

# 以提高乡村振兴的包容性 促进农民农村共同富裕

叶兴庆

**摘要：**中国城乡之间、农村不同群体之间、不同地区农村之间目前存在着明显的发展差距。在现代化建设新征程中，市场力量和公共政策带来的排斥性风险难以完全消除，而两者带来的包容性机遇也会长期存在。促进农民农村共同富裕，需要提高乡村振兴的包容性，把乡村振兴的过程变成缩小城乡之间、农村不同群体之间、不同地区农村之间差距的过程；应推进城乡双向开放，让工业化城镇化的增长效应更公平地扩散到广大农村，使广大农民受益；应提高农业发展的包容性，让小农户以更大比例分享高效农业发展的红利；应消除制度性差距，让农民农村在再分配中以更大比例获益；应注重发挥第三次分配在提高乡村振兴的包容性、促进农民农村共同富裕方面的重要作用。

**关键词：**乡村振兴 包容性 排斥性 共同富裕

**中图分类号：**F301 F320 **文献标识码：**A

中国已实现全面建成小康社会的目标，进入以全面建成社会主义现代化强国为目标的新发展阶段。在新发展阶段全面推进乡村振兴，既包括产业、人才、文化、生态、组织和基础设施、公共服务等维度的全面振兴，也包括促进城乡融合发展、缩小城乡差距，还包括促进农村不同群体和不同地区农村的全面发展。为此，应把缩小城乡之间、农村不同群体之间和不同地区农村之间的差距（简称“三大差距”）作为新发展阶段实施乡村振兴战略的重要政策取向，防范市场力量和公共政策可能导致的排斥性风险，用好市场力量和公共政策可能带来的包容性机遇。

## 一、全面建成小康社会给农民农村带来的巨大变化与存在的“三大差距”

中国政府已宣布，中国全面建成了小康社会<sup>①</sup>。在之前向全面建成小康社会目标迈进的过程中，无论在国家发展层面还是在农村发展层面，均采取了许多措施提高发展的包容性，但是，城乡之间、农村不同群体之间和不同地区农村之间存在的差距依然明显。

<sup>①</sup>中华人民共和国国务院新闻办公室，2021：《中国的全面小康》，《人民日报》9月29日第10-12版。

### （一）农村发展取得的明显成就

第一，农村绝对贫困问题得到历史性解决。根据《中国统计年鉴 2021》，按照年人均纯收入 2300 元（2010 年不变价）的农村贫困标准，1978 年全国农村贫困人口和贫困发生率分别为 77039 万人和 97.5%，2020 年这些农村贫困人口已全部脱贫。根据对全国 939 个县、19 万个行政村和 1563 万建档立卡户的普查，“两不愁三保障”和饮水安全有保障的脱贫目标已全面实现<sup>①</sup>。需要注意的是，中国的脱贫标准是一个多维度标准，不仅包括生活水平标准，还包括产业、就业、教育、医疗、住房、饮水、道路、电力、网络等维度的标准；即便从生活水平标准来看，也比世界银行 2015 年推荐的每人每天 1.9 美元的极端贫困线高出约 21%（叶兴庆、殷浩栋，2019）。

第二，农村居民收入和消费水平快速提高。根据《中国统计年鉴 2021》，1978—2020 年，全国农村居民人均可支配收入从 133.6 元增加到 17131.5 元，年均增长 7.57%，高于同期全国城镇居民人均可支配收入 7.02% 的年均增长速度；全国农村居民人均消费支出从 116.1 元提高到 13713.4 元，年均增长 7.11%，也高于同期全国城镇居民人均消费支出 6.04% 的年均增长速度。全国农村居民恩格尔系数从 67.7% 下降到 32.7%，累计下降 35 个百分点，同样高于同期全国城镇居民恩格尔系数累计 29.3 个百分点的下降幅度<sup>②</sup>。

第三，农村基础设施和公共服务明显改善。截至 2019 年底，全国农村集中供水率和自来水普及率分别提高至 87% 和 82%，农村供电可靠率超过 99.77%，具备条件的乡镇和建制村通硬化路比例均达到 100%、通客车率分别达到 99.64% 和 99.45%，行政村通光纤和通 4G 比例均超过 98%<sup>③</sup>。农村义务教育学校办学条件和农村医疗卫生条件持续改善，以农村社会保险、社会救助、社会福利等为主要内容的农村社会保障制度体系基本建立，农村居民文化生活逐步丰富。

### （二）提高发展包容性的主要措施

为实现全面建成小康社会目标，中国共产党和中国政府致力于提高发展的平衡性和协调性，积极推动包容性发展。为提高发展的包容性特别是城乡发展的协调性，国家主要采取了以下措施：一是调整发展理念。党的十六大报告首次公开指出中国城乡二元经济结构还没有改变，首次明确要求统筹城乡经济社会发展。此后，中央作出“两个趋向”的重要论断<sup>④</sup>，要求实行工业反哺农业、城市支持农

<sup>①</sup> “两不愁三保障”指不愁吃、不愁穿和义务教育、基本医疗、住房安全有保障。国家脱贫攻坚普查主要结果见《中国统计年鉴（2021）》。

<sup>②</sup> 数据来源：中华人民共和国国务院办公厅，2021：《中国的全面小康》，《人民日报》9月29日第10-12版。

<sup>③</sup> 数据来源：农业农村部农村社会事业促进司，2021：《农业现代化辉煌五年系列宣传之三十二：加快补上农村发展短板 持续推进美丽宜居乡村建设》，[http://www.jhs.moa.gov.cn/ghgl/202108/t20210817\\_6374183.htm](http://www.jhs.moa.gov.cn/ghgl/202108/t20210817_6374183.htm)。

<sup>④</sup> “两个趋向”指的是，“综观一些工业化国家发展的历程，在工业化初始阶段，农业支持工业、为工业提供积累是带有普遍性的趋向；但在工业化达到相当程度后，工业反哺农业、城市支持农村，实现工业与农业、城市与农村协调发展，也是带有普遍性的趋向。”参见中央文献研究室，2006：《十六大以来重要文献选编》（中），北京：中央文献出版社，第311页。

村和“多予、少取、放活”方针，形成城乡经济社会发展一体化新格局；作出“两个客观规律”的重要论断<sup>①</sup>，要求实施乡村振兴战略，建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系。发展理念的调整为制定出台有利于农业农村的政策措施提供了重要思想基础。二是调整工农产业取予关系。在市场力量和国家托市收购政策的共同作用下，工农产品交换关系明显朝着有利于农业的方向变化。根据《中国统计摘要（2021）》，2001—2020年，全国农产品生产者价格年均上涨5.60%，而农业生产资料价格和商品零售价格年均分别分别上涨3.97%和1.51%。通过公共财政来实现有利于农业的部门间资源再配置状况更为明显。根据中国政府向世界贸易组织的通报，中国农业补贴总额从2000年的1149.87亿元增长到2016年的15069.52亿元，尤其是对稻谷、小麦、玉米等部分特定农产品，2000年时通过农业税等方式收取936.56亿元，2016年则通过最低收购价等方式对这些特定农产品提供了1290.02亿元的黄箱支持<sup>②</sup>，实现了从取到予的历史性转变。三是调整农村公共产品供给体制。无论是在人民公社时期，还是成立乡镇人民政府和村民自治组织以后的一个时期，农村基础设施建设和公共服务提供主要靠农民自己。2000年启动农村税费体制改革试点以后，公共财政逐步覆盖农村基础设施和公共服务，政策的出发点逐步从减轻农民负担转向赋予农民平等获取公共资源的权益。四是调整人口流动的管制政策。农业富余劳动力向非农产业和城镇转移是消除城乡二元经济结构的必然要求。但受城镇基础设施和公共服务承受能力不足、国有企业下岗职工再就业困难等因素影响，中国在相当长时期内对劳动力流动实行严格管制。以2006年发布《国务院关于解决农民工问题的若干意见》（国发〔2006〕5号）为标志，国家对农业富余劳动力转移进城持更加开放包容的政策立场。根据《中国统计年鉴2021》，在非农产业就业市场需求拉动和国家政策支持的作用下，全国第一产业就业人数从2002年36640万人的历史峰值减少到2020年的17715万人。农业富余劳动力产业间和城乡间流动性的增强，既促进了中国工业化和城镇化发展，也提高了中国工业化和城镇化的包容性。

在提高农村发展包容性方面，主要采取了以下措施：一是完善农村集体经济组织成员权的实现形式。对承包地，强调稳定承包关系，于1993年和2017年两次宣布土地承包期再延长30年不变，新增集体经济组织成员通过家庭内部共有土地承包经营权来体现其成员权。对宅基地，截至目前大部分地区仍然能够对集体经济组织内部符合申请条件的新成立家庭实行无偿分配。对集体经营性资产，折股量化到改制时的存量集体经济组织成员；对改制后新增集体经济组织成员，有些地方通过家庭内部股权共有来体现其成员权，有些地方则按一定规则配股体现其成员权。同时，为解决人口流动性与成员权封闭性之间的矛盾，逐步提高建立在成员权基础上的承包地经营权乃至承包权、宅基地使用权乃

<sup>①</sup> “两个客观规律”是：“在现代化进程中，城的比重上升，乡的比重下降，是客观规律，但在我国拥有十三亿多人口的情况下，不管工业化、城镇化进展到哪一步，农业都要发展，乡村都不会消亡，城乡将长期共生并存，这也是客观规律。”见中共中央党史和文献研究院，2019：《习近平关于“三农”工作论述摘编》（中），北京：中央文献出版社，第44页。

<sup>②</sup> 数据由笔者根据中国向世界贸易组织通报文件（G/AG/N/CHN/8和G/AG/N/CHN/47）整理，两个文件详见：[https://docs.wto.org/dol2fe/Pages/FE\\_Search/FE\\_S\\_S006.aspx?Query=\(%20@Symbol=%20g/ag/n/chn/\\*\)&Language=ENGLISH&Context=FomerScriptedSearch&languageUIChanged=true#](https://docs.wto.org/dol2fe/Pages/FE_Search/FE_S_S006.aspx?Query=(%20@Symbol=%20g/ag/n/chn/*)&Language=ENGLISH&Context=FomerScriptedSearch&languageUIChanged=true#)。

至资格权、集体资产股权等财产权利的可流动性。这种对个人成员权、家庭成员权的制度安排，使同一个集体经济组织内的个人以家庭为单位对承包地等基本生产资料大致均等地拥有占有权、使用权、收益权和部分处分权，对宅基地大致均等地拥有占有权和使用权，对集体资产大致均等地拥有收益分配权。二是防止对小农户的过度挤出。在倡导土地流转并集中、发展农业适度规模经营的同时，注重通过发展农业社会化服务帮助小农户克服部分作业环节的规模不经济问题，通过推动小农户加入合作社或与产业链上的龙头企业建立合作关系帮助他们提高市场参与能力。三是实施脱贫攻坚工程。针对因区位、资源禀赋、人力资本等原因而未能抓住两次重大脱贫机遇（指 20 世纪 70 年代末至 80 年代初的农村改革发展以及 20 世纪 90 年代以来的工业化和城镇化）的贫困群体，国家先后实施《国家八七扶贫攻坚计划（1994—2000 年）》《中国农村扶贫开发纲要（2001—2010 年）》《中国农村扶贫开发纲要（2011—2020 年）》。特别是党的十八大以来，为尽快补齐全面建成小康社会的突出短板，国家组织实施精准扶贫精准脱贫基本方略，中国成为全球包容性发展的经典案例，“创造了减贫治理的中国样本”<sup>①</sup>。

### （三）存在的“三大差距”

审视中国已全面建成的小康社会，城乡之间、农村不同群体之间、不同地区农村之间依然存在明显的以收入水平为核心的发展差距。

从城乡之间的差距看，城乡居民收入的绝对差距持续扩大，相对差距依然处于高位。根据《中国住户调查年鉴 2021》，城乡居民人均可支配收入差额从 1978 年的 209.8 元扩大到 2020 年的 26702.3 元。要实现城乡居民人均可支配收入差额的缩小，农村居民人均可支配收入的增长速度应成倍高于城镇居民。以 2020 年为例，如果要缩小城乡居民人均可支配收入差额，至少需要农村居民人均可支配收入增长速度为城镇居民的 2.56 倍。城乡居民人均可支配收入倍差尽管于 2007 年达到 3.14 的峰值后已连续 13 年下降，但在 2020 年仍高达 2.56（见图 1）。在 4 种收入来源中，城乡居民人均转移净收入倍差和工资性收入倍差已明显缩小，城乡居民人均财产净收入倍差尽管有所缩小但仍然明显高于城乡居民其他 3 种收入的倍差，农村居民在经营净收入方面的领先优势在近两年有所下降（见图 2）。

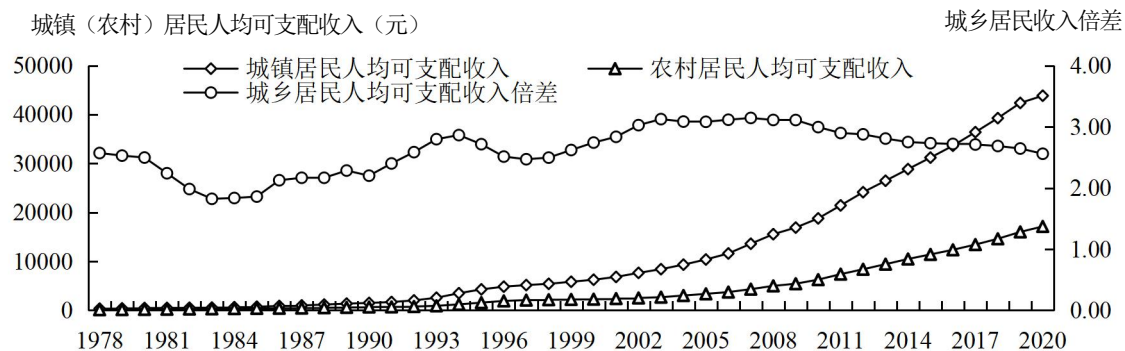


图 1 城乡居民人均可支配收入差距变化趋势

数据来源：《中国住户调查年鉴 2021》。

<sup>①</sup>习近平，2021：《在全国脱贫攻坚总结表彰大会上的讲话》，《人民日报》2 月 26 日第 2 版。

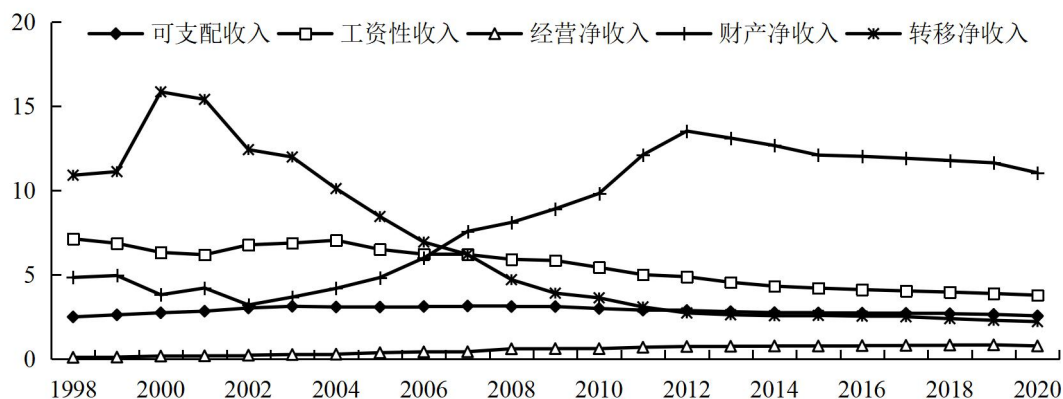


图2 城乡居民不同来源可支配收入倍差变化趋势

数据来源：《中国住户调查年鉴 2021》。

从农村不同群体的收入差距看，收入绝对差距在持续扩大，收入相对差距明显高于城镇居民不同群体间的差距。根据相应年份的《中国统计摘要》，按五等份分组，农村居民高收入户与低收入户的人均可支配收入差额从2000年的4388元扩大到2020年的33839元；两者的倍差从2000年的6.47扩大到2017年的9.48，2018年起出现下降，但截至2020年仍高达8.23（见图3）。2020年城镇居民高收入户与低收入户人均可支配收入的倍差为6.16，明显低于农村居民的这一倍差值。

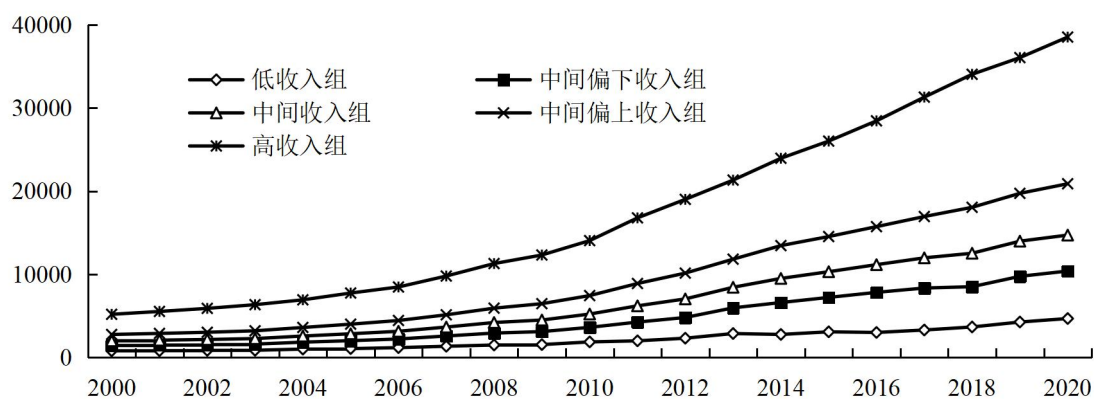


图3 按五等份分组的农村居民人均可支配收入变化趋势

注：2012年及以前年份为农村居民人均纯收入分组，2013年起为农村居民人均可支配收入分组。

数据来源：《中国统计摘要》（2001—2021，历年）。

从不同地区农村之间的收入差距看，绝对差距在持续扩大，而相对差距保持在高位。以农村居民人均可支配收入最高的浙江省和最低的甘肃省的比较为例，两个省份农村居民人均可支配收入的绝对差额从2013年的11905元扩大到2020年的21586元（见图4），两个省份这一指标的倍差从2013年的3.13缩小到2015年的3.05；尽管甘肃省是全国实施脱贫攻坚工程的重点省份，获得了较多的公共资源投入，但从2016年起，两个省份农村居民人均可支配收入倍差再次扩大，2020年达到3.09（见图5）。在4种收入来源中，两个省份农村居民工资性收入倍差和财产净收入倍差高于可支配收入倍

