相邻地区通过因变量对本地区因变量的影响及相邻地区通过模型误差项对本地区因变量产生影响。进一步地，由于经济系统运行具有显著的惯性特征，某地区城乡收入差距不仅取决于当期因素，还可能受到前期城乡收入差距水平的影响。同时，考虑到工业智能化水平与城乡收入差距可能存在互为因果关系，本研究同时采用动态空间面板模型进行实证分析，以剔除可能存在的内生性干扰。模型设定如下：

$$Gap_{it} = \beta_0 + \beta_1 Indtelligence_{it} + \beta_2' X_{it} + \varepsilon_{1it} \quad (1)$$

$$Gap_{it} = \rho W_{jt} Gap_{it} + \alpha_1 Indtelligence_{it} + \alpha_2' X_{it} + \varepsilon_{2it} \quad (2)$$

$$\begin{cases} Gap_{it} = \gamma_1 Indtelligence_{it} + \gamma_2' X_{it} + \varepsilon_{3it} \\ \varepsilon_{3it} = \lambda W_{jt} \varepsilon_{3it} + v_{it} \end{cases} \quad (3)$$

$$Gap_{it} = \theta Gap_{it-1} + \rho W_{jt} Gap_{it} + \alpha_1 Indtelligence_{it} + \alpha_2' X_{it} + \varepsilon_{4it} \quad (4)$$

$$\begin{cases} Gap_{it} = \theta Gap_{it-1} + \gamma_1 Indtelligence_{it} + \gamma_2' X_{it} + \varepsilon_{5it} \\ \varepsilon_{5it} = \lambda W_{jt} \varepsilon_{5it} + v_{it} \end{cases} \quad (5)$$

模型（1）为普通面板模型，模型（2）、（3）分别为空间滞后模型与空间误差模型，二者均为静态空间面板模型，模型（4）、（5）分别为动态空间滞后模型与动态空间误差模型。模型中， Gap_{it} 代表城乡收入差距， Gap_{it-1} 为城乡收入差距的滞后项，下标 i 与 t 分别表示第 i 个省份与第 t 年； W_{jt} 代表空间权重矩阵， ρ 与 λ 分别为空间滞后系数、空间误差系数； $Indtelligence_{it}$ 代表工业智能化水平；为减少模型设定误差，本研究在各模型中均加入了一组控制变量（ X_{it} ），包括经济发展水平、城镇登记失业率、城镇化水平、产业结构、开放程度及人均耕地面积与人均机械动力； ε_{it} 为误差项。为避免回归中可能存在的反向因果问题，本研究将核心解释变量与控制变量均滞后一年处理。考虑到本研究

样本是按照中国省级区域划分的固定空间单位，故选择固定效应模型进行估计（Beenstock and Felsenstein, 2007）。

进一步，本研究采用模型（6）验证工业智能化对城乡收入差距的影响与作用路径的存在性。为避免回归中可能存在的反向因果问题，本研究将城市特征解释变量数据滞后一年处理。

$$Work_{ij} = \beta_0 + \beta_1 Indtelligence_j + \beta_2 Indtelligence_j \times PF_{ij} + \beta_3 PF_{ij} + \beta_4 X_j + \varepsilon_i \quad (6)$$

模型（6）中， $Work_{ij}$ 代表 j 地区第 i 个流动人口的工资收入、工作时间、工作稳定性及迁移稳定性，主要解释变量 $Indtelligence_j$ 为 j 地区工业智能化水平。 X_j 为与上文一致的城市特征控制变量， PF_{ij} 为个体特征变量，包括年龄、性别、受教育程度及流动类型。

（二）变量选取与数据说明

1. 变量选取

遵循已有研究，采用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入比值衡量城乡收入差距。2014 年国家正式调整城乡居民收入统计口径，将农村居民人均纯收入调整为人均可支配收入，导致 2014 年前后城乡收入比指标的可比性降低。基于此，本研究在稳健性检验中参考已有研究，也选取城镇居民人均消费支出与农村居民人均消费支出的比值度量城乡收入差距。在实证样本区间内消费支出并未涉及口径调整问题，更能真实反映城乡间生活水平差异，且城乡收入差距是影响消费差距的主要原因（程名望、张家平，2019），因此消费支出更能体现工业智能化对收入差距的影响。

在工业智能化水平的衡量中，已有研究主要采用机器人投入规模与智能化主成分值测度（陈秋霖等，2018；孙早、侯玉琳，2019）。但出于数据可得性限制，本研究最终采用孙早与侯玉琳（2019）的测算指标与结果作为核心解释变量^①。根据工业和信息化部《信息化和工业化融合发展规划（2016~2020 年）》基本原则，孙早、侯玉琳（2019）构建了工业智能化水平的代表指标，在数据可得范围内最大程度地反映了工业智能化的主要内容，指标包括基础建设、生产应用、竞争力与效益三个方面，具体体现为智能制造企业情况、工业软件普及应用与工业企业的创新和效益情况^②。具体而言，选取各省智

^①具体而言，第一，工业机器人的数量并未公布省份数据，而各省分行业工业总产值数据的缺失进一步限制了本研究推算各省工业机器人投入量的可能。第二，国际机器人联盟（IFR）仅提供 2010~2014 年的分行业机器人使用量数据，时间跨度较短引起的样本数量有限问题可能导致本研究实证分析出现较为严重的随机性问题。

^②《信息化和工业化融合发展规划（2016~2020 年）》旨在推动信息化和工业化深度融合，加快制造业转型升级、建设制造强国。其基本原则共四项，其中前两项为地区智能化发展方向，后两项为政策实施方向。本研究工业智能化水平的代表指标主要依据前两项选取，包括：（1）跨界融合，互动发展。推动制造业与信息产业在发展理念、技术产业、生产体系、业务模式等方面全面融合；（2）创新驱动，转型发展。应用互联网创新理念、创新要素和创新体系，带动制造业技术、产品、模式、机制创新。其中智能制造企业情况、工业软件普及应用体现了第一项原则，工业企业的创新和效益情况体现了第二项原则。

能制造企业的主营业务收入占全国收入的比重与计算机、仪器设备进口额占企业主营业务收入的比重衡量制造企业的设备投入与运营情况；选取应用软件收入占企业主营业务收入的比重衡量企业软件普及情况；选取数据加工和存储服务占企业主营业务收入的比重、平台运营和服务收入占企业主营业务收入的比重及地区互联网上网人口占总人口比重衡量企业信息资源获取能力与软件应用情况；选取专利授权量与研发人员数的比值、新产品销售收入占工业企业主营业务收入的比重衡量地区创新能力；选取总资产贡献率和成本费用利润率与各省单位 GDP 的电力与煤炭能源衡量经济效益与社会效益。将细化指标统一至工业口径后，采用主因素分析法测度各省工业智能化水平^①。

为了控制其他因素影响，实证分析中还加入了控制变量。具体而言，以实际 GDP 的对数刻画经济发展水平，以城镇人口占总人口的比重刻画城镇化水平，以外商直接投资额占省份 GDP 总量刻画地区对外开放程度，以城镇登记失业率衡量城镇失业率。在农村居民收入影响因素指标选取上，以人均耕地面积衡量土地禀赋，以人均农用机械动力刻画农业物化技术进步。

在进一步检验与机制分析中，以“个人上个月或上次就业（纯）收入”作为工资收入的代表指标，以“本周工作了几个小时”衡量工作时间，以“与目前就业单位签订何种就业合同”衡量工作稳定性。考虑到就业是影响人口迁移的首要因素，而工业智能化对低技能劳动需求的冲击更多表现为就业量减少，因此当工业智能化产生的就业冲击影响人口迁移的初衷时，流动人口很可能选择回迁或迁入其他地区，故本研究也以迁移稳定性度量工业智能化产生的就业冲击，并以“您今后是否打算在本地长期居住（5 年）”衡量迁移稳定性。

2. 数据说明

本研究实证部分使用的数据包括省级数据与流动人口个体数据。前者包括城乡收入差距、消费差距、工业智能化、经济发展水平、城镇化水平、开放程度、城镇失业率及人均耕地面积与农用机械动力，主要进行基准模型估计、稳健性检验及部分作用途径分析；后者主要用于进一步检验与作用途径分析。从数据来源看，工业智能化水平测算指标来源于《中国科技统计年鉴》、《中国电子信息产业统计年鉴》与 CEIC 数据库，人均耕地面积与农用机械动力来源于 EPS 中国农林数据库，其他省份层面变量来源于 CEIC 数据库，样本的时间跨度为 2001~2016 年。进一步检验与机制分析中流动人口数据来源于国家卫生计生委员会流动人口监测数据，样本时间为 2011 年、2013~2016 年。

根据实证分析需要，本研究对原始数据进行了以下处理。（1）在省份层面数据中，以 2001 年为基期对地区 GDP 做消胀处理以剔除价格因素影响；（2）在流动人口层面数据中，剔除就业职业为农业和服务业的样本；删除调查对象收入为负或为缺失值的样本；删除调查对象在工作稳定性中回答为“不清楚、不知道及试用期”的样本；删除调查对象工作时间为缺失值的样本；删除调查对象在迁移稳定性中回答为“没想好”的样本；删除调查对象就业职业为个体工商户与社团民办组织的样本。实证所用变量的具体计算方法与描述性统计如表 1 所示。

^①参见孙早、侯玉琳：《工业智能化如何重塑劳动力就业结构》，<http://www.ciejournal.org>。

表 1		主要变量描述性统计			
变量名称		变量含义与赋值	观测值	标准差	均值
城乡收入差距		城镇居民人均可支配收入/ 农村居民人均可支配收入（纯）收入	450	0.579	2.937
城乡居民消费差距		城镇居民人均消费支出 /农村居民人均消费支出	450	0.566	2.816
工业智能化		工业智能化的主因素值	450	7.984	11.939
实际 GDP 对数		实际 GDP 取对数	450	1.016	8.757
城镇化水平（%）		城镇人口数量/总人口*100	450	14.992	49.163
外商直接投资（%）		外商直接投资额/省份 GDP 总量*100	450	39.840	32.316
城镇失业率（%）		城镇登记失业率	450	0.701	3.633
省份规模		常住人口对数值	450	0.758	8.152
农业物化技术进步（千瓦）		乡村人口人均农业机械总动力/	450	0.691	1.178
土地禀赋（千公顷）		每万乡村人口耕地面积	450	1.597	2.077
迁移稳定性		打算=1，继续流动、返乡及不打算=0	57219	0.500	0.531
工作稳定性		签订有固定期限合同=1，无固定期限、 未签订就业合同=0	49160	0.499	0.503
工作时间		本周工作了几个小时	113055	14.803	55.185
性别		流动人口性别	113055	0.492	0.408
农业转移人 口工资收入 （千元）	2011 年	上月收入	21857	1.071	2.449
	2015 年	上个月或上次就业的收入	29959	3.602	3.716
	2016 年	上个月或上次就业的纯收入	48144	0.482	8.057
城镇流动人 口工资收入 （千元）	2011 年	上月收入	2939	2.335	3.173
	2015 年	上个月或上次就业的收入	3854	6.539	5.083
	2016 年	上个月或上次就业的纯收入	2078	5.014	5.381
年龄		流动人口年龄	113055	9.537	33.623
受教育程度		流动人口受教育程度	113055	2.664	9.720
流动类型		跨省流动=1，省内流动=0	113055	0.487	0.612

注：将受教育程度转换为受教育年限，其中未上过学=0，小学=6，初中=9，高中=12，大学专科=14，大学本科=16，研究生=19。

四、实证分析

（一）空间相关性检验

运用空间面板模型估计的前提是各地区城乡收入差距存在空间相关性，已有研究多采用 Moran 指数检验。2002~2016 年中国各地区城乡收入差距的 Moran 指数如表 2 所示，可以发现各地区城乡收入差距显著空间正相关（Moran 指数为正且均通过了 1%的显著性检验），城乡收入差距呈现出明显的空间聚集性。

表 2 2002~2016 年中国各地区城乡收入差距空间相关性检验

年份	Moran I	E(I)	sd(I)	z	P 值
2002	0.655	-0.034	0.123	5.612	0.000
2003	0.629	-0.034	0.123	5.396	0.000
2004	0.578	-0.034	0.123	4.980	0.000
2005	0.543	-0.034	0.122	4.475	0.000
2006	0.517	-0.034	0.123	4.496	0.000
2007	0.515	-0.034	0.123	4.477	0.000
2008	0.543	-0.034	0.123	4.698	0.000
2009	0.549	-0.034	0.124	4.720	0.000
2010	0.529	-0.034	0.123	4.566	0.000
2011	0.521	-0.034	0.124	4.493	0.000
2012	0.515	-0.034	0.123	4.450	0.000
2013	0.516	-0.034	0.123	4.466	0.000
2014	0.412	-0.034	0.122	3.666	0.000
2015	0.408	-0.034	0.122	3.631	0.000
2016	0.430	-0.034	0.122	3.796	0.000

注：E(I)代表期望值，sd(I)代表标准差，结果为蒙特卡洛模拟 999 次而得。

（二）基准回归结果

在对普通面板模型的选择上，个体固定效应回归的 F 检验表明固定效应模型显著优于混合回归，随机效应回归的 LM 检验显示随机效应回归结果优于混合回归，Hausman 检验结果支持使用固定效应模型。进一步，个体时间效应回归的 F 检验强烈拒绝“无时间效应”的原假设，表明模型中应该包含时间效应。综上，普通面板回归应选择个体时间双固定效应模型。通过比较拉格朗日（Lagrange）乘数及其稳健性，空间回归最终采用 SAR 模型估计参数，实证结果如表 3 所示。

表 3 中，第（1）列为普通面板的回归结果，第（2）、（3）列与（4）、（5）列分别是采用空间邻接权重矩阵与空间地理权重矩阵的回归结果^①。可以发现，工业智能化的回归系数显著为正，表明工业智能化水平提高扩大了城乡居民人均收入差距。从回归系数值来看，普通面板回归中工业智能化水平提高 1 个单位引起城乡居民人均收入差距扩大 1.9%；采用空间邻接权重矩阵的回归中，工业智能化水平提高 1 个单位引起城乡居民人均收入差距分别扩大 1.6%与 0.9%；在空间地理权重矩阵的回归中，工业智能化水平提高 1 个单位引起城乡居民人均收入差距分别扩大 1.8%与 1.6%。从空间滞后系数的回归结果来看，其均通过了 1%的显著性检验，说明城乡收入差距呈明显空间正相关性。

^①已有研究多采用邻接矩阵或距离矩阵，其中邻接矩阵是指当两个地区相邻时则取值为 1，否则取值为 0；距离矩阵一般以两个地区中心位置距离平方的倒数衡量，两者均属于地理特征矩阵。

表3 工业智能化对城乡收入差距的影响：基准回归结果

变量	普通面板	空间邻接权重矩阵		空间地理权重矩阵	
		静态空间面板	动态空间面板	静态空间面板	动态空间面板
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
工业智能化	0.019*** (0.004)	0.016*** (0.004)	0.009*** (0.002)	0.018*** (0.004)	0.016*** (0.002)
实际 GDP	-0.227** (0.101)	-0.146 (0.092)	-0.164*** (0.025)	-0.205** (0.094)	-0.173*** (0.025)
城镇化水平	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.001 (0.001)	0.002 (0.002)	0.003** (0.001)
开放程度	-0.005*** (0.0008)	-0.004*** (0.0007)	-0.00002 (0.0005)	-0.005*** (0.0007)	-0.001** (0.0005)
城镇失业率	-0.045* (0.024)	-0.042* (0.022)	-0.026* (0.015)	-0.048** (0.022)	-0.053*** (0.015)
农业物化技术进步	0.026 (0.024)	0.021 (0.021)	0.027*** (0.011)	0.023 (0.022)	0.027** (0.011)
土地禀赋	-0.004 (0.011)	-0.004 (0.010)	0.005 (0.004)	-0.005 (0.010)	0.001 (0.004)
空间滞后		0.337*** (0.057)	0.315*** (0.036)	0.411*** (0.117)	0.606*** (0.048)
差距滞后			0.771*** (0.028)		0.741*** (0.029)
Sigma^2		0.019*** (0.001)	0.009*** (0.0006)	0.020*** (0.001)	0.009*** (0.0006)
N	450	450	420	450	420
R^2	0.328	0.199	0.896	0.181	0.856

注：回归系数括号内为标准误；***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的显著水平下显著。

作为典型的大国经济，中国地区间的资源禀赋结构存在巨大差异，导致各地区的经济发展阶段、产业结构等并不趋同（蔡昉等，2009）。区域间发展不平衡产生的直接效应是工业智能化水平的区域差异，具体表现为工业智能化水平在东部、中部与西部间呈阶梯状分布（孙早、侯玉琳，2019）。为进一步考察工业智能化对城乡收入差距影响的地区异质性，本研究在模型（5）中分别加入工业智能化与东部地区、中部地区及西部地区的交叉项^①，回归结果如表 4 第（1）~（3）列所示。

从工业智能化的回归系数来看，其均在 1%的显著性水平上为正，表明工业智能化显著提高城乡

^①受数据可得性限制，样本中未包含西藏自治区。东部地区包括北京市、天津市、河北省、辽宁省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省及海南省，共 11 个地区；中部地区山西省、吉林省、黑龙江省、安徽省、江西省、河南省、湖北省及湖南省，共 8 个地区；西部地区包括四川省、重庆市、贵州省、云南省、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区、广西壮族自治区及内蒙古自治区，共 11 个地区。

收入差距。从工业智能化与各地区交叉项的回归系数来看，东部地区工业智能化水平对城乡收入差距的影响显著为负，中部地区工业智能化水平对城乡收入差距的影响不显著，西部地区工业智能化水平对城乡收入差距的影响显著为正。出现此现象的原因可能是东部地区劳动力平均受教育程度高于西部地区^①，而长期以来东部地区是流动人口尤其是农业转移劳动力的主要聚集地。2015 年，东部地区流动人口占流动人口总量的比重为 78.2%（段成荣等，2019）。因此，工业智能化产生的低技能劳动力替代效应主要影响西部地区农业转移劳动力，导致西部地区城乡收入差距扩大。

进一步，从经典的城市经济学研究结论出发，城市规模与人均收入呈现倒 U 型关系，但针对中国的经验研究表明城市规模越大，劳动力获取高工资的可能性越高（刘修岩等，2019）。因此，当工业智能化产生就业创造效应与替代效应时，其对城乡收入差距的影响在省份规模较大地区体现更为明显^②。这意味着，工业智能化水平影响城乡收入差距的可能存在省份规模的异质性。为验证这一思路，本研究在模型（5）中分别加入省份规模与工业智能化的交叉项及省份规模平方与工业智能化的交叉项，回归结果如表 4 第（4）列所示。

从工业智能化的回归系数来看，其在 1% 的显著性水平上为正，且回归系数值大幅度提升。省份规模与工业智能化的回归系数显著为负，省份规模平方与工业智能化的回归系数显著为正，表明工业智能化对城乡收入差距的影响与省份规模呈 U 型关系。进一步结合 U 型的转折点（常住人口的对数值等于 8.8）与各地区规模值可以发现，绝大多数地区处于 U 型右侧，意味着工业智能化水平对城乡收入差距的影响随省份规模扩大而提高。

表 4 工业智能化对城乡收入差距的异质性影响^③

变量	动态空间面板			
	(1)	(2)	(3)	(4)
工业智能化	0.168*** (0.004)	0.009*** (0.002)	0.014*** (0.002)	0.240** (0.101)
实际 GDP	0.596*** (0.030)	-0.167*** (0.026)	-0.186*** (0.026)	-0.174*** (0.026)
城镇化水平	0.015*** (0.001)	0.001 (0.001)	0.003** (0.001)	0.001 (0.001)
开放程度	-0.004*** (0.0005)	-0.0002 (0.0005)	-0.0003 (0.0005)	-0.0001 (0.0005)

^①2016 年东部、西部劳动力的平均受教育年限分别为 9.63 与 8.50 年，东部地区中专及以上各层次劳动力占比均高于西部地区（中国劳动力动态调查：2017 年报告，2018）。

^②省份规模以常住人口的对数值衡量，详细统计分析如表 1 所示。

^③受文章篇幅限制表 4 仅报告了动态空间面板的回归结果，本研究也基于普通固定效应面板模型与静态空间面板模型进行回归，结果与表 4 基本一致。表 4 中动态空间面板回归使用邻近空间权重矩阵，本研究也使用地理距离空间权重矩阵进行回归，结果未发生显著变化。

(续表 4)				
城镇失业率	0.240*** (0.015)	-0.028* (0.015)	-0.044*** (0.015)	-0.029* (0.015)
农业物化技术进步	0.097*** (0.011)	0.026** (0.011)	0.037*** (0.011)	0.027** (0.011)
土地禀赋	0.029*** (0.004)	0.005 (0.004)	0.0001 (0.004)	0.005 (0.004)
空间滞后	1.827*** (0.039)	0.316** (0.036)	0.477*** (0.037)	0.327*** (0.036)
差距滞后	1.485*** (0.030)	0.772*** (0.029)	0.852*** (0.030)	0.775*** (0.029)
东部地区*	-0.128*** (0.003)			
工业智能化				
中部地区*		0.002 (0.003)		
工业智能化				
西部地区*			0.013*** (0.003)	
工业智能化				
省份规模*				-0.053** (0.025)
工业智能化				
省份规模平方*				0.003** (0.001)
工业智能化				
Sigma^2	0.007*** (0.0006)	0.009*** (0.0006)	0.009*** (0.0006)	0.009*** (0.0006)
N	420	420	420	420
R^2	0.106	0.895	0.774	0.856

注：回归系数括号内为标准误；***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的显著水平下显著。

(三) 进一步检验与机制分析

基础实证部分的研究结果表明，工业智能化扩大了城乡收入差距。本部分将工业智能化的效应进一步聚焦到农业转移人口与城镇流动人口的收入差距上，分别检验工业智能化对城镇流动人口与农业转移人口收入的影响。根据上文分析，工业智能化扩大城乡收入差距的机制主要通过影响农业转移人口就业实现，本部分也将验证这一路径的存在性。鉴于各地统计年鉴中并未提供流动人口相关指标，故本部分将省级层面数据与流动人口监测数据相匹配开展分析。

表 5 所示为工业智能化对流动人口收入的影响。其中，第（1）~（3）列为工业智能化对农业转移人口收入的影响，可以发现回归系数为负且呈现扩大趋势，意味着工业智能化水平提高将降低农业转移人口的收入水平。第（4）~（6）列为工业智能化对城镇流动人口收入的影响，工业智能化的回归系数为正但不显著。因此，工业智能化将扩大城镇流动人口与农业转移人口的收入差距，且这种作用主要通过影响农业转移人口收入实现，进一步验证了上文的回归结果。

表 5 工业智能化对流动人口收入的影响^①

变量	农业转移 人口	农业转移 人口	农业转移 人口	城镇流动 人口	城镇流动 人口	城镇流动 人口
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
工业智能化	-0.019*** (0.007)	0.088 (0.114)	-0.153*** (0.023)	0.017 (0.040)	1.801 (1.276)	0.085 (0.264)
常数项	-2.499*** (0.612)	7.390*** (4.255)	11.807*** (0.593)	-3.320*** (4.370)	89.799 (62.328)	27.198** (11.277)
省份特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	2011 年	2015 年	2016 年	2011 年	2015 年	2016 年
N	21857	29959	48144	2939	3854	2078
调整 R ²	0.031	0.007	0.057	0.060	0.037	0.100

注：回归系数括号内为标准误；***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%显著水平下显著。回归中控制了地区虚拟变量。

表 6 所示为工业智能化对农业转移人口就业的影响，其中第（1）~（3）列控制省份特征变量，第（4）~（6）进一步控制了个人特征变量。从回归系数可以发现，工业智能化显著降低了农业转移人口工作与迁移的稳定性，减少了其工作时间。更为重要的是，迁移稳定性的回归系数显著低于工作稳定性的回归系数，意味着工业智能化还可能引起农业转移人口回流。

表 6 工业智能化对农业转移人口就业的影响

变量	工作稳定性	工作时间	迁移稳定性	工作稳定性	工作时间	迁移稳定性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
工业智能化	-0.018*** (0.003)	-0.244*** (0.024)	-0.117*** (0.026)	-0.015*** (0.003)	-0.255*** (0.024)	-0.104*** (0.026)
常数项	0.697*** (0.133)	56.271*** (1.656)	-34.501*** (5.260)	-1.862*** (0.158)	58.399*** (1.688)	-34.070*** (5.315)
省份特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体特征变量	未控制	未控制	未控制	控制	控制	控制
N	49160	100497	57219	49160	100497	57219
调整 R ²	0.020	0.058	0.049	0.064	0.065	0.069

注：回归系数括号内为标准误；***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的显著水平下显著。回归中控制了地区虚拟变量与时间虚拟变量。

表 7、表 8 所示为工业智能化对农业转移人口就业的个体异质性影响，我们主要关注的个体异质性包括受教育程度、年龄、性别及流动类型。表 7 第（1）~（3）列估计了工业智能化对不同受教育

^①需要说明的是，采用截面数据分析的原因为监测数据中 2011 年、2015 年及 2016 年对于流动人口收入的衡量标准存在差异。其中，2016 年为“个人上个月或上次就业的纯收入”，2015 年为“个人上个月或上次就业的收入”，2011 年为“上月收入”。进一步，由于作者可得的 2013 年与 2014 年监测数据均为 8 城市社会融合数据，就业行业为工业的非农业流动人口样本量均较小（分别为 618 个与 314 个），故在截面数据分析中将其剔除。

程度劳动者就业的异质性影响，第（4）~（6）列估计了工业智能化对不同流动类型劳动者就业的异质性影响。可以发现，工业智能化的回归系数未发生显著变化，但从受教育程度与工业智能化交叉项的回归系数来看，工业智能化引起的工作稳定性与迁移稳定性下降效应主要发生在低技能人口中。从流动类型与工业智能化交叉项的回归系数来看，工业智能化引起的工作稳定性、工作时间及迁移稳定性下降效应主要体现在跨省流动人口。可能的原因是迁移距离也是影响迁移决策的重要因素，而相较于跨省流动人口，省内流动人口的稳定性更高，因此，面对工业智能化产生的就业冲击时，本地企业倾向于雇佣省内流动人口。进一步，对于省内流动人口而言，跨省迁移的更高成本也弱化了工业智能化对其外迁决策的影响。更为重要的是，这一结果也意味着本地工业智能化水平不仅影响本地农业转移人口就业，还将影响其他地区迁移至本地区的农业转移人口，验证了本研究采用空间计量方法的必要性。

表 7 工业智能化对农业转移人口就业的异质性影响

变量	工作稳定性	工作时间	迁移稳定性	工作稳定性	工作时间	迁移稳定性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
工业智能化	-0.030*** (0.006)	-0.252*** (0.030)	-0.104*** (0.026)	-0.012*** (0.003)	-0.237*** (0.026)	-0.072*** (0.027)
受教育程度* 工业智能化	0.001*** (0.0004)	-0.0002 (0.002)	0.0005* (0.0002)			
流动类型* 工业智能化				-0.026*** (0.002)	-0.025*** (0.014)	-0.020*** (0.001)
常数项	-1.581*** (0.181)	58.361*** (1.710)	-34.070*** (5.315)	-1.945*** (0.158)	58.482*** (1.689)	-33.479*** (5.323)
省份特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	49160	100497	57219	49160	100497	57219
调整 R ²	0.064	0.065	0.069	0.066	0.065	0.081

注：回归系数括号内为标准误；***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的显著水平下显著。回归中控制了地区虚拟变量与时间虚拟变量。

表 8 第（1）~（3）列估计了工业智能化对不同年龄劳动者就业的异质性影响，第（4）~（6）列估计了工业智能化对不同性别劳动者就业的异质性影响。与上文保持一致，工业智能化的回归系数未发生显著变化。但从劳动者年龄与工业智能化交叉项的回归系数来看，工业智能化引起的工作稳定性与迁移稳定性下降效应主要发生在年龄较大的人口，这与 Foged et al.（2016）的研究结论一致，由于年龄更大人口的技能变化较小，就业冲击导致其被迫提前退休。进一步，从性别与工业智能化交叉项的回归系数来看，工业智能化引起的工作稳定性下降效应主要体现在女性人口中，但迁移稳定性的下降效应不存在显著的性别差异。可能的原因是随着家庭化迁移趋势的增强，女性在就业的同时也承担了家庭照料的主体角色，甚至存在女性为承担家庭照料而被迫选择自由职业。因此，尽管工业智能化对女性工作稳定性影响更大，但在家庭化迁移趋势增强的背景下，女性承担的双重角色弱化了可能

的迁移倾向。

表 8 工业智能化对农业转移人口就业的异质性影响

变量	工作稳定性	工作时间	迁移稳定性	工作稳定性	工作时间	迁移稳定性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
工业智能化	-0.009*	-0.277***	-0.091***	-0.012***	-0.255***	-0.082***
	(0.005)	(0.029)	(0.027)	(0.003)	(0.024)	(0.026)
年 龄*	-0.0002*	0.0006	-0.0003***			
工业智能化	(0.0001)	(0.0005)	(0.00008)			
性 别*				-0.005**	-0.0009	0.002
工业智能化				(0.002)	(0.009)	(0.002)
常数项	-1.981***	58.810***	-32.290***	-1.907**	58.395***	-32.332***
	(0.172)	(1.717)	(5.336)	(0.159)	(1.689)	(5.340)
省份特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	49160	100497	57219	49160	100497	57219
调整 R ²	0.064	0.065	0.074	0.064	0.065	0.074

注：回归系数括号内为标准误；***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的显著水平下显著。回归中控制了地区虚拟变量与时间虚拟变量。

五、稳健性检验

（一）更换被解释变量

由于 2014 年国家正式调整城乡居民收入的统计口径,将农村居民人均纯收入调整为人均可支配收入。为避免数据口径差异干扰实证结果,同时考虑到城乡居民真实生活质量差异在消费上体现更为明显,本研究在参考已有研究的基础上也选取城镇居民人均消费支出与农村居民人均消费支出的比值度量城乡收入差距,回归结果如表 9 所示。与基准回归一致,第(1)列为普通面板回归结果,第(2)、(3)列与第(4)、(5)列分别是采用空间邻接权重矩阵与空间地理权重矩阵的回归结果,工业智能化的回归系数依然显著为正,且回归系数值更高,表明工业智能化对城乡居民消费差距影响更明显。

表 9 工业智能化对城乡收入差距的影响：稳健性检验一

变量	普通面板	空间邻接权重矩阵		空间地理权重矩阵	
		静态空间面板	动态空间面板	静态空间面板	动态空间面板
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
工业智能化	0.019***	0.022***	0.012**	0.021***	0.020***
	(0.004)	(0.006)	(0.004)	(0.006)	(0.004)
实际 GDP	-0.227**	-0.406***	-0.157***	-0.498***	0.020
	(0.101)	(0.142)	(0.046)	(0.144)	(0.471)
城镇化水平	-0.002	-0.0009	-0.002	-0.0004	0.0002
	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.0003)	(0.002)

(续表 9)

开放程度	-0.005*** (0.0008)	-0.004*** (0.001)	-0.0001 (0.0008)	-0.004*** (0.001)	-0.0006 (0.0008)
城镇失业率	-0.045* (0.024)	-0.084** (0.034)	-0.036 (0.025)	-0.093*** (0.034)	-0.046* (0.025)
农业物化技术进步	0.026 (0.024)	0.009 (0.033)	0.051* (0.019)	0.005 (0.033)	0.067*** (0.019)
土地禀赋	-0.004 (0.011)	-0.008 (0.015)	-0.015*** (0.006)	-0.006 (0.016)	-0.011* (0.006)
空间滞后		0.261*** (0.085)	0.226*** (0.041)	0.248* (0.134)	0.624*** (0.058)
差距滞后			0.791*** (0.032)		0.793*** (0.032)
Sigma^2		0.044*** (0.003)	0.025*** (0.002)	0.046*** (0.003)	0.025*** (0.002)
N	450	450	420	450	420
R^2	0.328	0.276	0.857	0.280	0.773

注：回归系数括号内为标准误；***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的显著水平下显著。

(二) 更换空间权重矩阵

已有研究表明,地区间的人力资本存量差距也是影响空间相关性的重要因素(白俊红、聂亮,2018)。中国地区间人力资本存量存在显著差距,落后地区较低人力资本存量制约其吸收先进地区技术与知识的能力,最终影响城乡收入差距。为此本研究借鉴李婧等(2010)的研究,构造人力资本距离权重矩阵检验基准回归结果稳健性。在人力资本存量的测算中,人口或劳动力的受教育年限是最基本的衡量方法(World Bank, 2006),故本研究采用人口平均受教育年限度量地区人力资本存量^①。回归结果如表 10 第(1)、(2)列所示,工业智能化水平的回归系数依然显著为正。