差，属于拉大总体收入差距的因素；两个省份农村居民经营净收入倍差和转移净收入倍差小于可支配收入倍差，属于缩小总体收入差距的贡献因素。需要引起注意的是，两个省份农村居民转移净收入倍差从2014年的1.11扩大到2020年的1.50（见图5），这与地区间人均转移净收入应该趋同的预期相背离。

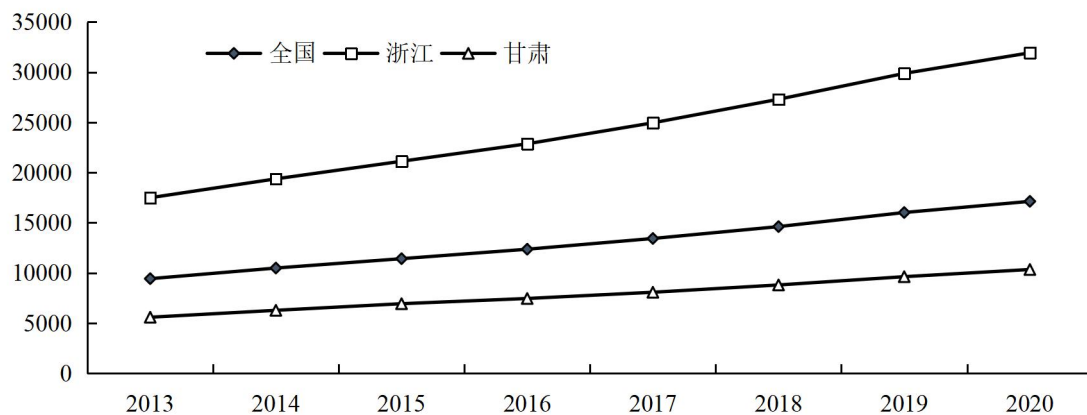


图4 浙江省与甘肃省农村居民人均可支配收入水平比较

数据来源：《中国统计年鉴》（2014—2021年，历年）。

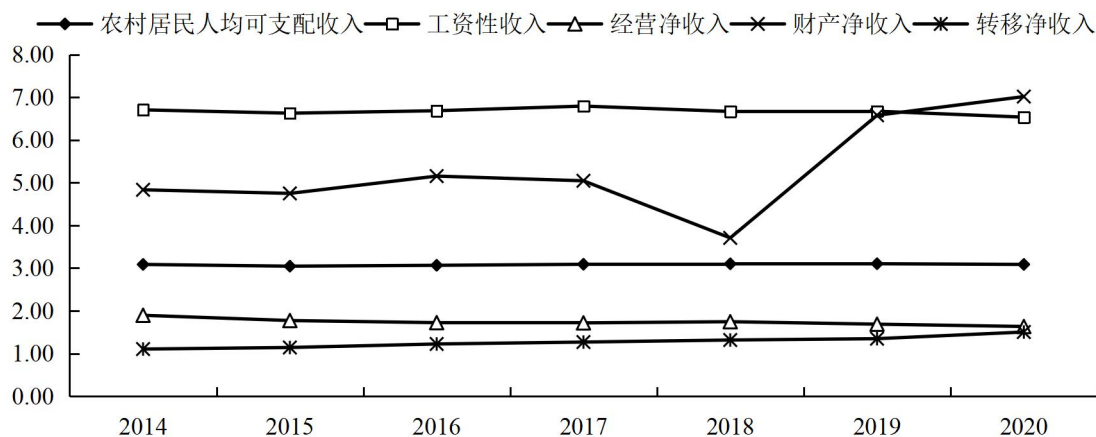


图5 浙江省与甘肃省农村居民不同来源收入倍差变化趋势

数据来源：《中国统计年鉴》（2015—2021年，历年）。

## 二、未来乡村振兴中的排斥性风险与包容性机遇

从全面建成小康社会的发展历程看，尽管工业化、城镇化带来的增长效应会逐步向农村、农村低收入群体和边远地区农村扩散，国家采取的包容性发展举措也有助于放大这种扩散效应，但市场本身存在的排斥性力量与公共资源配置中存在的排斥性操作的叠加，部分抵消了这种扩散效应，从而导致在全面建成小康社会之时涉及农民农村的“三大差距”依然明显。在未来促进乡村振兴的过程中，产生排斥性风险的各种因素仍难以消除，有些甚至会以新的形式存在；带来包容性机遇的各种因素也会

继续存在，有些甚至会更加明显和强劲。

### （一）未来乡村振兴中的排斥性风险

#### 1. 市场自身存在的排斥性风险

第一，恩格尔系数下降和农业投入边际报酬递减将带来农业增长慢于非农产业增长的风险。根据《中华人民共和国 2020 年国民经济和社会发展统计公报》，2020 年中国居民恩格尔系数为 30.2%，随着居民收入水平提高和消费结构升级，未来这一系数还将进一步下降。这意味着居民用于食品消费支出的增长速度将会逐步降低，将在需求侧收窄农业发展空间。在生产技术和经营方式没有突破性进展的情境下，农业投入达到一定程度后会出现边际报酬下降，将在供给侧收窄农业发展空间。由国内外价格倒挂造成的农产品进口趋势性增加，将挤占国内农产品市场空间。与中国经济已由高速增长阶段转为中高速增长阶段类似，中国农业增长率已出现趋势性下降。全国第一产业增加值年均增长速度在 1979—2012 年为 4.5%，在 2013—2020 年为 3.6%，未来还将进一步下降。农业潜在增长率下降、农业增长慢于非农产业增长具有客观必然性，需要防范的是农业增速过快下降甚至出现负增长的风险。

第二，生产要素向更高效率空间集聚将带来部分农村非农产业空心化的风险。在特殊的体制背景下，过去一个时期不少农村地区大力发展乡镇企业，一度开辟了中国工业化的第二战场，繁荣了农村经济、增加了农民就业。随着城市经济体制改革的深化以及乡镇企业改制、土地管理制度调整的推进，土地、资本、劳动力和企业家等农村非农产业生产要素逐步向县域工业园区乃至大中城市集聚。随着城乡建设用地增减挂钩等政策的广泛实施、“飞地抱团”<sup>①</sup>等模式的推行，未来部分地区乡村非农产业发展空间将进一步收窄。

第三，部分村庄受城市辐射带动程度低将带来村庄间发展差距扩大的风险。在工业化、城镇化进程中，不同村庄受城市辐射带动的程度差异较大，这是不同村庄出现较大发展差距的重要原因。在未来的现代化进程中，城市辐射带动村庄的机理会发生变化，城镇居民对村庄居住生活、休闲观光等功能的需求将会逐步增加，但那些区位条件不利、资源禀赋差的村庄将难以享受到城市的这种辐射带动效应。

第四，部分农户利用市场能力低将带来农民群体内部差距扩大的风险。不同农户因人力资本等方面存在差距，利用市场的机遇、参与市场竞争的能力会存在较大差距。在农村中，部分农户由于主要劳动力的文化程度低，缺乏农业生产技术和非农就业技能，无论是经营净收入还是工资性收入都低于一般农户。这既导致过去农户之间出现差距，也是今后农户之间将继续存在差距的重要原因。

#### 2. 公共资源分配中存在的排斥性风险

第一，部分地区获得上级政府扶持项目的能力低将带来地区间农村发展差距扩大的风险。国家促进农村发展的一种重要方式是建立各种“示范区”，将公共资源重点投向这些“示范区”，同时要求地方投入配套资金，以期通过“示范区”建设带动其他地区农村发展。不过，即便是以竞争性原则来

---

<sup>①</sup> “飞地抱团”指一些地方所出现的部分村集体经济组织把土地指标置换到同一个区域以实现非农产业集聚发展，从而避免在各村域分散发展非农产业可能存在的规模不经济问题。



确定“示范区”，那些发展起点低、缺乏资金配套能力的地区往往也难以胜出。“示范区”建设的实际结果，往往是扩大地区间农村发展差距。

第二，部分村庄获得上级政府扶持项目的能力低将带来村庄间发展差距扩大的风险。在不少地方，当地政府促进乡村振兴的一种重要方式是打造“样板村”，将用于支持乡村振兴的多种公共资源整合投向这些“样板村”。村庄能否被确立为“样板村”，受村庄自身发展基础、本村社会关系网络、是否为重要领导或重要部门联系点等多种因素的影响。那些没有能力成为“样板村”的村庄，今后靠自身力量复制“样板村”建设模式并获得发展的可能性较低。

第三，部分农户从上级政府扶持项目中受益的能力低将带来农户间发展差距扩大的风险。国家扶持农户和其他涉农市场主体的政策，既包括普惠性政策例如最低收购价、农业保险保费补贴等政策，也有特定对象才能受益的非普惠性专项政策例如规模种植户补贴、规模养殖场补贴<sup>①</sup>等。部分农户因经营规模小、缺乏社会资本等，难以从国家的非普惠性农业扶持政策中受益，从而在发展中处于不利境地。

## （二）未来乡村振兴中的包容性机遇

### 1. 市场力量带来的包容性机遇

从需求侧看，城镇居民消费升级将为农业多种功能和乡村多元价值的释放带来新机遇。长期以来，城镇居民对乡村的需求主要是大宗农产品，这对大宗农产品优势产区的拉动作用更为明显。随着收入水平的提高，城镇居民对农产品的消费需求逐步升级，对特色、优质农产品的需求逐步增加，这给那些在大宗农产品生产方面没有比较优势却在特色、优质农产品生产方面具有比较优势的地区带来了农业增长空间。近些年来，西南地区、西北地区部分地方的农业增长速度明显超出全国平均水平，正是这种需求变化带来的结果（叶兴庆，2021）。未来一个时期，这种变化趋势还将继续。

从供给侧看，数字技术的广泛渗透将为消除欠发达地区和农村低收入群体在利用市场方面的比较劣势带来新机遇。长期以来，市场信息、生产技术等生产要素从城市向农村、从发达地区向欠发达地区扩散都需要较长时间和较高成本，存在较为明显的衰减效应。随着以互联网为代表的数字技术向农村渗透的加强，欠发达地区与发达地区在捕捉市场机遇、应用最新生产技术等方面将逐步处于同一起跑线。通过应用互联网，欠发达地区农产品的销售半径明显扩大（程郁，2017）、与消费市场的距离明显缩短（霍学喜和阮俊虎，2021），其市场需求曲线得以向右抬升。通过应用互联网，最新农业生产技术能以近乎零边际成本向欠发达地区和低收入群体扩散，欠发达地区销售产品所需付出的市场信息搜寻成本、市场推广成本也可以实现明显降低，欠发达地区和低收入群体生产活动的市场供给曲线

<sup>①</sup>例如，四川省2021年安排种粮大户补贴专项资金2.49亿元，对种粮规模为30亩以上的经营者按每亩80元的标准发放种粮大户补贴。见史晓露，2021：《四川下发种粮大户补贴每亩80元，增加近两倍》，《粮油市场报》11月19日第1版。又如，湖南省2019年对新建和改扩建种猪场、规模猪场（户）和禁养区内规模养猪场（户）异地重建等给予一次性补助，补助对象的生猪养殖规模为年出栏量2000~50000头。见湖南省农业农村厅：《湖南省生猪生产主要扶持政策汇编2019—2020年》，[http://agri.hunan.gov.cn/agri/xxgk/gzdt/gzdt\\_5/201911/t20191128\\_10781233.html](http://agri.hunan.gov.cn/agri/xxgk/gzdt/gzdt_5/201911/t20191128_10781233.html)。



因此得以向右移动。

## 2. 政府力量带来的包容性机遇

第一，实施乡村建设行动将为消除农村地区的区位优势带来新机遇。农村地区人口密度和经济活动密度低，基础设施建设投资回报率不高，长期以来的投入不足使城乡基础设施存量水平在 2006 年以前存在较大差距。2006 年开展社会主义新农村建设以来，农村基础设施建设逐步得到加强，这一情况有所改变。在未来乡村振兴过程中，国家将加大实施乡村建设行动力度，把公共基础设施建设的重点放在农村，推进进村入户道路、污水治理等传统基础设施以及冷链物流、大数据体系等新型基础设施的建设。农村路网密度和通达性的提高、冷链物流体系的加强，将降低农村地区鲜活商品进入外部市场的成本。农业农村大数据体系的建立，将提高农村经济活动的效率。农村交通、通信、住宿和餐饮等条件的改善，将提高城市居民下乡休闲观光、养生养老的便捷程度和意愿。

第二，实施农村低收入人口常态化帮扶政策将为缩小农村低收入群体与其他群体的差距带来新机遇。在脱贫攻坚期尤其是脱贫攻坚后期，建档立卡贫困户的收入水平快速增长，就业、子女上学、就医、住房、饮水等方面的保障水平快速提高，贫困群体与农村其他人群的差距有所缩小。打赢脱贫攻坚战后，一方面要巩固拓展脱贫攻坚成果、防止规模性返贫，另一方面要按新的理念加强对农村低收入人口的常态化帮扶。对有劳动力的低收入农户，重点帮助他们发展家庭经营、转移就业，增强内生发展能力<sup>①</sup>；对没有劳动力的低收入农户，将他们纳入以最低生活保障为核心的社会救助体系并逐步提高救助水平，使他们的生活水平能够随国家经济发展水平的提高而提高。特别要通过教育、医疗等方面的帮扶，提高农村低收入农户的人力资本水平，实现他们向上流动通道的畅通。

第三，对欠发达地区实施乡村振兴重点帮扶将为缩小不同地区农村间的差距带来新机遇。在消除农村绝对贫困的过程中，既强调要瞄准贫困农户实施精准帮扶，也注重改善贫困农户所处的区域发展环境，加强对贫困村、贫困乡镇、贫困县甚至更大范围的贫困地区的产业发展、基础设施和社会事业的扶持。打赢脱贫攻坚战后，国家层面已从西部地区原国家级贫困县中确定 160 个县为国家乡村振兴重点帮扶县，各地陆续确定部分脱贫县、脱贫乡镇为乡村振兴重点帮扶区域。各级政府将把土地指标、基础设施、产业发展、易地搬迁后续扶持、乡村建设、公共服务等方面的公共资源向这些地区倾斜。东部发达地区地方政府将继续与西部欠发达地区开展协作并提供对口支援，促进公共资源横向转移。中央国家机关、国有企业、高等院校等将继续对脱贫县开展定点帮扶，促进公共资源纵向转移。通过这些措施的实施，欠发达地区的区域性发展短板将逐步得以消除，欠发达地区的农村将逐步拥有较好的发展条件。

## 3. 社会力量带来的包容性机遇

在全面建成小康社会的进程中，社会力量在提高农村发展包容性方面发挥了一定作用。例如，部

---

<sup>①</sup>龙海波、梁晓敏，2021：《从外部干预到内生发展的脱贫之路——宁夏固原县劳务输出产业变迁思考》，《国务院发展研究中心调查研究报告》第 313 号（总第 6378 号）。

分从农村走出去的企业家支持家乡基础设施建设和公益事业<sup>①</sup>，以“希望工程”为代表的公募基金支持农村公益项目，脱贫攻坚期间部分企业向贫困地区捐赠。但是，总体而言，参与其中的社会力量有限，且地区间分布不均。在未来乡村振兴过程中，社会力量在推动农村包容性发展方面将发挥更大作用：在全社会更加重视推动共同富裕的大环境下，从农村走出去的、事业发展到一定程度的企业家，支持家乡建设的意愿会逐步提高，以故乡情结为纽带的包容性发展力量将逐步增强；随着全社会对乡村发展关注程度的提高以及相关慈善、公益意识的逐步增强，城市企业、个人以直接或间接方式支持乡村发展的现象将更加普遍，以社会责任为纽带的包容性发展力量也将逐步增强。

### 三、在未来乡村振兴中用好包容性机遇

实施乡村振兴战略的一个重要目的是要解决中国的不平衡不充分发展问题。为此，要尽可能用好各种包容性机遇，在对冲各种排斥性风险的同时，使乡村振兴的过程成为缩小“三大差距”的过程。

#### （一）推进城乡双向开放

让工业化、城镇化的增长效应更公平地惠及广大农民农村，需要进一步破除阻碍城乡人口双向流动的城乡二元体制。一方面，应进一步推进城镇对农民的开放。目前农业、乡村的全员劳动生产率仍明显低于非农产业、城镇的全员劳动生产率，劳动力从农业向非农产业、从乡村向城镇转移不仅能够促进全要素生产率提高，而且能够增加转移就业劳动力的收入，还能够提高留在农业农村的劳动力的人均资源占有量和劳动生产率。应继续深化城镇户籍制度改革和城镇基本公共服务制度改革，逐步取消农民进城落户限制，尽快拓展城镇基本公共服务覆盖进城农民的广度和深度。另一方面，应进一步推进农村对市民的开放。在继续促进农民转移进城、提高人口城镇化率的同时，也应看到部分市民下乡的必要性和必然性。农民转移进城的一个重要结构性特点是：具有年龄、文化优势的群体更倾向于转移进城，从而导致留在农村的人口平均年龄更高、文化程度更低。随着交通、通信条件的改善和产业、就业形态的变化，乡村的居住生活形态对城镇部分人群的吸引力在增强。部分市民下乡有利于优化农村人口结构，也有利于闲置农房和宅基地得到有效利用。应继续深化改革农村集体经济组织制度、宅基地制度等，通过创新人才加入机制、适度放活宅基地和农民房屋的使用权等途径，保障“新村民”依法享有农村相关权益。