(三) 更换估计模型

2000 年以来,中国劳动力跨区域流动趋势愈发明显。2018 年《中国流动人口发展报告》显示,中国流动人口规模为 2.41 亿人,且以跨省流动为主。其中,广东、浙江及江苏是流动人口的主要聚集地^②,同时也是机器人投入规模最大的地区^③,意味着工业智能化水平的提高不仅影响本地城乡收入差距,还将对其他地区产生影响。为此,本研究进一步采用空间杜宾模型进行估计,空间杜宾模型能有效度量其他地区工业智能化水平对本地区城乡收入差距的影响。考虑到人口跨省流动呈现明显的圈层

^①平均受教育年限根据 6 岁以上人口的受教育程度计算,具体计算公式为:平均受教育年限=(未上过学×0+小学×6+初中×9+高中×12+大专及以上×18)/6 岁以上总人口。

^②参见国务院人口普查办公室:《中国 2010 年人口普查资料》, <http://www.stats.gov.cn/tjsj/pcsj/rkpc/6rp/indexch.htm>。

^③参见前瞻产业研究院:《机器人产业发展研究报告 2018》, <http://www.199it.com/archives/799636.html>。

效应^①，本研究采用地理权重矩阵进行回归^②，结果如表 10 第（3）、（4）列所示。可以发现，本地工业智能化水平提高显著扩大了本地城乡收入差距，其他地区工业智能化水平提高也产生了同向影响，且效应显著高于本地工业智能化水平提高的影响。

表 10 工业智能化对城乡收入差距的影响：稳健性检验二

变量	静态空间面板	动态空间面板	静态空间面板	动态空间面板
	(1)	(2)	(3)	(4)
工业智能化	0.018*** (0.004)	0.016*** (0.002)	0.020*** (0.004)	0.010*** (0.003)
实际 GDP	0.205** (0.094)	-0.173*** (0.025)	0.028 (0.101)	0.052 (0.068)
城镇化水平	0.002 (0.002)	0.003** (0.001)	0.002 (0.002)	0.001 (0.001)
开放程度	-0.005*** (0.0007)	-0.001** (0.0005)	-0.005*** (0.0007)	-0.0002 (0.0005)
城镇失业率	-0.048** (0.022)	-0.053*** (0.015)	-0.044** (0.022)	0.022 (0.015)
农业物化技术进步	0.023 (0.022)	0.027** (0.011)	0.014 (0.022)	0.025 (0.016)
土地禀赋	-0.005 (0.010)	0.001 (0.004)	-0.003 (0.010)	0.008 (0.006)
空间滞后	0.411*** (0.117)	0.606*** (0.048)	0.218** (0.087)	0.278*** (0.070)
差距滞后		0.741*** (0.029)		0.907*** (0.031)
W*工业智能化			0.070*** (0.013)	0.016* (0.009)
Sigma^2	0.020*** (0.001)	0.009*** (0.0006)	0.019*** (0.001)	0.007*** (0.0005)
N	450	420	450	420
R ²	0.181	0.856	0.154	0.500

注：回归系数括号内为标准误；***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的显著水平下显著。

^①距离因素显著影响跨省人口流动的目的地选择。卫计委流动人口监测数据显示，2017 年省外流动人口主要来源于湖南、广西、湖北、四川、江西，占省外流动人口比重高达 73.44%。第六次全国人口普查数据也显示，浙江省省外流动人口主要来源于江西、安徽、湖北及湖南。

^②考虑到跨省流动中经济发展水平的差异也发挥着十分重要的作用，本研究借鉴严雅雪、齐绍洲（2017）的方法，也采用经济距离矩阵进行回归。空间经济地理权重矩阵为两地区省会距离倒数的平方与 GDP 差值的乘积，同时反映地理距离与经济发展水平差异对人口迁移的影响，回归结果未发生显著变化。

（四）剔除地方政府财政支出因素影响

由于城市倾向型的民生财政支出是影响城乡收入差距的重要因素，2007 年中国实施的政府收支分类科目改革导致政府支出数据口径在样本区间内存在差异，因此基准回归中未控制财政支出因素可能导致估计结果有偏。考虑到地方财政收入是影响财政支出的主要因素，而 2002 年所得税分成比例改革导致地方财政收入规模降低^①，在财政资源有限与官员考核机制约束下势必影响民生财政支出规模。因此，本研究将样本区间调整为 2003~2015 年后比较其与全样本回归结果是否存在显著差异。如表 11 第（1）、（2）列所示，工业智能化水平的回归系数的符号与大小均未发生显著变化，表明本研究结果受地方政府财政支出因素干扰的可能性较小。

（五）剔除时间趋势因素影响

考虑到工业智能化水平与城乡收入差距均存在时间趋势，为剔除这一干扰，本研究将时间趋势项纳入回归，结果如表 11 第（3）、（4）列所示。工业智能化水平的回归系数依然为正，系数值也未发生显著变化。

表 11 工业智能化对城乡收入差距的影响：稳健性检验三

变量	静态空间面板	动态空间面板	静态空间面板	动态空间面板
	(1)	(2)	(3)	(4)
工业智能化	0.014*** (0.004)	0.012*** (0.003)	0.009** (0.004)	0.009*** (0.003)
实际 GDP	-0.339*** (0.104)	-0.097** (0.045)	0.178** (0.081)	-0.198*** (0.057)
城镇化水平	0.003 (0.004)	-0.002 (0.003)	0.0003 (0.002)	0.001 (0.001)
开放程度	-0.005*** (0.0008)	0.001 (0.0006)	-0.002*** (0.0007)	-0.0002 (0.0005)
城镇失业率	-0.046** (0.023)	-0.014 (0.019)	0.018 (0.021)	-0.026** (0.015)
农业物化技术进步	0.043 (0.027)	0.018 (0.012)	0.005 (0.016)	0.026** (0.011)
土地禀赋	-0.012 (0.010)	0.004 (0.005)	-0.003 (0.005)	-0.005 (0.004)
空间滞后	0.299*** (0.062)	0.411*** (0.043)	0.689*** (0.034)	0.321*** (0.036)
差距滞后		0.848*** (0.033)		0.776*** (0.029)
时间趋势项			-0.039*** (0.011)	0.029*** (0.009)

^①1994 年以来的三次重要财政体制改革包括 1994 年的分税制改革、2002 年所得税分成比例改革及 2016 年“营改增”（席鹏辉等，2017），其中仅 2002 年所得税分成改革发生于本研究实证样本区间内。

(续表 11)				
$Sigma^2$	0.016*** (0.001)	0.009*** (0.0006)	0.021*** (0.001)	0.009*** (0.0006)
N	390	360	450	420
R^2	0.319	0.882	0.147	0.881

注：回归系数括号内为标准误；***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的显著水平下显著。

六、结论与启示

本研究基于 2001~2016 年省级面板数据与流动人口监测数据，采用动态空间面板模型估计了工业智能化对城乡收入差距的影响。研究发现：第一，工业智能化显著扩大了城乡收入差距，这一效应在进行多项稳健性检验后依然成立。进一步的异质性考察发现工业智能化对城乡收入差距的影响呈地区与省份规模差异性，具体表现为工业智能化显著缩小（扩大）东部地区（西部地区）城乡收入差距，但对中部地区影响不显著。同时这一影响在高省份规模地区更显著。第二，工业智能化对城乡收入差距的影响存在明显的空间溢出效应，邻地工业智能化水平的提高显著扩大了本地城乡收入差距。第三，机制分析发现，工业智能化显著降低农业转移人口的工作时间，影响其工作稳定性与迁移稳定性，且这一效应存在明显的个体异质性。

基于上述结论，中国未来缩小城乡收入差距可主要从以下两方面着手。一方面，工业智能化扩大城乡收入差距的作用途径在于其降低了低技能群体的工资收入与工作稳定性，而农业转移人口尤其是中西部地区农业转移人口是低技能群体的主要组成部分。因此，提高农业转移人口的人力资本积累水平十分关键。中央政府应持续加大农村教育经费投入，优化官员考核体系，引导地方政府教育支出偏向。考虑到城市教育水平普遍高于农村，且近年来中国家庭化迁移趋势增强，政府也应通过完善随迁子女的教育支出成本分担机制，支持随迁子女民办教育发展等方式解决随迁子女教育问题，提高农村人口人力资本水平。另一方面，工业智能化对城乡收入差距的影响呈现邻地效应大于本地效应的现象，原因在于外来农业转移劳动力面临农业户口与外地户口的双重歧视。考虑到农村劳动力跨地区向城市转移是缩小区域差距与城乡收入差距的有效途径，短期内，地方政府应根据自身财力与城市承载力扩大居住证与积分制改革实施范围；长期来看，应建立中央与地方改革成本分担机制，全面深化户籍制度改革。

参考文献

- 1.白俊红、聂亮，2018：《能源效率、环境污染与中国经济发展方式转变》，《金融研究》第 10 期。
- 2.毕先萍、李正友，2004：《技术进步对就业的综合作用机制及社会福利影响研究》，《中国软科学》第 5 期。
- 3.蔡昉，2007：《中国流动人口问题》，北京：社会科学文献出版社。
- 4.蔡昉、王美艳、曲玥，2009：《中国工业重新配置与劳动力流动趋势》，《中国工业经济》第 8 期。
- 5.蔡禾等，2018：《中国劳动力动态调查：2017 年报告》，北京：社会科学文献出版社。

- 6.曹静、周亚林, 2018:《人工智能对经济的影响研究进展》,《经济学动态》第1期。
- 7.陈斌开、林毅夫, 2013:《发展战略、城市化与中国城乡工资差距》,《中国社会科学》第4期。
- 8.陈斌开、张鹏飞、杨汝岱, 2010:《政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距》,《管理世界》第1期。
- 9.陈秋霖、许多、周羿, 2018:《人口老龄化背景下人工智能的劳动力替代效应——基于跨国面板数据和中国省级面板数据的分析》,《中国人口科学》第6期。
- 10.程名望、张家平, 2019:《新时代背景下互联网发展与城乡居民消费差距》,《数量经济技术经济研究》第7期。
- 11.段成荣、谢东虹、吕利丹, 2019:《中国人口的迁移转变》,《人口研究》第3期。
- 12.赖德胜等, 2018:《中国劳动力市场发展报告——迈向制造强国进程中的劳动力市场挑战》,北京:北京师范大学出版社。
- 13.李婧、谭清美、白俊红, 2010:《中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究》,《管理世界》第7期。
- 14.李骏、顾燕峰, 2011:《中国城市劳动力市场中的户籍分层》,《社会学研究》第2期。
- 15.李实、岳希明、史泰丽、佐藤宏, 2019:《中国收入分配格局的最新变化》,《劳动经济研究》第1期。
- 16.李实, 2018:《当前中国的收入分配状况》,《学术界》第3期。
- 17.李晓春、杨彩姣, 2018:《农民工汇款与城乡收入差距的关联研究》,《经济科学》第6期。
- 18.李昕、关会娟, 2018:《各级教育投入、劳动力转移与城乡居民收入差距》,《统计研究》第3期。
- 19.刘晓光、张勋、方文全, 2015:《基础设施的城乡收入分配效应: 基于劳动力转移的视角》,《世界经济》第3期。
- 20.刘修岩、秦蒙、李松林, 2019:《城市空间结构与劳动者工资收入》,《世界经济》第4期。
- 21.陆铭、陈钊, 2004:《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》,《经济研究》第6期。
- 22.孙华臣、焦勇, 2019:《制度扭曲与中国城乡收入差距: 一个综合分解框架》,《财贸经济》第3期。
- 23.孙早、侯玉琳, 2019:《工业智能化如何重塑劳动力就业结构》,《中国工业经济》第5期。
- 24.席鹏辉、梁若冰、谢贞发, 2017:《税收分成调整、财政压力与工业污染》,《世界经济》第10期。
- 25.严雅雪、齐绍洲, 2017:《外商直接投资与中国雾霾污染》,《统计研究》第5期。
- 26.余泳泽、潘研, 2019:《高铁开通缩小了城乡收入差距吗?——基于异质性劳动力转移视角的解释》,《中国农村经济》第1期。
- 27.Acemoglu, D., 2002, “Technical Change, Inequality, and the Labor Market”, *Journal of Economic Literature*, 40(1):7-72.
- 28.Acemoglu, D., and P. Restrepo, 2017, “Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets”, *NBER Working Paper*.
- 29.Beenstock, M., and D. Felsenstein, 2007, “Spatial Vector Autoregressions”, *Spatial Economic Analysis*, 2(2): 167-196.
- 30.Berger, T., and C. B. Frey, 2016, “Structural Transformation in the OECD: Digitalization, Deindustrialization and the Future of Work”, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*.
- 31.Frey, C. B., and M. A. Osborne, 2013, “The Future of Employment: How Susceptible Are Jobs to Computerisation?”, *Oxford Martin School Working Paper*.
- 32.Foged, M., and G. Peri, 2016, “Immigrants' Effect on Native Workers: New Analysis on Longitudinal Data”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 8(2):1-34.

- 33.Karabarbounis, L., and B. Neiman, 2014, “The Global Decline of the Labor Share”, *The Quarterly Journal of Economics*, 129(1): 61-103.
- 34.Li, X., and D. Wang, 2015, “The Impacts of Rural–Urban Migrants Remittances on the Urban Economy”, *The Annals of Regional Science*, 54(2): 591-603.
- 35.Lankisch, C., K. Prettnner, and A. Prskawetz, 2017, “Robots and the Skill Premium: An Automation-Based Explanation of Wage Inequality”, *Hohenheim Discussion Papers in Business, Economics and Social Sciences*.
- 36.Liu, Z., 2005, “Institution and Inequality: The Hukou System in China”, *Journal of Comparative Economics* , 33(1) : 133-157.
- 37.Piketty, T., L. Yang, and G. Zucman, 2017, “Capital Accumulation, Private Property and Rising Inequality in China, 1978-2015”, *NBER Working Paper*.
- 38.World Bank., 2006, “Where Is the Wealth of Nations?”, *World Bank Publications*.

(作者单位：中国社会科学院研究生院)

(责任编辑：初 心)

How Does Industrial Intelligence Affect Rural-urban Income Disparity? An Interpretation from the Perspective of Employment of Migrant Population

Liu Huan

Abstract: With the continuous popularization of intelligent manufacturing equipment in various industries, its impact on employment has gradually deepened. Based on the provincial panel data from 2001 to 2016 and migrant population monitoring data in China, this article uses a dynamic spatial panel model to assess the impact of industrial intelligence on urban-rural income gap from the perspective of labor force employment and income. The results show that industrial intelligence has significantly widened the income gap between urban and rural areas. In the context of large-scale cross-regional population flow, this has obvious spatial spillover effect. Further analysis of the mechanism finds that industrial intelligence has significantly reduced the income level and job stability of rural migrants, affecting their migration stability, and there is obvious individual heterogeneity in this effect. The study provides empirical support for Chinese government to continue increasing investment in rural education and vocational skill training, and also provides important inspiration for the direction of fiscal system reform.

Key Words: Industrial Intelligence; Urban-rural Income Disparity; Individual Heterogeneity; Dynamic Spatial Panel

农村收入差距抑制了农户创业吗？*

——基于流动性约束与人力资本投资视角的实证分析

尹志超¹ 刘泰星¹ 王晓全²

摘要：改革开放以来，中国农村内部收入差距呈现扩大态势，收入差距的扩大对农村家庭产生了深远影响。本文利用2012~2016年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，研究了农村收入差距对农户创业行为的影响及其作用机制。实证研究发现，农村收入差距的扩大显著降低了农户创业的概率，基尼系数每提高0.1单位，农户创业的概率下降1.45%，这一数值约为农村地区创业比例的21%，具有显著的经济意义。通过面板数据双向固定效应模型、滞后效应和工具变量法克服内生性问题后，结果仍然稳健。研究还发现，农村收入差距的扩大显著降低了农户创业的参与人数、经营规模、经营绩效和新创企业的概率，并显著提高了创业失败的可能性，增加了从事农业生产的人数和家庭成员外出打工的概率。机制分析发现，农村收入差距的扩大提升了农户面临流动性约束的概率并降低了农户的人力资本投资，从而抑制了农户创业。此外，异质性分析还发现，农村收入差距的扩大对低教育水平、中低收入阶层和中西部地区家庭产生了更显著的负向影响。本文的研究为全面认识农村创业的影响因素提供了新视角，对更好地推动“大众创业、万众创新”在农村的贯彻实施具有政策启示。

关键词：农村收入差距 农户创业 流动性约束 人力资本投资

中图分类号：F323 F276.3 **文献标识码：**A

一、引言

2017年第十二届全国人大五次会议的政府工作报告指出：“要健全农村‘双创’促进机制，培养更多新型职业农民，支持农民工返乡创业。”农村地区创业活动的开展，为农村居民提供了大量的就业机会和就业岗位，在一定程度上解决了失业和贫困问题，加快了农村发展进程（Saxena, 2012；郝朝

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“流动性约束与中国家庭金融行为”（编号：71373213）、青年北京学者项目、首都经济贸易大学重大项目培育计划的资助。感谢第五届全国金融学博士生学术论坛暨2020中国金融学博士生毕业意向交流会、第十届哈佛·高校（经管）博士学术论坛、京津冀金融研究联盟2019年会暨京津冀金融发展论坛评论专家对本文的指导与建议，感谢匿名审稿专家和编辑部的宝贵意见。当然，文责自负。本文通讯作者：王晓全，电子邮箱：wangxq_163@163.com。

艳等, 2012), 成为实现乡村振兴的重要举措(陈和午等, 2018)。在中国农村, “吃饭靠种地, 花钱靠打工”的方式已不能满足农民的需求, 通过创业实现农民收入的增长和农村的经济发展已经成为必然选择(刘杰、郑风田, 2011)。

根据中国家庭追踪调查(CFPS)数据计算, 2012年农户创业比例为7.55%, 2018年为7.49%, 并未呈现明显上升态势。这表明, 尽管受益于脱贫攻坚、乡村振兴等一系列扶持政策, 但农户的创业活力并没有因此而激发。作为促进农民就业、增收与发展问题的重要力量, 积极鼓励农户创业成为解决“三农问题”的关键切入点(李伟雯、张兵, 2018)。已有的研究从性别差异(Entwisle et al., 1995; Chitsike, 2000)、受教育水平(Kaushik et al., 2006; 朱明芬, 2010)、管理能力与创新精神(Stathopoulou et al., 2004; Cooke and Wills, 1999)、流动性约束(刘杰、郑风田, 2011; 翁辰、张兵, 2015; 蔡栋梁等, 2018)和社会网络(马光荣、杨恩艳, 2011; 胡金焱、张博, 2014)等个体和家庭特征角度对农户创业行为进行了解释。

除个体与家庭特征以外, 环境因素也可能会对个体创业决策产生重要影响, 有关外部创业环境的研究逐渐受到学者的关注(刘新智等, 2015)。那么, 何种环境特征会对农户创业产生显著影响? 现有研究可大致归纳为三方面: 第一, 自然地理环境视角, 如自然资源、气候环境、地形地貌(Stathopoulou et al., 2004)以及农村的地理位置(North and Smallbone, 2000); 第二, 社会环境视角, 如社会信任感与社会资本环境(Whiteley, 2000; Stathopoulou et al., 2004); 第三, 经济环境视角, 如农村地区的经济和金融服务环境(朱红根等, 2015)、基础设施条件(Fox and Porca, 2001; Dutta, 2015; 朱红根等, 2015)、政策和金融支持力度(郭军盈, 2006; 朱红根等, 2015)以及地区的经济发展水平(郭军盈, 2006; 刘杰、郑风田, 2011)等。

然而, 本文认为, 上述文献忽视了农村内部收入差距对农户创业行为的影响。改革开放以来, 中国农村内部收入差距急剧扩大(甄小鹏、凌晨, 2017)。中国社会科学院农村发展研究所2017年发布的《中国农村经济形势分析与预测(2016~2017)》绿皮书指出, 中国城乡居民收入差距正在缩小, 但农村内部收入差距却在逐步扩大, 农民之间的收入分配状况逐渐趋于复杂化(魏后凯、黄秉信, 2017)。农村收入差距的扩大可能会对农户创业产生多方面影响。第一, 农村收入差距的扩大可能会激发中低收入家庭的“相对剥夺感”和“物质渴求”心理, 增加其主动创业的可能性; 第二, 农村收入差距的扩大也可能表现为中低收入家庭的收入增长缓慢, 进而导致家庭有更大概率放弃当前的就业活动, 并被动开展创业活动; 第三, 农村收入差距的扩大还可能表现为中低收入家庭的收入增长放缓甚至呈现下降态势, 进而导致这部分家庭面临流动性约束概率的显著增加, 并影响家庭的人力资本投资活动, 导致其开展创业活动所需要的资金门槛(张龙耀、张海宁, 2013)和企业家能力(Evans and Jovanovic, 1989)无法达到要求, 而农村地区相对落后的金融发展体系无法为其创业提供有效的金融支持, 从而对这部分家庭的创业行为产生抑制作用。

本文利用2012~2016年中国家庭追踪调查(CFPS)面板数据, 研究农村内部收入差距对农户创业行为的影响及其作用机制。研究发现, 农村收入差距的扩大显著降低了农户创业的概率。为克服模型中可能存在的内生性问题, 本文通过双向固定效应模型、滞后效应和工具变量法进行了内生性处理,

结果仍然保持稳健。研究还发现，农村收入差距的扩大显著降低了农户创业的参与人数、经营规模、经营绩效，降低了农户新创企业的概率，并显著提高了创业失败的可能性，增加了家庭中从事农业生产的人数和家庭成员外出打工的概率。机制探究发现，农村收入差距的扩大提升了农户面临流动性约束的概率，并降低了农户进行人力资本投资的能力，从而抑制了农户创业。异质性分析显示，农村收入差距的扩大对低教育水平、中低收入阶层和中西部地区家庭产生了更显著的负向影响。

本文其余部分的结构安排如下：第二部分是理论分析与文献综述，第三部分是数据来源、方法介绍及主要变量的描述性统计，第四部分是实证结果，第五部分进行机制探讨与异质性分析，最后是结论与启示。

二、理论分析与文献综述

关于收入差距对创业影响的研究主要呈现三种观点。第一种观点是“主动创业论”。该观点认为，收入差距的扩大改变了人们的相对地位，加剧“相对剥夺感”和社会层次分化（Wilkinson and Pickett, 2007；金烨等，2011；Mensah and Benedict, 2016），影响人们的“物质渴求”和嫉妒心理（Stutzer, 2004；Mensah and Benedict, 2016），从而有益于激发中低收入阶层创业的积极性（Stalker, 2013）。Galindo and Méndez（2014）的研究将收入差距因子引入创业决定方程式，为收入差距激发创业活力的理论观点提供了直接证据。就影响群体而言，由于低收入群体能够更准确地感知客观收入差距，并由此产生“相对剥夺感”（Wilkinson and Pickett, 2007；Xu and Garand, 2010），因而收入差距的扩大将导致低收入群体的创业精神被激发。Stalker（2013）的研究为此论断提供了经验证据，同时还发现，收入差距的扩大对中等收入群体也表现出相似但较弱的关系。与上述观点稍有不同的是，收入差距只有在越过拐点位置后，“物质渴求”心理与“相对剥夺感”才会被激发。比如，徐巧玲（2019）的研究指出，收入差距与“物质渴求”存在U型关系，当收入差距越过拐点位置后，才会刺激“物质渴求”心理，遮掩收入差距抑制创业的不利影响，导致非理性创业行为的发生。但也有学者认为，只有通过给予适当的社会补贴，并增加对低收入群体的技能培训，才能够将收入差距扩大带来的相对剥夺感有效地转化为低收入群体的创业活动（Mensah and Benedict, 2016）。

第二种观点是“被动创业论”。该观点认为，收入不平等的加剧，会导致低收入群体对其他收入来源感到失望，从而被动选择“必要性创业”（Lippmann et al., 2005）。全球创业型经济研究报告（GEM）指出，人们选择成为“雇员”是因为就业比创业更稳定，当被支付相对较低的工资时，会导致这部分群体被动从事创业活动。收入不平等的加剧，意味着报酬相对良好的工作岗位减少，优质就业机会的竞争力加大，劳动力市场的工资—技能错配加剧了失业问题。当缺乏可行的就业机会时，人们可能会选择开展被动型创业活动（Dyer, 1994；Evans and Leighton, 1989；Evans and Leighton, 1990）。

第三种观点是“创业抑制论”。该观点认为，收入差距的扩大削弱了中低收入阶层的物质资本投资和人力资本投资能力（Galor and Zeira, 1993；钞小静、沈坤荣，2014），影响了中低收入阶层的财富积累速度和人力资本存量，导致其开展创业活动所需要的资金门槛（张龙耀、张海宁，2013）和企业能力（Evans and Jovanovic, 1989）无法达到要求，从而抑制了创业活动的开展。而当金融约束存在

时，这一抑制效应会更加明显。在信贷市场非完善的背景下，初始禀赋将决定个体的职业选择，“穷人群体”被“富人阶层”雇佣（Banerjee and Newman, 1993）。收入差距扩大导致初始禀赋水平较低的群体无法进行物质资本和人力资本投资（Galor and Zeira, 1993；钞小静、沈坤荣，2014），从而抑制了这部分群体开展创业活动的可能性，而当信贷获取的门槛较高时，会进一步加剧收入差距对其开展创业活动所产生的负面影响（Banerjee and Newman, 1993）。

收入差距不仅存在于城乡之间，在农村内部，农户之间也存在显著的收入差距（程名望等，2015）。根据组织生态学理论，环境因素是决定企业创办的核心因素之一。由于中国城乡居民面临的自然、社会和经济环境等方面存在本质差异，因此，很有必要基于农村这一独特的“生态”环境对农户创业行为进行探讨（杨婵等，2017）。

改革开放以来，中国农村内部收入差距呈现出扩大的态势，对农村家庭的经济决策行为产生了深远影响。农村收入差距的扩大可能会对农户创业行为产生重要影响。第一，农村收入差距的扩大导致农村中低收入家庭的收入增长速度慢于高收入家庭，可能会激发中低收入家庭的“相对剥夺感”和“物质渴求”心理，进而提升其主动创业的概率。第二，农村收入差距的扩大可能表现为农村中低收入家庭的收入增长缓慢，进而导致家庭有更大概率放弃当前的就业活动，而开展被动型创业活动。第三，农村收入差距的扩大也可能表现为中低收入家庭的收入增长速度放缓甚至呈现下降态势，从而显著提升了其面临流动性约束的概率，并对其人力资本投资活动造成不利影响，使得开展创业活动所需要的资金门槛（张龙耀、张海宁，2013）和企业家能力（Evans and Jovanovic, 1989）无法达到要求，而农村地区相对落后的金融发展体系也无法有效地为其创业提供必要的金融支持，最终对这部分农村家庭的创业行为产生抑制作用。综上分析，从农户的经济决策行为与农村的经济发展现实来看，上述三种影响效应均可能存在，究竟何种效应会在农户创业决策中占据主导地位需要通过实证分析进行检验。

与已有研究相比，本文的研究贡献主要体现在以下三个方面：第一，长期以来，学术界对收入差距的考察多从城乡收入差距的视角展开，忽视了城市或农村内部收入差距对城镇和农村居民经济行为的影响。本文考虑了城乡二元经济结构与城乡居民经济活动的相对独立性，从农村内部收入差距的角度研究对农户创业行为的影响，为全面认识影响农户创业的经济环境因素提供了新视角，填补了基于收入差距视角研究农户创业行为的空白。第二，已有文献大都基于理论层面和宏观角度分析收入差距对创业的影响，少有文献基于微观数据展开实证研究。本文使用具有全国代表性的 CFPS 微观数据，从农村内部收入差距的角度考察了对农户创业行为的影响，为理解农户创业的影响因素提供了新解释。第三，本文结合中国农村的现实背景，从流动性约束和人力资本投资的视角分析了农村收入差距影响农户创业的作用机制。

三、数据来源与实证模型

（一）数据来源及样本选取

本文使用的是中国家庭追踪调查（CFPS）数据。CFPS 是由北京大学中国社会科学调查中心实施，旨在通过跟踪收集个体、家庭和社区三个层面的数据，反映中国的社会变迁与经济发展，为学术研究

提供数据支持。CFPS 从 2010 年开始基线调查，样本覆盖了 25 个省（区、市），2012、2014、2016 和 2018 年进行了全样本的追踪调查。本文以 CFPS2012~2016 年的调查数据作为初始样本^①，并对样本做如下筛选：（1）剔除城市样本；（2）剔除主要相关变量缺失的样本；（3）将三年的样本合成平衡面板数据。为消除极端值的影响，在各样本期间对家庭人均收入进行上下 1% 缩尾处理。另外，本文所使用的全部收入变量均基于 2012 年的价格指数进行了平减。经过数据清洗，最终获得 4403 户农村家庭在 2012、2014 和 2016 年三期的面板数据^②。

（二）变量选取及描述性统计

表 1 给出了本文主要相关变量的定义及相应的描述性统计。2012 年创业家庭占比 6.77%，2016 年为 7.59%，整体呈上升趋势。2012 年县级收入基尼系数为 0.44，2014 年为 0.45，2016 年为 0.42，与国家统计局公布的基尼系数走势基本吻合，整体呈下降趋势，但仍位于 0.4 的国际警戒线以上。

表 1 变量说明及描述性统计

变量类别	变量名称及定义	2012 年		2014 年		2016 年	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
因变量	农户创业：是否有家庭成员从事个体经营或开办私营企业（有=1；无=0）	0.07	0.25	0.06	0.24	0.08	0.26
	农户创业人数：参与个体经营或开办私营企业的家庭成员数	0.11	0.46	0.10	0.43	0.12	0.45
	经营规模：全部经营总资产的对数值	0.06	0.44	0.08	0.45	0.09	0.48
	经营绩效：税后净利润的对数值	0.01	0.38	0.03	0.31	0.06	0.31
关键变量	县级收入基尼（Gini）系数	0.44	0.06	0.45	0.07	0.42	0.06
	县级收入泰尔（Theil）指数	0.34	0.09	0.37	0.12	0.32	0.10
	县级收入对数偏差均值（MLD）指数	0.45	0.14	0.47	0.15	0.34	0.10
	县级收入变异系数半平方（HSCV）指数	0.39	0.15	0.45	0.24	0.43	0.20
控制变量	户主年龄	50.28	12.44	51.45	12.77	52.50	13.42
	户主年龄的平方/100	26.83	12.79	28.11	13.35	29.36	14.16
	户主性别：（男=1；女=0）	0.60	0.49	0.59	0.49	0.57	0.50
	户主已婚：（已婚=1；其他=0）	0.90	0.30	0.89	0.31	0.87	0.34
	户主受教育水平：（文盲/半文盲=0；小学=6；初中=9；高中/中专/技校/职高=12；大专=15；大学本科=16；硕士=19；博士=22）	6.18	4.13	5.29	4.38	5.41	4.40
	户主健康水平：自评健康得分（非常健康=5；很健康=4；比较健康=3；一般=2；不健康=1）	2.62	1.24	2.84	1.30	2.75	1.26
	家庭规模：家庭总人口数	4.28	1.85	4.15	1.91	4.10	2.00

^①CFPS2010 年问卷对创业的定义与 2012~2016 年不一致，而 CFPS2018 年调查尚未发布全部的数据库，为保证研究的严谨性和变量的可得性，本文以 CFPS2012~2016 年的调查数据作为初始样本。

^②最终样本量占原始平衡面板数据的 80.34%。

(续表 1)

家庭自有房产：（有=1；无=0）	0.93	0.26	0.93	0.26	0.91	0.29
县级人均收入（万元）	0.99	0.28	1.04	0.40	1.42	0.76
中部地区：（是=1；否=0）	0.29	0.45	0.29	0.45	0.29	0.45
西部地区：（是=1；否=0）	0.36	0.48	0.36	0.48	0.36	0.48

注：①根据 CFPS 问卷，个体经营包括个体工商户和个人合伙两种形式，私营企业包括私营有限责任公司、私营股份有限公司、私营合伙企业和私营独资企业四种形式。②本文研究中不存在“举家外出”的样本。同时，创业家庭与非创业家庭均存在家庭成员外出务工的情况，二者之间并不存在必然联系。

图 1 进一步展示了按县级收入基尼系数的 20 分位数和 60 分位数分组的描述性统计图。以 2016 年为例，低基尼系数组的创业比例为 9.67%，平均每个家庭参与创业的人数为 0.15 人，分别比高基尼系数组高出 36% 和 41%。整体来看，随着收入差距的提高，农户创业的比例和参与人数呈现下降趋势。

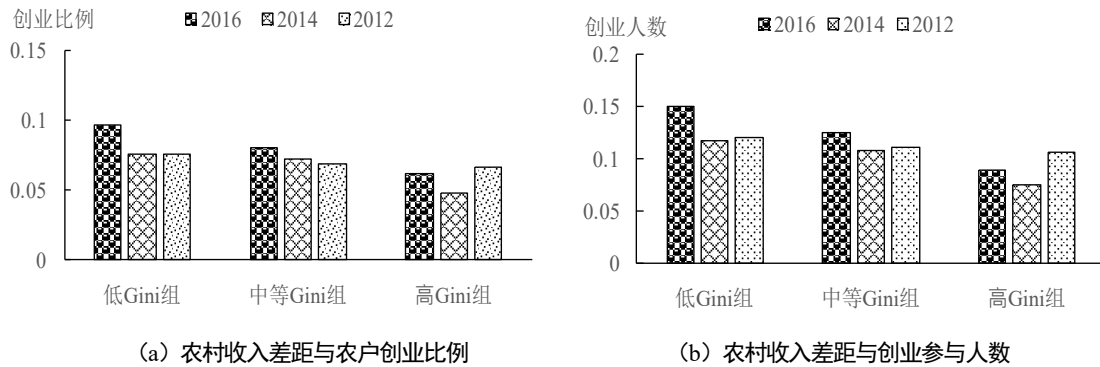


图 1 农村收入差距与农户创业

注：将位于县级收入基尼系数 20 分位数以下、20~60 分位数和 60 分位数以上的家庭分别归入低 Gini 组、中等 Gini 组和高 Gini 组。

(三) 模型设定

本文主要采用 Probit 模型来分析农村收入差距对农户创业的影响，模型设定为：

$$\begin{aligned}
 \text{Entrepre}_{ict}^* &= \alpha + \beta_1 \text{Inequality}_{ct} + \beta_2 X_{ict} + \text{Province} + \text{Year}_t + \varepsilon_{ict} \\
 \text{Entrepre}_{ict} &= 1(\text{Entrepre}_{ict}^* > 0)
 \end{aligned} \quad (1)$$

在模型 (1) 中， i 代表家庭， c 代表区县， t 代表年份； Entrepre_{ict} 是农户创业变量，衡量农户是否从事个体经营或开办私营企业； Entrepre_{ict}^* 是潜变量，当 $\text{Entrepre}_{ict}^* > 0$ 时， Entrepre_{ict} 取值为 1，否则为 0； Inequality_{ct} 是县级层面衡量农村收入差距的指标，包括县级收入基尼系数、泰尔指数、对数偏差均值 (MLD) 指数和变异系数半平方 (HSCV) 指数。 X_{ict} 是家庭层面的控制变量，包括家庭特征变量和户主特征变量； Province 代表省级固定效应， Year_t 代表年份固定效应；随机扰动项 $\varepsilon_{ict} \sim N(0, \sigma^2)$ 。

测度收入差距的相对指标主要包括基尼系数和广义熵指数。在上述指标中，应用最早、最为广泛

的是基尼系数，但基尼系数对富人的观测值比较敏感，如果样本中富裕人群的收入数据误差较大，那么基尼系数的估算值就很不可靠。而广义熵指数衡量不平等的最大优点是可以按收入群体进行分解，从而可以在一定程度上弥补基尼系数的缺陷。然而，广义熵指数也存在分解结果取决于分组多少的缺陷。为了检验研究结论的稳健性，本文汇报了使用基尼系数和广义熵指数（Theil 指数、MLD 指数和 HSCV 指数）衡量收入差距状况的估计结果。

进一步地，本文还从三个维度衡量了农户创业强度：维度一是农户创业的参与人数，维度二是经营规模（总资产），维度三是经营绩效（税后利润额），并使用 Tobit 模型考察农村收入差距对农户创业参与人数、经营规模和经营绩效的影响，模型设定为：

$$\begin{aligned} Entrep_strength_{ict}^* &= \alpha + \beta_1 Inequality_{ct} + \beta_2 X_{ict} + Province + Year_t + \varepsilon_{ict} \\ Entrep_strength_{ict} &= \max(0, Entrep_strength_{ict}^*) \end{aligned} \quad (2)$$

其中， $Entrep_strength_{ict}$ 是衡量农户创业参与人数、经营规模和经营绩效的指标，其余各变量的解释与模型（1）式相同。

四、估计结果

（一）农村收入差距对农户创业的影响

表 2 报告了计量模型（1）的估计结果。在回归中，我们控制了户主和家庭特征变量，同时还控制了省级和年份固定效应。考虑到家庭的创业行为存在时间上的序列相关，括号中报告的是群聚到家庭层面的稳健标准误。估计结果显示，农村收入差距对农户创业具有显著的负向影响，县级收入基尼系数、泰尔指数、MLD 指数和 HSCV 指数的边际效应分别为-14.54%、-8.42%、-5.36%和-4.80%，且均在 1%水平上显著。另外，各收入差距指标的边际效应也具有显著的经济意义。以（1）列为例，县级收入基尼系数每提高 0.1 单位，农户创业的概率下降 1.45%，这大约是农户创业比例的 21%，经济意义显著。

表 2 农村收入差距对农户创业的影响：基准结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
县级收入基尼系数	-0.1454*** (0.0426)			
县级收入泰尔指数		-0.0842*** (0.0254)		
县级收入 MLD 指数			-0.0536*** (0.0194)	
县级收入 HSCV 指数				-0.0480*** (0.0141)
控制变量	控制	控制	控制	控制
县数×年数	112×3	112×3	112×3	112×3
N	13206	13206	13206	13206
Pseudo R ²	0.0559	0.0558	0.0551	0.0559
Log Pseudolikelihood	-3129.57	-3129.86	-3132.20	-3129.40

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②表中报告的是核心解释变量的平均边际效应。

③括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。④篇幅所限，控制变量的回归结果未汇报，欢迎感兴趣的读者向作者索取。

（二）稳健性检验

首先，本文根据家庭人均收入生成社区层面的收入差距指标^①，进行稳健性检验。表3中（1）列结果显示，社区收入基尼系数每上升0.1单位，农户创业的概率下降0.76%，且估计结果在1%水平上显著；（2）列社区收入泰尔指数也在1%水平上显著。相较于县级层面的收入差距指标，社区收入差距指标的系数绝对值较小，可能是因为社区层面的收入差距无法反映出同一区县不同社区之间的收入差距状况所致。其次，为尽量消除极端值对收入差距指标的度量产生的影响，本文对家庭人均收入进行上下5%缩尾处理，（3）列和（4）列估计结果表明，消除极端值影响后的结果也依然稳健。最后，根据县级层面的家庭人均支出生成县级层面的分位数支出比P90/P10、P50/P10来衡量地区的不平等状况，其中P90/P10代表第90分位数家庭与第10分位数家庭的人均消费支出比。（5）列和（6）列回归结果表明，农村内部支出差距显著降低了农户创业的概率，证实了估计结果的稳健性。

表3 农村收入差距对农户创业的影响：稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
社区收入基尼系数	-0.0755*** (0.0262)					
社区收入泰尔指数		-0.0504*** (0.0184)				
县级收入基尼系数			-0.1927*** (0.0484)			
县级收入泰尔指数				-0.1398*** (0.0323)		
P90/P10					-0.0019* (0.0010)	
P50/P10						-0.0082* (0.0046)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	13208	13208	13206	13206	11605	11605
县数×年数	112×3	112×3	112×3	112×3	112×3	112×3
Pseudo R ²	0.0558	0.0557	0.0567	0.0571	0.0568	0.0568
Log Pseudolikelihood	-3127.53	-3127.72	-3126.89	-3125.34	-2782.63	-2782.62

注：①***、**、*分别表示估计结果在1%、5%、10%水平上显著。②表中报告的是核心解释变量的平均边际效应。

③括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。④篇幅所限，MLD指数和HSCV指数的回归结果没有报告。欢迎感兴趣的读者向作者索取。

（三）内生性处理

1. 内生性处理一：面板数据双向固定效应模型。尽管本文在实证模型中尽可能多地控制了影响农

^①根据CFPS问卷，社区指的是村委会。

户创业的变量和家庭的异质性特征，但模型仍然可能存在一些不可观测的环境因素和感知变量（技能感知、行动倾向、机会的存在性和失败的可能性等），会同时影响农户创业行为和收入差距指标的度量。举例来说，创业是一项具有高度不确定性的活动，行动倾向反映了在不确定性情况下家庭的行动意愿，在一定程度上决定了家庭参与创业活动的可能性；同时，不同家庭行动倾向的异质性也可能与收入差距指标直接相关。为缓解遗漏变量导致的内生性问题，本文使用 CFPS 三期的面板数据进行双向固定效应模型估计，通过控制家庭固定效应，克服不随时间变化的遗漏变量对估计结果产生的影响，回归结果汇报在表 4 中。在控制了家庭固定效应后，收入差距指标的显著性水平和边际效应与基准回归结果基本一致，证实了估计结果的稳健性。

表 4 农村收入差距对农户创业的影响：双向固定效应模型

	(1)	(2)	(3)	(4)
县级收入基尼系数	-0.1998*** (0.0390)			
县级收入泰尔指数		-0.0972*** (0.0222)		
县级收入 MLD 指数			-0.0724*** (0.0165)	
县级收入 HSCV 指数				-0.0364*** (0.0118)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	13209	13209	13209	13209
县数×年数	112×3	112×3	112×3	112×3

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。

2.内生性处理二：滞后效应。模型中还可能存在反向因果问题，收入差距指标不仅受农户创业行为的影响，也会随着创业时间的增加和创业强度的变化而发生改变。为缓解反向因果问题，本文估计了收入差距的滞后效应，具体讲，以当期的家庭创业作为被解释变量，以滞后一期的收入差距指标作为解释变量，使得农户创业在时间上滞后于收入差距指标，可以在一定程度上克服反向因果问题。表 5 汇报了收入差距滞后效应的 Probit 模型估计结果。从估计结果来看，除滞后一期的县级收入 MLD 指数不显著以外，县级收入基尼系数、泰尔指数和 HSCV 指数均显著且为负值，表明本文的估计结论是比较稳健的。

表 5 农村收入差距对农户创业的影响：滞后效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
滞后一期的县级收入基尼系数	-0.0745* (0.0444)			
滞后一期的县级收入泰尔指数		-0.0591** (0.0257)		

(续表 5)				
滞后一期的县级收入 MLD 指数			-0.0240 (0.0199)	
滞后一期的县级收入 HSCV 指数				-0.0459*** (0.0143)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	10581	10581	10581	10581
县数×年数	118×2	118×2	118×2	118×2

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②表中报告的是核心解释变量的平均边际效应。

③括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。

3.内生性处理三：工具变量法。为应对反向因果问题，上文估计了收入差距的滞后效应，估计结果表明，克服反向因果问题后的估计结果依然是比较稳健的。进一步，本文将滞后一期的收入差距指标视为内生变量，使用滞后一期的县级层面劳动力少儿人口比和劳动力老年人口比作为滞后一期收入差距指标的工具变量^①，进行 IV-Probit 估计。根据队列规模（Cohort-Size）假说，年龄—收入曲线大致呈现倒 U 型，曲线上的“肥胖”队列往往会获得较低的收入和回报。当“肥胖”队列出现在年龄—收入曲线的上部（劳动力供过于求）时，劳动力市场过剩，会降低劳动者的收入，收入不平等也会随之降低。而当“肥胖”队列出现在年龄—收入曲线的两端（少儿或老人占比过多）时，曲线顶部相应变“瘦小”，收入不平等会加剧（Higgins and Williamson, 2002; Leigh, 2006）。因此，理论上劳动力少儿人口比和劳动力老年人口比与地区收入差距呈负相关关系；同时，滞后一期县级层面的人口结构对单个家庭当期的创业决策而言是相对外生的。

表 6 汇报了工具变量估计的回归结果。结果显示，所有工具变量对县级收入差距指标的回归结果均在 1%水平上显著且边际效应为负，说明工具变量是有效的，排除了弱工具变量问题。工具变量估计结果显示，各列中滞后一期的收入差距指标均在 5%水平上显著且边际效应为负，证实了本文估计结论的稳健性。为检验模型是否存在过度识别问题，本文将创业变量视为连续变量，进行了两阶段最小二乘估计，Panel B 汇报了过度识别检验的结果。各列过度识别检验结果均接受了工具变量为外生变量的原假设。

^①CFPS2012~2016 年调查问卷仅在 2014 年设计了村（居）问卷，问卷中包含了常住人口中 0~15 岁、60 岁及以上和总人口数在内的详细信息。因此，本文选用的工具变量是 2014 年的劳动力少儿人口比和劳动力老年人口比。本文将年龄在 16 岁以下的人口界定为“少儿”人口，将年龄在 60 岁及以上的人口界定为“老年”人口。剔除城市样本后，根据村级数据生成 2014 年县级层面的人口结构信息。

表 6 农村收入差距对农户创业的影响：工具变量法

	(1)	(2)	(3)	(4)
2014 年县级收入基尼系数	-0.5347** (0.2326)			
2014 年县级收入泰尔指数		-0.2817** (0.1193)		
2014 年县级收入 MLD 指数			-0.2715** (0.1228)	
2014 年县级收入 HSCV 指数				-0.1361** (0.0569)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	4693	4693	4693	4693
县数×年数	114×1	114×1	114×1	114×1
Wald 内生性检验				
Chi ² 值	2.77	2.32	2.85	1.96
P 值	0.0959	0.1276	0.0916	0.1613
Panel A: 一阶段估计结果				
2014 年县级劳动力少儿人口比	-0.0036*** (0.0004)	-0.0084*** (0.0007)	-0.0057*** (0.0009)	-0.0217*** (0.0015)
2014 年县级劳动力老年人口比	-0.0079*** (0.0007)	-0.0134*** (0.0012)	-0.0167*** (0.0014)	-0.0220*** (0.0022)
Panel B: 过度识别检验结果				
Chi ² 值	0.1920	0.0452	0.3575	0.0101
P 值	0.6613	0.8316	0.5499	0.9199

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②表中报告的是核心解释变量的平均边际效应。

③括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。

(四) 进一步分析

1. 农村收入差距与创业参与人数、经营规模和经营绩效。不同农户参与创业的程度各异，本文进一步考察了农村收入差距对农户创业参与人数的影响。由于在非创业家庭中，创业人数只能取 0 值，具有边角解（corner solution）的特征，因此，本文使用 Tobit 模型进行估计，表 7 中（1）列和（2）列汇报了农村收入差距对农户创业参与人数影响的估计结果。以（1）列为例，县级收入基尼系数的边际效应为-49%，在 1%水平上显著，表明农村收入差距的扩大显著降低了农户创业的参与人数。

创业的资产规模和税后利润额也是衡量农户创业强度的重要指标，本文也考察了农村收入差距对农户创业资产规模和税后利润额的影响。与创业人数变量一致，非创业家庭在这两个变量上也均取 0 值，因此本文仍采用 Tobit 模型进行估计。表 7 中（3）列和（4）列是农村收入差距对创业资产规模的影响，（5）列和（6）列是农村收入差距对创业税后利润额的影响，资产规模和税后利润额变量均进

行了对数化处理^①。估计结果显示，农村收入差距显著降低了农户创业的资产规模和税后利润额。

表 7 农村收入差距对农户创业参与人数、经营规模和经营绩效的影响：Tobit 模型

	创业活动参与人数		经营总资产的对数值		经营税后利润额的对数值	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
县级收入基尼系数	-0.4916*** (0.0383)		-0.5909*** (0.0527)		-0.4380*** (0.0414)	
县级收入泰尔指数		-0.2835*** (0.0109)		-0.3343*** (0.0159)		-0.2288*** (0.0120)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	13209	13209	13128	13128	13128	13128
县数×年数	112×3	112×3	112×3	112×3	112×3	112×3

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。③篇幅所限，MLD 指数和 HSCV 指数的回归结果没有报告。欢迎感兴趣的读者向作者索取。

2. 农村收入差距与新创企业、创业失败。为更清晰地识别农村收入差距对农户创业的影响，本文定义了新创企业变量。具体讲，仅保留 2014 年未从事创业活动的家庭，然后将 2016 年从事创业活动的家庭定义为新创企业家庭，赋值为 1，否则为 0。表 8 汇报了基于收入差距滞后效应的工具变量估计结果。以（1）列为例，Wald 内生性检验在 5%水平上通过，说明模型存在内生性问题；IV-Probit 的估计结果在 5%水平上显著且为负值，表明农村收入差距的扩大显著降低了新创企业的概率。

表 8 农村收入差距对新创企业和创业失败的影响

	2016 年新创企业		2016 年创业失败			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
2014 年县级收入基尼系数	-0.5216** (0.2341)		0.7693** (0.3157)		2.5390* (1.4276)	
2014 年县级收入泰尔指数		-0.2603** (0.1123)		0.5482** (0.2431)		1.4302* (0.8310)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	3918	3918	388	388	282	282
县数×年数	109×1	109×1	127×1	127×1	92×1	92×1
Wald 内生性检验						
Chi ² 值	4.93	4.48			1.31	1.07
P 值	0.0265	0.0343			0.2518	0.2999

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②表中报告的是核心解释变量的平均边际效应。③括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。

上文研究发现，农村收入差距显著降低了创业活动的经营规模和经营绩效。当经营收入和经营利润下降时，家庭也可能放弃创业活动。为验证这一猜想，本文定义了创业失败变量，具体讲，仅保留

^①经营企业为股份制的，按家庭所持股份比例计算得到家庭总资产。

2014 年从事创业活动的家庭样本，并将 2016 年未从事创业活动的家庭定义为创业失败家庭，赋值为 1，否则为 0。2016 年样本中创业失败的家庭比例达到了 46%。表 8 中（5）列和（6）列是基于收入差距滞后效应的工具变量估计结果，Wald 内生性检验均未在 10% 显著性水平上通过，因此 IV-Probit 的结果仅作为稳健性检验进行报告。（3）列和（4）列汇报了基尼系数和泰尔指数滞后效应的估计结果。以（3）列为例，基尼系数每提高 0.1 单位，农户创业失败的概率将提高 7.7%，表明农村收入差距的扩大显著提升了农户创业失败的概率。

3. 农村收入差距与农业生产参与人数、家庭成员外出务工。上文研究发现，农村收入差距的扩大显著降低了农户从事创业活动的概率以及创业活动的参与人数。在农村地区，经济活动以农业生产为主，但随着城镇化和工业化建设的推进，外出务工也成为农村劳动力的就业选择。表 9 汇报了农村收入差距对家庭中从事农业生产的人数和家庭成员外出务工影响的估计结果。克服内生性问题后的估计结果显示，农村收入差距的扩大显著提升了家庭中从事农业生产的人数和家庭成员外出务工的概率。

表 9 农村收入差距对从事农业生产的人数和家庭成员外出务工的影响

	2016 年农业生产参与人数		2016 年家庭成员外出务工	
	(1)	(2)	(3)	(4)
2014 年县级收入基尼系数	1.0369** (0.5049)		1.4314** (0.6077)	
2014 年县级收入泰尔指数		0.4681* (0.2406)		0.8097*** (0.3000)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	5330	5330	5330	5330
县数×年数	116×1	116×1	116×1	116×1

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。③CFPS2014~2016 年数据并未直接提供外出务工的信息，根据问卷跳转关系，将回答“外出打工的家庭成员寄回家或带回家多少钱”问题的家庭识别为外出务工家庭。

五、机制探讨与异质性分析

（一）机制探讨

本文的基准估计结果显示，农村收入差距的扩大显著降低了农户创业的概率，这说明收入差距的“创业抑制论”在中国农村家庭中占据主导地位。进一步地，根据理论分析，农村收入差距的扩大可能会通过两种途径抑制农户的创业行为：一方面，提升了农户面临流动性约束的概率；另一方面，抑制了农户进行人力资本投资的能力。为了验证第一个机制，按照 Zeldes（1989）的定义方式，将金融资产总价值低于两个月永久收入的家庭定义为流动性约束家庭，赋值为 1，否则为 0（不受流动性约束家庭）。接下来，本文首先检验农村收入差距对农户面临流动性约束的影响，估计结果报告在表 10。

表 10 中（1）列和（2）列是 Probit 模型的估计结果；（3）列和（4）列估计了收入差距的滞后效应，（5）列和（6）列是基于滞后效应的工具变量估计结果。表 10 中（1）列和（2）列结果显示，农

村收入差距的扩大显著提升了家庭面临流动性约束的概率；（3）列和（4）列的回归结果显示，基尼系数和泰尔指数的滞后项均在 10%水平上对农户面临流动性约束具有显著影响。（5）列 Wald 内生性检验的估计结果在 1%水平上拒绝了模型不存在内生性问题的原假设。IV-Probit 估计的边际效应为 1.57，表明基尼系数每提高 0.1 单位，家庭面临流动性约束的概率将提高 15.7%；（6）列泰尔指数的回归结果依然成立。总体而言，农村收入差距的扩大显著提升了家庭面临流动性约束的概率。

表 10 农村收入差距对流动性约束的影响

	流动性约束		2016 年流动性约束			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
县级收入基尼系数	0.5080*** (0.0939)					
县级收入泰尔指数		0.3060*** (0.0541)				
2014 年县级收入基尼系数			0.2070* (0.1121)		1.5719*** (0.3806)	
2014 年县级收入泰尔指数				0.1167* (0.0631)		0.7906*** (0.2024)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	8878	8878	5411	5411	4690	4690
县数×年数	110×2	110×2	115×1	115×1	114×1	114×1
Wald 内生性检验						
Chi ² 值					13.06	12.36
P 值					(0.0003)	(0.0004)

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②表中报告的是核心解释变量的平均边际效应。③括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。

接下来，本文将检验流动性约束对农户创业的影响，表 11 中（1）列是 Probit 模型的估计结果。结果显示，家庭面临流动性约束显著降低了农户创业的概率。考虑到模型可能存在内生性问题，（2）列估计了流动性约束的滞后效应，结果显示，2014 年面临流动性约束仍显著降低了 2016 年农户创业的概率。（3）列将 2014 年流动性约束变量视为内生变量，选用同一社区内其他家庭面临流动性约束的比例作为本家庭是否面临流动性约束的工具变量进行 IV-Probit 估计，估计结果仍在 10%水平上显著，然而 Wald 内生性检验并未通过，因此仅作为稳健性检验进行汇报。这表明，农村收入差距的扩大通过提升家庭面临流动性约束的概率，显著降低了农户创业的概率。

表 11 流动性约束对农户创业的影响

	农户创业	2016 年农户创业	
	(1)	(2)	(3)
流动性约束	-0.0263*** (0.0058)		

(续表 11)

2014 年流动性约束		-0.0189** (0.0080)	-0.0887* (0.0539)
控制变量	控制	控制	控制
N	8878	4602	4578
县数×年数	110×2	108×1	108×1
Wald 内生性检验			
Chi² 值			2.13
P 值			(0.1447)

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②表中报告的是核心解释变量的平均边际效应。

③括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。

接下来，本文验证第二个可能的机制。选用“过去 12 个月，是否有家庭成员参与非学历教育”来衡量农村家庭的人力资本投资。根据 CFPS 成人问卷，非学历教育特指为与获得学位无关，专门用于提高个人工作和学习能力的培训和进修。表 12 汇报了农村收入差距对人力资本投资影响的估计结果，

(1) 列和 (2) 列是农村收入差距对家庭成员参与人力资本投资影响的 Probit 估计结果。考虑到模型可能存在内生性问题，(3) 列和 (4) 列汇报了双向固定效应模型的估计结果，(5) 列和 (6) 列汇报了 IV-Probit 的估计结果，克服内生性问题后的估计结果显示，农村收入差距的扩大显著降低了农户参与人力资本投资的概率。

表 12 农村收入差距对人力资本投资的影响

	Probit 估计		双向固定效应模型		IV-Probit 估计	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
县级收入基尼系数	-0.0530 (0.0408)		-0.0859* (0.0522)		-0.5159* (0.2717)	
县级收入泰尔指数		-0.0428* (0.0238)		-0.0508* (0.0299)		-0.2544* (0.1330)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	13183	13183	13185	13185	4312	4312
县数×年数	112×3	112×3	112×3	112×3	113×1	113×1

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②Probit、IV-Probit 估计报告的是核心解释变量的平均边际效应。③括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。

表 13 汇报了参与人力资本投资对家庭创业决策的影响。(1) 列 Probit 估计结果显示，人力资本投资对农户创业具有显著的促进作用。考虑到模型可能存在内生性问题，(2) 列选用同一社区内其他家庭参与人力资本投资的比例作为本家庭是否参与人力资本投资的工具变量进行 IV-Probit 估计，估计结果仍在 1%水平上显著。此外，(3) 列和 (4) 列考察了人力资本投资的滞后效应。结果显示，滞后一期的人力资本投资对当期的农户创业影响最大，滞后两期的人力资本投资对农户创业的影响效应较小，但仍具有显著的促进作用。克服内生性问题后的估计结果仍然表明，人力资本投资对农户创业具有显

著的促进作用。这表明，农村收入差距扩大还通过显著降低农户的人力资本投资，抑制了农户创业。

表 13 人力资本投资对创业的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
人力资本投资	0.0310*** (0.0076)	0.3745*** (0.1175)		
2014 年进行人力资本投资			0.0492*** (0.0132)	
2012 年进行人力资本投资				0.0293** (0.0131)
控制变量	控制	控制	控制	控制
N	13183	13071	5408	5194
县数×年数	112×3	112×3	115×1	111×1
Wald 内生性检验				
Chi ² 值		8.59		
P 值		0.0034		

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②表中报告的是核心解释变量的平均边际效应。

③括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。

（二）异质性分析

为考察农村收入差距对农户创业的影响在不同群体中的异质性，接下来本文将从物质资本、人力资本和地区差异的角度对样本进行分组回归，表 14 Panel A 和 Panel B 分别汇报了以县级收入基尼系数和县级收入泰尔指数作为解释变量的估计结果。

首先，将样本按户主受教育水平分组。按户主是否为初中以上学历将样本划分为高教育水平组和低教育水平组。分组回归结果显示，农村收入差距对低教育水平组家庭产生了显著的负向影响，而对高教育水平组家庭并未产生显著影响。这可能是由于受教育程度越高，创业越依赖于家庭成员的能力因素，而非收入差距状况等地区经济环境因素。其次，按家庭人均收入的 80 分位数将样本划分为高收入家庭和中低收入家庭。分组回归结果显示，农村收入差距对高收入阶层的影响并不显著，而对中低收入阶层产生了显著影响。最后，按家庭所在地将样本划分为东部地区家庭样本和中西部地区家庭样本，回归结果显示，农村收入差距对东部地区家庭的影响较小，而对中西部地区家庭产生了显著的负向影响。

表 14 农村收入差距对农户创业的影响：异质性分析

	Panel A: 县级收入基尼系数					
	高教育水平	低教育水平	高收入阶层	中低收入阶层	东部地区	中西部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
县级收入基尼系数	-0.2365 (0.1731)	-0.1597*** (0.0426)	-0.1076 (0.1254)	-0.1159*** (0.0409)	-0.1057 (0.0875)	-0.1649*** (0.0493)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

(续表 14)						
N	1372	11798	2875	10271	4659	8547
	Panel B: 县级收入泰尔指数					
	高教育水平	低教育水平	高收入阶层	中低收入阶层	东部地区	中西部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
县级收入泰尔指数	-0.1539 (0.1025)	-0.0927*** (0.0253)	-0.0571 (0.0754)	-0.0651*** (0.0244)	-0.0459 (0.0534)	-0.0983*** (0.0290)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1372	11798	2875	10271	4659	8547

注：①***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平上显著。②表中报告的是核心解释变量的平均边际效应。③括号内为群聚到家庭层面的稳健标准误。

六、结论与启示

近年来，尽管一系列支持农村创业的政策激发了农民的创业热情，但整体来看，农村地区缺乏创业活力的现状并未改善。与此同时，中国农村内部收入差距的持续扩大对农村居民的经济行为产生了深远影响。本文运用 2012~2016 年中国家庭追踪调查数据研究了农村收入差距对农户创业的影响。

本文发现：①农村收入差距的扩大不仅显著降低了农户创业的概率，还对创业参与人数、经营规模和经营绩效产生了显著的负向影响。此外，农村收入差距的扩大显著降低了农户新创企业的概率，并显著提升了创业失败的可能性，增加了家庭中从事农业生产的人数和家庭成员外出打工的概率。②农村收入差距通过两种机制影响农户创业。一方面，农村收入差距的扩大通过提升农户面临流动性约束的概率，降低了农户从事创业活动的可能性。另一方面，农村收入差距的扩大抑制了农户进行人力资本投资的能力，从而降低了农户创业水平。③农村收入差距对农户创业的影响存在异质性，表现为在低教育水平、中低收入阶层和中西部地区家庭具有更大影响。

本文的研究结果表明，农村内部的经济环境对农户创业决策和创业绩效尤为重要，农村内部收入差距的扩大是当前制约农户创业的重要原因之一。基于本文的研究结论，可以得到如下政策启示：

第一，加大转移支付力度，提高中低收入家庭的相对收入水平，降低农村收入差距。农户收入差距扩大造成多方面不利影响，政府应该通过转移支付，建立农村收入再分配机制，不断缩小农村收入差距。

第二，通过普惠金融缓解农户面临的流动性约束。完善农村金融体系，引导各类金融机构为农户提供借贷、支付、保险等普惠金融服务，缓解农户面临的流动性约束，为农户创业提供更加普惠性的金融支持。

第三，加大对农户的技能培训，提升农户的人力资本。在农村地区设置固定的创业培训点或引入专门的创业培训机构，定期组织农民参与技术、文化素质和管理能力等在内的创业技能培训；并结合乡村产业特色，因地制宜，在农村地区营造良好的创业氛围，形成农户创业与本地产业发展相融合的局面。

参考文献

- 1.蔡栋梁、邱黎源、孟晓雨、马双，2018：《流动性约束、社会资本与家庭创业选择——基于 CHFS 数据的实证研究》，《管理世界》第 9 期。
- 2.钞小静、沈坤荣，2014：《城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长》，《经济研究》第 6 期。
- 3.陈和午、李斌、刘志阳，2018：《农户创业、村庄社会地位与农户幸福感——基于中国千村调查数据的实证分析》，《农业技术经济》第 10 期。
- 4.程名望、史清华、Jin Yanhong、盖庆恩，2015：《农户收入差距及其根源：模型与实证》，《管理世界》第 7 期。
- 5.郭军盈，2006：《影响农民创业的因素分析》，《现代经济探讨》第 5 期。
- 6.郝朝艳、平新乔、张海洋、梁爽，2012：《农户的创业选择及其影响因素——来自“农村金融调查”的证据》，《中国农村经济》第 4 期。
- 7.胡金焱、张博，2014：《社会网络、民间融资与家庭创业——基于中国城乡差异的实证分析》，《金融研究》第 10 期。
- 8.金烨、李宏彬、吴斌珍，2011：《收入差距与社会地位寻求：一个高储蓄率的原因》，《经济学（季刊）》第 3 期。
- 9.李玮雯、张兵，2018：《非正规金融与农村家庭创业成效：影响效应及作用机理》，《农业技术经济》第 12 期。
- 10.刘杰、郑风田，2011：《流动性约束对农户创业选择行为的影响——基于晋、甘、浙三省 894 户农民家庭的调查》，《财贸研究》第 3 期。
- 11.刘新智、刘雨松、李璐，2015：《创业环境对农户创业行为选择的影响》，《西南大学学报（自然科学版）》第 4 期。
- 12.马光荣、杨恩艳，2011：《社会网络、非正规金融与创业》，《经济研究》第 3 期。
- 13.翁辰、张兵，2015：《信贷约束对中国农村家庭创业选择的影响——基于 CHFS 调查数据》，《经济科学》第 6 期。
- 14.魏后凯、黄秉信，2017：《中国农村经济形势分析与预测（2016~2017）》，北京：社会科学文献出版社。
- 15.徐巧玲，2019：《收入不平等、物质渴求与创业非理性——基于物质渴求的遮掩效应与调节效应》，《经济经纬》第 3 期。
- 16.杨婵、贺小刚、李征宇，2017：《家庭结构与农民创业——基于中国千村调查的数据分析》，《中国工业经济》第 12 期。
- 17.张龙耀、张海宁，2013：《金融约束与家庭创业——中国的城乡差异》，《金融研究》第 9 期。
- 18.甄小鹏、凌晨，2017：《农村劳动力流动对农村收入及收入差距的影响——基于劳动异质性的视角》，《经济学（季刊）》第 3 期。
- 19.朱红根、刘磊、康兰媛，2015：《创业环境对农民创业绩效的影响研究》，《农业经济与管理》第 1 期。
- 20.朱明芬，2010：《农民创业行为影响因素分析——以浙江杭州为例》，《中国农村经济》第 3 期。
- 21.Banerjee, A. V., and A. F. Newman, 1993, "Occupational Choice and the Process of Development", *Journal of Political Economy*, 101(2): 274-298.
- 22.Chitsike, C., 2000, "Culture as a Barrier to Rural Women's Entrepreneurship: Experience from Zimbabwe", *Gender and Development*, 8(1):71-77.
- 23.Cooke, P., and D. Wills, 1999, "Small Firms, Social Capital and the Enhancement of Business Performance Through

Innovation Programmes”, *Small Business Economics*, 13(3): 219-234.