#### （二）提高农业发展的包容性

在实行家庭联产承包责任制的初期，“家家包地、户户种田”和以粮食生产为主的农业结构使农业发展具有较强包容性，农民收入中经营净收入所占比重较高使农户间收入差距较小。随着农业结构调整的深化和农业规模经营比例的上升，农业发展的包容性下降，农村不同群体之间、不同地区农村之间以农业为主的经营净收入的差距扩大。应从中国“大国小农”的国情农情出发，逐步提高农业发

---

<sup>①</sup>2021年4月，笔者在江西省新余市渝水区水北镇调研了解到，该镇商会在自2012年9月成立以来的9年间，引导本土农民企业家回馈故里、支援家乡建设，累计捐资捐物1.9亿元。其中，新农村建设捐资6600万元、“颐养之家”建设捐资2340万元、文化教育建设捐资1770万元、修桥修路绿化捐资1050万元、安装太阳能路灯捐资460万元、商会大楼建设捐资3100万元、其他捐资3700万元。

展的包容性。应着力提高农业支持政策的包容性，在扶持新型农业经营主体的同时注重带动小农户<sup>①</sup>，把更多的支持农业发展的公共资源用于普惠性较强的政策措施。应在欠发达地区加强网络、快递和冷链物流等新型基础设施的建设，为低收入农户和欠发达地区农户提供互联网知识培训，帮助他们利用互联网获取市场信息、生产技术和信贷资金，利用电子商务和快递渠道增加产品销售。应在欠发达地区推进资源变资产、资金变股金、农民变股东的“三变”改革，促使拥有土地等资源但只能低效利用、拥有政策性资金获得资格但缺乏有效利用能力、拥有劳动力但就业不充分的农户，与拥有生产技术、管理经验、市场渠道等资源的社会资本实现结合，共同发展特色高效农业。

### （三）加大面向农民的再分配力度

面对初次分配中存在的收入差距过大问题，一些国家通过再分配明显收窄了居民收入差距。以日本为例，2017年以家庭初次收入计算的基尼系数为0.5594，经过税收调整和转移支付后的家庭收入基尼系数下降到0.3712<sup>②</sup>。总体而言，目前中国在税收、转移支付、公共服务等方面的再分配措施对收入分配的调节作用不明显，面向农民的再分配力度尤其过小，甚至部分社会保障的制度设计扩大了收入差距，造成了逆向调节。例如，养老保险和医疗保险按固定金额而非收入比例缴费扩大了农村内部收入差距（李实，2021）。应从两个维度加大有利于农民特别是农村低收入群体和欠发达地区农民的再分配力度：一是加大财政对农民农村的转移支付力度，逐步消除城乡之间、农村不同群体之间和不同地区农村之间居民可支配收入中来自公共财政的转移净收入差距<sup>③</sup>。既要提高对农村教育、医疗、养老、社会救助等的财政支出力度，也要改进在缴费、待遇领取等方面的制度设计，避免逆向调节。应对农村低收入群体的个人缴费提供补贴，降低欠发达地区地方财政配套比例，加大财政对农村低收入群体和欠发达地区农户的人力资本投资。二是加大对农村和欠发达地区公共基础设施的投入。应坚持农业现代化和农村现代化一体设计、一并推进，统筹推进农村生产性和生活性基础设施建设。用财政性资金投资或由国有企业投资的交通、水利、能源等重要基础设施，应注重向农村特别是边远地区农村布局，逐步消除这些地区经济社会发展面临的瓶颈制约。应借鉴中国国家铁路集团有限公司开行公益慢火车来帮助沿线地区巩固脱贫攻坚成果、促进乡村振兴的经验，尽力消除边远地区的区位优势<sup>④</sup>。

<sup>①</sup>中国农业所处的发展阶段以及经营规模普遍过小的现实，决定了扶持规模经营具有合理性。在农业现代化程度较高的国家和地区，例如欧盟，农业支持政策已经向更加强调公平性转变，注重增加对中小家庭农场的收入支持。见邓冠聪，2021：《新CAP如何体现对农民更加公平》，《农民日报》12月2日第4版。

<sup>②</sup>数据来源：邢予青，2021：《日本的共同富裕之道》，《中国新闻周刊》总第1013期，9月20日。

<sup>③</sup>农村居民可支配收入中的转移净收入，包括农业补贴、社会保障等来自公共财政的转移净收入和亲友馈赠、外出务工人员寄回收入等私人转移净收入。

<sup>④</sup>2017年以来，全国铁路常态化开行公益慢火车81对，覆盖21个省（区、市），经停530个车站，途经内蒙古东部、湘西地区、云贵地区、四川藏区、南疆地区等35个少数民族地区、104个国家级贫困县。公益慢火车票价始终执行国家1995年批准的普速旅客列车运价，25年未涨价。见周伟、张学鹏、孟岩岩，2021：《国铁集团：公益慢火车助力乡村振兴》，《中国青年报》4月21日第7版。

#### （四）加大面向农民的第三次分配力度

第三次分配在提高乡村振兴的包容性、促进农民农村共同富裕方面可以发挥重要作用。在防范道德绑架的前提下，应发扬恋祖爱乡、回馈桑梓的文化传统，发挥同乡会、商会等社会组织的作用，通过亲情感召、荣誉激励等途径，引导从农村走出去的各界人士为家乡捐资捐物。可考虑在借鉴日本“家乡纳税”制度基本做法、防范其负面效应的基础上，在中国部分边远地区探索实行以在家乡外工作的个人对故乡的捐资抵扣其个人所得税，通过亲情和利益的双重激励推动从农村走出去的人支持故乡建设（常伟和马诗雨，2018）。应通过采取差异化的应纳税所得额扣除比例等措施，引导企业到农村特别是边远地区农村开展敬老、扶幼、助残等公益慈善活动。

### 四、结语

在向全面建成小康社会目标迈进的现代化进程中，中国注重提高国家整体发展的包容性和农村发展的包容性，但城乡之间、农村不同群体之间和不同地区农村之间存在的差距未能随工业化、城镇化程度的提高而实现相应缩小。这既与中国刚刚启动现代化进程时城市与乡村、沿海与内地本就存在较大差距的基本国情有关，也与在后来的现代化进程中未能很好管控各种排斥性风险、未能用好各种包容性机遇有关。中国已进入新发展阶段，推动农民农村共同富裕是重大政策目标，促进乡村振兴是重大战略举措。把这两者结合起来，是本文强调要着力提高乡村振兴的包容性、把乡村振兴的过程变成缩小“三大差距”的过程的立论基础。

本文强调提高乡村振兴的包容性，并不意味着否认个体和区域的适度差异性。在未来提高乡村振兴包容性的过程中，需要深入研究一系列理论和实践问题：

一是包容性与梯次推进。无论是农业农村现代化整体水平的提升，还是乡村产业、基础设施和公共服务等具体领域的发展，不可能所有地区齐头并进，梯次推进有其合理性。但建设示范区的出发点是为了积累经验，要注意可复制性。有限的公共资源在示范区建设和基础性、普惠性、兜底性民生保障建设之间如何分配，需要进行科学决策。

二是包容性与村庄分类。未来村落布局和形态会发生深刻变化，提高乡村振兴的包容性必须顺应这种变化，那些未来将会消失的村落是包容不进来的。但村落布局和形态的变化是一个长期过程，不少村庄现在还难以判断属于集聚提升、城郊融合、特色保护、搬迁撤并4种类型村庄中的哪一种，这为包容性乡村振兴举措的实施带来了新的难题。

三是包容性与配置效率。按农业农村优先发展的原则在城乡之间分配公共资源，按低收入群体能以更大比例获益的原则在农村不同群体之间分配公共资源，按向重点帮扶地区倾斜的原则在不同地区农村之间分配公共资源，是提高乡村振兴包容性的必然要求。这对如何评价公共资源配置效率带来了新的挑战。

四是包容性与内生动力。提高乡村振兴的包容性，促进农民农村共同富裕，“要防止社会阶层固化，

畅通向上流动通道，给更多人创造致富机会，形成人人参与的发展环境，避免‘内卷’、‘躺平’。”<sup>①</sup> 这既需要改进公共政策、社会捐助等外生变量，也需要激发村庄和农户的内生动力。

#### 参考文献

- 1.常伟、马诗雨，2018：《日本家乡纳税制度及其对中国的启示》，《现代日本经济》第4期，第15-22页。
- 2.程郁，2017：《用“互联网+”重塑农业竞争优势》，载国务院发展研究中心农村经济研究部《构建竞争力导向的农业政策体系》，北京：中国发展出版社，第106-135页。
- 3.霍学喜、阮俊虎，2021：《以数字技术促进共同富裕》，《农民日报》11月10日第8版。
- 4.李实，2021：《充分认识到实现共同富裕的必要性和艰巨性》，《经济学动态》第8期，第9-14页。
- 5.叶兴庆，2021：《迈向2035年的中国乡村：愿景、挑战与策略》，《管理世界》第4期，第98-112页。
- 6.叶兴庆、殷浩栋，2019：《从消除绝对贫困到缓解相对贫困：中国减贫历程与2020年后的减贫战略》，《改革》第12期，第5-15页。

（作者单位：国务院发展研究中心农村经济研究部）

（责任编辑：陈秋红）

## Enhancing Inclusiveness in Rural Revitalization and Promoting the Common Prosperity of Farmers in Rural Areas

YE Xingqing

**Abstract:** There are great development gaps between urban and rural areas, among different groups and regions in rural areas. In the process of a new journey towards socialist modernization, exclusive risks brought by market forces and public policies can hardly be eliminated completely, and inclusive opportunities brought by both will exist for a long time. To promote common prosperity of farmers in rural areas, it is necessary to enhance inclusiveness of rural revitalization and make it a process of narrowing the gap between urban and rural areas, among different groups and regions in rural areas. The two-way opening-up of urban and rural areas should be promoted so that the growth effect of industrialization and urbanization can be more equally diffused to rural areas. Agricultural development should be more inclusive to empower small farmers to get larger share of development dividends of high value-added agriculture. Institutional difference should be eliminated to benefit farmers and rural areas by getting larger share from redistribution. The third distribution can play an important role in enhancing the inclusiveness of rural revitalization and promoting the common prosperity of farmers in rural areas.

**Keywords:** Rural Revitalization; Inclusiveness; Exclusiveness; Common Prosperity

<sup>①</sup>习近平，2021：《扎实推动共同富裕》，《求是》第20期，第5页。

# 论农业政策的演进逻辑

## ——兼论中国农业转型的关键问题与潜在风险

全世文

**摘要：**本文从国家利益和国家战略出发构建了一个三层分析框架，用来阐释后发国家农业发展和政策演进的一般规律。农业对国家利益的核心贡献包括三类：为工业提供原始积累、粮食安全、经济发展和社会稳定。三类贡献发生阶段性变化的规律构成了农业政策演进的内在逻辑。中国农业政策演进历程的特殊性在于，粮食安全贡献的重要性并未随着工业化的推进而下降，在工农关系进入转折期以后甚至还存在上升趋势。由此，中国在进入以工补农阶段将近 20 年后的今天同时面临着“农业不强”和“农民不富”的双重难题。当前中国农业转型的方向是在保证粮食安全和农村社会稳定的前提下实现组织形式由小农经营向适度规模经营转变。转型过程中的关键问题是粮食安全的战略定位和适度规模经营的实现方式。转型面临的潜在风险是资本快速向农业生产环节渗透导致小农户的分化加剧。

**关键词：**演进逻辑 农业政策 国家利益 粮食安全

**中图分类号：**F320 F303 **文献标识码：**A

### 一、引言

自从工业革命以来，技术革新带来的生产力发展深刻地改变了传统农业的生产方式和组织形式。从全球经济发展的历程来看，通过工业化实现现代化成为大国经济增长和社会繁荣的主流发展范式。工业部门的兴起和传统农业的衰落使得农业政策的着眼点再也不能局限在农业部门内部，而是必须着眼于国家发展战略的大局。在工业化的不同阶段，国家发展战略面临的核心问题有所不同，相应地，农业发展的关键问题和农业政策的重点目标也有所不同。新中国成立以来，为了适应工业化发展的需要，中国农业政策也经历了多次制度性的变革或调整。政策演进的逻辑依赖于特定时空情境的变化规律。所谓“知史以明鉴，查古以至今”，总结中国农业政策演变的内在逻辑是分析农业现实问题的出发点，也是构建中国特色农业经济理论的基础。

国内学者关于中国农业问题或农业政策的演变过程不乏归纳、梳理和思考（例如程国强，2012；温思美等，2018；魏后凯等，2020）。其中，仅少数研究提出了学理性的框架用来解读政策演变的内在逻辑。根据理论体系的差异，这些研究总体上可以分为以下两类。一类研究建立在制度经济学或制度变迁理论的基础上（例如周其仁，2004；蔡昉，2008a；彭小辉和史清华，2016；高帆，2018）。这

类研究从制度改革的成本收益变化、利益主体的动力机制或激励机制、农村土地的产权关系基础等不同视角来解释从新中国成立初期通过计划经济体制剥夺农业到改革开放以后进行市场化转轨的制度变迁过程。其研究范式表现为本土化的经验性回溯，运用不同视角的制度变迁理论来回溯和解释中国农业农村改革的经验历程。这类研究的相对劣势在于未能有效地将中国经验置于发展中国家农业问题变迁的一般性框架中，疏于对制度变迁规律性和中国经验特殊性的总结。基于西式语境的制度变迁理论本质上只是承担了包容中国历史经验的载体功能，而无法真正地基于时空情境的差异来判断理论的适用性以及中国改革历程的合理性与正当性。另一类研究则建立在发展经济学理论的基础之上（例如蔡昉，2008b；约翰·奈特等，2011；蔡昉，2013）。发展经济学聚焦于当代发展中国家从传统社会向现代社会演进过程中如何构建现代市场经济结构和制度框架（程漱兰，1999）。从探索经济发展一般规律的目标出发，发展经济学理论一开始就诞生于国际经验的观察和比较之中。但是，经典的发展经济学理论将农业和农村存在的特定问题作为发展过程中的局部问题进行观察，缺乏对农业问题演变规律的系统性总结。相应地，采用发展经济学理论对中国农业农村问题的讨论也都是聚焦于局部问题（例如劳动力问题、土地问题、贫困问题），而很难做到对农业制度变迁历程的分析。

在发展经济学领域，速水佑次郎和神门善久（2003）对世界农业经济问题做出了深刻的梳理，提出了“三种农业问题”学说。该学说对于研究世界农业经济发展和农业政策转型都具有重要的指导意义（郭熙保和苏甫，2013）。处于工业化初期的低收入国家面临的农业问题是粮食问题，即农产品需求增速快而农业生产性投资相对不足导致粮食供不应求，农业政策目标是提供廉价的农产品。处于工业化中后期的发达国家面临的农业问题是农业调整问题，即农产品需求饱和而供给过剩导致农业劳动生产率的增速慢于其他产业，农业政策目标是防止农民相对收入下降。处于这两个阶段之间的中等收入国家面临的农业问题是相对贫困问题，即二元经济结构导致工农劳动生产率差异扩大，农业政策的目标是解决农村贫困问题。如下文所述，新中国成立以来，伴随工业化的推进，中国农业问题的演变过程大体上符合三种农业问题的转换规律，中国农业政策也经历了从剥夺农业到保护农业的转变。那么，中国农业政策在演进过程中是否存在特殊性问题？中国农业当前面临的难题是一般规律下的必然性问题，还是中国农业政策特殊性带来的或然性问题？

虽然多数学者对当前中国农业发展面临的问题和农业政策调整的方向表现出了基本的共识，然而，语言表述上的共识并不能掩盖学理和实践层面上并存的分歧和争论。事实上，对中国农业政策演进过程一般性和特殊性的认识不足常常导致现有研究对农业政策的解读、评价或路径分析陷入两种典型的逻辑陷阱<sup>①</sup>。一是“整体论失败”。整体论将中国阶段性的农业政策目标体系或任务体系视为一个整体系统，影响这个系统的关键因素是中国特殊的政治制度优势或意识形态优势。但是，整体论未能给出一个系统性的理论框架，而且，在实践层面上，整体论只能给出割裂的建议，往往忽视不同目标实

<sup>①</sup>整体论和还原论是两种长期相对立的哲学思想。还原论起源于自然科学，并延伸至社会科学；但是，能否适用于社会科学尚存在较大的争论。在社会科学哲学中，还原论认为社会实体和社会属性可以还原为个体实体和个体属性，社会理论也可以还原为个体理论；但整体论认为社会复杂系统存在突现特征，不能通过还原论进行解释（殷杰和郭亚茹，2017）。



现路径的内在矛盾，导致结论和建议缺乏系统可行性而陷于失败。二是“还原论风险”<sup>①</sup>。还原论认为中国农业问题的演变过程并不存在实质特殊性，可以采用建立在微观行为基础上的一般理论来指导中国农业政策的设计。但是，还原于何种理论在客观上就自然地“演绎”出了对特定政策目标的偏重和对其他目标的轻视。对理论适用性的判断在很大程度上受到了预设价值观或对微观行为假设条件的影响。例如，从新古典主义的效率目标出发，于晓华（2018）认为改革开放以后国家对农产品市场的干预扭曲了资源配置，并付出了巨大的经济成本，其根源在于“不尊重市场规律”。相反，黄宗智（2018）认为中国的国情更适用于恰亚诺夫的小农经济理论，而不适用于新自由主义经济学理论或经典马克思主义理论，农业发展面临阶段性困难的原因在于“小农户不被国家重视”。