24.Dutta, S., 2015, “Rural Entrepreneurship Through Restructuring State Finances: A Note for Policy”, *Indian Journal of Industrial Relations*, 51(2): 204-211.

25.Dyer, W. G., 1994, “Toward a Theory of Entrepreneurial Careers”, *Entrepreneurship Theory and Practice*, 19(2): 7-21.

26.Entwisle, B., G. E. Henderson, S. E. Short, J. Bouma, and F. Y. Zhai, 1995, “Gender and Family Businesses in Rural China”, *American Sociological Review*, 60(1): 36-57.

27.Evans, D. S., and B. Jovanovic, 1989, “An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints”, *Journal of Political Economy*, 97(4): 808-827.

28.Evans, D. S., and L. S. Leighton, 1989, “Some Empirical Aspects of Entrepreneurship”, *The American Economic Review*, 79(3): 519-535.

29.Evans, D. S., and L.S. Leighton, 1990, “Small Business Formation by Unemployed Workers”, *Small Business Economics*, 2(4): 319-330.

30.Fox, W. F., and S. Porca, 2001, “Investing in Rural Infrastructure”, *International Regional Science Review*, 24(1): 103-133.

31.Galindo, M. Á., and M. T. Méndez, 2014, “Entrepreneurship, Economic Growth, and Innovation: Are Feedback Effects at Work?”, *Journal of Business Research*, 67(5): 825-829.

32.Galor, O., and J. Zeira, 1993, “Income Distribution and Macroeconomics”, *The Review of Economic Studies*, 60(1): 35-52.

33.Higgins, M., and J. G. Williamson, 2002, “Explaining Inequality the World Round: Cohort Size, Kuznets Curves, and Openness”, *Journal of Southeast Asian Studies*, 40(3): 268-302.

34.Kaushik, S. K., S. Kaushik, and S. Kaushik, 2006, “How Higher Education in Rural India Helps Human Rights and Entrepreneurship”, *Journal of Asian Economics*, 17(1): 29-34.

35.Leigh, A., 2006, “Does Equality Lead to Fraternity?”, *Economics Letters*, 93(1): 121-125.

36.Lippmann, S., A. Davis, and H. E. Aldrich, 2005, “Entrepreneurship and Inequality”, *Research in the Sociology of Work*, 15(1): 3-31.

37.Mensah, S. N., and E. E. Benedict, 2016, “Managing Root Causes and Effects of Xenophobic Attacks in South Africa: A Relative Deprivation Approach”, *Journal of Contemporary Management*, 5 (4): 68-82.

38.North, D., and D. Smallbone, 2000, “The Innovativeness and Growth of Rural SMEs During the 1990s”, *Regional Studies*, 34(2): 145-157.

39.Saxena, S., 2012, “Problems Faced by Rural Entrepreneurs and Remedies to Solve It”, *Journal of Business and Management*, 3(1): 23-29.

40.Stalker, A. T., 2013, “Is Income Inequality Changing Entrepreneurship in the United States?”, *Georgetown University-Graduate School of Arts and Sciences*.

41.Stathopoulou, S., D. Psaltopoulos, and D. Skuras, 2004, “Rural Entrepreneurship in Europe: A Research Framework and Agenda”, *International Journal of Entrepreneurial Behavior & Research*, 10(6): 404-425.

42.Stutzer, A., 2004, “The Role of Income Aspirations in Individual Happiness”, *Journal of Economic Behavior &*

Organization, 10(1): 171-176.

43.Whiteley, P. F., 2000, "Economic Growth and Social Capital", *Political Studies*, 48(3): 443-466.

44.Wilkinson, R. G., and K. E. Pickett, 2007, "The Problems of Relative Deprivation: Why Some Societies Do Better Than Others", *Social Science & Medicine*, 65(9): 1965-1978.

45.Xu, P., and J. C. Garand, 2010, "Economic Context and Americans' Perceptions of Income Inequality", *Social Science Quarterly*, 91(5): 1220-1241.

46.Zeldes, S. P., 1989, "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation", *Journal of Political Economy*, 97(2): 305-346.

(作者单位：¹首都经济贸易大学金融学院；

²西南财经大学保险学院)

(责任编辑：陈静怡)

Does Rural Income Inequality Restrain Farmers' Entrepreneurship?

Yin Zhichao Liu Taixing Wang Xiaoquan

Abstract: Since the reform and opening-up, the income inequality in the rural areas of China has been expanding, generating a profound impact on rural families. Based on the data of China Family Panel Studies (CFPS) from 2012 to 2016, this article examines the impact of rural income inequality on rural households' entrepreneurial behavior and its mechanism. The study finds that the growing income inequality in rural areas significantly reduces the probability of rural households to start businesses. For every 0.1 increase in Gini coefficient, the probability of farmers' entrepreneurship decreases by 1.45%, equivalent to about 21% of the proportion of entrepreneurship in rural areas. This has prominent economic significance. After the endogeneity problem is overcome through two-way fixed effect model of panel data, hysteric effect and instrumental variable method, the results remain stable. The study also finds that the growing income inequality in rural areas significantly reduced the number of farmers who participate in entrepreneurship, the scale of operations, the performance of operations and the probability of starting new businesses, and significantly increased the probability of entrepreneurial failure, increased the number of farmers engaged in agricultural production and the probability of migration. The mechanism analysis finds that the widening income inequality in rural areas increases the probability of farmers facing liquidity constraints and reducing the investment in human capital. In addition, heterogeneity analysis also finds that the expansion of rural income inequality has a more significant negative impact on low human capital, middle-low income groups and the households in the central and western regions. The conclusion of the study provides a new perspective for a comprehensive understanding of the factors that affect rural entrepreneurship, and has certain policy implications for further promoting the implementation of mass entrepreneurship and innovation in rural areas.

Key Words: Rural Income Inequality; Farmer's Entrepreneurship; Liquidity Constraint; Human Capital Investment

土地流转的创业效应*

——基于内生转换Probit模型的实证分析

李长生¹ 刘西川²

摘要: 土地资源的有效利用是农村经济发展的根本要求。基于中国家庭追踪调查6581个农村样本数据,本文采用内生转换Probit模型,在考虑和修正样本选择性偏误的基础上,实证检验了土地转出和转入的影响因素以及土地转出和转入对农民创业影响的异质性作用机理。研究结果表明:第一,房产市价、金融产品、商业保费和藏书量等因素对农民土地转出有显著正向影响,家庭人口数、距离和藏书量等变量对农民土地转入有显著正向影响。第二,土地转出和转入对农民创业都有显著正向影响,但土地转入的创业效应更大。第三,土地转出对新生代农民的创业效应比对老一代农民大,土地转入对老一代农民的创业效应比对新生代农民大;土地转出对东北地区农民的创业效应最大,土地转入对东部地区农民的创业效应最大。因此,要以土地转入驱动转出,鼓励农民积极参与土地流转,促进农民创业。

关键词: 土地流转 创业 选择性偏误 内生转换Probit模型 平均处理效应

中图分类号: F323.2 **文献标识码:** A

一、引言

创业是实现创新的过程,是经济过程本身的主要推动力(熊彼特,1942)。农民创业是农民从事特色种植养殖业、加工业、小型工矿企业、餐饮服务业、运输业、农村旅游业以及创办合作组织或协会的行为(朱红根、康兰媛,2013),对经济发展有重大贡献(Aparicio et al., 2016)。然而,并非所有农民的创业都能促进经济增长。不管在发达国家还是发展中国家,不同主体的创业质量存在显著差异(Chowdhury et al., 2019)。土地资源的利用效率是导致农民创业质量差异的重要原因。土地是非常重要的资源,是农民创业的关键投入要素(Petit et al., 2018)。因土地形成的社会、文化、政治和经济关系网络是联结不同群体的重要因素,是影响农民创业的根本要素(Scheyvens et al., 2017)。土地所

* 本文研究得到国家自然科学基金地区科学基金项目“新生代农民工创业过程中融资约束和社会网络交互作用机理研究——以江西省为例”(项目编号:71563017)的资助。感谢匿名评审专家提出的宝贵意见和建议,但文责自负。本文通讯作者:刘西川。

有权对农民创业有重要影响,能够促进投资,增加创业收入(Falkinger and Grossmann, 2013)。

中国土地制度的不断完善和发展为农民创业提供了制度保障。2017年十九大报告提出的“保持土地承包关系稳定并长久不变,第二轮土地承包到期后再延长三十年”具有指引、评价和预测等作用,健全的继续承包制度有利于稳定农村土地承包关系(李宴, 2018)。土地流转和规模经营一直是中央在进行农业经营体制机制改革和现代农业发展过程中的主要政策导向(孔祥智、穆娜娜, 2018)。农业农村部的统计数据显示,截至2017年6月底,全国家庭承包经营耕地流转面积为4.97亿亩,流转率为36.5%,比2016年底增长3.8%^①。中国土地流转行为日趋活跃,促进了土地集中,增加了农民收入(钱忠好、冀县卿, 2016)。土地流转是解决土地细碎化,实现农地规模化经营的重要途径(马贤磊等, 2016),地块规模的增大会提高地块的经济价值和租金,农民偏爱大地块,愿意为面积大的、与自家地相连的地块支付更高租金(纪月清等, 2017)。

土地是农民创业最根本的要素之一,然而,实践表明,土地并没有在促进农民创业方面发挥应有作用。虽然中国土地流转市场体现出一定的效率,但农民土地使用权的现实状况与政策规定还存在一定差距(冀县卿、黄季焜, 2013)。中国农村地区一度出现稀缺土地撂荒现象,一定程度上阻碍了农业生产效率的提高,需要重新配置土地来解决日益凸显的效率损失问题(李庆海等, 2012)。中国土地流转总体水平不高、流转自愿程度下降、农地流转签订合同比例不高(钱忠好、冀县卿, 2016)。受经济利益最大化和不确定就业环境的影响,转出土地带来的收入增量不足以激励农民转出土地,可能还面临财富水平降低的风险,农民倾向于保留农地或找人代耕,甚至撂荒土地(庄晋财等, 2018)。

那么,为什么实践与理论有如此巨大的落差呢?当前,影响农民土地流转的重要因素有哪些?现行制度下的土地流转能否促进农民创业?其中的作用机理是什么?为了回答这些问题,本文利用CFPS2016年数据,基于现代产权经济学理论和二元经济结构理论,采用内生转换 Probit 模型(Endogenous Switching Probit Model, 简称 ESP 模型)实证检验了土地流转的影响因素以及土地流转对农民创业的影响。该模型充分考虑了可观测因素和不可观测因素导致的选择性偏误问题,通过构造“反事实”分析框架使估计结果更为科学。本文的研究为推进土地流转从而促进农民创业提供了实证支持,对于提高农村土地利用效率以及促进农村产业振兴等具有重要现实意义。

二、理论分析与研究假说

(一) 土地转出影响农民创业的理论分析

现代产权经济学理论认为,产权是一个社会强制实施的对物如何使用的权利,包括物的所有权、占有权、支配权、使用权、收益权和处置权等。中国的土地产权制度在不断变革和完善。土地经营权的流转使中国农村土地的“两权分离”变成了“三权分置”,意味着农民不仅拥有“长久不变”的土地承包经营权,而且还拥有其土地经营权(或使用权)的市场出让权或处置权,有助于农民承包土地配置效率的提高和农户土地承包权益的有效实现,还有助于中国农村劳动力的分工分业深化以及土地、

^① 数据来源: http://www.moa.gov.cn/govpublic/NCJJTZ/201808/t20180831_6156654.htm。

劳动力等基本生产要素的空间优化配置（黄祖辉，2017）。

在农村土地“三权分置”制度下，农民创业能够有效整合农村现有的土地、劳动力等各类生产要素，实现优化配置（朱红根、康兰媛，2013）。土地转出能够在促进农民创业方面发挥重要作用。首先，土地转出能够增加创业土地供给。土地转出能够促使土地流向土地利用效率更高的创业主体（Chamberlin and Ricker-Gilbert, 2016）。土地转出规模增加，更多农民转移出农业生产部门，释放出被土地束缚的大量农村劳动力，使得农村土地能够流向专业农户和种田大户（闫小欢、霍学喜，2013）。其次，土地转出能够增加劳动力供给。土地转出释放的劳动力既能够满足创业主体的用工需求，又能够产生劳动力的集聚效应。劳动力集聚的外部性对于创业有积极的推动作用（叶文平等，2018）。再次，土地转出能够降低农民创业成本。为了保证土地流转合约的稳定性和降低违约损失，转出户确实会降低转入户的租金水平（仇童伟等，2019）。更多的农民选择非农就业后，土地供给增加，在土地流转的情况下，农村土地租金普遍低于无土地流转的情况（周文等，2017）。最后，土地转出能够促进非农就业，提升农民创业能力。土地转出能够解放家庭农业劳动力，提升家庭成员非农就业比例（Willmore et al., 2012），农民在非农就业过程中获得的社会网络和产业网络双重嵌入，有利于农民感知、识别和开发创业机会，并抓住机会落实创业计划（庄晋财等，2014）。

综上所述，本文提出研究假说1：土地转出能够影响农民创业。

（二）土地转入影响农民创业的理论分析

二元经济结构理论认为，由于农村土地数量不能随人口的增长而增加，农业部门的产出必然会受到土地数量的限制，导致整个部门的边际收益递减。提高农业部门土地要素的边际产出必须依靠提高农业劳动生产率，需要对土地进行重组和优化配置，实现土地规模经营。中国农村土地需要从边际生产率低的使用者转向边际生产率高的经营者，从而实现优化配置（韩长赋，2018；林晨，2018；柏培文、杨志才，2019）。

农民创业有助于实现农村土地适度规模经营，需要发挥土地在促进农民创业中的重要作用。土地转入能够促进农民创业。首先，土地转入能够满足创业主体的用地需求，激发那些在非农就业过程中掌握了技术、积累了资金并且能够识别商业机会的农民返乡创业，能够促进专业大户、家庭农场、农民合作社和农业产业化龙头企业等各类新型农业经营主体的发展。其次，土地转入有利于缓解创业农民的融资约束。金融资本不足导致的流动性约束是创业者在创业前期普遍面临的难题，融资是解决这一难题的重要途径之一（董晓林等，2019）。2020年中央一号文件要求“推动土地经营权依法合规抵押融资”。作为一种金融资产，土地是最优良的抵押品，其金融化发展在农民获得信贷资本方面能发挥重要作用（Kaika and Ruggiero, 2016）。土地转入后，农民以其依法取得的土地经营权作为债权担保取得贷款，解决“贷款需要抵押而农民缺乏有效抵押品”的融资风险难题。

根据以上分析，本文提出研究假说2：土地转入能够影响农民创业。

（三）土地转出和转入影响农民创业的异质性分析

已有研究发现，年龄和地区是影响农民创业的重要因素。年龄对农民工返乡创业意愿的影响存在显著差异，相对于30岁以下的农民工，30至39岁的农民工创业意愿更强，当年龄超过40岁以后，创业

意愿不断下降（朱红根、康兰媛，2013）。农民创业的阅历以及经验会随着年龄的增长而增加，不同地区农民创业存在较大差别，原因在于，东部政府支持力度不够，中部资金获取困难，西部农民创业意识薄弱等（张应良等，2014），中国东部和中部地区的农民比西部地区的创业活跃程度更高（董晓林等，2019）。

土地流转对农民创业的影响具有年龄和地区异质性。土地转出后，年轻农民在非农就业过程中能够获得更多的创业资源和技能，创业机会的识别和把握能力更强，协调、融合创业资源的效率更高。土地转入后，年长农民在农村拥有更丰富的社会网络和产业网络，能够及时发现农业领域有价值的创业机会并合理配置各种创业资源。中国地域辽阔，各经济区域间的土地流转状况和特征有所差别，对农民创业产生不同影响。中国土地流转率的空间特征为“南高北低，东高西低”，造成这种空间差异性的主要原因是土地质量、交易费用 and 经济发展状况等（王亚辉等，2018）。比如，东北地区拥有中国最大的平原，相比其他地区，土地质量更高，交易费用更小，土地转出产生的劳动力集聚效应更大，创业效应可能更明显。与其他地区相比，东部地区经济发育程度更高，土地转入的融资效率更高，转入土地的边际产出更高，创业效应可能更大。因此，本文提出以下研究假说：

研究假说 3：土地转出和转入对农民创业的影响存在年龄和地区异质性。

三、研究设计

（一）数据来源

本文使用北京大学中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）2016年数据，样本覆盖了25个省、市和自治区，收集了个体、家庭和社区三个方面反映中国社会、经济、人口、教育和健康等方面的数据。该数据包含土地流转和创业等相关信息，适合本文研究内容。CFPS2016年数据共有14020个样本，城镇和乡村样本数分别为6917和7103。另外，农业农村部的数据显示，截至2017年6月底，流转入企业的承包地面积超过5200万亩，占比只有10.5%^①，说明现阶段中国土地流转的主体是农民。因此，根据本文研究主题，保留和农民创业密切相关的7103个乡村样本，剔除缺失数据和异常数据样本后，得到6680个样本。理论上讲，土地流转包括土地转出、转入和既转出又转入三种情况，但样本中既转出又转入土地的样本只有99个，占比仅为1.5%。为便于分析，本文土地流转界定在仅有土地转出和仅有土地转入两种情况，删除既转出又转入土地的99个样本，最终得到6581个样本^②。

（二）变量设计

1. 因变量：创业。根据上文对农民创业概念的界定，参考周广肃等（2015）、董晓林等（2019）和胡浩、王海燕（2019）的研究，把创业变量设置为二元离散变量，根据CFPS2016问卷中“过去12个月，您家是否有家庭成员从事个体经营或开办私营企业？”来判断农民是否创业，该变量为二元离散变量，回答“是”时赋值为1，否则赋值为0。

^① 参见《工商资本下乡用地的困境、风险与出路》，网址：https://m.sohu.com/a/317121173_692693。

^② 当然，本文将加入这99个样本，按同样方法估算土地流转的创业效应，对基准回归结果作稳健性检验。

2.处理变量：土地转出和转入。参考Feng et al.（2010）和钱龙、洪名勇（2016）的研究，把土地转出和土地转入设置为二元离散变量。CFPS2016问卷中有两个相关问题，问题一：“过去12个月，您家是否将集体分配的土地出租给了其他人？”。若回答“是”，说明有土地转出，赋值为1，否则赋值为0。问题二：“过去12个月，除去集体分配的土地，您家是否从别人或集体那里租用了土地”。如果回答“是”，说明有土地转入，赋值为1，反之赋值为0。

3.控制变量。控制变量的选用主要参考了Djankov et al.（2006）的创业模型，该模型详细阐述了影响创业的三个方面的因素：第一，经济、政治和法律制度，即创业者的经济状况以及能够激励创业的金融环境和产权保护制度等；第二，社会资本变量，主要指社会网络状况；第三，个人资本变量，主要包括人口学特征变量和个人追求成功的意愿、对待风险的态度等。根据该模型，本文选择房产市价、金融产品、社会网络以及个人特征等相关变量作为控制变量。另外，中国地域广阔，各地区经济发展水平和创业政策不大一样，因此，根据国家统计局2018年发布的《统计制度及分类标准》，把经济区域划分为东部、中部、西部和东北地区，考察不同经济区域土地流转对农民创业的影响。各控制变量的具体含义和设置方法见表1第2列。

4.工具变量。本文选择“村委会所在地距本县县城的距离”和“藏书量”作为工具变量。首先，该距离会直接影响土地价值，从而影响土地流转。农民的藏书越多，认知水平越高，理解和执行土地流转相关政策的能力越强，土地流转的可能性就更大。其次，该距离在农民创业之前就客观存在，并不会对农民创业决策产生直接影响，因此，该距离相对于农民创业是严格外生的。根据上文Djankov et al.（2006）阐述的创业模型，影响创业的因素包括经济、政治制度和社会资本等，没有理由被认为藏书量会直接影响农民创业。因此，选择这两个变量作为工具变量满足外生性条件。下文实证分析部分将详细报告工具变量的检验结果。

（三）描述性统计分析

表1后4列报告了各变量的描述性统计。共640位农民在“过去12个月”有创业经历，约占全部样本的10%，其他5941位农民没有创业经历，约占90%。共1621位农民在“过去12个月”转出了土地，占比为25%，没有转出土地的农民为4960位，占比为75%。转入土地的农民共885人，占比为13%，无土地转入的农民数量为5696位，占比为87%。房产市价变量的均值约17万元，最大值为800万元。共539位农民在“过去12个月”购买过股票、债券和基金等金融产品，约占总数的8%。在“过去12个月”，共3151位农民从事非农就业工作，占比为48%。社会网络变量的均值为4050元，最大值为14万元。共970个农民家庭在“过去12个月”有婚嫁和小孩出生等重大事件，约占总样本的15%。共1772个家庭在“过去12个月”为孩子购买了商业保险，总样本的平均保费支出为1168元。距离变量的均值为24.9公里。共3448个家庭中有不同数量的藏书，总样本的均值为28。

表1 变量含义和描述性统计

变量名称	含义	均值	标准差	最小值	最大值
创业	过去12个月，是否有家庭成员从事个体经营或开办私营企业：是=1，否=0	0.097	0.296	0	1

(续表 1)					
转出土地	过去 12 个月, 是否将土地出租给他人: 是=1, 否=0	0.246	0.431	0	1
转入土地	过去 12 个月, 是否租用他人土地: 是=1, 否=0	0.134	0.341	0	1
房产市价	您估计您家现在居住的这所房子当前的市场总价(万元)	17.205	29.791	0	800
金融产品	是否持有股票、基金、国债、信托产品、外汇产品、其他金融资产(如期货、期权等)等金融产品: 是=1, 否=0	0.082	0.274	0	1
非农就业	过去 12 个月, 您自家有没有从事农林牧副渔方面的工作, 包括种地、管理果树、采集农林产品、养鱼、打渔、养牲畜等: 没有=1, 有=0	0.479	0.499	0	1
社会网络	过去 12 个月, 您家给亲朋好友的人情礼金额(千元)	4.050	6.430	0	140
重大事件	过去 12 个月, 您家是否发生过男性娶妻、女性出嫁和小孩出生等重大事件: 是=1, 否=0	0.147	0.355	0	1
商业保费	过去 12 个月, 家里为孩子另外购买商业医疗保险花费的金额(千元)	1.168	3.542	0	100
年龄	岁	47.621	17.376	16	97
性别	男=1, 女=0	0.489	0.500	0	1
婚姻	已婚=1, 未婚=0	0.637	0.481	0	1
家庭人口数	家庭人口总数	3.964	1.878	1	19
健康状况	健康状况自评: 不好=0, 一般=1, 好=2, 很好=3	1.637	1.058	0	3
小学学历	小学及以下学历=1, 其他=0	0.457	0.498	0	1
初中学历	初中学历=1, 其他=0	0.328	0.469	0	1
高中学历	高中学历=1, 其他=0	0.144	0.351	0	1
大专学历	大专及以上学历=1, 其他=0	0.071	0.256	0	1
距离	村委会所在地距本县县城(市区)的距离(公里)	24.942	7.663	0	90
藏书量	家庭藏书量(本)	27.509	59.690	0	2000
东部	东部地区=1, 其他=0	0.264	0.441	0	1
中部	中部地区=1, 其他=0	0.257	0.437	0	1
西部	西部地区=1, 其他=0	0.358	0.479	0	1
东北	东北地区=1, 其他=0	0.121	0.327	0	1

表2报告了土地流转条件下农民的创业情况。转出和没有转出土地的创业农民分别有252位和388位, 转入和没有转入土地的创业农民分别为105位和535位。表2的统计说明, 相比没有转出土地的农民, 转出土地农民的创业比例高8%。相比没有转入土地的农民, 转入土地农民的创业比例高3%。

表2 土地流转条件下农民的创业情况

		是否转出土地				是否转入土地			
		是		否		是		否	
		样本数	%	样本数	%	样本数	%	样本数	%
是否创业	是	252	16	388	8	105	12	535	9
	否	1369	84	4572	92	780	88	5161	91

(续表 2)

总计		1621	100	4960	100	885	100	5696	100
----	--	------	-----	------	-----	-----	-----	------	-----

表3报告了按“是否转出土地”和“是否转入土地”分组后,得到的分组均值t检验结果。第2、3列分别表示转出和没有转出土地样本各变量的均值,第4列为两组样本的均值差异。分组均值t检验结果反映出两组样本在是否创业、房产市价、金融产品等方面存在显著差异。比如,转出土地农民的创业比例比没有转出土地农民的高约8%。房产市价方面,转出土地农民的房产市价均值为20.6万元,没有转出土地农民的房产市价均值为16.1万元,两者相差4.5万元。表3第5列和第6列分别报告了转入和没有转入土地样本各变量的均值,最后一列为均值差异。分组均值t检验结果反映了两组样本在是否创业、社会网络、商业保费等方面存在显著差异。比如,转入土地农民的创业比例比没有转入土地农民的创业比例高2.5%。转入土地农民每年给亲朋好友的人情礼支出金额比没有转入农民的高612元。尽管表3直观反映了是否流转了土地情况下一些变量的均值存在显著差异,但并不能说明这些差异是土地转出或转入引起的。要准确论证土地流转的创业效应,必须充分考虑样本“自选择”导致的选择性偏误。因此,本文采用较为科学的内生转换Probit模型进行实证研究。

表 3 各变量的均值差异

变量	有转出	无转出	有无转出样本 的均值差异	有转入	无转入	有无转入样本 的均值差异
创业	0.155	0.078	0.077***	0.119	0.094	0.025**
房产市价	20.620	16.089	4.531***	17.401	17.175	0.226
金融产品	0.131	0.066	0.065***	0.092	0.080	0.012
社会网络	4.147	4.018	0.129	4.579	3.967	0.612***
商业保费	1.559	1.040	0.519***	1.525	1.113	0.412***
非农就业	0.453	0.487	-0.034**	0.481	0.478	0.003
重大事件	0.141	0.150	-0.009	0.176	0.143	0.033***
年龄	47.961	47.510	0.451	47.260	47.678	-0.418
性别	0.477	0.492	-0.015	0.493	0.488	0.005
婚姻	0.630	0.640	-0.010	0.655	0.634	0.021
家庭人口数	3.468	4.126	-0.658***	4.320	3.909	0.411***
健康状况	1.657	1.630	0.027	1.678	1.631	0.047
小学学历	0.437	0.464	-0.027*	0.456	0.458	-0.002
初中学历	0.347	0.322	0.025*	0.320	0.330	-0.010
高中学历	0.147	0.143	0.004	0.153	0.142	0.011
大专学历	0.068	0.071	-0.003	0.071	0.070	0.001
距离	23.290	25.482	-2.192***	25.253	24.894	0.359*
藏书量	31.954	26.056	5.898***	42.885	25.120	17.765***
样本量	1621	4960	6581	885	5696	6581

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。

(四) 模型构建

内生性是选择计量模型时需要重点考虑的问题。土地流转是农村土地资源重新配置的过程，当非农生产的预期收益与土地租金之和超过自己耕种土地所获得的收益时，农民会选择租出土地；当土地经营收益超过耕种土地的机会成本与土地租金之和，农民会选择租入土地（陈飞、翟伟娟，2015）。农民通过衡量收益决定是否流转土地，但该决策并不是随机的，具有“自选择”特征，需要进行纠正，否则会得到有偏估计。土地流转决策是很多因素共同作用的结果，而且，有些因素是无法观测的，比如，农民对土地流转政策的认知能力、对土地流转实践的了解程度以及对土地流转成本的核算等。另外，非随机对照实验无法得到反事实的相关信息，很难区别因果关系（Miguel and Kremer, 2004），需要区分农民在是否流转土地时创业概率的差异。Rosenbaum and Rubin（1983）提出的倾向得分匹配法（PSM）在处理因果关系问题时被广泛应用（如陈飞、翟伟娟，2015；Martey et al., 2019）。但该方法的缺点在于，没有考虑不可观测变量带来的选择性偏误（Abdulai and Huffman, 2014; Ma et al., 2018）。

考虑到可观测和不可观测因素导致的选择性偏误问题，本文参考 Lokshin and Sajaia（2011）、Abdulai and Huffman（2014）和 Ma et al.（2018）等文献，采用内生转换 Probit 模型实证研究土地流转的创业效应。该模型估计分两个阶段。第一阶段用 Probit 模型估计农民土地流转（转出或转入）概率。借鉴 Abdulai and Huffman（2014），陈飞、翟伟娟（2015）和 Ma et al.（2018）等的分析，假设农民是风险中性的，土地流转的决策主要取决于土地流转产生的效用。假设农民流转土地能获得的效用为 T_{li}^* ，不流转时为 T_{oi}^* ，如果 $T_i^* = T_{li}^* - T_{oi}^* > 0$ ，农民将选择流转土地，反之，不流转土地。但是， T_i^* 是未观测的，调研中只能得知农民有没有流转土地，可由以下公式来表示：

$$T_i^* = \gamma Z_i + u_i, \quad T_i = \begin{cases} 1, & \text{如果 } T_i^* > 0 \\ 0, & \text{如果 } T_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

(1) 式为选择方程， $T_i=1$ 表示农民流转了土地（转出或转入），反之为 0； Z_i 是影响土地流转的相关变量， γ 是待估计参数，衡量各变量对农民土地流转的影响； u_i 为随机误差项。

ESP 模型第二阶段估计土地流转对农民创业的影响，用下式来估算：

当 $T_i=1$ 时，

$$T_{Ti}^* = \beta_T X_{Ti} + \varepsilon_{Ti}, \quad Y_{Ti} = \begin{cases} 1, & \text{如果 } T_{Ti}^* > 0 \\ 0, & \text{如果 } T_{Ti}^* \leq 0 \end{cases} \quad (2a)$$

当 $T_i=0$ 时，

$$T_{Ni}^* = \beta_N X_{Ni} + \varepsilon_{Ni}, \quad Y_{Ni} = \begin{cases} 1, & \text{如果 } T_{Ni}^* > 0 \\ 0, & \text{如果 } T_{Ni}^* \leq 0 \end{cases} \quad (2b)$$

(2a) 和 (2b) 为结果方程。其中， T_{Ti}^* 和 T_{Ni}^* 分别表示流转土地和没有流转土地农民的创业概率，是无法观测的潜变量。 Y_{Ti} 和 Y_{Ni} 分别表示流转土地和没有流转土地的农民是否创业，可以通过调研得到，如果创业，赋值为 1，否则赋值为 0。 X_{Ti} 和 X_{Ni} 分别表示流转和没有流转土地农民的创业影响因素。 β_T 和 β_N 为待估计参数， ε_{Ti} 和 ε_{Ni} 为随机误差项。如果有不可观测变量同时影响 u_i 和 ε_{Ti} （ ε_{Ni} ），导致 u_i 和 ε_{Ti} （ ε_{Ni} ）的协方差至少有一个显著不为 0，说明模型存在选择性偏误（Lokshin and Sajaia,