“整体论”和“还原论”都不足以在认识历史必然性和或然性的基础上把握中国农业政策演进过程的规律性和特殊性问题，导致对中国农业现实问题的分析或陷于矛盾或失之偏颇。本文的研究目标是构建一个新的理论框架用来理解后发国家农业政策演进的内在逻辑，重点解释中国农业政策的演进过程相较于一般演进规律存在的实质特殊性，在此基础上，明确当前中国农业转型过程中存在的关键问题和面临的潜在风险，从而为中国特色农业经济理论体系的构建和政策实践做出可能的贡献。

## 二、农业政策演进：一个国家利益的分析框架

### （一）农业政策在国家战略中的定位

自从工业革命以来，发展中国家从传统农业社会向现代工业社会转型成为一种必然的发展规律，农业逐渐丧失了其在国民经济中的支配地位，相应地，农业政策的制定也不再是独立的体系，而是必须着眼于国家发展战略的大局。当今世界虽然存在保守主义抬头的倾向，但是，跨越地理边界和政治边界的经济全球化仍然是主流趋势；全球化催生了利益边疆，使得国家利益成为全球化时代制定国家战略的重要基点（杨成，2003）。农业政策的制定显然不能脱离对国家利益的考量。国际关系学认为，国家利益是在特定历史情境下，国内各利益团体相互竞争融合，通过整体性的外化而凸显出来的现实需求与目标（冯旺舟和肖银洁，2020），是全体公民认可的长期集体利益（宋伟，2017）。尽管不同学派对国家利益的本质属性的认识尚存在差异（张发林和朱小略，2020），但是，主权、安全和发展被普遍认为是国家利益的三个核心要素（王俊生，2020；冯旺舟和肖银洁，2020）。

图1给出了一个框架，说明国家利益、产业利益和个人利益的静态关系。国家利益的主体是全体公民，从长期来看，现代国家的国家利益与全体公民的个人利益应该保持一致，即“国家提供公共收益，为大众谋福利”（曼瑟尔·奥尔森，2014）。或者说，中央政府的长期目标就是致力于实现国家

<sup>①</sup> “整体论失败”（holism failure）和“还原论风险”（reductionist gamble）的概念出自国际关系学，用于反映在国家利益分析范式中的两种倾向（张发林和朱小略，2020）。在农业政策分析中也广泛存在着整体论和还原论思想的对立与调和。在述及中国农业制度改革和政策变迁的历史时，整体论者倾向于将农业农村发展成就归因于中国特殊的制度优势，而基于决定论史观来理解农业发展遇到的阶段性困难。相反，还原论者则倾向于将农业农村面临的阶段性困难归因于政策实践对某种经济理论或社会理论的违背，而基于决定论史观来理解农业发展取得的成就。

利益和全体公民利益的一致，这也是政权合法性和稳定性的现实基础。产业利益的主体是该产业的从业者，亦即投入该产业的各类生产要素的所有者，产业利益既是国家谋求发展利益的基础，又是国家利益和个体利益之间的桥梁。如果说国家主权和安全利益旨在为所有产业和个体提供均等的、基础性的生存和发展环境，那么，发展利益在产业之间以及个体之间的分配则都是不均衡的。也就是说，在现实中，产业间利益、个体间利益的分配不均是一种常态；这种不均既可能表现为帕累托改进下的分配不均，也可能表现为卡尔多改进下的分配不均，甚至可能表现为总福利改退下的分配不均。

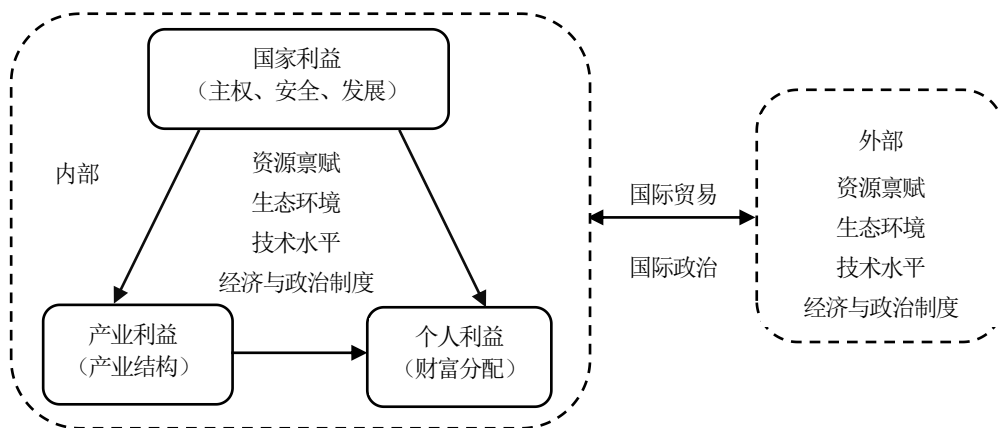


图1 国家利益、产业利益和个人利益的关系

在全球化背景下，国家很少处于完全孤立状态，主权和安全利益构成了国家利益的基本面，产业利益不仅表现为发展利益，也表现为主权和安全利益。显然，缺乏现代工业体系的国家不可能在事实上实现主权与安全的自我保障。为了谋求主权与安全利益，国家不可能放任产业的自由发展。从历史来看，国家对产业发展的干预具有必然性，并不受意识形态、经济和政治制度的影响，只存在干预时间和干预方式的差异。新古典主义主张自由放任的经济政策，在很大程度上是因为西方发达国家在历史上已经通过不同形式的国家干预获得了工业化的“第一桶金”，率先实现了现代产业的有效发展，使其国家主权和安全相对得到了保障。而发展中国家如果完全采纳新古典主义的主张，就不可能真正实现现代产业的崛起，而只能依附式地通过让渡国家主权和安全利益来谋求受约束的发展利益。

农业和工业对国家利益的贡献有所不同。农业对国家利益的直接贡献在于生存意义上的粮食安全，粮食不仅是农业生产活动的经济产出，更是一种重要的战略物资，粮食安全是国家安全的一个重要维度。工业对国家利益的直接贡献不仅表现为发展意义上的经济财富；工业，尤其是重工业，更是会直接贡献于主权和生存意义上的军事安全，军事安全则是国家安全的另一个重要维度。对传统农业社会而言，工业属于现代产业，需要经历从无到有的过程，也即马克思所说的“原始积累”过程，其中，“对农业生产者即农民的土地的剥夺，形成全部过程的基础”<sup>①</sup>。程漱兰（1999）指出，“这种积累的来源……归根结底，主要来自传统生产方式中的直接生产者——农民创造的剩余”。也就是说，农业对国家利益还存在间接贡献，那就是在起步阶段为工业的原始积累提供剩余。

<sup>①</sup>参见《资本论》第1卷，人民出版社2009年版，第823页。

据此，一个国家在制定农业政策时的着眼点在于农业对国家利益的贡献。农业的贡献主要包括三类：一是对经济发展和社会稳定的长期贡献，这是由国家利益和所有产业从业者的个人利益长期趋于一致所决定的，也是政治安全的内部基础；二是对粮食安全的直接贡献，这是由农业产业的基本功能所决定的，是保障生存的物质基础；三是为工业提供原始积累，这是农业对国家安全间接贡献，这一贡献是由工业革命后资本扩张的历史必然性所决定的，也是现代国家谋求主权和安全利益的基础。农业对国家利益的三类贡献具有普遍性、相对性和阶段性；受资源禀赋、技术水平和地缘政治的影响，在不同国家又可能表现出程度上的异质性。从静态来看，在任何一个时期，农业政策的制定都必然取决于时代背景下农业对国家利益的核心贡献，而不是像“整体论”一样兼顾三类贡献。从动态来看，农业对国家利益核心贡献的阶段性变化构成了农业政策演进的内在逻辑。

## （二）农业政策演进的一般逻辑

经济学家广泛观察到发展中国家在工业化过程中农业政策的核心目标从“增产”过渡到“增收”的变化规律。速水佑次郎和神门善久（2003）在新古典经济学的框架下构建了“三种农业问题”的理论模型，阐述了这一变化规律产生的原因；但是，将这一规律还原到新古典主义思想将不可避免地得到增产阶段的农业剥夺政策和增收阶段的农业保护政策都是违背市场规律的结论，即“……只是一种遏制痛痒的暂时疗法，它不能根治病源，反而甚至有加重病情的作用”。而事实上，在国家战略的演进中，这一变化规律具有很强的历史必然性与合理性，而并非一种“病态”。图2给出一个三层模型，在国家利益要素的变化规律下解释农业问题和农业政策目标演进的一般逻辑。

根据矛盾论<sup>①</sup>，在国家利益的核心要素中，安全和发展关系是对立统一的关系。矛盾的同一性和斗争性意味着安全和发展既互为对方的前提和保障，又互相排斥和对抗，双方的力量在运动中发生转化，从而使国家利益的主要矛盾在不同的发展阶段也发生变化。根据现实主义的主张，在国际环境中，当发达国家通过首先完成工业化从而对后发国家的利益带来了潜在或事实上的威胁或损害时，后发国家在起步阶段的国家利益所面临的主要矛盾就是主权和安全，国家需要在保障安全利益的基础上谋求发展利益。而且，这一阶段的国家安全主要表现为政治安全和军事安全。随着工业化的推进，当后发国家的安全利益达到了应对外部威胁的底线标准以后，国家利益的主要矛盾就转变为了发展，国家需要通过扩大发展利益来维护安全利益。在这一阶段，尽管国家安全的维度和深度都在不断丰富和拓展，但是，只要国际政治的权力平衡没有被打破，且战争风险相对可控，同时国家不采取扩张主义路线，那么，国家战略的核心就始终是发展。

基于国家利益制定的发展战略先于经济制度而形成。正如林毅夫等（1994）所述，发展战略是外生的且可以由政府选择的变量，而宏观政策环境、资源配置制度和微观经营制度则是内生变量，逻辑上由资源结构和发展战略诱发形成。事实上，与其说发展战略是由政府选择的，不如说是由内部的民族意志和外部的国际环境共同作用下的国家利益所要求的。在追求安全利益的起步阶段，国家施行的经济制度必须有利于集中资源优先发展重工业；而在发展利益的相对成熟阶段，能够激发竞争活力的

<sup>①</sup>参见《毛泽东选集》第1卷《矛盾论》，人民出版社1991年版，第299-340页。

经济制度则更加适用；两者分别对应的典型即计划经济制度和市场经济制度。

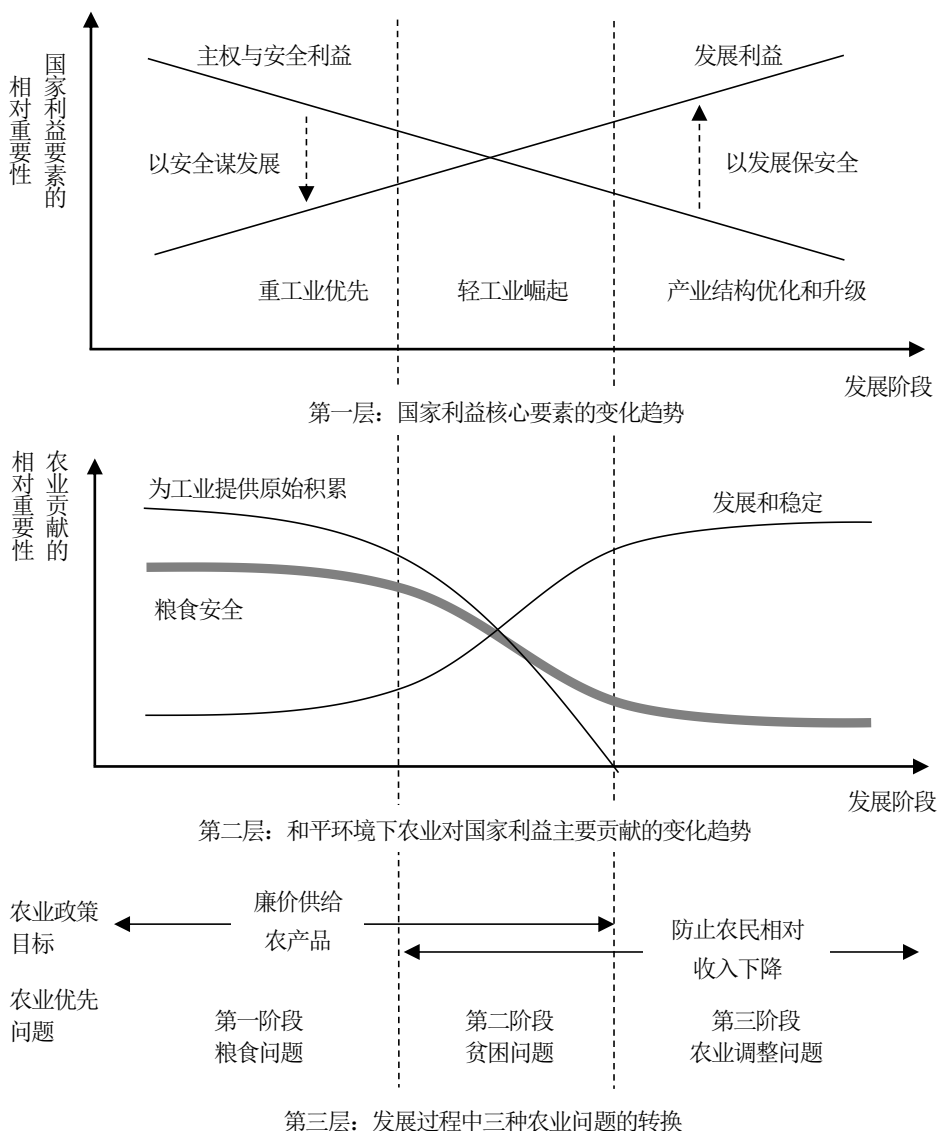


图2 国家利益核心要素与农业政策目标演变的一般规律

注：①第三层来自速水佑次郎和神门善久（2003）第22页；②第一、二层的“相对重要性”并不以语言修辞上对重要性程度的表达作为标准，而是以实现利益要素所需消耗的国家资源作为标准。

从国际经验来看，凡是民族意志不主张让渡国家主权和安全利益的后发国家，大都经历了从优先发展重工业的赶超战略向尊重市场规律的比较优势战略的制度转变（林毅夫等，1994；张占斌，2007；李康，2020）。重工业优先战略为此后的比较优势战略提供了必要的物质前提，同时，在给定国家安全利益以后，比较优势战略也必然会被选择（邓宏图等，2018）。“计划经济向市场经济的转轨，是后发国家进一步发展的客观要求，是变化了的条件使然，而条件的变化，则是计划经济充分发挥作用的结果”（程漱兰，1999）。制度转型阶段的核心目标是恢复市场活力从而实现轻工业的发展和崛起。

改革意味着产业利益结构和个人利益结构的重新调整,因此,转型阶段的社会脆弱性也更强,改革时点的选择和策略的制定直接影响转型的成败。而一旦成功转型,则国家发展就步入了在国际竞争中不断优化和升级产业结构从而扩大发展利益的阶段。

伴随着国家发展战略的调整和经济制度的转型,农业对国家利益的主要贡献也在发生变化,这种变化直接决定了农业政策的演进逻辑。首先,在起步阶段,农业的核心贡献是为重工业提供原始积累,这一贡献与粮食安全贡献对农业增产的要求相一致,并绝对大于农业对经济发展和社会稳定的长期贡献。这一阶段的国家战略和经济制度要求农民利益服从国家利益、短期利益服从长期利益。其次,在转型阶段,农业仍然要为轻工业提供原始积累,伴随着轻工业生产率的快速提高,农业的这一贡献会快速衰减为零。同时,伴随着农业技术的扩散和农业投资的增加,粮食安全贡献的相对重要性也会有所下降。但是,由于粮食是维系生存的物质基础,所以,粮食安全贡献并不会衰减为零;而且,由于农业生产率的增速慢于工业,因此,这一贡献的下降速度相对缓慢。与此同时,长期剥夺农业的不平衡发展战略导致农民利益长期受损,农业对发展和稳定的贡献的重要性也会逐渐上升。最后,在工业化相对成熟的阶段,粮食供给能力得到了有效保障,农业对国家利益的贡献主要表现为对发展和稳定的长期贡献。这三个阶段的变化过程大致上可以对应于速水佑次郎和神门善久(2003)“三种农业问题”的转换过程和农业政策目标从“增产”到“增收”、从剥夺农业到保护农业的转变过程。值得注意的问题有两点。一是从比较优势战略最终被选择的结果来看,国家在优先发展重工业的起步阶段对农业的剥夺程度或者对市场的扭曲程度决定了转型时期制度变革的风险和收益。二是在农业的三个贡献中,粮食安全贡献在国家间的异质性最强。这是因为技术进步尚未达到使农业生产摆脱土地资源和气候条件束缚的水平,因此,粮食安全的保障能力在很大程度上依赖于国家的资源禀赋和地理区位。对农业具有比较优势的国家而言,粮食安全的现实重要性较弱;反之,则较强。

### 三、中国农业政策演进历程及其特殊性问题

#### (一) 中国农业政策演进的三个阶段

中国的发展也经历了从重工业优先的赶超战略到比较优势战略的转型,经济制度经历了由计划经济向社会主义市场经济的改革(林毅夫等,1994)。学界已有大量研究回溯、阐释中国的工业化历程(例如林毅夫等,1994;邓宏图等,2018;韩保江和杨丽,2019)和农业农村的改革历程(例如蔡昉,2008a;高帆,2018;宋洪远,2018)。多数研究将中国农业农村改革的历程划分为三个阶段:第一阶段从新中国成立到改革开放前夕;第二阶段从改革开放到21世纪初;第三阶段从21世纪初至今。新中国成立初期,国际环境中意识形态的对立和朝鲜战争中中美关系的交恶使中国的国家安全面临严重威胁,国家战略是优先发展重工业。毛泽东在1953年指出,“所谓仁政有两种:一种是为人民的当前利益,另一种是为人民的长远利益,例如抗美援朝,建设重工业。前一种是小仁政,后一种是大仁政……施仁政的重点应当放在建设重工业上……人民的生活虽然要改善,但一时又不能改善很多”<sup>①</sup>。

<sup>①</sup>参见《毛泽东选集》第5卷,人民出版社1991年版,第86-87页。

相应地，农业政策的核心目标就是为重工业提供原始积累。“……要打就要征粮，就要在农民中做工作，说服农民出点东西，这才是真正代表农民的利益”<sup>①</sup>。重工业优先战略催生出有利于剥夺农业的计划经济体制，统购统销和集体化是剥夺农业的制度抓手。“要解决所有制与生产力的矛盾问题……私人所有制改变为集体所有制和国营，才能提高生产力，完成国家工业化”<sup>②</sup>。

到 20 世纪 70 年代末，中国重工业的发展水平已经为国家安全提供了基本保障，而资源配置效率低下则严重压缩了发展的空间，使内部矛盾日益凸显。与此同时，国际环境也发生了变化，“和平与发展”超越“战争与革命”成为时代主题；相应地，国家利益的重心转变为发展利益。邓小平在 1980 年指出，“经济建设，国防建设，没有一定的经济基础不行……我们从八十年代的第一年开始，就必须……聚精会神地搞四个现代化建设”<sup>③</sup>。制度改革率先从农村经济领域展开，家庭联产承包责任制取代了计划经济时代的人民公社制，随后，政府又逐步探索实施了农产品流通体制改革（赵德余，2010；高帆，2018）；转型过程虽然历尽波折，但市场化的改革方向得以基本确立。转型阶段的改革是“粮食增产主导”的改革（高帆，2018）。统购统销制虽然被取消，但是，政府对粮食市场的调控始终存在，户籍制度对农民转为市民的限制并未放松，农民的土地产权也受到严格限制。其实质在于，转型阶段农业对国家利益的核心贡献在于粮食安全和为轻工业提供剩余，所以，起步阶段的产业间不均衡过渡为转型阶段的城乡不均衡。农民增收虽被政策所强调，但相对收入并未得到实质改善，当家庭联产承包责任制带来的短期红利释放完毕以后，城乡收入差距就基本呈现为扩大趋势（高帆，2018）。

中国农业政策进入第三个阶段的时点被普遍认为是 2003—2004 年。其历史背景是，中国加入世界贸易组织（WTO）以后，中国农产品市场开始与国际市场接轨，自此农业国际竞争力成为农业政策制定中不得不关注的问题；同时，受益于劳动力要素的比较优势，中国的轻工业在国际竞争中得以迅速崛起。比较优势的差异导致工农业之间的劳动生产率差距进一步扩大，使得农业政策更加重视农民增收目标，与此同时，粮食安全目标仍然处于关键地位。因此，在工业化步入中后期的阶段，中国农业对国家利益的主要贡献兼具对发展、稳定的贡献和对粮食安全的贡献。从 2003 年开始，政府启动实施了一系列旨在矫正城乡公共产品供给差异的政策，并从 2004 年开始实施惠农补贴政策。自此，中国名义上进入了“工业反哺农业、城市支持农村”的时代。

高帆（2018）将 2003—2004 年以后的改革称之为“农民增收主导”的改革。由于这一阶段的改革面临更多的政策目标，因此，政策措施具有多样性和复杂性的特点，不同政策之间的内在冲突日益凸显。“保供给、促增收”二位一体的政策目标催生出了以价格支持和挂钩补贴为核心的农业补贴制度（程国强，2012），而又导致了与提高农业国际竞争力目标和促进农业可持续发展目标的内在冲突（全世文和于晓华，2016）。与此同时，城乡公共物品的存量差异仍然巨大，户籍制度仍未松动，农民土地产权在政策口径上仍然受限。直至 2012 年中共十八大以后，城乡一体化发展才开始成为新的改革

<sup>①</sup>参见《毛泽东选集》第 5 卷，人民出版社 1991 年版，第 87 页。

<sup>②</sup>参见《毛泽东选集》第 5 卷，人民出版社 1991 年版，第 98-99 页。

<sup>③</sup>参见《邓小平文选》第 2 卷，人民出版社 1994 年版，第 240-241 页。

路径。此后，中央政府陆续实施了户籍制度改革、化肥农药减量增效行动、“三权分置”的农村土地制度改革、以促进适度规模经营为直接目标的农业补贴（支持）政策改革，并直接着眼于农民利益和国家利益长期一致的目标完成了脱贫攻坚任务，制定了优先发展农业农村的乡村振兴战略，提出了分阶段促进共同富裕的目标。

## （二）中国农业政策演进的特殊性问题

中国作为后发国家，在国家利益的核心要素中，主权、安全与发展的运动规律与图2的描述完全一致。中国农业问题和农业政策演变的历程与一般演进规律中的三个阶段在形式上也基本吻合。然而，在中国进入“工业反哺农业”阶段将近20年后的今天，中国农业却同时面临着“农业不强”和“农民不富”的双重难题；而世界上处于“以工补农”成熟期的国家却并不存在或至少不同时存在这两个难题。从国际竞争力来看，中国农产品尤其是大宗农产品的国际竞争力都处于较低水平，并存在下降趋势。从收入水平来看，中国农业劳动生产率大幅低于澳大利亚、美国、巴西、法国和日本；但是，工农劳动生产率差距和城乡收入差距却大幅高于上述国家（全世文和黄波，2018）。那么，双重难题的产生是因为国家对农业的保护力度不够吗？恰恰相反，在步入第三个阶段以后，中国农业保护的一个突出的特征是：力度大且增速快。根据马晓河等（2005）的总结，虽然不同国家在工农关系转折期始点的国民经济结构并没有一个规范性的国际标准，但是，从转折初期到农业保护的成熟期是一个相对缓慢的过程，美国和德国经历了30年以上，日本也经历了20余年。相比之下，中国从2004年进入转折期以后历时仅10余年，单位土地的农业生产者支持水平就达到了美国的10倍以上（全世文和黄波，2018）。中国农业保护的力度之大和增速之快，并无法找到相似的国际经验。

事实上，造成上述双重难题的根源在于中国农业政策的演进路径存在有别于一般演进逻辑的特殊性问题，即中国农业对粮食安全贡献的相对重要性并未随着工业化的推进而下降，而是始终保持在高位水平，甚至在工农关系转折期还存在上升趋势，导致中国农业政策的着眼点始终将“增产”作为核心目标。粮食安全对中国的特殊重要性有两个原因。从国家利益来看，中国是一个完全独立主权国家，主权和领土完整是政府和民族的核心关切，因此，在谋求发展利益时，国家让渡主权和安全利益的空间非常有限。尤其是中国目前尚未实现国家的完全统一，发生局部战争的风险仍然存在。这客观上要求中国制定的粮食安全战略对于国内农产品供给能力具有潜在更高的要求。从资源禀赋来看，人多地少是中国的基本国情，尤其是新中国成立以后快速的人口增长导致人地关系更加紧张。庞大的人口基数意味着中国不能将粮食安全寄希望于大规模的粮食进口，国际市场不仅缺乏足够的供给能力，而且定价权的缺失意味着粮食进口价格也必然不可能纯粹地取决于完全竞争的市场机制。

在中国农业政策演进的过程中，从政策资源的投入来看，粮食安全的重要性虽有所波动，但总体上呈现为上升趋势。新中国成立初期，粮食增产是农业的重要任务，但事实上这一任务不是由粮食安全提出的，而是由重工业原始积累提出的。20世纪70年代中后期，随着人口规模的持续扩大和农业经营体制的转型，同时伴随国际上粮食安全概念的提出和其重要性的凸显，粮食安全逐渐上升为中国国家利益的一个关键要素。20世纪80年代以后，在“管”和“放”的徘徊中，重大粮食政策决策或变革都是在粮食产量急剧下滑当年的后一年进行，粮食政策的重大改革显然是对粮食安全问题的特别



优先响应（赵德余，2010），这一规律至中国 2004 年进入工业反哺农业时期以后仍然适用。

蔡昉（2006）指出，“对农业实行反哺……（需要）政治上有必要性，经济上有可能性”。2004 年中国开启“工业反哺农业”时代有四个重要的历史背景：一是分税制改革 10 年后中央政府在财政上获得了充分且成熟的主动权；二是加入 WTO 以后中国经济增速加快；三是 1998 年“粮改”失败以后粮食产量开始持续滑坡，城乡收入差距开始扩大；四是加入 WTO 以后中国大豆产业的沦陷为粮食安全问题敲响了警钟。其中，前两项体现了补贴农业的经济可能性，后两项则体现了粮食安全问题的紧迫性和补贴粮食生产的政治必要性。此后，中国采取的补贴措施显然以促进粮食增产为核心目标。从效果来看，2004 年以后中国粮食播种面积和粮食产量均开始快速回升，此后 10 余年粮食产量持续增长的速度创造了新中国成立后的最高纪录；同期，学术界也有大量研究从微观视角讨论农户的种粮积极性问题；而城乡收入差距则持续扩大到 2007 年，直到 2008 年才开始小幅回落。

也就是说，中国粮食安全重要性的动态走势呈现出了有别于图 2 一般规律的特征，直到进入“工业反哺农业”时期，粮食安全仍然是中国农业政策的最优先关切。如果将农业的粮食安全贡献和发展稳定贡献的相对重要性发生扭转作为进入第三个阶段的必要条件，那么，2004 年中国实际上并未进入农业问题的第三个阶段，将此后的改革称之为“农民增收主导”的改革也是有待商榷的。尽管中国采取的农业保护政策名义上和国际经验具有相似性，但事实上，由于补贴的背景和目标有所不同，中国的保护政策并不是为优先应对农民相对收入下降而制定的，因此，也就不能从根本上起到消除城乡收入差距的作用。根据蔡昉（2006）的统计，国际上农业保护成熟期所对应的农业产值比重大约为 4%，农业劳动力比重大约为 6%~8%，也即“（只有）多数人对少数人的反哺才是可行的”，在刚刚进入反哺期时，“对农业实行反哺并不应该等同于对农业进行保护，……反哺可以采用保护的形式，也可以采用其他的形式”。然而，现实是，中国自进入反哺阶段伊始就重点选择了“保护的形式”；而且，仅 10 余年后保护的力度就已经逼近甚至部分超过了加入 WTO 时的承诺（许庆等，2020）。而直到 2020 年，中国第一产业增加值的比重仍然高达 7.7%，第一产业就业人员的比重则高达 23.6%<sup>①</sup>。

在农业劳动力没有大规模减少的情况下，以增产为目标的农业补贴即使总量很大，或亩均补贴很高，但人均补贴仍然很低，结果势必会对农业国际竞争力目标产生负面影响，也会带来严重的生态环境问题，阻碍农业可持续发展（全世文和于晓华，2016）。从 2014 年起政府开始陆续开展一系列新的改革，总体基调是通过进一步的市场化缓解要素市场的扭曲。但是，粮食安全在政策体系中仍然处于关键地位。2015 年，《国家安全法》颁布实施，正式将保障粮食安全列入国家安全的任务体系。2016 年，农业“三项补贴”改革首次将促进粮食适度规模经营作为政策目标，然而，适度规模经营的补贴额度仅有耕地地力保护补贴额度的 15%（许庆等，2020），而后者直接服务于“藏粮于地”的粮食安全战略。如果将农村扶贫的财政支出考虑在内，直接服务于农民利益的财政支出才超过了服务于粮食生产的财政支出。从这个意义上讲，从 2014 年以后中国才可能进入了农业问题的第三个阶段。

<sup>①</sup>数据来源：《中国统计年鉴 2021》。

## 四、中国农业转型的关键问题与潜在风险

### （一）农业政策的现实矛盾

从静态来看，中国农业政策当前面临的现实矛盾在于多重政策目标之间的内在冲突，也就是说，现有的政策体系不足以有效兼顾粮食安全目标与其他目标，不同目标的实现路径存在矛盾（全世文和于晓华，2016）。从历史来看，导致这一矛盾的根源在于：粮食安全贡献的重要性偏离一般演进规律后，中国农业政策出现了阶段性错位。纵观农业政策的演进逻辑，粮食安全作为国家安全的一个构成要素，只要其相对重要性尚未实质下降，制定农业政策的思路就不可能真正从“农民利益服从国家利益，短期利益服从长期利益”转变为“农民利益和国家利益的长期一致”。从中国农业政策历程来看，在不均衡发展的战略下，农业政策制定一直都没有摆脱“农民利益服从国家利益”的思路，只是不同阶段让渡农民利益的目标和方式存在差异。中国进入工业化中期以后，让渡农民利益的目标从支持重工业发展、轻工业和城镇化发展转变为保障粮食安全。

鉴于上述矛盾，还原于新古典主义或市场主义则会提出“当前农业政策应该降低粮食安全优先序或弱化粮食安全关注度”的建议（例如全世文和于晓华，2016），其内在逻辑是通过适度规模经营来提高农业劳动生产率和国际竞争力。还原于小农经济理论则会提出“减小扶持大规模经营、加强扶持小农户”的建议（例如黄宗智，2018），而这一建议或者从事实上放弃了粮食安全目标，或者将要求大幅提高财政支农的力度。然而，如上文所述，国家战略先于经济制度而形成。虽然国家战略的制定也要依赖于产业发展阶段、资源禀赋条件和国际政治环境，但是，只要城乡矛盾、工农矛盾尚未从内部构成影响国家安全、稳定和发展的核心矛盾，那么，在制定农业政策时，国家战略就仍然是外生的决定因素。也就是说，不能以农业发展面临的阶段性难题倒逼粮食安全战略的制定；相反，应该是在国家利益的框架内制定粮食安全战略以后再制定农业政策的改革方案、处理农业发展的阶段性难题。

结合中国完全独立主权的大国定位、人多地少的基本国情和当前大变局之下的国际形势，可以预期，在较长的一段时期内，中国的国家战略都不可能弱化对粮食安全保障能力的要求。然而，从农业三种贡献的变化规律来看，国家发展战略又不可能一直要求让渡农民利益，未来的农业政策必然将要以增加农民的相对收入为核心目标，回归于农民利益和国家利益的长期一致。那么，当前农业政策面临的关键问题就是在既定粮食安全战略下选择引导何种组织形式来渐进地向长期目标靠拢。如果选择了小农经营的组织形式，那么，其优势在于粮食生产在短期内不会因为组织形式的变化而发生波动。但是，从长期来看，在农业技术进步给定且不放弃粮食安全目标的情况下，政府就只能通过继续扩大财政支农来逐渐实现城乡收入的均衡<sup>①</sup>。反之，如果选择了规模经营的组织形式，那么，农民收入的

<sup>①</sup>一种观点认为未来适合中国农业的组织形式应该是“新型小农”，对应的生产方式应该是技术和劳动密集型的精细化生产方式。不能否认，这种组织形式和生产方式可能带来更高的土地生产率；但是，为了实现城乡收入均衡，新型小农仍将在更大程度上依赖经济作物而非粮食作物。因此，这种观点事实上同样以大幅弱化粮食安全目标（或粮食安全已经得到充分保障）为隐含的前提。

增加将主要依赖于农民数量的减少，这与农业问题转变的一般规律更加吻合。但是，其劣势在于组织形式的变化可能造成粮食生产的短期波动，同时也要考虑如何吸纳农业转出的劳动力的问题。

客观上讲，对这两种组织形式适用性的判断本质上取决于两点：一是对国家战略和政策制定这一内生系统之外的外生因素变化态势的预判；二是价值判断。前者的实然问题包括：是资源禀赋、生态环境还是技术水平限制了粮食保障能力？未来哪一个约束将会首先松动？是工业还是农业在未来的技术进步率更快？未来国际经济和政治环境是否还能够给中国提供农业转型的缓冲期？后者的应然问题包括：农民是否应该无条件地享有和城市居民同等的国民待遇？农民应该在多大程度上享有土地产权？在长期让渡农民利益以后，当前是否应该开始大规模地还利于农民？对上述问题的回答在很大程度上决定了学者对未来农业组织形式和当前农业政策改革方向的判断。

从实践来看，当前农业政策改革在很大程度上仍然沿袭了以往渐进式改革和“摸着石头过河”的经验。中国当前的核心利益仍然聚焦在现代产业，国家战略是通过产业结构调整 and 产业升级在全球产业竞争中实现中国制造强国的目标<sup>①</sup>。在这一战略下，农业农村发展仍然被定位为国家和稳定的基础，农业政策改革的方向是在保证粮食安全和农村社会稳定的基础上渐进地实现组织形式由小农经营向适度规模经营转变。与此对应的两个关键问题分别是：第一，如何处理粮食产量因组织形式变化而发生波动的可能性，以及如何处理增产目标和适度规模经营目标在实现路径上可能存在的矛盾；第二，如何有效地引导小农户转型或退出，以及如何推进适度规模经营的形成。

## （二）粮食安全战略转型问题

粮食安全战略转型，就是将依赖小农经营的粮食安全战略转变为依赖规模化经营的粮食安全战略，也即蔡昉（2008b）提出的粮食安全战略将要伴随粮食经济比较优势的形成实现从被动型战略向主动型战略的转变。实现这种转型需要首先审视粮食安全问题的普遍性和中国的特殊性。从特殊性来看，不能将非完全主权国家或者人地资源不紧张国家的粮食安全观套用于中国。速水佑次郎和神门善久（2003）认为，粮食安全战略的制定依赖于对可能发生的粮食危机的分析，并将粮食危机分为四类：偶发性危机、循环性危机、政治性危机、马尔萨斯式危机。显然，上述危机在发生概率和结果的危害性上对中国的影响都不同于对日本或西方国家的影响。从普遍性来看，“安全”的概念强调“稳”的一面，对应于底线思维，而“发展”的概念则强调“进”的一面，对应于高线思维。这意味着不能用谋求发展利益的高线思维来定位粮食安全战略，既不能盲目将粮食安全的产品范畴由粮食扩大到一般农产品，也不能盲目地将粮食安全等同于不惜一切代价地追求粮食增产。只要和平与发展仍然是国际环境的主流，国家用来保障粮食安全的资源投入就应该逐渐弱于用来引导适度规模经营的投入。