2011)。

ESP 模型采用完全信息极大似然估计法,把在第一阶段回归计算出的逆米尔斯比率(即选择性偏误项)加入结果方程进行估计,解决不可观测变量导致的选择性偏误问题,能尽量减少因遗漏变量导致的内生性问题。该方法得到的估计结果比倾向得分匹配法等方法得到的结果更加有效(Lokshin and Sajaia, 2004)。ESP 模型估算出相关系数后,还可以计算出土地流转对创业影响的三种平均处理效应,即处理组的平均处理效应(ATT)、对照组的平均处理效应(ATU)以及总体样本的平均处理效应(ATE)。但是,ATU 和 ATE 的估计结果对政策评估的意义不大,因为都包含了没有受到相关政策影响的样本的效应,最重要的估计参数是处理组的平均处理效应(Heckman et.al., 1998)。因此本文只估算 ATT 来衡量土地流转对农民的创业效应。

四、实证检验与结果分析

(一) 土地流转影响因素的 ESP 模型估计结果及分析

表 4 第 2 列和第 5 列分别报告了土地转出和土地转入影响因素的估计结果。房产市值变量在土地转出方程中的估计系数为 0.002,在 1%统计水平上具有显著性,说明房产市值提升会显著提高农民转出土地的概率。金融产品变量的估计系数表明,金融行为和金融意识有利于农民转出土地。商业保费变量的估计结果表明,为孩子购买商业保险能够显著提高农民土地转出的概率,可能的原因是,商业保险弱化了土地的社会保障功能,促进农民转出土地。家庭人口数越多,转出土地的概率越小,转入土地的概率越大,显示了劳动力在土地利用中的重要作用。相比东部地区,中部地区、西部地区和东北地区的农民转出土地的概率更小,而中部和东北地区的农民转入土地的概率更大,说明经济发展水平对土地流转有重要影响。

表 4 中距离和藏书量变量的估计系数表明,两个变量对土地转出和转入都有显著影响。当用 Probit 模型估计两个工具变量对创业的影响时,两个工具变量的估计结果都不显著(p 值分别为 0.365 和 0.371)。土地转出和转入影响创业的工具变量模型(IV-2SLS)估计结果显示,第一阶段 F 值分别为 27.87 和 15.18,表明工具变量不是弱工具变量。过度识别检验的 p 值分别为 0.419 和 0.358,均不显著,没有拒绝“所有工具变量均外生”的原假设。因此,两个工具变量是合适的。

表 4 土地转出、转入的影响因素及其对农民创业影响的 ESP 模型估计结果

变量	选择方程 (是否转出土地)	结果方程(是否创业)		选择方程 (是否转入土地)	结果方程(是否创业)	
		转出土地	未转出土地		转入土地	未转入土地
房产市价	0.002*** (0.001)	0.002* (0.001)	0.011*** (0.001)	-0.000 (0.001)	0.008*** (0.001)	0.007 (0.005)
金融产品	0.347*** (0.065)	0.567*** (0.173)	2.357*** (0.092)	-0.008 (0.076)	2.080*** (0.077)	1.470 (1.024)
社会网络	-0.002 (0.003)	0.016** (0.007)	0.027*** (0.005)	0.003 (0.003)	0.027*** (0.004)	0.019 (0.019)
商业保费	0.029*** (0.008)	0.021 (0.014)	0.067*** (0.014)	0.010 (0.007)	0.061*** (0.016)	0.028 (0.021)
非农就业	-0.043 (0.035)	0.308*** (0.098)	0.414*** (0.078)	—	—	—
重大事件	0.045 (0.050)	-0.037 (0.069)	-0.168 (0.115)	0.069 (0.055)	-0.079 (0.089)	-0.171 (0.146)

(续表 4)

年龄	0.001 (0.001)	-0.004*** (0.002)	0.002 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.002)	0.003 (0.003)
性别	-0.033 (0.034)	-0.008 (0.050)	-0.075 (0.074)	0.010 (0.039)	-0.056 (0.063)	-0.030 (0.095)
婚姻	-0.035 (0.037)	0.126** (0.063)	0.325*** (0.086)	0.053 (0.042)	0.315*** (0.073)	0.034 (0.128)
家庭人口数	-0.120*** (0.011)	0.164*** (0.017)	0.061*** (0.021)	0.054*** (0.010)	0.088*** (0.016)	-0.042 (0.038)
健康状况	-0.004 (0.017)	0.098** (0.038)	0.203*** (0.036)	0.006 (0.019)	0.209*** (0.030)	0.140 (0.106)
小学学历	0.009 (0.070)	0.059 (0.095)	0.035 (0.157)	-0.024 (0.079)	-0.015 (0.128)	0.137 (0.215)
初中学历	0.088 (0.072)	-0.062 (0.099)	0.080 (0.158)	-0.036 (0.081)	0.014 (0.130)	0.106 (0.214)
高中学历	0.059 (0.079)	0.095 (0.110)	0.156 (0.175)	0.022 (0.090)	0.198 (0.139)	0.087 (0.224)
中部	-0.194*** (0.047)	0.296*** (0.068)	-0.051 (0.105)	0.092* (0.055)	0.095 (0.086)	-0.048 (0.125)
西部	-0.460*** (0.045)	0.454*** (0.065)	-0.102 (0.098)	0.066 (0.052)	0.028 (0.079)	-0.257 (0.181)
东北	-0.209*** (0.058)	0.271*** (0.082)	-0.380** (0.164)	0.191*** (0.069)	-0.178 (0.124)	-0.330 (0.241)
距离	-0.016*** (0.004)	—	—	0.004** (0.002)	—	—
藏书量	0.001*** (0.000)	—	—	0.002*** (0.001)	—	—
常数项	0.228* (0.136)	-0.718 (0.343) **	-3.427*** (0.250)	-1.556*** (0.129)	-3.108*** (0.190)	-0.090 (1.782)
ρ_1	-2.404*** (0.665)			-0.266* (0.146)		
ρ_0	-0.037 (0.115)			-1.393 (1.248)		
模型拟合	374.85***			92.61***		
优度检验						
对数伪似然值	-4428.384			-3624.905		
方程独立性检验	13.39***			13.68***		
样本量	6581			6581		

注：①***、**、*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著；②括号内为标准误；③受教育程度变量中大专学历是对照组，经济区域变量中东部是对照组。

(二) 农民创业影响因素的 ESP 模型估计结果及分析

表4第3列和第4列分别报告了转出和没有转出土地农民创业影响因素的估计结果，表4第6列和最后1列分别报告了转入和没有转入土地农民创业影响因素的估计结果。结果表明，房产市价、金融产品和社会网络对转出和没有转出土地农民以及转入土地农民的创业都有显著正向影响。该结论和Djankov et al. (2006) 的发现是一致的，说明经济状况和社会资本对创业有显著影响。周广肃等 (2015) 以及胡浩、王海燕 (2019) 等学者的研究也印证了社会网络在信息获取以及社会性学习机制等方面对创业决策的重要作用。商业保费对转入土地农民的创业有显著正向影响，说明金融知识和风险意识对创业有促进作用。非农就业对创业有显著正向影响，可能的原因在于，非农就业能增加农民的人均年收入 (Ma et al., 2018)，从而有利于积累创业启动资金。人力资本变量中，家庭人口数和健康状况对转出和没有转出土地农民以及转入土地农民的创业都有显著正向影响。可能的原因在于，人力资本是影响创业的重要因素，人力资本状况会影响创业能力，而个人能力决定了对雇佣劳动力的需求，支配着劳动力在

创业者和雇员之间的分配 (Van Praag and Cramer, 2001)。

表4下方报告了土地转出和土地转入模型与创业模型联立估计的误差项相关系数 (ρ_0 和 ρ_1) 及方程独立性Wald检验值等结果。 ρ_1 均为负, 且在1%和10%的统计水平上显著, 说明创业模型确实存在样本选择性偏误, 这和前文的理论分析是一致的。方程独立性Wald检验值分别为13.39和13.68, 均在1%的统计水平上拒绝了选择方程和结果方程相互独立的原假设。模型拟合优度检验都在1%水平上显著。因此, 本文采用的ESP模型是合适的。

(三) 土地流转对农民创业影响的平均处理效应估计结果及分析

表5第二行报告了土地转出对农民创业影响的平均处理效应估计结果。ATT估计值为0.023, t 值为9.131, 在1%的统计水平上显著。其含义是, 1621位转出土地农民的创业概率比这些农民没有转出土地时 (反事实) 的创业概率增加了2.3个百分点。表5第三行是土地转入对创业影响的平均处理效应估计结果。ATT估计值表明, 转入了土地的885位农民的创业概率比这些农民在没有转入土地时 (反事实) 增加了4.8%。本文假说1和假说2得到验证, 说明土地转出和转入对农民创业有显著正向影响。

表5 土地转出、转入对农民创业影响的平均处理效应 (ATT)

	样本数	ATT	标准误	t 值
土地转出对农民创业影响的平均处理效应	1621	0.023***	0.003	9.131
土地转入对农民创业影响的平均处理效应	885	0.048***	0.003	14.690

注: ***代表在1%的统计水平上显著。

表5的估计结果还表明, 虽然土地转出和转入对农民创业都有显著正向影响, 但相比土地转出, 土地转入的创业效应更明显 ($4.8\% > 2.3\%$)。可能的原因在于, 创新是创业的本质和手段 (熊彼特, 1942)。土地转入者比转出者更需要创新, 更能体现和发挥创业主体的企业家才能。在土地流转市场中, 转入户是更为主动的市场行动者 (仇童伟等, 2019)。转入土地的一些新型农业经营主体中, 专业大户和家庭农场具有企业特征, 也是企业化的经济组织 (孔祥智, 2014)。从实践来看, 2013年中央一号文件提出“鼓励和支持承包土地向专业大户、家庭农场、农民合作社流转, 发展多种形式的适度规模经营”, 2017年中央一号文件提出“大力培育新型农业经营主体和服务主体”以来, 新型农业经营主体和新型职业农民飞速发展, 土地转入市场的发展是非常重要的原因之一。

(四) 土地流转创业效应的异质性分析

不同年龄农民的创业意愿可能会有较大差别, 把在1980年及以后出生的农民分在新生代组, 反之分在老一代组, 考察按年龄分组时土地流转对农民创业的影响。表6第3行和第4行报告了土地流转对创业影响的年龄异质性估计结果。研究表明, 土地转出和转入对新生代和老一代农民创业都有显著正向影响。转出土地的新生代和老一代农民的创业概率比没有转出时分别高4.7%和1.2%, 转入土地的新生代和老一代农民的创业概率比没有转入时分别高4.4%和4.9%。按年龄分组的异质性估计结果表明, 土地流转既能显著促进新生代农民创业, 也能显著促进老一代农民创业。但是, 比较而言, 土地转出对新生代农民的创业效应比对老一代农民大, 土地转入对老一代农民的创业效应比对新生代农民大。

表6第5至第8行报告了土地流转对农民创业影响的地区异质性估计结果。结果显示,土地转出和转入对各经济区域农民的创业都有显著正向影响。在东部、中部、西部和东北四个经济区域,转出土地农民的创业概率比没有转出土地时分别高2.9%、3.9%、2.7%和5.0%。土地转入的创业效应估计结果表明,各经济区域转入了土地的农民的创业概率比没有转入土地时分别高7.1%、6.1%、2.6%和4.2%。按经济区域分组的异质性估计结果表明,虽然各区域土地流转的创业效应都显著为正,但差异性比较明显。相对而言,土地转出对东北地区农民的创业效应最大,土地转入对东部地区农民的创业效应最大。

综上所述,土地转出和转入对农民创业的影响存在年龄和地区异质性。本文假说3得到验证。

表 6 按年龄分组的 ESP 模型估计结果 (ATT)

分样本	土地转出对农民创业影响的平均处理效应				土地转入对农民创业影响的平均处理效应			
	样本数	ATT	标准误	<i>t</i> 值	样本数	ATT	标准误	<i>t</i> 值
新生代	506	0.047***	0.005	9.165	288	0.044***	0.006	7.786
老一代	1115	0.012***	0.003	4.380	597	0.049***	0.004	12.473
东部	569	0.029***	0.004	7.181	205	0.071***	0.008	8.407
中部	422	0.039***	0.005	7.336	238	0.061***	0.007	9.324
西部	408	0.027***	0.005	5.056	324	0.026***	0.003	6.348
东北	222	0.050***	0.007	7.221	118	0.042***	0.008	5.261

注: ***代表在1%的统计水平上显著。

(五) 稳健性检验

1.稳健性检验一:加入既转出又转入土地的99个样本。为便于分析,基准回归中删除了既转出又转入土地的99个样本。本部分加上这些样本,采用同样方法重新估计土地流转对农民创业的影响,对基准回归结果作稳健性检验。表7报告了该稳健性检验结果,表明土地转出和转入对农民创业都有显著正向影响^①。第一,土地转出能显著促进农民创业(ATT为0.032,*t*值为10.699),1720位转出土地农民的创业概率比没有转出土地时(反事实)增加了3.2%。第二,土地转入也能显著促进农民创业(ATT为0.038,*t*值为14.496),转入了土地的984位农民的创业概率比没有转入土地时增加了3.8%。第三,虽然土地转出和转入对农民创业都有正向影响,但土地转入的创业效应(3.8%)大于土地转出的创业效应(3.2%)。以上结果表明,重新加入既转出又转入土地的99个样本后,得到的稳健性检验结果和基准回归结果是非常一致的。

表 7 土地转出、转入对农民创业影响的平均处理效应 (ATT)

	样本数	ATT	标准差	<i>t</i> 值
土地转出对农民创业影响的平均处理效应	1720	0.032***	0.003	10.699
土地转入对农民创业影响的平均处理效应	984	0.038***	0.003	14.496

注: ***代表在1%的统计水平上显著。

^① 受篇幅所限,稳健性检验只报告平均处理效应,土地流转和创业影响因素等估计结果以及分样本异质性回归等结果和基准回归结果基本一致。如有需要,可向作者索要。

2.稳健性检验二：采用自变量滞后一期数据。考虑到土地流转和创业可能存在反向因果关系，同时，如果这两个变量的数据都来自 CFPS2016，难以准确判断土地流转和创业的先后顺序。因此，参考李涛、张文韬（2015）和胡浩、王海燕（2019）的做法，使用 CFPS2014 的土地流转数据替换 CFPS2016 的土地流转数据，其他数据保持不变。再根据 CFPS2016 的家户号（fid16）对应的 CFPS2014 的家户号（fid14）对样本进行匹配，最终得到 6595 个样本。其中既转出又转入土地的样本共 97 个，占比为 1.5%。和基准回归时一样，删除这 97 个样本，最终得到 6498 个样本。然后使用相同方法重新估算土地流转的创业效应。

表 8 报告了更换自变量数据后土地流转对农民创业影响的 ESP 模型平均处理效应估计结果。结果表明：第一，土地转出能显著促进农民创业，1573 位转出土地农民的创业概率比没有转出土地时增加了 1.6%。第二，土地转入也能显著促进农民创业，转入了土地的 879 个样本的创业概率比没有转入土地时增加了 6.1%。第三，虽然土地转出和转入对农民创业都有显著正向影响，但土地转入的创业效应（6.1%）大于土地转出的创业效应（1.6%）。以上结果表明，采用自变量滞后一期数据，按同样方法得到的估计结果和基准回归结果是非常一致的。

表 8 自变量数据滞后一期的 ESP 模型平均处理效应（ATT）

	样本数	ATT	标准误	t 值
土地转出对农民创业影响的平均处理效应	1573	0.016***	0.002	7.697
土地转入对农民创业影响的平均处理效应	879	0.061***	0.004	14.669

注：***代表在 1% 的统计水平上显著；所有控制变量同表 3。

3.稳健性检验三：更换估计方法。采用 PSM（倾向得分匹配法）模型估计土地流转的创业效应，对基准结果进行稳健性检验。使用 PSM 模型各种匹配法（如一对一和一对四匹配法）得到的创业效应估计结果是一致的^①，因此，本部分只报告 PSM 模型一对一匹配法的估计结果（见表 9）。结果显示，转出土地农民的创业概率比没有转出时高 3.1%，转入土地农民的创业概率比没有转入时高 2.5%，表明土地转出和转入对农民创业都有显著正向影响，这和 ESP 模型的估计结果是一致的。当然，也有不同之处：用 PSM 模型得到的土地转出的创业效应（3.1%）比用 ESP 模型得到的效应（2.3%）大很多，用 PSM 模型得到的土地转入的创业效应（2.5%）比用 ESP 模型得到的效应（4.8%）小很多。这是因为 PSM 模型没有考虑不可观测因素的影响，得到的估计结果是有偏的。而 ESP 模型充分考虑了可观测和不可观测因素导致的选择性偏误，把第一阶段得到的偏误项自动添加到第二阶段估计土地流转对农民创业的影响，得到的估计结果更加科学。

^① PSM 模型一对四匹配法的估计结果显示，土地转出和转入对农民创业影响的平均处理效应(ATT)分别为 0.037 和 0.027，均在 1% 的统计水平上显著。

表9 PSM 模型一对一匹配法估计结果(ATT)

	样本数	处理组	对照组	ATT	标准误	t 值
土地转出对农民创业影响的平均处理效应	1621	0.155	0.124	0.031***	0.014	2.26
土地转入对农民创业影响的平均处理效应	885	0.119	0.094	0.025***	0.011	2.31

注：***代表在1%的统计水平上显著。

五、研究结论和政策含义

发挥土地资源在农民创业中的重要作用，这既是新型农业经营主体不断发展的要求，也是实现小农户和现代农业发展有机衔接的要求。本文利用CFPS2016年数据，采用内生转换Probit模型，充分考虑了可观测和不可观测因素导致的选择性偏误，实证检验了土地流转的创业效应。研究发现：第一，房产市价、金融产品、商业保费和藏书量等变量对土地转出有显著正向影响，家庭人口数、距离和藏书量等变量对土地转入有显著正向影响。这说明风险和成本是影响农民流转土地的重要因素。第二，土地转出和转入对农民创业都有显著正向影响，但土地转入对农民创业的影响比土地转出的大。其机理在于，土地流转市场的充分发展能促使土地、劳动力和资金等生产要素从传统小农部门向现代农业部门转移。土地转出能为农民创业提供创业用地需求，产生劳动力的集聚效应。土地转入能够降低创业农民的筹资风险和成本，提高融资效率，在发挥企业家才能方面比土地转出的作用更明显。第三，异质性估计结果表明，土地转出对新生代农民的创业效应比对老一代农民大，土地转入对老一代农民的创业效应比对新生代农民大。土地转出对东北地区农民的创业效应最大，土地转入对东部地区农民的创业效应最大。

本文的研究结论具有重要的政策含义。第一，中国当前的土地制度有利于促进农民创业。土地“三权分置”制度是制定“三农”政策最根本的理论依据，要在稳定农户土地承包权的基础上，放活农村土地经营权。要不断培育农村土地经营权流转市场，提高土地流转比例，充分满足专业大户、家庭农场、农民专业合作社等新型农业经营主体创业的用地需求，实现土地适度规模经营。第二，土地流转的创业支持要针对不同农民群体实行差异化的政策。土地转出对新生代农民的创业效应比对老一代农民大，应鼓励新生代农民积极转出土地，激励新生代农民在农业和非农领域中创业；土地转入对老一代农民的创业效应比对新生代农民大，转出的土地应适当向老一代农民倾斜，充分发挥老一代农民在农村创业中的重要作用。各经济区域要因地制宜，充分发挥各自比较优势，制定相关措施大力支持创业土地的合理、有效利用，促进农民创业。第三，土地流转对创业的支持还要注重风险防范和成本核算。土地流转影响因素的估计结果表明，风险和成本是影响农民土地流转的重要因素。因此，土地流转中要加强管理，必要时实行一定程度的管制，降低土地流转的风险和成本，以充分发挥土地流转的创业效应。

参考文献

1. 柏培文、杨志才，2019：《中国二元经济的要素错配与收入分配格局》，《经济学（季刊）》第2期。

2. 陈飞、翟伟娟, 2015: 《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》, 《经济研究》第 10 期。
3. 董晓林、孙楠、吴文琪, 2019: 《人力资本、家庭融资与农户创业决策——基于 CFPS7981 个有效样本的实证分析》, 《中国农村观察》第 3 期。
4. 韩长赋, 2018: 《积极推进小农户和现代农业发展有机衔接》, 《农村实用技术》第 3 期。
5. 胡浩、王海燕, 2019: 《社会互动与农村家庭创业决策、创业动机》, 《软科学》第 3 期。
6. 黄祖辉, 2017: 《“三权分置”与“长久不变”的政策协同逻辑与现实价值》, 《改革》第 10 期。
7. 冀县卿、黄季焜, 2013: 《改革三十年农地使用权演变: 国家政策与实际执行的对比分析》, 《农业经济问题》第 5 期。
8. 纪月清、顾天竹、陈奕山、徐志刚、钟甫宁, 2017: 《从地块层面看农业规模经营——基于流转租金与地块规模关系的讨论》, 《管理世界》第 7 期。
9. 孔祥智, 2014: 《新型农业经营主体的地位和顶层设计》, 《改革》第 5 期。
10. 孔祥智、穆娜娜, 2018: 《实现小农户与现代农业发展的有机衔接》, 《农村经济》第 2 期。
11. 李庆海、李锐、王兆华, 2012: 《农户土地租赁行为及其福利效果》, 《经济学(季刊)》第 1 期。
12. 李涛、张文韬, 2015: 《人格特征与股票投资》, 《经济研究》第 6 期。
13. 李宴, 2018: 《农村土地承包期满继续承包制度研究》, 《农业经济问题》第 2 期。
14. 林晨, 2018: 《价格管制、要素流动限制与城乡二元经济——基于历史投入产出表的理论和实证研究》, 《农业经济问题》第 5 期。
15. 马贤磊、仇童伟、钱忠好, 2016: 《农地流转中的政府作用: 裁判员抑或运动员——基于苏、鄂、桂、黑四省(区)农户农地流转满意度的实证分析》, 《经济学家》第 11 期。
16. 钱龙、洪名勇, 2016: 《非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于 CFPS 的实证分析》, 《中国农村经济》第 12 期。
17. 钱忠好、冀县卿, 2016: 《中国农地流转现状及其政策改进——基于江苏、广西、湖北、黑龙江四省(区)调查数据的分析》, 《管理世界》第 2 期。
18. 仇童伟、罗必良、何勤英, 2019: 《农地流转市场转型: 理论与证据——基于对农地流转对象与农地租金关系的分析》, 《中国农村观察》第 4 期。
19. 王亚辉、李秀彬、辛良杰、谈明洪、蒋敏, 2018: 《中国土地流转的区域差异及其影响因素——基于 2003-2013 年农村固定观察点数据》, 《地理学报》第 3 期。
20. 闫小欢、霍学喜, 2013: 《农民就业、农村社会保障和土地流转——基于河南省 479 个农户调查的分析》, 《农业技术经济》第 7 期。
21. 叶文平、李新春、陈强远, 2018: 《流动人口对城市创业活跃度的影响: 机制与证据》, 《经济研究》第 6 期。
22. 张应良、汤莉、刘幸希, 2014: 《农民创业成功的影响因素: 基于东、中、西部的区域比较》, 《西南大学学报(社会科学版)》第 3 期。
23. 庄晋财、卢文秀、李丹, 2018: 《前景理论视角下兼业农户的土地流转行为决策研究》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第 2 期。

24. 庄晋财、芮正云、曾纪芬, 2014: 《双重网络嵌入、创业资源获取对农民工创业能力的影响——基于赣、皖、苏 183 农民工创业样本的实证分析》, 《中国农村观察》第 3 期。
25. 约瑟夫·熊彼特, 1942: 《资本主义、社会主义与民主》, 吴良健译, 北京: 商务印书馆。
26. 周文、赵方、杨飞、李鲁, 2017: 《土地流转、户籍制度改革与中国城市化: 理论与模拟》, 《经济研究》第 6 期。
27. 周广肃、谢绚丽、李力行, 2015: 《信任对家庭创业决策的影响及机制探讨》, 《管理世界》第 12 期。
28. 朱红根、康兰媛, 2013: 《金融环境、政策支持与农民创业意愿》, 《中国农村观察》第 5 期。
29. Abdulai, A., and W. Huffman, 2014, “The Adoption and Impact of Soil and Water Conservation Technology: An Endogenous Switching Regression Application”, *Land Economics*, 90(1):26–43.
30. Aparicio, S., D. Urbano, and D. Audretsch, 2016, “Institutional Factors, Opportunity Entrepreneurship and Economic Growth: Panel Data Evidence”, *Technological Forecasting and Social Change*, 102(3):45–61.
31. Chamberlin, J., and J. Ricker-Gilbert, 2016, “Participation in Rural Land Rental Markets in Sub-Saharan Africa: Who Benefits and by How Much? Evidence from Malawi and Zambia”, *American Journal of Agricultural Economics*, 98(5):1507–1528.
32. Chowdhury, F., David B. Audretsch, and Maksim Belitski, 2019, “Institutions and Entrepreneurship Quality”, *Entrepreneurship Theory and Practice*, 43(1):51–81.
33. Djankov, S., Y.Y. Qian, G. Roland, and E. Zhuravskaya, 2006, “Who Are China’s Entrepreneurs?”, *American Economic Review*, 96(2):348–352.
34. Falkinger, J., and V. Grossmann, 2013, “Oligarchic Land Ownership, Entrepreneurship, and Economic Development”, *Journal of Development Economics*, 101(1):206–215.
35. Feng, S., N. Heerink, R. Ruben, & F. Qu, 2010, “Land Rental Market, Off-Farm Employment and Agricultural Production in Southeast China: A Plot-Level Case Study”, *China Economic Review*, 21(4):598–606.
36. Heckman, J., H. Ichimura, and P. Todd, 1998, “Matching As An Econometric Evaluation Estimator”, *The Review of Economic Studies Limited*, 65:261–294.
37. Kaika, M., and L. Ruggiero, 2016, “Land Financialization as a Lived Process: The Transformation of Milan’s Bicocca by Pirelli”, *European Urban and Regional Studies*, 23(1):3–22.
38. Lokshin, M., and Z. Sajaia, 2011, “Impact of Interventions on Discrete Outcomes: Maximum Likelihood Estimation of the Binary Choice Models with Binary Endogenous Regressors”, *The Stata Journal*, 11(3):368–385.
39. Lokshin, M., and Z. Sajaia, 2004, “Maximum Likelihood Estimation of Endogenous Switching Regression Models”, *The Stata Journal*, 4:282–289.
40. Ma, W., A. Abdulai, and R. Goetz, 2018, “Agricultural Cooperatives and Investment in Organic Soil Amendments and Chemical Fertilizer in China”, *American Journal of Agricultural Economics*, 100(2):502–520.
41. Ma, W., A. Renwick, P. Nie, J. Tang, and R. Cai, 2018, “Off-farm Work, Smartphone Use and Household Income: Evidence from Rural China”, *China Economic Review*, 52:80–94.

42. Martey, E., A. Wiredu, P. Etwire, and J. Kuwornu, 2019, “The Impact of Credit on the Technical Efficiency of Maize-Producing Households in Northern Ghana.” *Agricultural Finance Review*, 79(3):304–322.
43. Miguel, B., and M. Kremer, 2004, “Worms: Identifying Impacts on Education and Health in the Presence of Treatment Externalities”, *Econometrica*, 72(1):159–217.
44. Petit, O., M. Kuper, and F. Ameer, 2018, “From Worker to Peasant and then to Entrepreneur? Land Reform and Agrarian Change in the Saïss (Morocco)”, *World Development*, 105:119–131.
45. Van Praag, C.M., and J.S. Cramer. 2001, “The Roots of Entrepreneurship and Labour Demand: Individual Ability and Low Risk Aversion.” *Economica*, 68(269):45–62.
46. Willmore, L., G. Y. Cao, and L. J. Xin, 2012, “Determinants of Off-Farm Work and Temporary Migration in China.” *Population and Environment*, 33(2–3): 161–85.
47. Scheyvens, R., G. Banks, L. Meo-Sewabu, and T. Decena, 2017, “Indigenous Entrepreneurship on Customary Land in the Pacific: Measuring Sustainability”, *Journal of Management & Organization*, 23(6):774–785.

（作者单位：¹江西农业大学经济管理学院；

²华中农业大学经济管理学院）

（责任编辑：光明）

The Impacts of Land Rental Market Participation on Entrepreneurship: An Empirical Analysis Based on the Endogenous Switching Probit Model

Li Changsheng Liu Xichuan

Abstract: The land use efficiency is fundamental to rural economic development. Based on the 6581 samples from a nationally representative survey of China Family Panel Studies (CFPS), this study employs an endogenous switching probit model to examine the determinants of land rented-out and rented-in and their impacts on farmers' entrepreneurship. After controlling the selection bias, the results show that house value, financial production, insurance premium and the number of collected books have a significant positive impact on land rented-out, while the number of family members, distance and the number of collected books exert positive effects on land rented-in. Both land rented-out and rented-in have a significant positive impact on farmers' entrepreneurship, but the effect of land rented-in on entrepreneurship is greater than that of land rented-out. The entrepreneurial effect of land rented-out is greater for younger farmers and those who reside in Northeast China, while the entrepreneurial effect of land rented-in is greater for the old generation of farmers and farmers who reside in East China. Therefore, the Chinese government should encourage farmers to actively participate in the land rental market and promote their entrepreneurship.

Key Words: Land Transfer; Entrepreneurship; Selection Bias; Endogenous Switching Probit Model; Treatment Effect

基于行为特征因素及情境因素的消费者 安全认证猪肉购买路径分析*

——来自华东地区 12 市的微观调查

王建华 高子秋

摘要：本研究从影响消费者对安全认证猪肉的购买意愿以及消费者购买意愿—行为差距的内外部因素出发，综合计划行为理论、感知价值理论和情境效应理论构建消费者购买决策模型。基于华东地区江苏省和安徽省 844 个样本的调查数据，本文采用结构方程模型深入挖掘影响消费者对安全认证猪肉购买意愿与购买行为的主要因素。结果表明：消费者行为特征因素对消费者的购买意愿存在显著影响。在安全认证猪肉消费领域存在购买意愿与购买行为不一致的现象，消费者情境因素（感知行为控制）和环境情境因素在购买意愿向购买行为转化的过程中发挥着重要的调节作用。安全认证猪肉的合理定价以及安全健康生活理念的宣传推广不容忽视。

关键词：安全认证猪肉 购买意愿 购买行为 结构方程模型

中图分类号：F014.4 **文献标识码：**A

一、引言

改革开放至今，中国居民已经拥有稳定可靠的粮食供应，基本上没有人担心粮食短缺，消费者对食品的需求从“吃得饱”转为“吃得好”。目前中国已不存在食品供应数量方面的问题，但是随着近年来“瘦肉精”事件、“病死猪”事件的曝光，猪肉安全质量问题的逐渐凸显大大挫伤了人们的消费信心（张蓓、林家宝，2017）。随着 2018 年非洲猪瘟的爆发，市场上猪肉价格暴涨，消费者购买猪肉的意愿在原本对猪肉质量信心不足的基础上又大打折扣。在这样的现状下，严格的管控措施可以有效地防止染疫猪肉流入市场，即强化产地检疫和屠宰检疫，从源头及生产过程有效地保证猪肉的安全性。但

*本文系国家自然科学基金面上项目“农业生产者安全生产政策的实验评估及其组合设计：以病死猪无害化处理为例”（项目编号：71673115）、国家自然科学基金项目“病死猪流入市场的生猪养殖户行为实验及政策研究”（项目编号：71540008）和江南大学基本科研计划—社科类重大项目培育课题“基于大数据的食品安全风险治理逻辑与现实路径”（项目编号：JUSRP1808ZD）的阶段性成果。笔者感谢匿名评审专家提出的宝贵意见和建议。

是,食品市场中存在着严重的信息不对称,于是在出售猪肉之前加贴安全认证标志成为向消费者传递安全信息、证明猪肉质量安全的有效手段和政府提高猪肉质量水平的政策工具(刘增金等,2015;王建华等,2018)。

在梳理国内外有关安全认证农产品购买决策的相关文献后,笔者发现以下三个值得关注的方面。首先,在有关消费者购买决策的研究领域中,很少有学者可以在研究中同时兼顾消费者感知因素和环境刺激因素的影响。学者的研究视角主要分为消费者内部感知因素和环境刺激因素两类。从感知因素视角出发,学者们大多数采用计划行为理论对消费意愿的影响因素展开研究(例如马小辉,2012)。在安全认证农产品的消费过程中,消费者可能会受到外部环境因素的影响,例如消费者没有购买安全认证农产品的渠道,他们就无法实现安全认证农产品的购买(葛佳烨,2018),因而农产品的可获得性、价格、购买渠道便利性等情境因素会成为消费者购买安全认证农产品的障碍(Zepeda and Deal, 2009)。消费者在真实的购买情境中不免会受到来自外界因素的干扰以及自身心理暗箱操作的影响,本文认为在研究消费者购买决策时同时考虑这两类因素是有必要的。

其次,学者们往往忽视了消费者行为特征在购买意愿向购买行为转换路径中的重要性。消费者作为生产链的终端服务群体,其消费意愿在很大程度上决定了整个供需市场的未来走向(葛佳烨,2018),但是,只依靠消费者意愿还不足以拉动消费者做出实际的消费行为。Fukukawa (2003)认为购买意愿会直接导致购买行为。但随着研究的深入,有学者发现在安全认证农产品的购买中存在着言行不一的现象(邓新明,2014)。Hassan et al. (2016)在研究中指出,绿色食品的购买意愿与购买行为之间的相关系数为0.26。学者们将其定义为购买意愿—行为差距(Carrigan and Attalla, 2001),并从各个维度对影响这种差距的因素进行了讨论。但是,在探析消费者购买驱动力因素的研究中,大部分学者选择从外部情境因素入手,忽略了消费者的行为特征因素也会影响购买意愿向购买行为的转化。张蕾(2018)在研究中指出,影响消费者购买意愿转化为购买行为的刺激变量是由外部环境因素和消费者因素构成,其中消费者的自我效能感是非常重要的因素。所以除了外部因素之外,本研究更强调了消费者的感知行为控制对于购买意愿向行为转化过程中的影响。

最后,有研究表明,与行为态度相比,感知价值可以较准确地预测消费者的购买意愿(Cronin et al., 2000; Chen, 2008)。同时,农产品由于具有“经验品”和“信任品”的特性,易造成信息不对称,故消费者的感知价值对农产品的购买意愿和行为具有很大的影响(张国政,2017)。行为态度表示了个体对于某个产品或者行为的综合评价感受,与感知价值有着类似的属性,在多数研究中,学者们表示个体的行为态度可由感知价值替代。例如, Kim et al. (2007)发现,可将消费者的感知价值替代行为态度并直接作用于消费者的购买意愿。黄斐(2013)也将消费者的感知价值替代行为态度来解释其购买意愿。桑培东、宋焕斌(2019)也是将感知价值替代行为态度来解释年轻居民对于健康建筑的消费倾向。

综上,为了探讨影响消费者安全认证猪肉购买意愿的因素以及影响消费者购买意愿向行为转化的因素,以丰富农产品质量安全认证领域的消费行为学理论研究和促进安全认证市场的长足发展,本文将尝试从以下几个方面展开研究:一是从行为特征因素出发,分析消费者对安全认证猪肉购买意愿的

影响因素；二是根据情境效应理论中对于情境因素的定义，将影响消费者购买意愿向购买行为转化的情境因素划分为环境情境因素和消费者情境因素，进而详细分析消费者对安全认证猪肉的购买意愿向购买行为的转化过程；三是根据计划行为理论、感知价值理论和情境效应理论，初步设定影响消费者安全认证猪肉购买意愿的主要因素分别为感知价值、主观规范、感知行为控制和环境情境因素。

本文余下内容安排如下：第二部分，综合计划行为理论、感知价值理论和情境效应理论，提出本文的研究假说；第三部分，构建消费者购买决策模型，介绍数据来源并对样本进行描述性统计；第四部分，利用结构方程模型实证分析消费者对安全认证猪肉购买意愿的影响因素，接着检验购买意愿的中介效应，然后采用多群组分析方法检验情境因素和感知行为控制在购买意愿转化为购买行为过程中的调节作用；第五部分是结论和启示。

二、研究假说

（一）关于计划行为理论的假说

计划行为理论自提出以来对消费者购买意愿及其购买行为倾向有着良好的解释效度。根据计划行为理论，影响意愿的因素主要由态度、主观规范和感知行为控制三种行为特征因素组成。

根据社会心理学的定义，主观规范主要指个体感受到的来自群体规范的压力。其中，群体规范是指当一个人执行某一行为时，与其存在重要关系的人对其所持有的赞同或者否定的态度。当产品的真实信息比较匮乏或者信息不对称时，消费者可以通过采取观察或者交流的形式向参考群体成员获取相关的购买经验或者建议，进而形成相应的购买意愿（陈凯、赵占波，2015）。相关研究也指出，各种参考群体（例如环保协会、政府、家庭等）、环保主义者的号召和广告等因素都会正向影响消费者的购买意愿（Rezai et al., 2013）。罗丞（2010）以无公害猪肉为例，发现主观规范对消费者安全认证食品的购买意愿有着正向的影响。

理性行为理论的前提是人可以完全控制自己的行为意向，但在现实生活中，消费者在做出购买决策时必然会受到外部的干预，所以计划行为理论在理性行为理论的基础之上增添了感知行为控制这一变量，即在外界的影响下个体行为控制能力可以直接影响个体自身行为的实施。当消费者对于外部条件的控制能力有限时，对信息搜索成本和对风险的感知会导致消费者的感知控制能力下降，最终导致消费者的购买意愿减弱（杨煜，2019）。刘百灵等（2018）指出，当个体处于其行为控制范围内时，其使用移动商务方式进行购物的意愿则较强。葛佳烨（2018）发现当消费者的感知行为控制越强，其安全认证猪肉的购买意愿就越强。故本文提出以下假说：

H1：主观规范对消费者的安全认证猪肉购买意愿有正向作用。

H2：感知行为控制对消费者的安全认证猪肉购买意愿有正向作用。

（二）关于感知价值的假说

消费者的感知价值这一概念最早是由 Kotler and Levy（1969）在研究消费者满意度时提出的，他们认为消费者的满意度在很大程度上取决于其感知价值，顾客感知价值的核心是感知利得与感知利失的权衡。越来越多的学者从不同的视角解读感知价值的内涵，Anderson et al.（1992）认为感知价值是

消费者的一种主观感知。于春玲等（2019）认为，感知价值是消费者购买决策的依据，既有基于产品功能及属性层面的价值，也有源于消费者自我认知层面的价值。最有代表性的就是 Zeithaml（1988）提出的权衡说，认为消费者在做出购买决策时，会权衡感知收益和感知损失的大小，且消费者的感知价值就是相对于付出的成本能感知到的获取产品或服务后的收益。Grewal et al.（1998）认为，消费者的购买决策取决于消费者从想要购买的产品或者服务中获得的利益与为此产品所要付出的代价之比。目前对感知价值的研究都聚焦在感知价值对消费者行为结果的影响上，但是消费者购买行为的决策过程也同样重要。Woodruff（1997）对感知价值有着全新的定义，不同于他之前所支持的权衡理念，他认为感知价值是消费者对产品的某些属性以及性能在具体的购买情境中能够帮助其达到目标或意图的感知偏好与评价，消费者对价值的判断容易受到情境的影响——这一观念强调了消费者感知价值对于决策过程的影响。董海峰、王浩（2013）和张国政等（2017）在研究中表示，感知价值对于消费者安全认证农产品的购买意愿有正向的促进作用。根据以上文献分析，本文提出关于感知价值的研究假说：

H3：感知价值对消费者的安全认证猪肉购买意愿有正向作用。

（三）关于情境因素的假说

消费者通常要通过对对比来做出最终的购买判断，即“货比三家不吃亏”，因此，在购买意愿的研究中，情境因素显得尤为重要（Dhar, 1992）。王茜（2013）认为，情境因素会显著提升消费者对产品的感知价值与购买意愿。国内外学者在研究中也发现，情境因素可以与消费者的心理感知产生交互作用进而影响其购买意愿。例如，Gilbert and Ebert（2002）通过研究发现，打折、赠券、赠送样品以及买一赠一这四种促销手段能够增强顾客的购买意愿，大多数消费者都会受到这些促销手段的影响。张全成等（2011）也发现，加入情境这一诱引选项之后可以显著地提高消费者对产品的购买意愿。刘金平等（2008）和孙洪杰、周庭锐（2010）均指出，情境效应对消费者的感知和认知环节产生了影响，消费者的心理感知因素会与情境因素产生交互作用，从而对购买意愿产生影响。因此，本文研究提出以下假说：

H4：情境因素对消费者的安全认证猪肉购买意愿有调节作用。

（四）关于购买意愿向购买行为转化的假说

计划行为理论指出，购买意愿在很大程度上能够直接产生购买行为。但随着研究的进一步深入，不少学者发现只有购买意愿不一定能够形成最终的购买行为，20 世纪 80 年代就有学者提出消费者的购买意愿与购买行为之间存在偏差。消费者购买意愿与购买行为之间产生偏差，可能是因为消费者要做出符合社会期望的抉择，也可能是消费者基于未来具体的消费情境的错误评估而做出决策（Carrington et al., 2010）。例如，在 Noussair et al.（2010）的研究中，虽然消费者陈述自己不会购买具有健康风险的转基因食品，但如果商品价格便宜他们仍然会因为低廉的价格而进行消费。

在情境因素影响消费者决策行为的相关研究中，若情境因素是积极的或者是中立的，那么消费者的态度与行为的一致性则较高。Olson（2013）认为，情境因素与消费者绿色消费意愿的交互作用可以高效率地预测消费者的绿色购买行为。卢素兰、刘伟平（2017）也分析了虚假信息、参照群体、经济成本、正面信息四个情境变量对于消费者购买意愿转化为购买行为的调节作用，发现有利的外部情境

因素能够正向促进消费者对绿色农产品的购买意愿转化为购买行为。葛佳烨（2018）认为，经济原因是消费者进一步采取绿色购买行为的主要障碍。张砚、李小勇（2017）发现，法律和政策的情境因素能够调节消费者购买意愿对于购买行为的影响程度。Welsch and Kühling（2009）和 Young et al.（2010）也从购买成本角度证实了价格因素对于购买行为有着显著的负向影响。通过对上述文献的梳理可以发现，大部分学者从外部情境因素入手，探究其对消费者购买意愿向购买行为转化过程的影响。

在购买意愿转化为购买行为的过程中，除了外部情境因素起到调节作用之外，消费者的内部因素也起着不可忽视的调节作用。计划行为理论指出，行为不仅受到意愿的影响，也受到执行行为个体的个人能力、机会和资源的影响，这些因素也被称为感知行为控制。刘宇伟（2008）研究了中国居民绿色消费行为，他认为在相同的条件下，如果消费者感知到的购买障碍度越高，购买便利性越低，那么消费者采取购买行为的可能性就会越小。该结论在陈凯、赵占波（2015）的研究中也得到了验证，陈凯认为在实际的购买行为中，即使消费者持有强烈的绿色消费意愿，但往往会因为绿色产品价格较高、产品种类较少或者产品功能属性不足等缺点，消费者对绿色产品的感知可获性较低，使得购买意愿无法转化为绿色购买行为。王建华等（2018）发现，感知行为控制在消费者对安全认证猪肉的购买意愿与购买行为的一致性的影响中起到了正向的调节作用。结合计划行为理论及前人的研究，本文提出以下假说：

H5：消费者对安全认证猪肉的购买意愿对购买行为有正向作用。

H6：情境因素和感知行为控制在消费者安全认证猪肉购买意愿向购买行为的转化过程中起到调节作用。

（五）关于中介效应假说

根据以上文献分析，本研究假设感知价值、主观规范和感知行为控制均对购买意愿产生正向影响，购买意愿对购买行为产生正向影响。故本文提出以下假说：

H7：消费者的购买意愿在感知价值、主观规范、感知行为控制对其购买行为的影响路径中起到中介作用。

三、研究设计

（一）理论模型建构

本次研究结合计划行为理论和情境因素理论从消费者的内因层面和外因层面构造了消费者意愿行为影响模型，该模型主要由情境因素、行为特征因素以及反应变量构成。

情境因素指的是可能会影响到个体认知和情绪变化的驱动力，由环境情境因素和消费者情境因素构成。本文选取购买便利性、安全认证猪肉价格、政策法规以及可获得性作为环境情境变量，选取感知行为控制作为消费者情境变量。在安全认证猪肉购买意愿的形成路径当中，环境情境因素起主要调节作用；而在购买意愿向购买行为转化的过程中，环境情境因素和消费者情境因素都发挥着调节作用。

行为特征因素指的是由心理的、感知的、感觉和思考活动组成的个人内部心理活动过程和结构，本文基于计划行为理论与感知价值理论选取主观规范、感知行为控制以及感知价值作为本研究的行为特征因素变量，以反映消费者在经历了外部刺激之后，心理感知方面对于行为的作用机制。

反应变量包括消费者的行为反应和心理反应。在本研究中，购买意愿指代心理反应，而行为反应则指购买行为。具体模型设计如图 1 所示。

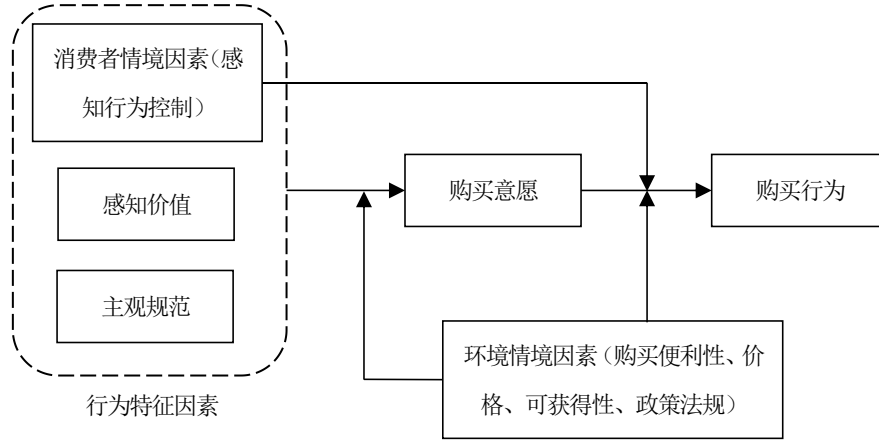


图 1 消费者对安全认证猪肉的购买意愿与行为的影响因素模型

（二）研究方法选取

本研究采用的分析方法是结构方程模型（structural equation model, SEM），又被称为潜变量模型。一个模型中既可能包含可以直接观测的观察变量，也可能包含无法直接观测的潜在变量。结构方程模型分为测量模型和结构模型。测量模型（measurement model），也叫验证性因子分析模型，测量的是观测变量与潜变量之间的关系。测量模型一般是由两个方程组成，表达式分别如下：

$$X = \Lambda\chi\xi + \delta \quad (1)$$

$$Y = \Lambda y\eta + \varepsilon \quad (2)$$

（1）式中， ξ 为 $m \times 1$ 阶外生潜在变量（主要指购买意愿与购买行为）， χ 为 $p \times 1$ 阶外生观测变量； $\Lambda\chi$ 为 $p \times m$ 阶矩阵，是外生观测变量 χ 在外生潜在变量 ξ 上的因子载荷矩阵， X 为 $p \times m$ 阶外生观测变量， δ 为 $p \times 1$ 阶测量误差向量。（2）式中， η 为 $n \times 1$ 阶的内生潜在变量（主要指感知行为控制、感知价值和主观规范）， y 为 $q \times 1$ 阶内生观测变量， Λy 为 $q \times n$ 阶矩阵，是内生观测变量 y 在内生潜在变量 η 上的因子载荷矩阵， Y 为 $q \times n$ 阶内生观测变量， ε 为 $q \times 1$ 阶测量误差向量。

结构模型（structural model），又称为潜变量因果关系模型，表示潜变量之间的关系，即购买意愿及购买行为与感知行为控制、感知价值和主观规范之间的因果关系。结构模型的具体表达式为：

$$\eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta \quad (3)$$

（3）式中， B 是感知行为控制、感知价值和主观规范的系数矩阵， Γ 是购买意愿和购买行为 ξ 的系数矩阵， ζ 为残差向量。

（三）变量设计

对于感知行为控制，本文参考了罗丞（2010）以及 Rezai et al.（2013）开发的量表，从消费者的自信、个人能力和个人意志三个维度展开。对于感知价值，本文主要考量消费者对于安全认证猪肉的功能价值（安全认证猪肉的口感、营养成分）、情感价值（消费者认为安全认证猪肉具有的可信度）和

社会价值（购买安全认证猪肉有意义）三个维度的感知，参考了 Sheth et al.（1991）和张国政等（2017）开发的量表。对于主观规范，考虑到消费者对安全认证猪肉的购买不仅受到家人、亲戚和朋友的影响，还会受到销售推荐、其他消费者、政府宣传以及媒体信息的影响，并参考了 Spash et al.（2009）和 Rezai et al.（2013）的研究，本文共选择 5 个观测变量。对于情境因素的测量，本文主要参考了 Stern（2000）和 Welsch and Kühling（2009）的研究，将情境因素分为价格、购买便利性、可获得性和政策法规 4 个情境因素变量。具体的变量设置如表 1 所示。

表 1 主要变量名称及测量题项设计

潜变量	测量题项	文献来源
感知行为控制 (PBC)	我有足够的经验保证所购买到的猪肉的安全性 (PBC1)	罗丞(2010)、Rezai et al. (2013)
	我日后购买安全认证猪肉是完全有可能的 (PBC2)	
	我能从很大程度上控制自己对安全认证农产品的购买行为 (PBC3)	
感知价值 (PV)	我认为安全认证猪肉的口感更好 (PV1)	Sheth et al. (1991)、张 国政等 (2017)
	我认为安全认证猪肉的营养成分更高 (PV2)	
	我认为安全认证猪肉具有较高的可信度 (PV3)	
	我认为购买安全认证猪肉是有意义的 (PV4)	
主观规范 (SN)	家人、亲戚和朋友对我购买安全认证猪肉的影响 (SN1)	Spash et al. (2009)、 Rezai et al. (2013)
	销售推荐对我购买安全认证猪肉的影响 (SN2)	
	其他消费者对我购买安全认证猪肉的影响 (SN3)	
	政府的宣传与号召对我购买安全认证猪肉的影响 (SN4)	
	媒体信息对我购买安全认证猪肉的影响 (SN5)	
情境因素	对我来说，购买安全认证猪肉的渠道很便利（便利性）	Stern (2000)、Welsch and Kühling (2009)
	对我来说，购买安全认证猪肉的成本并没有显著增加（价格）	
	我完全有条件购买安全认证猪肉（可获得性）	
	政府监管力度对我购买安全认证猪肉的影响力（政策法规）	

（四）数据来源与描述性统计

本研究数据源于江南大学食品安全研究基地在 2017 年 7 月至 9 月期间分别于江苏省和安徽省两地开展的问卷调查。江苏省与安徽省同位于中国华东地区，两省均为全国排名前十的猪肉产量大省，但两地的经济水平差异较大，居民生活习惯不同。因此，本研究选择这两个地区来调查消费者对于安全认证猪肉的购买意愿与购买行为状况，可以很好地反映中国华东地区安全认证猪肉消费的基本水平。为了均衡囊括这两个省中处于不同地理位置的地级市，本文选取的调查地点包括苏南（苏州市、无锡市、常州市）、苏中（南通市、扬州市、泰州市）、苏北（淮安市、宿迁市、徐州市）和皖南（宣城市）、皖中（合肥市）、皖北（蚌埠市）共 12 个地级市。在正式调查之前，专家对调查员进行培训以确保调查数据的可靠性和准确性。调查员在 12 个地级市选取大型农贸市场、大型超市以及农产品专营店，通过随机抽样以及面谈等形式进行问卷调查。受访者主要是购买过猪肉的消费者，每个受访者的访谈时间约为 20~30 分钟。此次调查共发放问卷 984 份，剔除无效问卷总共收回有效问卷 844 份（其中，江苏省有效问卷 475 份，安徽省有效问卷 369 份），问卷有效率为 85.77%。

本文对调查数据进行了统计与梳理，消费者的社会人口学特征描述性统计如表 2 所示。

表 2 样本基本统计特征

统计指标	分类指标	频率	百分比 (%)	统计指标	分类指标	频率	百分比 (%)
性别	女性	473	56.0	家庭人口	1 人	6	0.7
	男性	371	44.0		2 人	70	8.3
年龄	30 岁以下	255	30.2		3 人	387	45.9
	30~39 岁	151	17.9		4 人	173	20.5
	40~49 岁	223	26.4		5 人及以上	208	24.6
	50~59 岁	134	15.9	家庭年收入	5 万元及以下	106	12.5
	60 岁以上	81	9.6		5~8 万元间	183	21.7
婚姻状况	未婚	222	26.3		8~10 万元间	230	27.3
	已婚	622	73.7		10 万元以上	325	38.5
受教育程度	初中或初中以下	237	28.1	是否有 18 岁以下的孩子	否	431	51.1
	高中（包括中职）	208	24.6		是	413	48.9
	大专	113	13.4	是否是家庭食品的主要购买者	否	390	46.2
	本科	240	28.4		是	454	53.8
	研究生及以上	46	5.5				

本次调查的总样本为 844 个。其中，女性受访者为 473 人，占比 56%，男性受访者为 371 人，占比 44%。调查样本中，40 岁以下的年轻群体占有很大比例，占样本总数的 48.1%。另外，40~49 岁年龄段的样本在本次调查中占比较高，主要原因是 40~49 岁的受访者是家中的顶梁柱，也是家中食品的主要购买者，所以在市场上被调查到的几率高于其他年龄的受访者。样本中，本科学历的受访者人数最多，共有 240 人接受了本次调查，受访者的学历分布总体较为均衡。三口之家的比例为 45.9%，达到了受访者人数的一半之多，这也符合中国目前的基本国情。随着中国经济实力的发展，居民生活水平日益提升，87.4%的受访者的年收入达到 5 万元以上，这也与本文选择的调查区域（华东地区）有着密不可分的关系。

四、结果和分析

（一）拟合效果检验

本研究以 AMOS22.0 为工具，对调查数据与结构方程模型之间的适配度进行拟合。绝对适配度拟合结果显示，卡方自由度之比为 2.424（小于 3），GFI 为 0.964，RMR 为 0.038（小于 0.05），RMSEA 为 0.041（小于 0.05）；增值适配度拟合结果显示，NFI 为 0.948，IFI 为 0.969，TLI 为 0.951，CFI 为 0.969，均大于 0.90。综合以上各类评价指标结果可以认为，本研究的调查数据与结构方程模型的拟合度较好，可以进行路径回归分析。

（二）信度与效度检验

探索性因子分析 KMO 值用于检验变量之间的简单相关系数和偏相关系数，可判断原始变量是否

适合进行因子分析。本研究运用 SPSS19.0 对观测变量进行探索性因子分析,采用最大方差法的正交旋转法,共提取 7 个因子。探索性因子分析结果显示, KMO 值为 0.849, Bartlett 球形检验结果显著,达到了 1%的显著性水平。累计方差贡献率为 61.161%,达到了 50%的基本要求。上述检验结果说明,本研究的问卷设计具有较好的结构效度,各维度与总量表的相关性具有统计学意义。本文使用 Cronbach's α 系数法衡量问卷量表中各题项之间的内部一致性,各题项的 Cronbach's α 系数都大于 0.7,总体信度水平较高。

效度检验一般采取验证性因子分析方法,计算每个变量的标准化因子载荷系数,并由此得出每个维度的 CR 值与 AVE 值。本文的验证性因子分析结果表示,潜变量 CR 值均超过 0.7, AVE 值均超过 0.5,这也表示问卷量表具有较好的收敛效度。

(三) 购买意愿的影响因素分析

根据本文图 1 所构建的理论模型进行路径回归分析,各观测变量与潜变量之间的相关回归系数如图 2 所示。

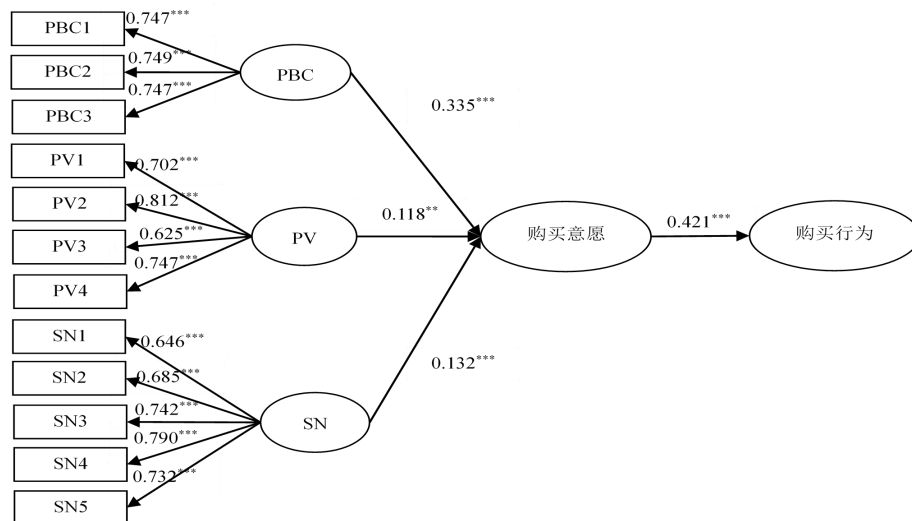


图2 消费者对安全认证猪肉的购买意愿与购买行为路径分析结果

注: *表示 $P < 0.05$, **表示 $P < 0.01$, ***表示 $P < 0.001$ 。

从图 2 中的路径回归结果可以发现,消费者购买安全认证猪肉的感知行为控制与购买意愿之间的标准化路径系数为 0.335,在 1%的显著水平上通过检验。这表明,消费者对购买安全认证猪肉的感知行为控制越强,其购买安全认证猪肉的意愿也就越强。其中,代表个人能力的感知行为控制显著地影响了消费者的购买意愿。同时,感知行为控制对购买意愿的影响程度也是最大的。

消费者对安全认证猪肉的感知价值与购买意愿之间的标准化路径系数为 0.118,在 1%的显著水平上通过检验,这就表示消费者对安全认证猪肉的感知价值积极影响其对安全认证猪肉的购买意愿且影响程度较大,即消费者感知到的安全认证猪肉的价值越高,其购买意愿就越积极。安全认证猪肉的功能价值对于购买意愿的影响路径系数最大。

消费者购买安全认证猪肉的主观规范与购买意愿的标准化路径系数为 0.132, 在 1% 的显著性水平上通过检验, 这也表示消费者在购买安全认证猪肉时会受到周围重要群体的影响。

消费者对安全认证猪肉的购买意愿与购买行为之间的标准化路径系数为 0.421, 在 1% 的显著性水平上通过检验。这表明, 消费者的购买意愿直接影响着购买行为, 但是, 购买意愿不能完全解释其购买行为。

(四) 购买意愿的中介效应检验

关于中介效应的检验, 本研究采用的是 Preacher and Hayes (2004) 提出的中介检验方法, 该方法近年来在国内外的相关研究中得到了非常广泛的应用。基于 Process Bootstrap 程序, 本文将样本量设定为 2000, 选择具有偏差校正的非参数百分位法, 选择置信区间的置信度为 95%。中介效应的检验结果如表 3 所示。以购买意愿为中介变量, 在感知行为控制到购买行为的路径中, 总效应的 Bootstrap 检验的置信区间是 (0.420, 0.718); 间接效应的 Bootstrap 检验的置信区间是 (0.077, 0.181); 直接效应的 Bootstrap 检验的置信区间是 (0.311, 0.585)。以上结果说明, 购买意愿在感知行为控制与购买行为之间起到部分中介效应。同样, 购买意愿在感知价值与购买行为之间以及主观规范与购买行为之间都起到部分中介效应。综上, H7 得到验证。

表 3 购买意愿的中介效应检验

作用路径	总效果		间接效果		直接效果	
	下界	上界	下界	上界	下界	上界
感知行为控制→购买意愿→购买行为	0.420	0.718	0.077	0.181	0.311	0.585
感知价值→购买意愿→购买行为	0.107	0.216	0.044	0.096	0.044	0.143
主观规范→购买意愿→购买行为	0.182	0.469	0.07	0.206	0.058	0.328

(五) 基于情境因素与感知行为控制的调节作用检验

在结构方程模型中, 调节作用的检验方法有限, 本研究主要采用多群组分析的方法。多群组分析的原理是将样本分组之后再进行路径回归, 然后对比分析路径结果是否存在差异, 也可用于调节效应分析。

1. 情境因素的调节作用检验。情境因素调节作用的检验结果如表 4 所示。

表 4 情境因素调节作用的检验结果

模型路径	购买便利性		价格		可获得性		政策法规	
	低	高	低	高	低	高	不太严格	严格
感知行为控制→购买意愿	0.323**	0.566**	0.436***	-0.109	0.328***	0.417***	0.445**	0.209
感知价值→购买意愿	0.028	0.205***	0.014	0.568***	0.186***	0.027	0.059	0.174**
主观规范→购买意愿	0.055	0.066	0.000	0.057	0.014	0.129**	0.055	0.081*
购买意愿→购买行为	0.366***	0.462***	0.580***	0.365***	0.302***	0.374***	0.455***	0.381***

注: *表示 $P<0.05$, **表示 $P<0.01$, ***表示 $P<0.001$ 。

(1) 购买便利性情境因素。购买便利性较高时, 消费者的感知行为控制、感知价值对形成购买意愿有着积极的促进作用, 标准化路径系数分别为 0.566 和 0.205, 分别在 1%和 1%的水平上显著。同时, 在安全认证猪肉购买便利的情况下, 购买意愿也更加能够转化为购买行为, 标准化路径系数为 0.462, 在 1%的水平上显著。上述结果说明, 购买便利性这一情境因素能够正向调节购买意愿向购买行为的转化。

(2) 价格情境因素。当安全认证猪肉价格较低时, 感知行为控制对购买意愿的影响显著, 主要原因是当价格较低时, 消费者感受到的购买困难程度较低, 进而提升了购买意愿。而当价格较高时, 消费者的感知价值对购买意愿的影响程度较大。可能的原因是, 消费者认为价格越高的产品其质量也越高, 因而对安全认证猪肉的感知价值也就越高, 消费者因此拥有积极的消费态度。而价格低的情境更加有利于消费者购买意愿向购买行为的转化。因为在其他条件都相似的情况下, 价格低是一个非常有竞争力的竞争优势。

(3) 产品可获得性情境因素。当安全认证猪肉可获得性较高时, 感知行为控制对消费者购买意愿的影响显著, 也更加有利于购买意愿向购买行为的转化。可获得性高也能正向调节主观规范对于购买意愿的影响, 这可能是随着安全认证猪肉可获得性的提高, 更多消费者能够接触到安全认证猪肉, 没有购买经验的消费者能够从购买过此产品的人处获得更多的知识和经验。而较低的可获得性能够显著地调节感知价值对购买意愿的影响, 这可能是因为当安全认证猪肉不易获得时, 消费者会更加感受到其较高的价值, 消费者对于安全认证猪肉反而趋之若鹜(例如饥饿营销)。

(4) 政策法规情境因素。由表 4 可以发现, 政策法规在不同变量之间的调节作用是不同的。在感知行为控制到购买意愿的影响路径中, 不太严格的政策法规反而显著调节了感知行为控制对购买意愿的影响。这大概是因为, 外界控制的放松反而激发了消费者的内部控制, 消费者的购买意愿也随之提高。另外, 严格的政策法规对于感知价值与购买意愿以及主观规范与购买意愿之间都有着正向的调节作用。

2. 感知行为控制的调节作用检验。本研究根据 Han (2010) 将感知行为控制分为个人意志、自信和个人能力三个部分, 并采用多群组分析方法分析感知行为控制对于购买意愿向购买行为转化过程中的调节作用。感知行为控制调节作用的检验结果如表 5 所示。

表 5 感知行为控制的调节作用检验

模型路径	自信		个人能力		个人意志	
	弱	强	少	多	弱	强
购买意愿→购买行为	0.4***	0.445***	0.323***	0.340***	0.366***	0.393***

注: ***表示 $P<0.001$ 。

从表 5 可以看出, 在每种感知行为控制情境下, 标准化路径系数均在 1%的显著性水平上显著, 说明感知行为控制在消费者对安全认证猪肉的购买意愿转化为购买行为的过程中起到了显著的调节作用, 验证了假说 H6。当消费者自信感较强或个人意志较强时, 其购买意愿更容易转化为购买行为,

因为这样的消费者拥有足够的经验与自我效能。当消费者个人能力较强时,购买意愿较容易转化为购买行为,因为收入水平是衡量个人能力的重要因素,收入水平较高的消费者较容易将购买意愿转化为购买行为。