供给侧保障粮食安全的政策工具依据时效性可以分为三类。短期政策工具直接围绕粮食供给而制定，包括粮食进口、粮食储备、减少流通损耗等；中期政策工具围绕即期的粮食生产过程而制定，包括各种鼓励生产要素投入的措施，例如价格支持、生产要素补贴、培育海水稻、海外租地等；长期政策工具围绕粮食生产效率而制定，包括各种鼓励农业技术进步、提高耕地地力、提高劳动力技能、提

<sup>①</sup>参见《国务院关于印发〈中国制造 2025〉的通知》，[http://www.gov.cn/zhengce/content/2015-05/19/content\\_9784.htm](http://www.gov.cn/zhengce/content/2015-05/19/content_9784.htm)。

高减损技术的措施。需求侧保障粮食安全的政策工具包括：通过分配制度限制消费、减少消费环节的粮食浪费、引导可持续的食物消费行为、限制人口过快增长等。从保障粮食安全的目标来看，上述政策工具之间主要是替代关系，而非互补关系，也就是说，有限的几种政策工具只要可以充分发挥并确保无虞，粮食安全就可以得到保障，而不需要所有政策工具都同时充分发挥。底线思维意味着保障粮食安全的政策工具不需要“手手都要硬”，而是要选择性地有所偏重，做到“一手硬，一手软”。上述政策工具之间的替代关系给中国粮食安全战略转型提供了理论上的可能性；反过来讲，如果采用高线思维来制定粮食安全政策，那么，战略转型也就无从谈起。

在上述政策工具中，只有鼓励生产要素投入的中期政策工具与规模经营的目标相悖。价格支持类政策工具从操作方式上可以近似理解为对种（卖）粮的劳动力要素进行补贴，大多数农业保护补贴（例如“三项补贴”和耕地地力保护补贴）在操作方式上并不是直接对劳动力要素进行补贴，而是对粮食生产的其他生产要素进行补贴。但是，从理论上讲，与粮食生产挂钩的补贴最终都会归于产业链各环节的生产要素的所有者，其中以耕地承包权的拥有者即普通农户为主（全世文等，2018）。这也就意味着价格支持和挂钩补贴都将会降低粮食生产的边际成本，从而阻碍那些相对缺乏效率的小农户退出粮食生产，因而不利于规模经营的形成。如果财政同时实施挂钩补贴和规模经营补贴，那么，后者只有抵消了前者对低效率农户的激励作用以后，才能实际发挥鼓励规模经营的效果。因此，当前中国粮食安全战略转型的关键在于利用好供给侧短期和长期政策工具，并在需求侧减少浪费、引导食物可持续消费，而适度弱化中期政策工具中那些鼓励粗放型增产的措施<sup>①</sup>。

实践中的一个担忧在于农业组织形式的变化可能导致粮食产量下降。学界已经有大量研究探讨土地流转或规模化经营是否会对粮食安全带来负面影响，其核心关切在于两点，一是“非粮化”问题，二是土地生产率下降的问题（例如张宗毅和杜志雄，2015；武舜臣等，2019）。其中，不乏整体论的观点在承认适度规模经营趋势的同时认为政策应该强化对小农户的扶持从而巩固粮食保障能力（例如武舜臣和刘晨曦，2020）。对小农户的扶持将不可避免地使用中期政策工具，因此，整体论难免因多重目标的内在冲突而陷于失败。假设适度规模经营确实导致了粮食产量下降，而且这种下降是一种暂时的摩擦性下降，那么，政策资源在短期内的相互抵消尚可以在长期有所缓解；反之，如果这种下降是长期的结构性下降，那么，为了避免政策资源的长期抵消，战略性的权衡就不可避免。

理论上讲，经营主体变化必然引起生产决策变化，使要素投入结构由一种均衡转变为另一种均衡。

<sup>①</sup>值得注意的是，即使是同一种政策工具，不同地区在实践中的操作方式也存在差异，其核心的区别就在于这种补贴是否真正与生产挂钩。例如，无论是改革前的“三项补贴”，还是改革后的耕地地力保护补贴，不同省份既有根据承包地面积、计税面积进行补贴的，也有根据粮食种植面积补贴的（耿仲钟，2018）。理论上讲，对“拥有土地”进行补贴等同于以承包面积为权重对农户的集体成员身份进行补贴，只要发放过程并不以从事农业生产为前置条件，那么，这一补贴就不会直接影响生产过程。但是，对“使用土地”进行补贴则是与生产挂钩的，将会直接阻碍低效率农户的退出。根据耿仲钟（2018）的总结，针对2016年改革后的耕地地力保护补贴，全国至少有8个省份完全按照实际种植面积进行补贴，其他至少4个省份不完全按照实际种植面积进行补贴。

暂不考虑“非粮化”问题，单纯就土地生产率而言，武舜臣和刘晨曦（2020）认为，资本驱动下的适度规模经营具有更强的经济理性，其利润目标与产量目标之间的一致性也会更强，更容易做出低产量高收益的选择。然而，理论和实践都没有充足的证据揭示小农户的经济理性弱于规模经营主体，同样，也没有有效的证据显示适度规模经营带来的要素投入结构变化必然导致粮食单产下降（例如仇焕广等，2017）。虽然有部分研究观察到规模经营的粮食单产低于小农经营，但是，由于中国在推进适度规模经营的同时也在推进农药化肥减量行动，而对规模经营主体的监管显然比对小农的监管更加容易，所以，这些观察到的现象并不能推及为令人信服的因果关系。理论上讲，粮食生产是土地、技术和资本密集的，而非劳动密集的，过剩劳动的所谓精细化管理很容易被资本和技术所替代。从国际经验来看，世界上绝大多数国家在农业劳动生产率增长的同时都伴随着土地生产率的增长，两者并非此消彼长的关系（速水佑次郎和神门善久，2003）。因此，土地生产率即使存在下降，也属于短期的摩擦性下降，而非长期的结构性下降。所谓战略转型，就意味着不能过于“畏小”而失于“治大”，国家应该展现出足够的战略定力，通过充分运用供给侧和需求侧的其他政策工具为粮食安全战略转型提供空间和时间，而不是继续增加对小农经营的扶持或强化对粗放型增产方式的鼓励。

### （三）适度规模经营的定位与实现

自从农业适度规模经营的目标提出以后，政策实践和相关研究都广泛聚焦于两个问题：适度规模的标准和表现形式。首先，标准的问题既涉及理论上的合理性，又涉及对中国未来农业组织形式的预判。政府部门给出的解释是，“不能盲目求大”，中国农业的适度规模不可能也不应该达到西方发达国家的规模标准；而且，资源禀赋差异意味着中国不同地区的适度规模标准也应有所不同，国家提倡的适度规模是当地户均规模的10~15倍<sup>①</sup>。这一标准在很大程度上是从平衡城乡相对收入的目标反推出的适度规模标准，而不是从利润最大化或效率最优化目标得到的最优经济规模。倪国华和蔡昉（2015）、陈秧分等（2015）以土地产出最大化、农户收入最大化为目标测算的最优粮食经营规模都大幅高于10~15倍的标准。其次，适度规模同时包括了土地流转和服务驱动两种形式。政府在实际中的思路表现为，只要粮食安全保障能力和农村社会稳定的底线不受影响，就可以支持各种类型的新型经营主体和各种形式的适度规模经营。

事实上，适度规模经营的关键问题并不在于标准和表现形式，而在于战略定位和实现方式。首先考虑定位问题。从一般演进逻辑来看，规模经营是农业问题发展到第三个阶段以后的政策目标，即农业劳动生产率需要通过减少农民数量才能够与工业劳动生产率相平衡，规模经营的出发点是农民利益。但是，如前文所述，在第三个阶段，中国粮食安全的相对重要性仍然高企，而粮食安全对应于国家利益。所以，中国提出的适度规模经营本质上是服务于粮食安全战略转型的一个过渡性目标，在短期内仍以粮食生产的“提质增效”为优先目标。只有当粮食安全的相对重要性在中长期有实质性下降以后，中国农业政策才能和图2所示的一般演进规律接轨，转变为以提高农民收入为优先目标。这种定位在

<sup>①</sup>资料来源：《发展多种形式的适度规模经营 推动农业发展方式转变》，[http://www.gov.cn/zhengce/2015-08/18/content\\_2914769.htm](http://www.gov.cn/zhengce/2015-08/18/content_2914769.htm)；《农业项目多大规模更容易拿补贴？各地“适度规模经营”标准有别》，<https://www.tuliu.com/read-52534.html>。

本质上也体现了渐进式改革的思想，强调“适度”就是为了避免在目标转换过程中使粮食生产出现大幅波动。同时，这种定位也决定了适度规模经营的核心对象应该是粮食作物而不是非粮食作物。政策文件中兼有“农业适度规模经营”和“粮食适度规模经营”的表述，但是，政策语言的表述上对后者的重视程度显然大于前者，即“谁多种粮食，就优先支持谁”。

适度规模经营得以推行的制度前提是“三权分置”改革放活了农村土地经营权。但是，从耕地用途管制的禁止性规定来看，未经审批的“非农化”属于违法行为，而“非粮化”则不属于违法行为（全世文等，2018），国家并没有将耕地或基本农田进一步划分为用途受法律约束的粮地和非粮地。作为补充，国家从2017年实施了建立粮食生产功能区和重要农产品生产保护区的政策，限定了“粮地粮用”。也就是说，从制度约束来看，国家对微观主体并没有“非粮化”的禁止性规定和惩罚措施，而是将防止“非粮化”的责任自上而下地分解到了基层政府。那么，经营主体的转变必然会带来种植决策的调整。全世文等（2018）认为，需求侧的食物消费结构升级引起土地相对稀缺性发生变化，从而导致农地天然具有“非粮化”的内生动力。也就是说，“非粮化”的微观动机并不受组织形式的影响，如果未加限制，“非粮化”的趋势将不可避免。武舜臣和刘晨曦（2020）认为规模经营主体在种植决策上更具灵活性因而更容易出现“非粮化”。但是，从逻辑上讲，适度规模经营并不是导致“非粮化”的原因。尽管现有研究并没有广泛证实适度规模经营必然带来非粮化（例如张宗毅和杜志雄，2015）；但是，由“非粮化”导致的粮食产量下降才是长期的结构性下降。从保障粮食安全的目标来看，政策必须要对“非粮化”进行严格管控。如果引导性措施不足以扭转“非粮化”趋势，或者补贴力度导致财政压力过大，对“非粮化”的禁止性规定就将成为必要的政策选择。

其次考虑适度规模经营的实现方式问题。适度规模经营的理论依据是规模经济，即在给定的技术水平下，通过合理配置生产要素实现单位成本随着规模扩大而下降的过程（许庆等，2011）。新古典主义将规模经济产生的原因归结为分工深化基础上的规模报酬递增。也就是说，要素的自由流动会通过市场机制实现其最优经济规模。许多经验研究都证实了粮食单位生产成本随经营规模扩大而下降的结论（例如许庆等，2011；吕挺等，2014；夏益国等，2015）。那么，这是否意味着放活了土地经营权以后，完全依靠市场机制就可以形成适度规模经营了呢？事实上，政府进行干预至少也存在两个合理的依据：第一，与资本和劳动要素相比，土地要素的流动性更低，因此，土地密集型的农业（尤其是粮食生产）形成规模经济的过程会更加漫长，或者说，短期的交易成本会更大；第二，渐进式改革的思路要求中短期的规模经营是“适度”的，而适度规模和最优经济规模并不一致。因此，讨论适度规模经营的实现方式仍然要回到政府与市场的关系这个根本问题上。

完全依赖市场机制既可能导致工商资本的大量涌入，也可能导致因极少数农户反对而无法促成适度规模形成的情况。而政府或集体的过度干预既可能导致对规模经营主体做出非经济最优的偏向性选择，又可能导致以少数服从多数的名义侵害部分农民利益。实践中大量存在的“整村流转”就很难保证其实现过程是所有集体成员都同意的，同样也不能保证流转后的经营主体是经济最优的选择结果。在实践中，政府干预的原则和尺度需要做出谨慎的权衡。中央政府的责任是，在国家战略既定的前提下把握粮食安全战略转型和组织形式转型的节奏，统筹制定政府干预的原则和尺度。基层政府和村集

体则需要恪守原则的基础上，通过发挥服务能力来尽量减小适度规模实现过程中的交易成本。

#### （四）农业转型面临的潜在风险

国家推进适度规模经营延续了渐进式改革的思路，其基本逻辑是通过放活土地经营权从而在农业生产环节更进一步地发挥市场配置资源的作用，实现“能者务农”。改革有两个基本前提：一是粮食安全的保障能力不能出现结构性下降；二是农村社会稳定不能受到影响。根据图2描绘的一般规律，在农业问题的第一和第二阶段，不平衡的发展战略要求农民利益服从国家利益。那么，在让渡农民利益的同时并不激化农村社会矛盾就构成了国家利益层面上粮食安全目标以外的另一个隐性的政策目标。反过来讲，可能激化农村社会稳定的发展方向或政策设计就构成了潜在的风险。

影响农村社会稳定的核心问题是分配问题。在农业为工业提供剩余的时代，国家通过统购统销制度实现对农业的剥夺，其组织保证形式是农业集体化，后者的实质是通过强制性的均等分配来避免农业内部的剥夺，从而缓解因外部剥夺给农村社会稳定带来的风险（程漱兰，1999）。改革开放以后，伴随着经济体制的市场化转型和城乡二元经济体制的加强，城乡收入差距经过短期缩小以后开始持续扩大，工农之间的分配不均和农村居民之间的分配不均开始同时显现。但是，由于土地流转严格受限且户籍制度限制了农村劳动力的转出，所以，城乡之间和农村居民内部之间的分配不均都主要来自于工农劳动生产率的差异，而农业部门内部的分配不均则处于次要地位。随着适度规模经营目标的提出，土地制度和户籍制度对土地要素和劳动力要素的束缚都有所松动，市场机制可以更进一步地决定农业生产环节的资源配置。相应地，按照要素分配将会自然地造成农民分化，扩大农业部门内部的分配不均。当城市发展无法同步地为农业部门析出的剩余劳动力提供充足的就业岗位时，农村贫困问题和失业问题就会上升为影响社会稳定的主要因素。那么，中国当前农业生产组织形式的转变是否会给农村社会稳定带来威胁呢？

农业生产组织转型的前提是要素市场具有流动性。关于要素私有制，尤其是土地私有制，是否导致了历史上严重的分配不均从而威胁社会或政权的长期稳定，这一直是学界关注的话题（例如刘正山，2007；黄少安和谢冬水，2013）。建立在调查资料和历史资料基础上的研究倾向于认为，地权分散并非导致中国历史上土地兼并和政权更迭的主要原因（例如秦晖和金雁，2010；黄少安和谢东水，2013）。根据新古典主义的规模经济理论，农业生产的最优规模本质上取决于和要素禀赋相适配的技术和管理水平。也就是说，在初始状态的均田制下，一旦允许土地自由交易，土地集中是必然规律，但是，集中到何种程度取决于和要素禀赋适配的技术与管理水平。从静态来看，农业生产者在实践中可选择的技术束通常是非连续的，采纳不同技术手段得到的经营规模的经济最优解也是离散的。从动态来看，长期技术进步的过程本质上就是资本替代劳动和土地的过程，经济最优的经营规模随资本替代劳动程度的提高而扩大。

在当前土地经营权从限制到放活的过程中，规模经济实现“能者务农”的目标有两种进路。第一，土地集中以后，经营者采用的生产技术并未发生系统性变化，各生产要素的投入结构也没有发生大幅变化，这个过程带来的规模经济主要归因于分工和比较优势得以释放，市场机制筛选出的“能者”是传统意义上生产管理更高的“种植能手”。第二，土地集中以后，经营者采纳的生产技术发生了



系统性的改变，资本投入大量增加而劳动投入大量减少，这个过程带来的规模经济主要归因于技术升级带来的资本边际成本下降，市场机制筛选出的“能者”主要是掌握现代生产技术的“新型职业农民”。其中，第二种进路较第一种进路具有更强的规模经济，因此，在市场机制的作用下，第二种进路的内生动力更加强劲，这是技术进步使资本替代劳动的必然结果。但是，第二种进路析出农业劳动力的规模更大且速度更快，与适度规模和渐进式改革的思路并不一定吻合。尤其是，在第二种进路下，资本大量涌入农业生产环节不仅会析出相对缺乏效率的小农户，还会析出传统意义上并不缺乏效率的种植能手，导致生产环节的分配份额快速向资本集中，农村居民分配不均的问题也会快速恶化。

在农业机械化时代的成熟阶段，以大型机械替代小型机械的技术尚能够被少数“新型职业农民”所掌握；由于大型机械同样存在技术效率边界，农业生产单位成本先下降后上升的规律仍然适用，因此，最优经济规模即使很大，却仍然存在物理边界。随着农业进入数字时代，物联网、大数据、云计算、人工智能、机器人等新一代信息技术在农业生产的在线监测、精准作业、数字化管理等方面的应用正在快速推进。统计数据显示，2019年中国农业生产数字化水平达到23.8%，农机深松整地作业物联网监测面积累计超过1.5亿亩，植保无人机年度作业量近3亿亩<sup>①</sup>。数字技术和无人化作业模式不仅可以克服因地形不规则或地块碎片化而无法实现规模经济的障碍，更是大幅推高了最优经济规模的边界。尤其是，当数字资源作为一种新的生产要素出现以后，互联网公司或平台就可以利用网络效应和算法优势形成自然垄断，导致“赢者通吃”的马太效应（李丽红和尹伟贤，2021），在这个过程中，最优经济规模是无上限的。所以，当数字技术充分进入农业生产环节形成自然垄断以后，“农民”将不再成为一个职业，生产环节的分配将会向掌握数字技术的头部资本集中，农业生产环节就会出现更为严重的分配不均。从这个意义上讲，在农业发展进入第三个阶段以后，农民收入的增加依赖于农民数量减少的规律将会最终演变为农民的彻底消亡和数字资本对农业劳动的近乎完全取代。