五、结论与启示

(一) 结论

本文综合了计划行为理论、感知价值理论和情境效应理论,研究了影响消费者购买意愿以及影响意愿向行为转化的主要因素。本文研究结果表明,感知行为控制、感知价值和主观规范显著影响了消费者对安全认证猪肉的购买意愿。消费者的个人能力、感知到安全认证猪肉的营养价值以及政府的宣传号召对于消费者的购买意愿有着极其重要的影响。

进一步地,本次研究通过多群组分析,在对购买意愿转化为购买行为的路径分析当中引入了消费者行为特征因素和情境因素两大调节变量。从情境因素视角可以发现,在购买比较便利、产品价格较低、产品可获得性较高的情境下,消费者会更加偏向于将购买意愿转化为实际的购买行为。从消费者的行为特征因素视角出发,当消费者拥有较高的自信以及较强的个人能力和个人意志时,消费者的购买意愿更加容易转化为购买行为。

(二) 启示

针对以上研究结论,本文提出如下启示。首先,应充分发挥大众媒体的传播效应,加强对安全认证食品的正面报道和宣传,提高消费者对安全认证猪肉的了解程度以及对猪肉安全问题的关注程度,消费者应当主动打破固有传统的消费习惯,培养安全认证消费理念,形成食品安全消费的社会氛围。

其次,企业在安全认证猪肉的营销宣传方面,在保证消费者对安全认证猪肉关注度的前提之下,需要增加对安全认证猪肉效用的宣传力度,让消费者感受到购买安全认证猪肉可获得的利益。产品定价需要充分考虑消费者的接受程度,结合产品的生产成本以及企业经营的现实状况进行合理定价。企业需要扩展和延伸安全认证猪肉的销售网络,提高消费者购买安全认证猪肉的便利性和可获得性,促使实际消费行为的发生。

最后,政府要加强安全认证食品市场的监管力度,对安全认证食品市场进行规范,加大安全认证标识的推广力度,建设权威官方的安全认证体系。政府需加强对假冒伪劣生产者的惩罚力度,抬高安全认证食品市场的准入准则。政府也需保障基本食品的质量安全,减少消费者疑虑。

参考文献

- 1.陈凯、赵占波,2015:《绿色消费态度—行为差距的二阶段分析及研究展望》,《经济与管理》第1期。
- 2.邓新明,2014:《消费者为何喜欢“说一套,做一套”——消费者伦理购买“意向—行为”差距的影响因素》,《心理学报》第7期。
- 3.董海峰、王浩,2013:《绿色农产品顾客感知价值研究——基于12个省(直辖市)调查的结构方程模型分析》,《科技进步与对策》第12期。

- 4.马小辉, 2012:《基于计划行为理论对消费者安全食品购买意向的研究》, 华中农业大学硕士学位论文。
- 5.葛佳烨, 2018:《基于支付意愿的消费者决策行为研究: 农产品安全属性的视角》, 江南大学硕士学位论文。
- 6.黄斐、王佳, 2013:《基于感知价值的消费者接受行为模型和实证研究》,《商业研究》第6期。
- 7.刘增金、乔娟、徐琳君, 2015:《“三品”认证食品标签信任对消费者行为的影响》,《中国农学通报》第36期。
- 8.刘百灵、杨世龙、李延晖, 2018:《隐私偏好设置与隐私反馈对移动商务用户行为意愿影响及交互作用的实证研究》,《中国管理科学》第8期。
- 9.刘金平、周广亚、刘亚丽, 2008:《情境启动和认知需要对决策中信息加工的影响》,《心理科学》第2期。
- 10.刘宇伟, 2008:《计划行为理论和中国消费者绿色消费行为》,《中国流通经济》第8期。
- 11.卢素兰、刘伟平, 2017:《消费者绿色农产品自述偏好与实际选择偏差研究——基于情境变量调节效应的实证分析》,《河南师范大学学报(哲学社会科学版)》第6期。
- 12.罗丞, 2010:《消费者对安全食品支付意愿的影响因素分析——基于计划行为理论框架》,《中国农村观察》第6期。
- 13.桑培东、宋焕斌, 2019:《基于TPB-CPV理论的年轻居民健康建筑购买研究》,《工程管理学报》第33期。
- 14.孙洪杰、周庭锐, 2010:《消费者基于选择集的情境效应》,《心理科学进展》第6期。
- 15.王建华、杨晨晨、朱湄, 2018:《消费者对安全认证猪肉的选择行为偏差及其影响因素》,《中国人口·资源与环境》第28期。
- 16.王茜, 2013:《情境效应对消费者购买意愿的影响研究》, 北京邮电大学硕士学位论文。
- 17.于春玲、朱晓冬、王霞、张一飞, 2019:《面子意识与绿色产品购买意向——使用情境和价格相对水平的调节作用》,《管理评论》第31期。
- 18.杨煜, 2019:《感知行为控制、感知产品创新与购买意愿的关系研究——以绿色变轨型高技术产品为例》,《天津大学学报(社会科学版)》第2期。
- 19.张砚、李小勇, 2017:《消费者绿色购买意愿与购买行为差距研究》,《资源开发与市场》第3期。
- 20.张蓓、林家宝, 2017:《食品伤害情境下消费者逆向选择影响因素研究——基于SOR理论视角》,《统计与信息论坛》第12期。
- 21.张蕾, 2018:《情境因素对农产品网络顾客购买意愿影响的研究》, 昆明理工大学硕士学位论文。
- 22.张国政、彭承玉、张芳芳、杨亦民, 2017:《农产品顾客感知价值及其对购买意愿的影响——基于认证农产品的实证分析》,《湖南农业大学学报(社会科学版)》第2期。
- 23.张全成、卢东、周庭锐, 2011:《消费者决策行为中的情境效应研究评述及展望》,《软科学》第10期。
- 24.Anderson, J. C., D. C. Jain, and P. K. Chintagunta, 1992, “Customer Value Assessment in Business Markets”, *Journal of Business-to-Business Marketing*, 1(1): 3-29.
- 25.Carrigan, M., and A. Attalla, 2001, “The Myth of the Ethical Consumer — Do Ethics Matter in Purchase Behavior?”, *Journal of Consumer Marketing*, 18(7): 560-578.
- 26.Carrington, M. J., B. A. Neville, and G. J. Whitwell, 2010, “Why Ethical Consumers Don’t Walk Their Talk: Towards a Framework for Understanding the Gap Between the Ethical Purchase Intentions and Actual Buying Behavior of Ethically Minded

Consumers”, *Journal of Business Ethics*, 97(1): 139-158.

27.Cronin, J. J., M. K. Brady, and G. T. M. Hult, 2000, “Assessing the Effects of Quality, Value, and Customer Satisfaction on Consumer Behavioral Intentions in Service Environments”, *Journal of Retailing*, 76(2): 193-218.

28.Chen, Ching-Fu, 2008, “Investigating Structural Relationships Between Service Quality, Perceived Value, Satisfaction, and Behavioral Intentions for Air Passengers: Evidence from Taiwan”, *Transportation Research Part A Policy & Practice*, 42(4): 0-717.

29.Dhar, R., 1992, “To Choose or Not to Choose: This Is the Question”, *Advances in Consumer Research*, 19(1): 735-748.

30.Fukukawa, K., 2003, “A Theoretical Review of Business and Consumer Ethics Research: Normative and Descriptive Approaches”, *Marketing Review*, 3(4): 381-401.

31.Grewal, D., K. B. Monroe, and R. Krishnan, 1998, “The Effects of Price-comparison Advertising on Buyers' Perceptions of Acquisition Value, Transaction Value, and Behavioral Intentions”, *Journal of Marketing*, 62(2): 46-59.

32.Gilbert, D. T., and J. E. J. Ebert, 2002, “Decisions and Revisions: The Affective Forecasting of Changeable Outcomes”, *Journal of Personality & Social Psychology*, 82(4): 503-514.

33.Hassan, L. M., E. Shiu, and D. Shaw, 2016, “Who Says There is an Intention—Behavior Gap? Assessing the Empirical Evidence of an Intention—Behavior Gap in Ethical Consumption”, *Journal of Business Ethics*, 136(2): 219-236.

34.Kotler, P., and S. J. Levy, 1969, “Beyond Marketing: The Furthering Concept”, *California Management Review*, 12(2):67-73.

35.Kim, H. W., H. C. Chan, and S. Gupta, 2007, “Value-based Adoption of Mobile Internet: An Empirical Investigation”, *Decision Support Systems*, 43(1): 111-126.

36.Noussair C., S. Robin, and B. Ruffieux, 2010, “Do Consumers Really Refuse to Buy Genetically Modified Food?”, *Economic Journal*, 114(492): 102-120.

37.Olson, E. L., 2013, “It's Not Easy Being Green: The Effects of Attribute Tradeoffs on Green Product Preference and Choice”, *Journal of the Academy of Marketing Science*, 41(2):171-184.

38.Rezai, G., K. T. Phuah, M. Zainalabidin, and N. S. Mad, 2013, “Consumer Willingness to Pay for Green Food in Malaysia”, *Journal of International Food & Agribusiness Marketing*, 25(01): 1-18.

39.Sheth, J. N., B. I. Newman, and B. L. Gross, 1991, “Why We Buy What We Buy: A Theory of Consumption Values”, *Journal of Business Research*, 22(2): 159-170.

40.Spash, C. L., K. Urama, R. Burton, W. Kenyon, P. Shannon, and G. Hill, 2009, “Motives Behind Willingness To Pay For Improving Biodiversity In A Water Ecosystem: Economics, Ethics And Social Psychology”, *Ecological Economics*, 68(4): 955-964.

41.Stern, P. C., 2000, “New Environmental Theories: Toward a Coherent Theory of Environmentally Significant Behavior”, *Journal of Social Issues*, 56(3): 407-424.

42.Woodruff, R. B., 1997, “Customer Value: The Next Source for Competitive Advantage”, *Journal of the Academy of Marketing Science*, 25(2): 139-153.

43.Welsch, H., and J. Kühling, 2009, “Determinants of Pro-environmental Consumption: The Role of Reference Groups and

Routine Behavior”, *Ecological Economics*, 69(1): 166-176.

44.Young, W., K. Hwang, S. McDonald, and C. J. Oates, 2010, “Sustainable Consumption: Green Consumer Behavior When Purchasing Products”, *Sustainable Development*, 18(1): 20-31.

45.Zeithaml, V. A., 1988, “Consumer Perceptions of Price, Quality, and Value: A Means-end Model and Synthesis of Evidence”, *Journal of Marketing*, 52(3): 2-22.

46.Zepeda, L., and D. Deal, 2009, “Organic and Local Food Consumer Behaviour: Alphabet Theory”, *International Journal of Consumer Studies*, 33(6): 697-705.

(作者单位: 江南大学商学院)

(责任编辑: 何 欢)

An Analysis of Consumers’ Purchasing Path of Safety-certified Pork Based on Behavioral Characteristics and Situational Factors: A Micro Survey from 12 Cities in East China

Wang Jianhua Gao Ziqiu

Abstract: Based on the internal and external factors that influence consumers’ purchase intention of safety-certified pork and consumers’ purchase intention-behavior gap, this article constructs a consumers’ purchase decision-making model by integrating the theory of planned behavior, the theory of perceived value and the theory of context effect. Based on the survey data collected from 844 samples from Jiangsu Province and Anhui Province in East China, the study uses a structural equation model to explore the main factors that affect consumers’ purchase intention and purchase behavior of safety-certified pork. The results show that the factors of consumers’ behavioral characteristics have a significant impact on consumers’ willingness to purchase. In the field of safety-certified pork consumption, there is a significant inconsistency between purchase intention and purchase behavior. Consumer situational factors (perceived behavior control) and environmental situational factors play an important role in the process of transformation from purchase intention to purchase behavior. The reasonable pricing of safety-certified pork and the promotion of the concept of a safe and healthy life should not be ignored.

Key Words: Safety-certified Pork; Purchase Intention; Purchase Behavior; Structural Equation Model

产品质量认证能否提高农户技术效率*

——基于山东、河北典型蔬菜种植区的证据

李 晗 陆 迁

摘要：本文基于河北廊坊、山东寿光两地典型蔬菜种植区的 1388 份微观数据，利用超越对数随机前沿生产函数构建技术效率微观分析框架，在此基础上运用倾向得分匹配法构建反事实假设，估计三种不同类型的产品质量认证对农户技术效率的平均处理效应，并基于回归调整方法对产品质量认证影响农户技术效率的内部机制进行分解，评价产品质量认证对技术效率提升的具体作用路径。研究结果表明：有机农产品认证与绿色食品认证对农户技术效率具有显著的提升作用，农户的技术效率分别提高 0.218 和 0.196；而无公害农产品认证没有显著提升农户的技术效率。考虑到某些不可观测的因素并采用稳健性估计后，该结论仍然稳健成立。此外，对效率增长的分解结果显示，有机农产品认证和绿色食品认证对技术效率的提升作用按贡献率大小依次来源于溢价激励的提升、成本压力的作用、组织支持的增强。

关键词：产品质量认证 技术效率 溢价激励 成本压力 组织支持 倾向得分匹配

中图分类号：F302.2 **文献标识码：**A

一、引言

农产品质量与安全是中国农业由增产导向转向提质导向进程中亟需解决的一大问题，而该问题很大一部分来源于农产品生产过程中非法投入品的使用以及合法投入品的滥用。为提高农业可持续发展能力，农业投入品的源头控制与农业生产标准化体系建设成为必然选择。为此，中央“一号文件”持续强调建立以“三品一标”^①认证为主的产品质量认证体系，着力培育农产品品牌，保护地理标志农产品，打造“一村一品”发展新格局。中国绿色食品发展中心的数据显示，截止至 2018 年年底，全

*本文研究受到国家自然科学基金面上项目“保护性耕作技术采用的需求诱导机制研究：组织支持、跨期选择与激励效果”（项目号：71973105）和国家自然科学基金面上项目“现代通讯技术使用对农户市场参与行为及绩效影响机制研究——基于交易成本视角”（项目号：71773093）的资助。本文通讯作者：陆迁。

^①无公害农产品、绿色食品、有机农产品和农产品地理标志统称为“三品一标”。

国“三品一标”获证单位总数达 58442 家，产品总数为 121743 个^①，为质量兴农战略和供给侧结构性改革的实施发挥了积极的示范作用。在中国农业生产体系中，蔬菜是除粮食作物外栽培面积最广、经济地位最重要的作物。2015 年，中国蔬菜种植面积为 21404.79 千公顷，产量达 76918.4 万吨^②。随着人们生活水平的提高，市场对于无公害、有机、绿色蔬菜的需求日益强劲。由于化肥、农药等农用化学品在蔬菜种植过程中的密集使用对蔬菜质量造成了严重影响，因而认证生产在蔬菜产业中较为普遍。

推行认证生产的主要目的在于两方面：一是通过严格控制农业生产要素投入，实现规制工具由末端管理向源头控制的转变，促使农户进行绿色生产；二是构建农业市场与政府规制的桥梁，增强高端绿色农产品的市场竞争力，促进农户增收（幸家刚，2018）。在严格的规制背景之下，产品质量认证给农户带来正反两方面的效应：一是投入品的约束、较高的劳动和资本投入以及产量损耗所产生的负面影响；二是产品价格的提升、销售渠道拓展等市场绩效改善所产生的正面影响（严功岸等，2019）。那么，一个值得深思的现实问题是，产品质量认证导致的成本压力和经济激励能否诱发农户通过采用先进技术以及改善要素配置从而提升技术效率，以此来弥补损失甚至进一步提高盈利能力？如果答案是肯定的，那么农户进行产品质量认证后，具体有哪些因素的变化引起农户技术效率提高？这些因素对技术效率提高的贡献如何？准确评价产品质量认证对农户技术效率的影响对于生态文明建设背景下的农业可持续发展具有一定的理论与现实意义。

产品质量认证在规制农户生产行为和改善农产品品质的同时，不可避免地影响农户生产过程中资本、劳动力等资源的再分配以及农户对新技术的采纳（Bac et al., 2018），进而影响农户生产效率。然而，学术界较少关注产品质量认证的农业生产效率问题。DeFries et al.（2017）梳理了 2600 多份关于产品质量认证的学术论文后发现，现有研究缺乏构建反事实假设来检验产品质量认证对农业生产效率的影响。部分学者仅对产品质量认证与农业产出及农户福利的关系进行了分析。例如，Ayuya et al.（2015）分析了肯尼亚菜农与养蜂者的数据，认为有机产品认证农户陷入多维贫困的可能性比非认证农户小，但需要投入比非认证农户更多的劳动力和损失一定的产量。Tran and Goto（2019）分析了 401 户茶农的数据，认为产品质量认证虽然会导致较高的劳动力成本，但认证生产依旧带来显著的纯收入增长。然而 Jena et al.（2012）评估了埃塞俄比亚小规模咖啡种植农户认证生产，发现认证并没有提高小农户的生产力水平，而且产品的价格溢价也不明显，同时暴露出农户难以从合作组织获得认证指标和信息等服务等问题。具体到中国情景，幸家刚（2018）通过分析浙江省 1261 家新型经营主体的农产品质量安全认证绩效发现，41% 的认证经营主体其产品售价得到明显提高，但另外还有 41% 的认证经营主体表示经营成本也有显著增加。严功岸等（2019）通过分析河南省猕猴桃种植农户的绿色认证生产，认为绿色认证能够保证产品质量，提升销售价格，但同时造成了生产成本增加和产量降低。

梳理文献可知，现有研究对产品质量认证的溢价效果与经营成本的变化给予了大量评价。然而，

^①数据来源：《全国“三品一标”获证单位 5 万余家 产品总数超 12 万个》，<http://www.chinacoop.gov.cn/HTML/2019/04/15/151626.html>。

^②数据来源：农业部（编），2016：《中国农业统计资料 2015》，北京：中国农业出版社。

现有研究存在以下三点不足。一是没有将产品质量认证对农业产出和投入的影响放在一个综合的分析框架中，缺乏对产品质量认证政策有效性的验证。二是虽有学者通过观察产品质量认证农户的纯收入（也即利润）变化，将其作为衡量认证生产的可行性标准，但利润本身会掩盖投入和产出之间的关系，可能造成虚假盈利。进一步来说，农户收入的提高可能是由于投入较多的资本和劳动力，并非来自效率提高的推动，实质上不是促进农业产业健康发展的正确方向。现有研究已经充分证实，农户为达到认证标准需要投入大量的劳动力资源（Ayuya et al., 2015），政策制定者不得不考虑产品质量认证是否存在“农业内卷化”陷阱。三是没有考虑产品质量认证带来的某些不可观测因素对于农户生产的影响（例如劳动力的重新配置、规模经济等），可能会造成产品质量认证的评价偏误。而技术效率测算了生产过程中农作物实际产出与潜在产出之间的差距，可集中反映产出能力、资源利用效率和成本控制等多方面的经营特征，是效率的集中体现（范丽霞、李谷成，2012；吕娜、朱立志，2019），为上述问题的解决提供了一个新的思路。

在中国农产品市场，以“三品”代表的产品质量认证是当前农产品认证体系中的主要形式。由于中国农产品质量认证的获证单位主要是产业组织^①，获证单位不仅对农业生产资料投入具有严苛的规定和监管以保证农产品质量，同时提供溢价收购服务以降低农户市场参与难度，而且还为广大农户农业生产提供了多种指导与服务（丁长琴，2012）。产品质量认证基于以上运行机制对农户形成了成本压力、溢价激励与组织支持三种规制工具，且三种认证类型的规制强度不同，溢价水平与质量标准由高到低依次为有机农产品认证、绿色食品认证、无公害农产品认证。

鉴于此，本文分别测算有机农产品认证、绿色食品认证、无公害农产品认证农户的技术效率，并从理论和经验分析两个角度探讨不同认证类型对农户技术效率的影响。与以往文献相比，本文的独特之处在于构建产品质量认证对农户技术效率作用路径的微观理论模型，将产品质量认证对农业投入和产出的影响纳入一个分析框架，对以往研究运用单一指标评价产品质量认证进行补充。同时，为解决样本“自选择”和模型估计偏误问题，本文利用典型蔬菜种植区的微观调查数据，运用倾向得分匹配法（PSM）构建一组与认证农户样本相匹配的非认证农户样本，从而建立一个反事实框架，旨在较为准确地评价产品质量认证对农户技术效率的影响效应，并进一步对产品质量认证对技术效率的作用机制进行分解，以期揭示产品质量认证通过何种机制对效率的变化产生影响。

二、产品质量认证影响技术效率的理论分析

产品质量认证基于明确的市场价格信号，以严苛的认证标准和显著的质量溢价为组合，是国内外食品安全领域广泛应用的环境规制手段。而学术界关于环境规制与生产效率关系的讨论一直存在争议。新古典经济学的观点认为，环境规制作为一种合规压力，意味着生产主体额外的负担（Gray, 1987），至少短期内可能会出现生产效率倒退的现象（Jorgenson and Wilcoxon, 1990）。但以波特为代表的经济学家提出了具有影响力的波特假说，即严格而灵活的环境规制可以通过创新激励、效率改进和内部要

^①小农户也可以通过“公司（含合作社）+农户”的形式使自己的农产品获得认证标志。

素重新配置等传导途径诱发更高的生产效率 (Porter and van der Linde, 1995)。产品质量认证以“新合作主义规制框架——包含不具约束力的规则 and 标准, 公私合作, 自我规制”为特征 (幸家刚, 2018), 其蕴含的规制工具能够营造新的生产经营环境, 驱动农户改进已有的生产方式。因此, 本文认为产品质量认证能够通过溢价激励、成本压力与组织支持三种规制工具促使农户改进生产技术和优化要素配置, 进而提高农户的技术效率。

(1) 产品质量认证通过溢价激励刺激农户提高技术效率。从理论上讲, 农户提升管理水平、引入先进生产技术能够提升投入要素的使用效率, 进而提高农户的技术效率 (田红宇、祝志勇, 2018)。然而, 小农户农业技术采用具有高投入、高风险等特点 (王如芳等, 2011), 农户是否采用新技术取决于外部激励水平。而经认证的农产品与普通农产品相比, 表现出明显的价格优势, 且品质越高的农产品, 获得的溢价水平也就越高 (蔡荣等, 2019)。因此, 一方面, 产品质量认证带来的溢价激励能够为农户引进农业先进技术与优化要素配置提供资金支持; 另一方面, “优质优价”的运行机制对农户生产经营方式改进产生了“持续动态的经济激励”。而先进技术的采纳和要素的优化配置最终能够提高农户的技术效率。

(2) 产品质量认证通过成本压力倒逼农户提高技术效率。由于产品质量认证的规制, 投入品 (特别是增产效果明显的农用化学品) 的使用受到限制, 农户不得不选择价格较高的替代品 (例如有机肥、低毒农药等), 而且在绿色生产初期往往伴随着产量的下降。追求利益最大化的农户在面临产品质量合规成本增加时, 一方面, 基于成本压力改善生产技术从而降低成本的意愿和动机将会增强; 另一方面, 会重新配置生产要素以减少污染性和低效率生产要素的投入, 增加清洁性和高效率生产要素的投入, 进而提高农户技术效率。

(3) 产品质量认证通过组织支持协助农户提高技术效率。本研究认为, 推行认证生产的产业组织不仅能够通过与农户建立“风险共担、利益共享”的利益联结机制, 将农户协同到农产品产业链生产过程中, 而且影响农户对于农业生产物资、信息、技术等要素的可获性和产品市场准入。因此, 组织支持协助农户提高技术效率具体表现为三个方面。首先, 产业组织为按照认证标准生产的农户提供标准化的技术规范, 极大地改善了传统农业生产粗放的经营方式。其次, 基于产业组织的技术培训不仅有助于农户对农业技术的采纳与改进, 而且能够明显提高组织成员的人力资本水平 (顾莉丽、郭庆海, 2015), 而人力资本水平的提高则会进一步对农业技术和生产管理水平产生积极影响, 进而促进农业技术效率的提高。最后, 认证生产通过产业组织为农户提供互相学习和知识共享的交流平台, 能够提高农户的分析能力和创新能力 (Ayuya et al., 2015), 从而有助于农户发现和学习潜在的农业生产技术。更重要的是, 交流平台的打造有助于有效缓解由于信息不对称造成农户低效率的资源配置, 而且信息作为附着于技术本身的无形要素同样影响农户决策, 信息知识匮乏及由此导致的资源配置失效和技术采纳风险对农户采纳新技术有显著的负向影响, 而信息流动能够提高农户对技术信息的了解和掌握程度, 促进农户采纳新技术 (黄季焜等, 2008)。因此, 产品质量认证通过组织支持有利于农户提升生产技术和优化要素配置并最终促进技术效率的提高。

综上所述, 产品质量认证在实施过程中的溢价激励、成本压力和组织支持促进了农户对先进技术

的采纳以及对要素的优化配置。基于此，产品质量认证影响农户技术效率的作用路径如图 1 所示。

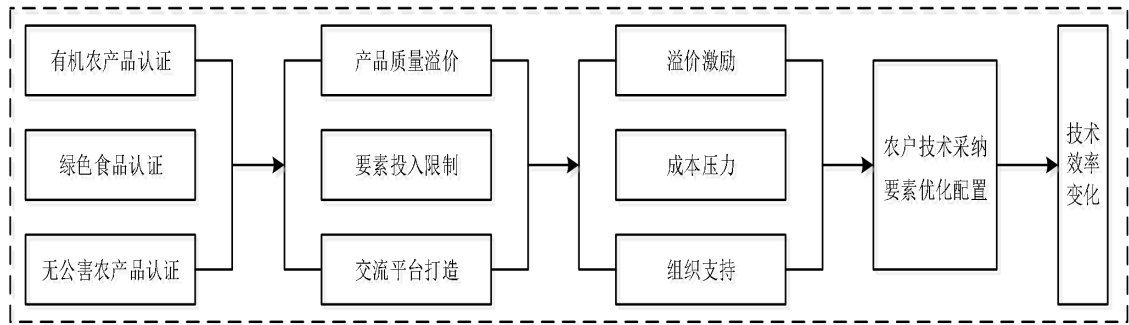


图 1 产品质量认证影响农户技术效率的作用路径

三、数据来源、模型构建和变量选取

（一）数据来源

本文数据来源于课题组 2017 年 10~11 月在山东、河北两省对蔬菜种植农户进行的分层抽样与随机抽样调查。山东省和河北省是中国蔬菜种植的优势产区，是保障北方蔬菜供应的重要来源，聚集了全国“十三五”蔬菜规划重点县。其中，寿光蔬菜种植规模宏大，品种繁多，绿色无公害且营养丰富，打造出了寿光的“品牌蔬菜”；廊坊蔬菜基地紧靠京津地区，蔬菜种植不断引进各类新品种与新技术，产业发育较为成熟。为了保证数据的差异性，课题组共选取了 4 个样本地区进行调查，包括山东省潍坊市的寿光市以及河北省廊坊市的安次区、永清县和固安县；然后在每个区（市、县）随机选择 2~8 个乡镇；最后分别在每个乡镇中随机选择 3~5 个村庄，在每个村庄随机抽取 20~30 个有交流能力的农户。

课题组采取调查人员与受访农户（受访对象主要为户主）一对一访谈的方式进行调查，共发放 1450 份农户问卷。剔除无效样本^①后共获得 1388 份有效问卷，有效率为 95.72%。其中，山东的样本为 785 户，占比 56.56%；河北的样本为 603 户，占比 43.44%。本次调查的蔬菜品种以黄瓜、番茄、甜椒等果类为主，这类蔬菜在生产投入与管理上的差异较小，且调查区域为蔬菜基地，家庭生产专业化较高。因此，本文将上述蔬菜种植农户的生产经营放在统一的分析框架内。

（二）模型构建

本文选用倾向得分匹配法（PSM）探讨产品质量认证对农户技术效率的影响，主要基于三个方面的考虑。首先，产品质量认证以自愿为主，是否参与认证由农户自己决定，因此样本中认证农户与非认证农户并非随机，存在样本“自选择”问题。其次，由于认证农户与非认证农户的初始禀赋不同，产品质量认证对农户技术效率的影响存在“选择偏差”，采用倾向得分匹配法可以检验认证农户的技术效率与假设其未获得认证时的技术效率是否一致。再次，由于无法获取认证农户未认证时的数据，直接比较认证农户与非认证农户的差异会产生内生性，而倾向得分匹配法通过搭建一个反事实假设，将

^①包含为了避免模型回归结果偏差而剔除多重认证的农户样本。

农户的多维度信息浓缩为一个因子，将认证农户与非认证农户进行多维度匹配，从而可以有效解决内生性问题。

本文将处理组（认证农户）与对照组（非认证农户）进行匹配，在控制相同外部条件下，探讨不同认证类型对农户技术效率的影响。分析步骤如下：

首先，本文运用 Logit 模型估计农户获得产品质量认证的条件概率拟合值，即倾向得分值的表达式为：

$$PS_m = \Pr(R_m = 1 | X_m) = E(R_m = 0 | X_m) \quad (1)$$

（1）式中， PS_m 为倾向得分值。其中， $m=1\sim3$ ，依次代表获得有机农产品认证、绿色食品认证、无公害农产品认证的农户。 $R_m=1$ ，表示认证农户； $R_m=0$ ，表示非认证农户； X_m 表示可观测到的户主特征、家庭特征和经营特征。

其次，将处理组与对照组进行匹配。为了验证匹配结果的稳健性，本文选取 K 近邻匹配（1-5 匹配）、核匹配、卡尺匹配三种方法分别进行匹配^①。

然后进行双重检验。一是共同支撑域检验，即判断处理组和对照组是否具有共同支撑区域，取值范围是否存在部分重叠。二是平衡性检验，即通过比较处理组和对照组在解释变量上是否存在显著差异来判断匹配质量。最后，计算处理组和对照组的农户技术效率差异，即平均处理效应（ATT），以得到产品质量认证对农户技术效率的影响。ATT 的表达式如下：

$$ATT = E(Y_{1m} | R_m = 1) - E(Y_{0m} | R_m = 1) = E(Y_{1m} - Y_{0m} | R_m = 1) \quad (2)$$

（2）式中， Y_{1m} 为认证农户的技术效率； Y_{0m} 为认证农户假设其未获得认证时的技术效率。 $E(Y_{1m} | R_m = 1)$ 可以直接观测到，但 $E(Y_{0m} | R_m = 1)$ 不可直接观测到，属于反事实结果，本文运用倾向得分匹配法构造相应替代指标。

（三）重要变量及其测度

（1）产品质量认证。本文选用反事实假设的方法分析认证对于农户技术效率的处理效应，故将产品质量认证设置为虚拟变量。如果样本农户种植和销售的蔬菜获得了有机产品认证、绿色食品认证、无公害农产品认证中的一种，则赋值为 1（作为处理组）；如果样本农户没有获得认证，则赋值为 0（作为对照组）^②。

（2）技术效率。本文运用超越对数随机前沿生产函数测算样本农户的技术效率。技术效率常见的测算方法有非参数型的数据包络分析（DEA）和参数型的随机前沿分析（SFA）。两者各有优缺点，但

^①K 近邻匹配（1-5 匹配）是以倾向得分值为基础，为每一个认证农户寻找倾向得分值最接近的 5 个非认证农户，并将 5 个非认证农户进行加权平均得到一个样本，将该样本作为认证农户的匹配样本。卡尺匹配是指通过限制倾向得分绝对距离进行匹配，本文将卡尺设为 0.020，对倾向得分值相差 2% 的观测值进行匹配。核匹配是指通过设定倾向得分宽带为 0.060，对宽带内的对照组样本加权平均后同处理组样本进行匹配。

^②需要特别说明的是，由于本文重点考察每种产品质量认证对农户技术效率的净处理效应，因此为了避免测算单一认证造成的估计偏误，本文仅考虑进行单一认证的农户样本，剔除了多重认证的农户样本。

与 DEA 相比, SFA 能够避免随机因素(例如自然灾害等)对生产前沿面的影响, 更吻合农业生产的本质特征(范丽霞、李谷成, 2012), 且对异常值不敏感。经典随机前沿模型暗含的假设是投入要素之间是完全替代或完全互补的。但在农业生产中, 要素之间的替代弹性往往是不确定的, 所以本文选择相对灵活的超越对数生产函数来进行随机前沿分析, 模型具体形式如下:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln L_i + \beta_2 \ln K_i + \beta_3 \ln T_i + \beta_4 (\ln L_i)^2 + \beta_5 (\ln K_i)^2 + \beta_6 (\ln T_i)^2 + \beta_7 \ln L_i K_i + \beta_8 \ln L_i T_i + \beta_9 \ln T_i K_i + (V_i - \mu_i) \quad (3)$$