对于西方发达国家而言，职业农民对现代化生产技术具有较高的掌握能力，农业生产由机械化向数字化转型的过程中，职业农民对新技术的学习成本较低；而且，由于农业劳动力的占比已经很低，国家对析出劳动力的福利性转移支付也不会面临太大的财政压力。相比之下，中国农业正处在从小农经营向适度规模经营的转型过程中，农业劳动力的占比仍然很高，没有系统掌握机械化生产技术的小农户更不可能“弯道超车”地掌握数字技术。因此，如果数字技术快速且大幅度地向农业生产环节渗透，农民急剧失业或至少急剧隐性失业将不可避免，由此给社会稳定带来的潜在威胁不容忽视。

## 五、总结与启示

新中国成立以来，伴随着国家战略的演变和工业化的推进，中国农业农村经历了不平凡的发展历程。然而，本土理论体系的缺失使得对中国农业发展和农业政策演进的分析只能沿用西方经济理论的分析框架，导致现有研究不足以在认识历史必然性和或然性的基础上把握中国农业政策演进过程中的

<sup>①</sup>资料来源：《农业现代化辉煌五年系列宣传之十二：为现代农业插上数字化翅膀》，[http://www.jhs.moa.gov.cn/ghgl/202105/t20210524\\_6368217.htm](http://www.jhs.moa.gov.cn/ghgl/202105/t20210524_6368217.htm)。

一般性和特殊性问题。本文从国家利益和国家战略的视角构建了一个三层分析框架，用来理解后发国家农业发展和政策演进的一般规律。第一层是国家利益核心要素中主权、安全和发展的演变规律，第二层是农业对国家利益核心贡献的演变规律，第三层是速水佑次郎和神门善久（2003）提出的三种农业问题的演变规律。农业对国家利益的核心贡献包括三种：一是对经济发展和社会稳定的长期贡献；二是对粮食安全的直接贡献；三是为工业提供原始积累，即对国家安全的间接贡献。其中，第一个贡献反映了“农民利益、农业利益和国家利益保持一致”，后两个贡献反映了“农民利益和农业利益服从于国家利益”。农业核心贡献发生阶段性变化的规律构成了农业政策演进的内在逻辑。

基于上述框架，本文重点分析了中国农业政策演进历程中的特殊性问题。中国农业问题和农业政策演变的历程与三个阶段的演进规律从形式上基本吻合。但是，在中国进入“工业反哺农业”阶段将近20年后的今天，中国农业却同时面临着“农业不强”和“农民不富”的双重难题。导致双重难题的原因并不是农业保护力度不够，而是中国农业三种核心贡献的变化规律不同于一般演进规律，即粮食安全贡献的重要性并未随着工业化的推进而下降，而是始终保持在高位，甚至在工农关系转折期还存在上升趋势，导致中国农业政策始终将“增产”作为核心目标。直到2004年进入“工业反哺农业”时期，农业对发展和稳定的长期贡献也没有超过对粮食安全的直接贡献而成为中国农业政策的优先关切。2014年后围绕户籍制度、农村土地产权、生产组织形式、农村公共服务、农村扶贫展开的一系列政策改革标志着中国开始进入“变二元为一元”的城乡融合发展阶段，自此中国才可能真正迈入农业问题的第三个阶段。但是，即使在这一阶段，粮食安全的相对重要性仍然没有实质性下降。

在制造强国的战略布局下，当前中国农业政策改革的方向是在保证粮食安全和农村社会稳定的前提下实现组织形式由小农经营向适度规模经营转变。实践中的改革在很大程度上沿袭了以往渐进式改革的思路，强调“适度”就是为了避免转型过快而对粮食安全和社会稳定造成负面影响。组织形式转型的目标服务于粮食安全战略转型的目标。保障粮食安全需要恪守“安全”的底线思维，而不能采用“发展”的高线思维，不宜盲目扩大食物安全的产品范畴，也不能盲目地将粮食安全等同于不惜一切代价地追求增产。供给侧和需求侧多种政策工具之间的替代关系为中国实现粮食安全战略转型提供了理论上的可能性。并不存在充分的理论和经验证据显示适度规模经营会导致粮食的土地生产率下降。土地生产率即使下降，也属于短期的摩擦性下降，而非长期的结构性下降。国家应该展现出足够的战略定力，通过充分运用其他政策工具为粮食安全战略转型提供空间和时间，而不是继续增加对小农经营的扶持或强化对粗放型增产方式的鼓励。相比之下，由“非粮化”带来的粮食产量下降才是长期的结构性下降，但组织形式转变与这种结构性下降之间并不存在因果关系。从保障粮食安全的前提来看，政策必须要对“非粮化”进行严格管控。

政策有必要对粮食规模经营和农业（非粮）规模经营区别对待。前者服务于粮食安全的国家战略，因此必须加以扶持；而对于后者，则不应该做过多干预。在一定程度上，农业非粮产业可以成为粮食规模经营实现过程中的一个缓冲区，用以吸纳规模经营析出的小农户。原则上不应该使非粮产业完成规模化转型的速度快于粮食产业。适度规模经营的关键问题是政府是否应该以及如何干预其实现过程的问题。实践中，政府干预的重点应该是降低粮食规模经营实现过程中的交易成本，而不应直接参与

或引导经营主体的选择,更不应该优先扶持或大力扶持非粮产业规模经营的形成。

粮食适度规模经营的形成主要依赖于市场机制,但是,资本如果不受控制地大量且快速涌入农业生产环节,将导致小农户的分化速度过快从而影响农村社会稳定。当前,数字技术在中国农业生产环节的应用尚处在推广和成长阶段,大量资本的涌入在短期内有效降低了农业生产成本,提高了生产效率。但是,伴随着未来数字技术应用进入成熟期,就很难避免自然垄断的诞生。任何稀缺的生产资料,其垄断所有权都要求本部门的剩余价值在平均化为平均利润以前,首先攫取一部分作为这种生产资料的收益(全世文等,2018)。随着相对稀缺性的变化,数字要素的产权强度甚至有可能超过土地要素的产权强度,要求获得更高的分配份额。因此,国家在制定和贯彻数字乡村发展战略时,应当统筹适度规模经营的节奏和数字技术进入农业生产环节的节奏,对资本扩张过快析出农业劳动力的风险予以足够的重视。在规范数字产权的趋势下,农业领域的数字反垄断要早做布局 and 规划。

#### 参考文献

1. 蔡昉, 2006: 《“工业反哺农业、城市支持农村”的经济学分析》,《中国农村经济》第1期,第11-17页。
2. 蔡昉, 2008a: 《中国农村改革三十年——制度经济学的分析》,《中国社会科学》第6期,第99-110页、第207页。
3. 蔡昉, 2008b: 《刘易斯转折点后的农业发展政策选择》,《中国农村经济》第8期,第4-15页、第33页。
4. 蔡昉, 2013: 《理解中国经济发展的过去、现在和将来——基于一个贯通的增长理论框架》,《经济研究》第11期,第4-16页、第55页。
5. 陈秧分、孙炜琳、薛桂霞, 2015: 《粮食适度经营规模的文献评述与理论思考》,《中国土地科学》第5期,第8-15页。
6. 程国强, 2012: 《中国农业对外开放: 影响、启示与战略选择》,《中国农村经济》第3期,第4-13页、第43页。
7. 程漱兰, 1999: 《中国农村发展: 理论和实践》,北京: 中国人民大学出版社,第2-6页、第21页、第91-100页、第144-151页、第349页。
8. 邓宏图、徐宝亮、邹洋, 2018: 《中国工业化的经济逻辑: 从重工业优先到比较优势战略》,《经济研究》第11期,第17-31页。
9. 冯旺舟、肖银洁, 2020: 《超越修昔底德陷阱还是实现帕累托最优? ——论习近平的国家利益观及其现实启示》,《湖北社会科学》第2期,第25-30页。
10. 高帆, 2018: 《中国农村经济改革40年: 实施逻辑与发展趋向》,《求是学刊》第5期,第11-21页、第181页。
11. 耿仲钟, 2018: 《我国农业支持保护补贴政策效果研究》,中国农业大学博士学位论文。
12. 郭熙保、苏甫, 2013: 《速水佑次郎对农业与发展经济学的贡献》,《经济学动态》第3期,第101-108页。
13. 韩保江、杨丽, 2019: 《新中国70年工业化历程、成就与基本经验》,《改革》第7期,第5-15页。
14. 黄少安、谢冬水, 2013: 《土地集中效应差异化假说——农业经济时代与工业化和市场经济时代土地集中效应比较》,《经济理论与经济管理》第9期,第5-21页。
15. 黄宗智, 2018: 《中国新时代小农经济的实际与理论》,《开放时代》第3期,第62-75页。
16. 李康, 2020: 《国家能力、市场竞争和社会信念: 新中国70年来经济体制变革过程的政治经济学解释》,《经

济社会体制比较》第1期,第159-169页。

17.李丽红、尹伟贤,2021:《数字经济背景下反垄断面临的挑战与应对研究》,《理论探讨》第2期,第92-96页。

18.林毅夫、蔡昉、李周,1994:《中国的奇迹:发展战略与经济改革》,上海:格致出版社,第20-172页、第246-266页。

19.刘正山,2007:《土地兼并的历史检视》,《经济学(季刊)》第2期,第675-706页。

20.吕挺、纪月清、易中懿,2014:《水稻生产中的地块规模经济——基于江苏常州金坛的调研分析》,《农业技术经济》第2期,第68-75页。

21.马晓河、蓝海涛、黄汉权,2005:《工业反哺农业的国际经验及我国的政策调整思路》,《管理世界》第7期,第55-63页。

22.曼瑟尔·奥尔森,2014:《集体行动的逻辑》,上海:格致出版社,第5-56页、第96-99页。

23.倪国华、蔡昉,2015:《农户究竟需要多大的农地经营规模?——农地经营规模决策图谱研究》,《经济研究》第3期,第159-171页。

24.彭小辉、史清华,2016:《农业政策变化的发生机理:基于多重制度逻辑视角——以农村税费改革为例》,《中国软科学》第6期,第39-51页。

25.秦晖、金雁,2010:《田园诗与狂想曲——关中模式与前近代社会的再认识》,北京:语文出版社,第43-58页、第110-127页、第150-178页。

26.仇焕广、刘乐、李登旺、张崇尚,2017:《经营规模、地权稳定性与土地生产率——基于全国4省地块层面调查数据的实证分析》,《中国农村经济》第6期,第30-43页。

27.全世文、胡历芳、曾寅初、朱勇,2018:《论中国农村土地的过度资本化》,《中国农村经济》第7期,第2-18页。

28.全世文、黄波,2018:《中国农民收入可持续发展的长效路径分析》,《世界农业》第1期,第4-12页、第36页。

29.全世文、于晓华,2016:《中国农业政策体系及其国际竞争力》,《改革》第11期,第130-138页。

30.宋洪远,2018:《中国农村改革40年:回顾与思考》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期,第1-11页。

31.宋伟,2017:《大国的整体国家利益:一种理论分析》,《现代国际关系》第3期,第37-44页。

32.速水佑次郎、神门善久,2003:《农业经济论(新版)》,北京:中国农业出版社,第1-191页、第298-310页。

33.王俊生,2020:《中国在东北亚地区的利益:争论、共识及超越》,《教学与研究》第4期,第55-64页。

34.魏后凯、苑鹏、芦千文,2020:《中国农业农村发展研究的历史演变与理论创新》,《改革》第10期,第5-18页。

35.温思美、黄冠佳、郑晶、李飞飞,2018:《改革开放以来我国三农问题关注重点变化及其演进逻辑》,《农业经济问题》第12期,第4-13页。

36.武舜臣、刘晨曦,2020:《再议规模经营中的粮食安全问题:争议回应与政策启示》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第6期,第80-87页。

37.武舜臣、于海龙、储怡菲,2019:《农业规模经营下耕地“非粮化”研究的局限与突破》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第3期,第142-151页。

38.夏益国、孙群、刘艳华,2015:《美国农场的耕地集中:现状、动因及影响》,《中国农村经济》第4期,第81-96页。

39.许庆、刘进、杨青,2020:《WTO规则下的农业补贴改革:逻辑、效果与方向》,《农业经济问题》第9期,第88-100页。

40. 许庆、尹荣梁、章辉, 2011: 《规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究》, 《经济研究》第3期, 第59-71页、第94页。
41. 杨成, 2003: 《利益边疆: 国家主权的发展性内涵》, 《现代国际关系》第11期, 第17-22页。
42. 殷杰、郭亚茹, 2017: 《社会科学中的还原论探析》, 《科学技术哲学研究》第3期, 第13-18页。
43. 于晓华, 2018: 《以市场促进农业发展: 改革开放40年的经验和教训》, 《农业经济问题》第10期, 第8-13页。
44. 约翰·奈特、邓曲恒、李实、杨穗, 2011: 《中国的民工荒与农村剩余劳动力》, 《管理世界》第11期, 第12-27页、第187页。
45. 张发林、朱小略, 2020: 《国家利益的国内基础——一个动态分析框架》, 《太平洋学报》第11期, 第35-48页。
46. 张占斌, 2007: 《中国优先发展重工业战略的政治经济学解析》, 《中共党史研究》第4期, 第13-24页。
47. 张宗毅、杜志雄, 2015: 《土地流转一定会导致“非粮化”吗? ——基于全国1740个种植业家庭农场监测数据的实证分析》, 《经济学动态》第9期, 第63-69页。
48. 赵德余, 2010: 《解释粮食政策变迁的观念逻辑: 政治经济学的视野》, 《中国农村经济》第4期, 第20-29页。
49. 周其仁, 2004: 《产权与制度变迁: 中国改革的经验研究》, 北京: 北京大学出版社, 第1-71页。

(作者单位: 中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 黄 易)

## The Evolution Logic of Agricultural Policy: On the Key Problems and Potential Risks of China's Agricultural Transformation

QUAN Shiwen

**Abstract:** This article constructs a three-tier analysis framework to explain the general law of agricultural development and policy evolution in late-developing countries. The core contribution of agriculture to national interests includes three categories: providing primitive accumulation for industry, food security, and social stability. The law of contribution change leads to the internal logic of the agricultural policy evolution. The particularity of China's agricultural policy evolution is that the importance of the contribution of food security has not declined in the process of industrialization, and there is even an upward trend in the transition period. Today, nearly 20 years after China entered the stage of supporting agriculture by industry, China is still facing the dual problems of "agriculture is not strong" and "farmers are not rich". At present, the direction of China's agricultural reform is to realize the organizational transformation from small-scale operation to moderate scale operation on the premise of ensuring food security and rural social stability. The key issues in the process of transformation are the strategic orientation of food security and the realization approach of moderate scale operation. The potential risk is that the rapid infiltration of capital into agricultural production leads to intensified differentiation of small farmers.

**Keywords:** Evolution Logic; Agricultural Policy; National Interest; Food Security

# 乡村振兴视角下的农村劳动力回流弹性估计\*

## ——基于空间断点回归的研究

李芳华<sup>1</sup> 姬晨阳<sup>2</sup>

**摘要：**产业兴旺是乡村振兴的重点。本文基于2015—2019年河南省新县各行政村经济活动发生的随机差异性变化，以农村生产性用电量指标度量村级经济活动强度，构造准自然实验，利用村边界的外生性以及“断头路”导致的劳动力需求冲击的非连续性，采用空间断点回归的方法，估算了农村劳动力的回流弹性。本文发现：在当前农村经济活动增长幅度下，男性劳动力的流动选择没有显著变化，中青年女性劳动力留在本地工作的概率显著提高，回流弹性为0.28，原因在于女性劳动力留在当地的非经济收益更高。进一步分析表明，女性劳动力回流损失了家庭收入（相比基础年份，样本期内处理组家庭年人均自有收入的总增长量比控制组低6576元），但同时也创造了更大的非经济收益（处理组学生中考成绩平均比控制组高108分）。异质性分析结果显示，非经济收益越大的家庭，中青年女性的回流概率越大，回流弹性也越大。本文的发现为乡村振兴提供了一定启示。

**关键词：**空间断点回归 劳动力回流弹性 非经济收益 乡村振兴

**中图分类号：**F323.6 **文献标识码：**A

### 一、引言

党的十九大报告提出实施乡村振兴战略，《乡村振兴战略规划（2018—2022年）》明确，要科学有序推动乡村产业、人才、文化、生态和组织振兴，把产业兴旺作为乡村振兴的重点<sup>①</sup>。《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》明确提出“促进产业在国内有序转移”。农村劳动力是乡村产业振兴的重要投入要素，研究其行为逻辑至关重要。此外，张强等（2018）认为乡村地区保持一定数量的人口规模且年轻人口占有一定的比例，是乡村振兴的重要标志之一。在此背景下，科学评估农村经济活动增强对不同农村劳动力群体行为的影响是各界面临的重大课题。一方面，农村劳动力回流弹性直接关系到乡村振兴的实施逻辑。当地就业机会的增加是否能够有效吸引劳动力回流，以及主要吸引了哪些群体回流，对于接下来吸引企业转移和推进乡村振

\*本文通讯作者：姬晨阳。文责自负。

<sup>①</sup>原文件中表述为“乡村振兴，产业兴旺是重点。”