(3) 式中, Y_i 为第 i 个农户的产出, 用农户当年蔬菜种植的总产值表示; L 为劳动力投入, 用劳动工日(自雇工日和雇佣工日之和)表示; K 为资本投入, 用农户蔬菜种植的直接投入金额表示, 包括耕种、肥料、农药、地租、农业设施维护人工费、社会化服务等环节的支出; T 为土地投入, 用农户蔬菜种植面积表示; $(V_i - \mu_i)$ 为混合误差项, 其中, V_i 为服从正态分布的随机误差, μ_i 为非负的农户生产效率损失率。

农户生产的技术效率 (TE_i) 测算公式如下:

$$TE_i = \frac{E(Y_i | \mu_i, Q_i)}{E(Y_i | \mu_i = 0, Q_i)} \quad (4)$$

(4) 式中, Q_i 表示农户生产的各项投入, $E(Y_i | \mu_i, Q_i)$ 表示实际产出的期望值, $E(Y_i | \mu_i = 0, Q_i)$ 表示不存在技术无效率情况下前沿面上产出的期望值。 TE_i 表示技术效率, 即实际产出与前沿面上产出的比例, 取值为 0 到 1。

(3) 控制变量。本文综合考虑内部特征和外部因素两个方面的影响, 且借鉴已有研究 (Tran and Goto, 2019; Bac et al., 2018) 从户主特征(年龄、受教育程度、种植年限)、家庭特征(家庭规模、劳动力规模、种植规模、是否拥有运输工具)、经营特征(是否加入合作社、土地流转、到集镇的距离、技术培训)中选择 11 个控制变量。另外, 为了控制由于地区差异造成的估计偏误, 本文在回归中加入地区虚拟变量。

由表 1 的描述性统计可知, 非认证农户 483 户, 占比 34.80%; 有机农产品认证 130 户, 占比 9.37%; 绿色食品认证 168 户, 占比 12.10%; 无公害农产品认证 607 户, 占比 43.73%。本文选用 SPSS22.0 软件, 运用独立样本 t 检验分析了三类认证农户与非认证农户在各项指标之间的均值差异。三类认证农户与非认证农户的技术效率分别相差 0.207、0.132 和 0.116。其他各类指标的均值差异也均显著, 这有助于识别农户产品质量认证的影响因素。

表 1 三种认证农户与非认证农户指标均值差异的描述性统计及统计推断

变量名称	变量说明	全样本	非认证	有机		绿色		无公害	
		均值	均值	均值	差值	均值	差值	均值	差值
技术效率	由 SFA 计算所得	0.602	0.512	0.719	0.207**	0.644	0.132*	0.628	0.116***
年龄	户主年龄 (岁)	50.878	53.185	48.246	-4.939*	49.405	-3.78**	49.033	-4.152*

(续表 1)									
受教育程度	户主受教育年限 (年)	7.241	6.816	7.854	1.038**	7.345	0.529*	7.541	0.725*
种植年限	种植蔬菜年限 (年)	27.533	30.456	24.892	-5.564*	26.607	-3.849**	25.087	-5.369
家庭规模	家庭总人数	4.777	5.098	4.431	-0.667*	4.851	-0.247**	4.505	-0.593**
劳动力规模	家庭从事蔬菜种植的人数	2.039	2.111	2.146	0.035***	2.053	-0.058*	2.158	0.047**
种植规模	蔬菜种植面积 (亩)	3.615	4.073	2.682	-1.391*	4.329	0.256**	3.338	-0.735**
拥有运输工具	否=0, 是=1	0.402	0.514	0.185	-0.329**	0.387	-0.127**	0.332	-0.182**
加入合作社	否=0, 是=1	0.207	0.167	0.100	-0.067*	0.021	-0.146**	0.064	-0.103*
土地流转	转出=0, 转入=1	0.045	0.054	0.073	0.019*	0.096	0.042***	0.094	0.040**
到集镇的距离	到最近集镇的距离 (公里)	3.248	4.117	0.998	-3.119**	3.824	-0.293*	0.867	-3.250*
技术培训	培训次数	4.012	3.989	4.754	0.765*	4.184	0.195**	4.164	0.175**

注：①*、**、***分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平；②差值分别为三种认证农户各指标均值与非认证农户相应指标均值相减得到。

四、产品质量认证对农户技术效率的影响分析

(一) 随机前沿生产函数技术效率估计结果

利用 Frontier 4.1 软件对上文(3)式超越对数随机前沿生产函数进行极大似然估计(估计结果见表 2),并对全体样本进行技术效率测算,将测算结果作为效率值的数据来源。为了进一步验证基于超越对数形式的随机前沿生产函数测算结果的稳健性,本文借鉴朱秋博等(2019)的做法,采用 LR 检验对模型进行两方面的假设检验,即假设前沿生产函数为 C-D 函数和假设技术进步为希克斯中性。LR 检验结果表明,两项假设均被拒绝,且模型回归结果中绝大多数变量均高度显著^①。这说明,本文所选随机前沿生产函数拟合较好,可为进一步进行倾向得分匹配法模型估计提供良好基础。

表 2 随机前沿生产函数参数估计结果

	估计系数	标准误
$\ln L$	2.510***	0.380
$\ln K$	-0.413***	0.057
$\ln T$	0.505***	0.041
$\ln L^2$	0.044***	0.003
$\ln K^2$	0.052***	0.002
$\ln T^2$	-0.102**	0.051

^①限于篇幅,详细的检验过程与结果未予汇报。

(续表 2)		
$\ln L \times \ln T$	0.211*	0.110
$\ln K \times \ln L$	0.015***	0.005
$\ln K \times \ln T$	-0.001***	0.000
σ_u	0.511***	0.026
σ_v	1.273***	0.045
λ	2.490***	0.063
LR 值	58.40***	
观测值	1388	

注：①括号内为标准误；②*、**、***分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平。

(二) 产品质量认证对农户技术效率的影响效应分析

1. Logit 模型估计结果。为了实现认证农户与非认证农户样本的匹配，首先需要对农户获得产品质量认证的条件概率拟合值进行回归分析。基于 Logit 模型的极大似然估计结果由表 3 给出。

表 3 基于 Logit 模型的农户获得产品质量认证的条件概率拟合值估计结果

	有机农产品认证	绿色食品认证	无公害农产品认证
年龄	-0.037** (0.019)	-0.030* (0.016)	-0.040* (0.021)
受教育程度	0.024** (0.012)	0.027* (0.014)	0.125** (0.063)
种植年限	-0.035* (0.019)	-0.041** (0.021)	0.025* (0.013)
家庭规模	0.114** (0.060)	0.037** (0.018)	0.122** (0.061)
劳动力规模	0.503* (0.279)	0.105*** (0.022)	0.631* (0.323)
拥有运输工具	-0.740** (0.364)	-0.516* (0.273)	0.125** (0.059)
加入合作社	0.643** (0.322)	0.412*** (0.114)	0.587** (0.294)
土地流转	0.573*** (0.190)	0.246* (0.133)	0.986* (0.519)
到集镇的距离	0.134*** (0.045)	0.059** (0.028)	0.234* (0.123)
技术培训	2.183*** (0.727)	1.861** (0.935)	1.156** (0.550)
地区虚拟变量	2.005*** (0.501)	1.145*** (0.254)	2.781** (1.324)
LR 值	141.650***	546.210***	220.740***
Pseudo R ²	0.164	0.287	0.216

注：①括号内为标准误；②*、**、***分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平。

从表 3 可以看出，本文选取的控制变量对产品质量认证均存在显著影响。其中，各变量对三种认证的影响方向基本一致。户主年龄、种植经验、是否拥有运输工具对有机农产品认证和绿色食品认证均存在显著的负向影响。其余变量对农户有机农产品认证和绿色食品认证均存在显著的正向影响。户主年龄对无公害农产品认证存在显著的负向影响，其余变量对农户无公害农产品认证有显著的正向影响。地区固定效应对三种认证均存在显著影响，这说明控制地区差异非常有必要。

2. 共同支撑域检验。为了保证匹配的质量，在获得农户选择产品质量认证的倾向得分后，还需要讨论匹配的共同支撑域条件。图 2、图 3、图 4 是农户倾向得分匹配后的密度函数图。

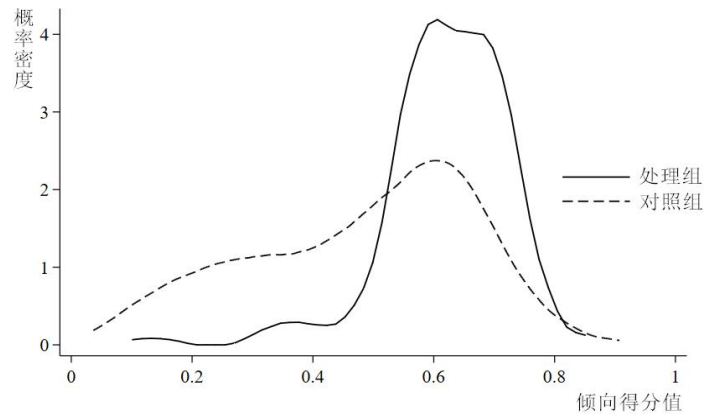


图2 有机农产品认证处理组与对照组共同支撑域

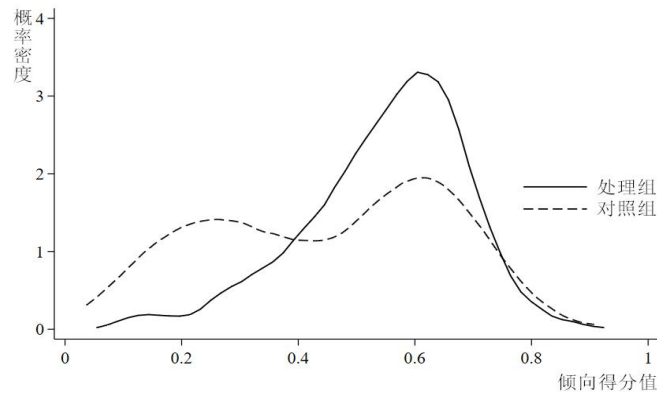


图3 绿色食品认证处理组与对照组共同支撑域

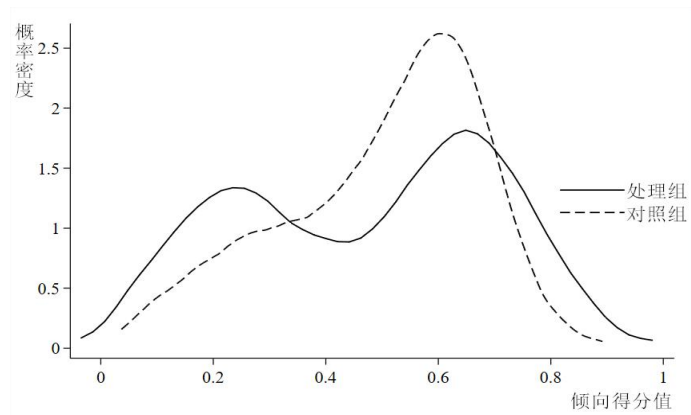


图4 无公害农产品认证处理组与对照组共同支撑域

由图2~4可以看出，匹配后处理组和对照组的倾向得分区间具有相当大范围的重叠，而且大多数观察值在共同取值范围内。此外，根据三种不同匹配方法的样本最大损失结果（见表4）可知，处理组与对照组进行匹配后仅有少量的样本损失，表明匹配结果良好。

表 4 倾向得分匹配结果

	有机农产品认证			绿色食品认证			无公害农产品认证		
	未匹配 样本	匹配 样本	合计	未匹配 样本	匹配 样本	合计	未匹配 样本	匹配 样本	合计
处理组	4	126	130	14	154	168	54	553	607
对照组	12	471	483	6	477	483	12	471	483
总计	16	597	613	20	631	651	66	1025	1090

注：本文采用三种匹配方式进行样本估计，故存在三种样本损失量。受限于篇幅，表 4 只报告了最大损失量，以此说明模型的整体样本损失量。

3. 平衡性检验。倾向得分估计是为了平衡认证农户和非认证农户之间的解释变量分布，而不是为了准确预测农户获得认证的概率。因此，在样本完成匹配后，本文进一步分别检验三种认证类型在两组样本之间解释变量差异的统计显著性。平衡性检验结果如表 5 所示。

表 5 平衡性检验结果

	有机农产品认证			绿色食品认证			无公害农产品认证		
	P-R ²	LR 统计量	标准化 误差	P-R ²	LR 统计量	标准化 误差	P-R ²	LR 统计量	标准化 误差
匹配前	0.132	114.30	28.3	0.027	27.58	7.2	0.221	420.42	32.4
K 近邻匹配	0.002	0.80	2.2	0.004	1.98	0.4	0.002	3.19	3.7
卡尺匹配	0.002	0.79	2.3	0.006	2.98	0.5	0.002	3.34	3.5
核匹配	0.003	1.25	2.3	0.006	2.75	0.9	0.002	2.69	1.7

注：标准化误差给出的是百分数（%）形式。

样本匹配后，解释变量的标准化误差整体小于 4%^①，显著降低了总体偏误。LR 统计量显著下降，有机农产品认证的 LR 统计量从匹配前的 114.3 下降到匹配后的 0.79~1.25，绿色食品认证的 LR 统计量从匹配前的 27.58 下降到匹配后的 1.98~2.98，无公害农产品认证的 LR 统计量从匹配前的 420.42 下降到匹配后的 2.69~3.34。P-R² 值也显著下降，有机农产品认证的 P-R² 值从匹配前的 0.132 下降到匹配后的 0.002~0.003，绿色食品认证的 P-R² 值从匹配前的 0.027 下降到匹配后的 0.004~0.006，无公害农产品认证的 P-R² 值从匹配前的 0.221 下降到匹配后的 0.002。上述结果表明，倾向得分匹配显著降低了处理组与对照组之间的解释变量差异，样本匹配质量较好。

4. 产品质量认证对农户技术效率影响的平均处理效应。表 6 给出了三种不同匹配方式测算的产品质量认证对农户技术效率的影响。从测算结果可以发现，虽然采取了多种匹配方法，但从定性的角度看，三种方法测算的结果是一致的，即产品质量认证对农户技术效率的影响方向和影响程度基本相同，说明估计结果具有较好的稳健性。表 6 的最后一行给出了三种测算方法的平均值。从整体来看，不同类型的产品质量认证对农户技术效率呈现差异化影响。

^①根据表 5 可知，标准化误差最大为 3.7%。

表 6 产品质量认证对技术效率的平均处理效应

匹配方法	有机农产品认证 (ATT)	绿色食品认证 (ATT)	无公害农产品认证 (ATT)
K 近邻匹配	0.221*** (0.051)	0.195** (0.098)	0.110 (0.102)
核匹配	0.227*** (0.049)	0.207*** (0.013)	0.154 (0.124)
卡尺匹配	0.206*** (0.023)	0.186* (0.089)	0.128 (0.197)
平均值	0.218	0.196	0.131

注：①括号内为标准误；②*、**、***分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平。

表 6 显示，有机农产品认证农户的技术效率比非认证农户高 0.218，绿色食品认证农户的技术效率比非认证农户高 0.196，而三种匹配方式在统计水平上没有表现出无公害农产品认证对农户技术效率存在显著影响。这说明，产品质量认证中有机农产品认证和绿色食品认证显著提高了农户技术效率。从理论上讲，产品质量认证给予农户一定的成本压力和经济激励，合规成本和经济补偿效应刺激农户进行生产投入要素的优化配置和生产技术的改进，通过提高技术效率来弥补农业绿色生产的成本。但是，三种认证类型对农户技术效率的影响不同。有机农产品认证的要求最为严格，在生产过程中禁止使用任何人工合成的化学物质，相应的溢价水平也最高，合规成本和经济补偿共同促使农户不断提升生产技术水平。绿色食品认证的要求略低于有机农产品认证，允许农户限量、限品种、限时间、限频率地使用人工合成的农药、肥料和调节剂等化学投入品，其溢价水平也较低，所以其对技术效率的提升作用小于有机农产品认证。而无公害农产品认证仅仅要求不使用国家禁用的农药和化肥即可，而且溢价水平较低，没有对农户生产方式和要素投入产生较大影响。因此，与非认证农户相比，模型估计结果并没有显示出统计水平上的显著性差异，即无公害农产品认证对农户技术效率的提升作用不显著。这进一步说明了产品质量认证的规制强度对农户技术效率的影响，即只有当产品质量认证带来的规制强度达到某个水平时，产品质量认证才能有效改变农户行为，从而达到提高技术效率的效果。

五、产品质量认证影响农户技术效率的机制分析

前文研究表明，产品质量认证中的有机农产品认证和绿色食品认证对农户技术效率提升有显著的促进作用，但需要进一步对这种提升作用的生成机理给出更为直观的解释。即农产品获得产品质量认证后具体有哪些因素的变化引起了农户技术效率的提升？这些因素对效率提升的贡献有多大？为此，本文在对产品质量认证引起的技术效率增长进行分解的基础上，参照 Rubin（1997）提出的回归调整方法，并借鉴陈飞、翟伟娟（2015）构建的分解方程，对技术效率增长的具体来源以及产品质量认证的影响机制做进一步分析与验证，具体分为三个步骤。

第一，计算农户技术效率在处理组与对照组之间的差分，记为： $\Delta y_i = y_{1i} - y_{0i}$ 。该差分变量代表认证农户 i 的净效率增长。

第二，分析并计算技术效率驱动因素在处理组和对照组之间的差分，记为： $\Delta m_i = \Delta m_{1i} - \Delta m_{0i}$ 。该差分变量用来衡量产品质量认证影响农户技术效率变化的主要因素。处理组与其匹配样本可以看作同一农户两次不同的实验结果，因此，不受产品质量认证影响的技术效率驱动因素在处理组和对照组

之间的差异应显著为零，而受产品质量认证影响的技术效率驱动因素在处理组和对照组之间的差异应显著不为零。

第三，构建 Δy_i 对 Δm_i 的回归方程，分析 Δm_i 中各分量对净效率增长 Δy_i 的影响，并计算各分量对净效率增长的贡献率。

正如前文理论分析所述，产品质量认证可以通过技术的采纳与改进以及生产要素的优化配置两种途径来提升技术效率。但技术效率提升的深层次原因在于产品质量认证所具有的规制工具对农户行为的驱动，同时也是推动技术效率提升的主要因素。因此，产品质量认证所导致的溢价激励和成本压力是引起技术效率提升的最为主要的原因。本文使用处理组和对照组的实际销售单价和中间投入差值分别衡量农户所面临的溢价激励和成本压力。另外，正如上文理论分析部分所述，产业组织能够为认证农户提供各项支持服务，由此对农户的技术效率产生作用。因此，本文还使用处理组与对照组样本的组织支持程度差值来衡量组织支持驱动因素所导致的技术效率改变。关于组织支持的研究结果表明，当组织成员感受到组织的良好互动时，会感受到较多的组织支持，成员基于互惠原则，从而产生一系列与组织利益一致的行为（Organ, 1997）。基于理论与现实背景，本文选用农户对组织支持的评价作为组织支持的代理变量^①。基于上述分析，本文构建如下方程：

$$\Delta y_i = \theta_0 + \theta_1 \Delta P_i + \theta_2 \Delta F_i + \theta_3 \Delta S_i + \xi_i \quad (5)$$

（5）式中，变量 Δy_i 为产品质量认证的净效率增长， ΔP_i 为认证农户与非认证农户销售单价的差值， ΔF_i 为中间投入的差值， ΔS_i 组织支持的差值。（5）式的加权 OLS 估计结果由表 7 列（1）给出；技术效率驱动因素的平均处理效应基于 K 近邻匹配法（1-5 匹配）计算，结果如列（2）所示；列（3）给出净效率增长来源，利用技术效率驱动因素的 ATT 值乘以系数估计值得到；列（4）给出了技术效率驱动因素对农户产品质量认证的净效率的贡献率。

表 7 列（2）显示，技术效率驱动因素的 ATT 值均在统计水平上显著。这表明，产品质量认证带来的技术效率增长主要是通过溢价激励的提升、成本压力的作用和组织支持的增强来实现。对于两种认证类型的农户，溢价激励的边际效应分别为 0.541、0.485，其对技术效率净增长的贡献率最大，分别为 32.569%、31.224%。这意味着，作为理性人，农户对农业生产方式的改变主要取决于其获得的预期收益，认证带来销售价格提升后，农户更有动力改变传统的生产和管理方式，改良土壤土质和肥力，即通过提高单位土地的生产率来实现农业生产效益的提升。另外，产品质量认证的合规成本压力对农户技术效率提升的贡献率也较大，分别达到 25.688%、28.061%。当农户感受到要素投入成本上升可能会带来收益损失时，会积极选用先进农业技术与优化资源配置，提高生产要素的使用效率，来填补成本的上升空间，从而倒逼农户提高技术效率。组织支持对农户生产效率提升的贡献率分别达到 19.724% 和 20.918%。这说明，获得产品质量认证的农户通过产业组织得到更多的技术、信息等资源，促进了农户生产技术的提升以及生产要素的流通与优化配置，最终在一定程度上提升了农户技术效率。

^①该代理变量具体使用本次调查中关于农户对组织支持的评价：“在您农业生产中，产业组织及其成员为您农业生产提供了较为所需的信息与帮助（很不同意=1，比较不同意=2，一般=3，比较同意=4，很同意=5）”。

表 7 农户技术效率净增长分解结果

		系数估计值 (1)	技术效率驱动因素的 ATT (2)	净效率增长来源 (3)	贡献率 (%) (4)
有机农产品认证	溢价激励差值 ΔP_i	0.541**	0.131***	0.071	32.569
	成本压力差值 ΔF_i	0.448*	0.124**	0.056	25.688
	组织支持差值 ΔS_i	0.214***	0.202**	0.043	19.724
绿色食品认证	溢价激励差值 ΔP_i	0.485***	0.126**	0.061	31.224
	成本压力差值 ΔF_i	0.456**	0.121*	0.055	28.061
	组织支持差值 ΔS_i	0.206**	0.197***	0.041	20.918

注：①*、**、***分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平；②有机农产品认证方程的判定系数 R^2 为 0.886，绿色食品认证方程的判定系数 R^2 为 0.914；③有机农产品认证的平均处理效应为 0.218，绿色食品认证的平均处理效应为 0.196（见表 6）。

六、稳健性检验

需要注意的是，倾向得分匹配法是基于农户可观测因素的异质性对样本农户进行匹配，以解决样本偏差问题，但在变量选择时可能存在遗漏变量或者某些不可观测因素产生的异质性所造成的样本选择性偏差，从而造成估计偏误（参见 Ma and Abdulai, 2016）。为检验上述结果的稳健性，本文进一步运用内生转换回归模型（ESR）同时考虑可观测因素与不可观测因素的影响，在有效解决样本选择造成内生性的基础上验证产品质量认证对农户技术效率的平均处理效应。

本文中，内生转换回归模型的估计过程分为两步：首先，在回归的基础上构造反事实分析框架；其次，通过比较真实情景与反事实情景下认证农户与非认证农户的技术效率的期望值，估计获得产品质量认证对农户技术效率的处理效应，包括认证农户技术效率的平均处理效应（ATT）和非认证农户技术效率的平均处理效应（ATU）。具体回归结果如表 8 所示。

表 8 内生转换回归的平均处理效应

处理效应	有机农产品认证	绿色食品认证	无公害农产品认证
ATT	0.215*** (0.004)	0.197*** (0.015)	0.105 (0.107)
ATU	0.316*** (0.002)	0.397*** (0.006)	0.004 (0.013)

注：①括号内为标准误；②***代表 1%的显著性水平。

表 8 中，有机农产品认证与绿色食品认证农户的平均处理效应（ATT）分别为 0.215 和 0.197，并在 1%的统计水平上显著，无公害农产品认证同样没有表现出对技术效率的显著提升作用。表 8 的结果与前文运用倾向得分匹配法获得的平均处理效应仅有较小差异。这说明，通过倾向得分匹配对样本选择进行处理后，产品质量认证对农户技术效率的提升效果较为稳健。另外，通过内生转换回归模型进一步得出非认证农户的平均处理效应（ATU）分别为 0.316（显著）、0.397（显著）和 0.004（不显著）。这说明，未进行无公害农产品认证的农户如果进行了无公害农产品认证，其技术效率也不会得到提升；未进行有机农产品认证的农户如果获得了认证，其技术效率将会提升 0.316；同样地，未进行绿

色食品认证的农户如果获得了认证,其技术效率将会提升 0.397。上述结果进一步从侧面说明,有机农产品认证和绿色食品认证对农户技术效率具有显著的提升作用。

七、研究结论与政策启示

本文利用河北、山东两省典型蔬菜种植区的微观调研数据,以技术效率来表征农户的生产效率,基于计量分析模型构建反事实分析框架,估计了三种类型的产品质量认证对农户技术效率的平均处理效应,并对产品质量认证提升技术效率的具体来源进行分解。本研究发现,对比非认证农户,有机农产品认证与绿色食品认证对农户技术效率分别提升 0.218 和 0.196;而无公害农产品认证没有在统计水平上显著提升农户的技术效率。进一步分析发现,有机农产品认证和绿色食品认证对技术效率的提升作用依次来源于溢价激励的提升、成本压力的作用、组织支持的增强。

根据上述研究结论,本文得到如下三点政策启示。第一,提高农户参与产品质量认证的积极性。虽然有机农产品认证和绿色食品认证能够提高技术效率,但其普及率低,农户反应冷漠,究其原因在于上述两种认证生产对农户的生产技术条件及认证门槛要求过高。然而,加强环境治理与提高农业发展质量并不矛盾,关键要配合灵活与合适的激励手段。因此,在此过程中应做好相应的技术支持与经济补偿,在生产资料(例如有机肥、低毒农药)购买方面给予价格优惠,积极组织农业技术推广专家对先进农业技术(例如病虫害综合防控技术等)进行现场指导。另外,在实践中利用广播、电视、网络等媒介大力开展产品质量认证宣传教育活动,提升农户参与认证生产的积极性。

第二,保障认证生产农户的生产效益。基于产品质量认证作用于技术效率提升的路径,首先发挥溢价激励的作用,诱导农户参与到产品认证生产中。具体来说,增强认证农产品在市场上的辨识度,提升产品价格,增强绿色生产的效益水平。其次,充分发挥产业组织的技术指导与信息交流作用,政府可通过税收优惠、提供专项补贴等形式,激励新型主体在技术服务、信息服务、公共物品投资、农业产业化发展等方面发挥积极的辐射带动功能。

第三,严防认证生产中的道德风险。政府应监督合作组织严格执行认证标准,提高农户违约成本,防治生产源头层面的道德风险问题,并出台相应激励与补偿政策,建立灵活的规制手段,切实保障绿色生产农户的经济利益和生产热情。

参考文献

- 1.蔡荣、汪紫钰、钱龙,2019:《加入合作社促进了家庭农场选择环境友好型生产方式吗?——以化肥、农药减量施用为例》,《中国农村观察》第1期。
- 2.陈飞、翟伟娟,2015:《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》,《经济研究》第10期。
- 3.丁长琴,2012:《我国有机农业发展模式及理论探讨》,《农业技术经济》第2期。
- 4.范丽霞、李谷成,2012:《全要素生产率及其在农业领域的研究进展》,《当代经济科学》第1期。
- 5.顾莉丽、郭庆海,2015:《农民合作社在农产品质量安全管理中的功能及运作机制——基于吉林省农民合作社的分析》,《中国流通经济》第8期。

6. 黄季焜、齐亮、陈瑞剑, 2008:《技术信息知识、风险偏好与农民施用农药》,《管理世界》第5期。
7. 吕娜、朱立志, 2019:《中国农业环境技术效率与绿色全要素生产率增长研究》,《农业技术经济》第4期。
8. 田红宇、祝志勇, 2018:《农村劳动力转移、经营规模与粮食生产环境技术效率》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第5期。
9. 王如芳、张吉旺、董树亭, 2011:《我国玉米主产区秸秆资源利用现状及其效果》,《应用生态学报》第6期。
10. 幸家刚, 2018:《新型农业经营主体农产品质量安全认证行为研究》,浙江大学博士学位论文。
11. 严功岸、刘瑞峰、马恒运, 2019:《为什么要保护绿色认证生产者的利益——来自河南西峡猕猴桃的证据》,《农业技术经济》第6期。
12. 周月书、孙冰辰、彭媛媛, 2019:《规模农户加入合作社对正规信贷约束的影响——基于社会资本的视角》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第4期。
13. 朱秋博、白军飞、彭超、朱晨, 2019:《信息化提升了农业生产率吗?》,《中国农村经济》第4期。
14. Bac, V. H., T. Nanseki, and Y. Chomei, 2018, "Profit Efficiency of Tea Farmers: Case Study of Safe and Conventional Farms in Northern Vietnam", *Environment, Development and Sustainability*, 21(4):1695-1713.
15. DeFries, R. S., J. Fanzo, P. Mondal, R. Remans, and S. A. Wood, 2017, "Is Voluntary Certification of Tropical Agricultural Commodities Achieving Sustainability Goals for Small-scale Producers? A Review of The Evidence", *Environmental Research Letters*, 12(3):1-11.
16. Ayuya, O. I., E.O. Gido, H. K. Bett, J. K. Lagat, A. K. Kahi, and S. Bauer, 2015, "Effect of Certified Organic Production Systems on Poverty among Smallholder Farmers: Empirical Evidence from Kenya", *World Development*, 67(10): 27-37.
17. Tran, D., and D. Goto, 2019, "Impacts of Sustainability Certification on Farm Income: Evidence from Small-scale Specialty Green Tea Farmers in Vietnam", *Food Policy*, 83(11): 70-82.
18. Jena, P. R., S. Till, and G. Ulris, 2012, "The Impact of Coffee Certification on Small-scale Producers' Livelihoods: A Case Study from The Jimma Zone Ethiopia", *Agricultural Economics*, 43(4): 429-440.
19. Gray, W. B., 1987, "The Cost of Regulation: OSHA, EPA and the Productivity Slowdown", *American Economic Review*, 77(5):998-1006.
20. Jorgenson, D.W., and P. J. Wilcoxon, 1990, "Environmental Regulation and Economic Growth", *The Rand Journal of Economics*, 21(2):314-340.
21. Porter, M. E., and C. van der Linde, 1995, "Toward a New Conception of the Environment Competitiveness Relationship", *Journal of Economic Perspectives*, 9(4):97-118.
22. Rubin, D. B., 1997, "Estimating Causal Effects from Large Data Sets Using Propensity Scores", *Annals of Internal Medicine*, 127(8):757-763.
23. Organ, D. W., 1997, "Organizational Citizenship Behavior: It's Construct Clean-Up Time", *Human Performance*, 10(2):85-97.

24.Ma, W., and A. Abdulai, 2016, “Does Cooperative Membership Improve Household Welfare? Evidence from Apple Farmers in China”, *Food Policy*, 58(1): 94-102.

(作者单位：西北农林科技大学经济管理学院)

(责任编辑：何 欢)

Can Product Quality Certification Improve Farmers’ Technological Efficiency?

Li Han Lu Qian

Abstract: Based on 1388 micro-data of typical vegetable growing areas in Langfang of Hebei Province and Shouguang of Shandong Province, this article constructs a micro analytical framework for technical efficiency by using the transcendental logarithmic stochastic frontier production function. Based on this, it uses the propensity score matching method (PSM) to construct the counterfactual hypothesis to estimate the average processing effect of three different types of product quality certification on farmers’ technical efficiency, and decomposes its internal mechanism to evaluate the specific path of product quality certification to the technical efficiency. The results show that organic agricultural product certification and green food certification have played a significant role in improving farmers’ technical efficiency, and their technical efficiency has increased by 0.218 and 0.196, respectively, whereas pollution-free certification has not significantly improved farmers’ technical efficiency. In addition, the decomposition results of efficiency growth show that the contribution of organic agricultural product certification and green food certification to technical efficiency comes from the promotion of premium incentive, the role of cost pressure and the enhancement of organizational support. After some unobservable factors and adopting robustness estimates are taken into consideration, the conclusions can still be steadily established.

Key Words: Product Quality Certification; Technical Efficiency; Premium Incentive; Cost Pressure; Organizational Support; Propensity Score Matching