兴的工作思路十分关键。另一方面,探索劳动力回流的激励机制,能够为把握农村劳动力流动规律、促进劳动力回流、实现人才振兴提供理论指导。

从学术研究的角度来看, Monte et al. (2018) 定义了劳动力流动对当地劳动力需求的弹性,并认为在目前劳动力流动加剧以及西方国家“重振制造业”的背景下,估计此弹性的大小具有重大的政策意义。目前的相关研究大多使用跨地区数据(张永丽、黄祖辉, 2008; 张广胜、周娟, 2009; Enrico, 2011; 樊士德等, 2015), 然而这类研究存在着内生性问题。首先,跨地区研究中不可观测的因素,例如各地区制度、习俗、文化等的差异,能够影响农村人口流动的意愿和成本(袁益, 2020), 遗漏相关变量将导致估计有偏。其次,企业选址与劳动力流动之间存在双向因果关系,当地劳动力群体的特征可能对企业选址存在影响,从而导致简单的跨地区回归结果失准。因此,寻找更加科学的估计策略以提高该系数估计的准确性和可置信度至关重要。此外,从研究内容上看,国内关于农村劳动力流动的研究主要侧重于宏观因素对农业劳动力部门间流动的影响(刘明, 2012; 蔡昉, 2018)、劳动力流动对地区间工资差异等的影响(董莹、穆月英, 2015)以及影响农村劳动力流动的个人特征(赵耀辉, 1997)和迁入地特征(李勋来、李国平, 2005; 封进、张涛, 2012), 鲜有关关注迁出地就业机会变化对劳动力流动选择的影响,定量研究和对不同人群的异质性讨论更是匮乏。例如, Wang and Fan (2006) 使用推拉模型讨论了原住地就业机会增加等村庄层面的特征对劳动力回流的影响,但并没有进行定量分析。

造成以上研究空白的主要原因有二。其一是西方经济学界更关注劳动力由发展中国家向发达国家的流动,例如墨西哥向美国的流动和中东向欧洲的流动,或者劳动力在城市间的流动(Wozniak, 2010), 这是由国家制度等因素决定的。而在中国乡村振兴战略的背景下,聚焦劳动力回流到农村这一特定流动方向,研究农村地区经济活动增强是否能够吸引劳动力留在当地工作,具有重大现实意义。第二个原因在于难以准确度量农村经济活动和劳动力需求。对于城市的经济活动,目前的文献多使用夜间灯光数据(徐康宁等, 2015), 但这一指标并不适用于生产生活相对分散的农村地区。

鉴于此,本文将研究范围缩小到中国中部地区的一个典型县域,利用扶贫开发信息系统中的建档立卡贫困户数据,使用空间断点回归方法,估计了现有经济活动强度下不同类型农村劳动力回流的劳动需求弹性(后文简称为劳动力回流弹性),并进一步讨论了其影响机制。本文的边际贡献在于:研究视角上,以往研究局限于考察城市对农村劳动力外迁的影响,本文以农村发展为出发点,估计农村地区劳动力需求上升对劳动力回流的影响,在乡村振兴背景下具有更强的政策含义和现实意义。研究方法上,本文借助2015—2019年各村经济活动强度变化的外生性和异质性,基于村庄边界的外生性以及相邻村庄在制度和文化等方面的高度相似性,构造准自然实验,使用空间断点回归方法,从而有效控制了不可观测因素对结果造成的影响,并解决了双向因果关系导致的内生性问题。此外,本文创新性地使用来自于国家电网公司的农村生产性用电量来度量村庄层面的经济活动强度,为接下来研究农村问题提供了新的思路。研究内容上,本文估计了不同群体的劳动力回流弹性,发现在当前农村经济活动增长幅度下,男性劳动力的流动选择没有显著变化,中青年女性劳动力留在本地工作的概率显著提高,为劳动力流动弹性估计提供了来自中国的证据,对全面推进乡村振兴提供了政策启示。



## 二、理论模型与假说

本文试图解释的是农村经济活动增强对当地劳动力流动选择的影响，而非解释中国经济对农村人口内部流动规律的影响。因此，本文采用局部均衡模型进行分析<sup>①</sup>。考虑以下效用最大化问题，总效用包含经济收益和非经济收益两部分。劳动力选择就业类型和工作地点以最大化总效用，其中就业类型有两种，分别是从事个体农业劳动和从事雇佣工作；工作地点也有两种选择，分别是留在当地与外迁。以上两个方面的选择可以组合为三种互斥的工作状态，即留在当地从事个体农业劳动、留在当地从事雇佣工作以及外迁从事雇佣工作。根据基础年份不同性别、不同年龄段的劳动参与率变化<sup>②</sup>，本文以50岁为界，将个体分为4类：中青年男性（16~50岁男性）<sup>③</sup>、中青年女性（16~50岁女性）、中老年男性（51~75岁男性）以及中老年女性（51~75岁女性）。个体效用函数定义如下：

$$u_{ikt}^j = \begin{cases} p_{it}^j(x_{it}, \mathfrak{A}_{it}) + np_{it}^j(x_{it}, \mu_{it}) & k=0 \\ w_{it}^j(x_{it}, \mathfrak{A}_{it}) + np_{it}^j(x_{it}, \mu_{it}) & k=1,2 \end{cases} \quad (1)$$

其中，上标  $j$  代表个体  $i$  的所属类型， $j=1$  代表中青年男性、 $j=2$  代表中青年女性、 $j=3$  代表中老年男性、 $j=4$  代表中老年女性。下标表示个体  $i$  的工作状态  $k$  和工作地点  $r$ ， $k=0$  代表留在当地从事个体农业劳动， $k=1$  代表留在当地从事雇佣工作， $k=2$  代表外迁从事雇佣工作； $r=0$  代表留在当地，对应  $k=0$  和  $k=1$ ， $r=1$  代表外迁，对应  $k=2$ 。 $u_{ikt}^j$  代表  $j$  类型的个体  $i$  在  $t$  期选择工作状态  $k$  时的总效用，包括经济收益和非经济收益，根据就业类型不同，分别为  $(p_{it}^j + np_{it}^j)$  和  $(w_{it}^j + np_{it}^j)$ 。经济收益与个体类型  $j$ 、工作状态  $k$ 、工作地点  $r$  均相关，而非经济收益仅与个体类型  $j$  和工作地点  $r$  相关。当  $k=0$  时， $p_{it}^j$  代表  $j$  类个体在  $t$  期从事个体农业劳动的收入（经济收益）， $np_{it}^j$  代表  $j$  类个体留在当地的货币化非经济收益。当  $k=1,2$  时，经济收益为  $j$  类个体在  $r$  地工作的工资

<sup>①</sup>使用局部均衡模型要求工资水平外生给定，而该条件在本文的研究背景下是成立的，可以认为不影响模型结果。具体原因如下：首先，一个县域的劳动力相对于任何一个迁入城市的劳动力市场而言，都是微不足道的，其流动对于该城市均衡工资水平的影响可以忽略不计。部分已有研究也证明了类似的结论，Friedberg（2001）研究发现到以色列的移民并没有对本国劳动力造成不良影响。Cohen-Goldner and Paserman（2011）的发现进一步证明了该结论。其次，当前的劳动力流动规模也不足以影响当地工资水平。笔者调查了新县境内部分农村企业，发现其用工成本在2017年至2019年之间并未发生显著变化（在此期间，新县农村企业雇用散工的价格一直为：女工80元/天，男工100元/天）。基于以上两个原因，有充分的理由认为，迁入地和迁出地的工资水平均外生给定。

<sup>②</sup>在基础年份，当年龄达到50岁时，男性和女性劳动参与率开始明显下降，之前相对稳定。也就是说，50岁以上群体和50岁以下群体在劳动供给方面存在明显的基础差异，因此选取50岁作为年龄划分界限（若需要分性别和年龄段的劳动参与率情况，可向作者索要）。

<sup>③</sup>本文研究期限是2014—2019年。在这一期间，个体年龄自然增长5岁，为了剥离出年龄自然增长对流动选择产生的影响，本文实际使用的中青年研究样本是2014年和2019年处于16—50岁人群的交集，即满足以下条件： $\{16 \leq age_{2014} \leq 50\} \cap \{16 \leq age_{2019} \leq 50\}$ ，中老年研究样本同理。

函数  $w_{it}^j$ ,  $np_{it}^j$  代表  $j$  类个体选择在  $r$  地工作的货币化非经济收益。经济收益和非经济收益皆取决于个体所属类型  $j$  和个体特征  $x_{it}$ 。其中, 经济收益还受不可观测因素  $\mathfrak{A}_{it}$  的影响, 非经济收益受不可观测因素  $\mu_{it}$  的影响。

虽然 (1) 式没有对工作状态选择施加任何限制, 但事实上, 个体的选择受就业概率和失业概率的共同影响。鉴于本文不要求解理论模型, 因此使用  $P_{it}^j$  代表两者的整体效应, 即在稳定工作状态下的概率, 取决于个体类型  $j$  和工作地点  $r$ 。

个体  $i$  在  $P_{it}^j$  的约束条件下, 最大化 (1) 式得到最优的流动选择, 由外生的工作获取概率向量  $[P_0, P_1]$ 、工资向量  $[w_0, w_1]$ 、非经济收益向量  $[np_0, np_1]$ 、个体所属类型  $j$ 、个体特征  $x_{it}$  以及误差项  $\mathfrak{A}_{it}$  和  $\mu_{it}$  共同决定。对于人口大规模净流出中部农村而言, 可以合理假设当地工资水平  $w_0$  低于外出务工的工资水平  $w_1$ , 而留在当地的非经济收益  $np_0$  大于外出务工的非经济收益  $np_1$ , 因此最优化问题有解, 可以表示为:

$$k_{it,j}^* = f^j \left( [P_0, P_1]_t^j, [w_0, w_1]_t^j, [np_0, np_1]_t^j, x_{it}, \mathfrak{A}_{it}, \mu_{it} \right) \quad (2)$$

本文所要估计的是在给定的异质性偏好参数下, 农村经济活动增强对不同农村劳动力流动选择的异质性影响。农村经济活动增强创造了更多的就业机会, 即对应 (2) 式中的  $P_0$  上升, 在当地工资水平  $w_0$  给定的情况下,  $P_0$  上升将增加留在当地从事雇佣工作的经济收益, 在非经济收益  $np_0$  和  $np_1$  不变的情况下, 留在当地从事雇佣工作的总效用增加, 从而激励劳动力回流。在农村劳动力外迁规模持续上升的情况下<sup>①</sup>, 原来从事个体农业劳动的劳动力, 选择留在当地从事雇佣工作而非外出务工, 这种情况可以看作是一种“隐形”的回流。鉴于此, 本文所关注的劳动力回流包括两种情形, 即  $k_{it,j}^*$  由 2 变化到 1 的实际回流和由 0 变化到 1 的隐形回流<sup>②</sup>, 总的回流弹性可以表示为:

$$\mathcal{E}_{k=1, P_0}^j \Big|_{w, np} = \frac{\Pr(k_{t-1}^* = \{0, 2\} \rightarrow k_t^* = 1) / \Pr(k_{t-1}^* = \{0, 2\})}{\Delta P_{0,t}^j / P_{0,t-1}^j} \quad (3)$$

然而, (3) 式包含了流动选择的时间趋势。为了剥离时间趋势, 理想的情形是, 存在两个偶然经历了不同经济活动强度变化, 但是其他特征均相同的地区  $m$  和  $n$ , 可以利用两个地区之间的变化差异消除时间趋势, 得到更加精确的劳动力回流弹性计算公式:

$$\mathcal{E}_{k=1, P_0}^j \Big|_{w, np} = \frac{\frac{\Pr(k_{t-1}^* = \{0, 2\} \rightarrow k_t^* = 1)_m}{\Pr(k_{t-1}^* = \{0, 2\})_m} - \frac{\Pr(k_{t-1}^* = \{0, 2\} \rightarrow k_t^* = 1)_n}{\Pr(k_{t-1}^* = \{0, 2\})_n}}{(\Delta P_{0,t}^j / P_{0,t}^j)_m - (\Delta P_{0,t}^j / P_{0,t}^j)_n} \quad (4)$$

当地区  $m$  和  $n$  足够相似时, 则可将上式简化为:

<sup>①</sup>国家统计局发布的 2014—2019 年《农民工监测调查报告》显示, 农村劳动力外迁规模由 2014 年的 2.7 亿上升至 2019 年的 2.9 亿。同一时期内, 本文所聚焦的新县所有建档立卡贫困户中 16-50 岁劳动人口从事雇佣工作的比例上升了 12%, 外出务工的比例上升了 14%。

<sup>②</sup>在本文的研究情境下, 无论是实际回流还是隐形回流, 都是由外生的当地经济活动增强引发的, 因此不进行详细区分。

$$\varepsilon_{k=1, P_0}^j \Big|_{w, np} = \frac{\left( \Pr(k_t^* = 1)_m - \Pr(k_t^* = 1)_n \right) / \Pr(k_{t-1}^* = \{0, 2\})}{\left( P_{0,t,m}^j - P_{0,t,n}^j \right) / P_{0,t-1}^j} \quad (5)$$

由（2）式可知，为了弥补回流带来的经济收益下降（当地工资水平  $w_0$  小于外出务工的工资水平  $w_1$ ），必然存在非经济收益。只有当选择回流的非经济收益（ $np_0 - np_1$ ）足以抵消经济收益的下降（ $w_1 - w_0$ ）时，劳动力才会选择回流，且回流弹性的大小与群体特征相关。按照当前的家庭分工模式，女性是传统农村家庭中负责料理内务的主要人员（黄枫，2012），男性回流的非经济收益往往低于女性，从而使得男性对于当地就业机会变动的反应不敏感，由此可得以下假说。

假说1：回流弹性与非经济收益有关，男性回流的非经济收益普遍小于女性，从而回流弹性也小于女性。

假说2：当  $\varepsilon_{k=1, P_0}^j > 0$  时，群体  $j$  发生负的收入变动。

假说3：个体  $i$  回流的非经济收益越大， $\varepsilon_{k=1, P_0}^i$  越大。

### 三、研究方法与回归模型

#### （一）识别策略

估计流动弹性的关键在于找到两个可比的地区  $m$  和  $n$ 。为解决初始就业机会  $P_{0,t-1}^j$  与不可观测因素导致的内生性问题，理想情形下， $m$  地区和  $n$  地区在包括制度、文化、初始经济状态和结构、劳动力就业偏好等各个方面都应相似，且  $m$  地区经历了  $n$  地区所没有的就业机会变动的外生冲击。在县域这一小空间范围内，可以认为企业经营的成功与否是随机事件（后文证明了2015—2019年村庄经济活动的增长幅度与村庄特征、政策等均无关），这为本文提供了解决内生性的良好机会。根据刘生龙等（2014）对电力消费和经济活动关系的研究，本文使用村级生产性用电量度量村级经济活动强度，将2015年至2019年<sup>①</sup>生产性用电量增长幅度达到50%以上的村作为经济活动明显增强的处理组；将低于50%的村作为控制组<sup>②</sup>。考虑到贫困村在制度等方面与非贫困村的系统性差异，笔者在回归之前进行了分组。

本文解决内生性的思路与Michalopoulos and Papaioannou（2014）基本一致，作者基于非洲国家独立前政治边界两侧居民所处的地理区域和文化的同质性，以边界线作为空间断点，解决了国家制度产生的内生性，准确估计了国家制度在经济发展中的作用。同理，本文选择村庄边界没有道路连通的村庄<sup>③</sup>，以村庄边界作为空间断点，以家庭到村边界的直线距离为驱动变量，位于处理组一侧的驱动变

<sup>①</sup>选择2019年的原因在于，2020年暴发新冠肺炎疫情，对劳动力流动和经济活动均造成了影响，导致数据失常。

<sup>②</sup>根据全县所有村庄非居民用电增长率分布，3/4分位数为50.90%，因此选择50%作为处理组村庄和控制组村庄的分类标准。另外，本文估计的是劳动力回流的弹性，在定义中将处理组与控制组经济活动增长幅度的差值作为分母，能够消除具体划分标准的影响。比较处理组和控制组村庄在2015年的用电量及其结构，发现两组村庄在2015年并没有显著差异，其非居民用电总量的均值之差为-17.38千千瓦时（t值为-1.07），服务业用电比重的均值之差为3.35%（t值为0.92）。

<sup>③</sup>白明等（2018）证明，不同治理主体容易陷入基础设施建设方面的合作困境，进而引发“断头路”现象。

量为正，而控制组一侧为负。由于处理组和控制组位于同一个县内相邻的两个村庄，因此在文化、习俗、地理环境、就业偏好等各方面皆相似，避免了企业选址等因素导致的内生性问题。本文中处理组和控制组唯一的差异在于可获得的就业机会，劳动力流动选择的转变可完全归因于当地劳动需求的变动，这使得本文能够利用村庄边界作为空间断点，精确地估计出当地劳动力需求变动对劳动力流动选择的影响。村庄边界处劳动力需求存在断点的原因如下：

首先，村庄边界处道路的非连通导致边界两侧个体获取就业机会的成本存在跳跃。如图1（a）所示，由于交通成本和时间成本的存在，劳动力到达新企业的交通距离越远，新企业对其影响也越弱。图1（b）呈现了“断头路”导致的断点情形。村庄A和村庄C在地理位置上相邻，但两个村庄边界处没有道路相连。当村庄C出现新的就业机会，劳动力 $L_1$ 到达新就业机会的交通距离为 $a_1$ ，而劳动力 $L_2$ 虽然在地理位置上与 $L_1$ 相邻，但由于村庄A和村庄C的边界没有道路连接，劳动力 $L_2$ 要到村庄C就业，需要先穿越村庄B，实际交通距离 $a_3$ 远大于直线距离 $a_2$ ，从而在村庄A和村庄C的边界处形成了断点。

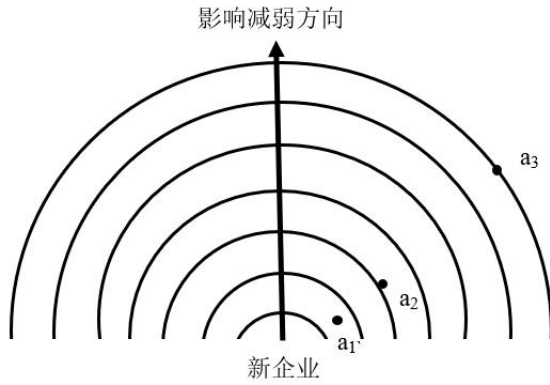


图 1（a）新企业的影响与交通距离

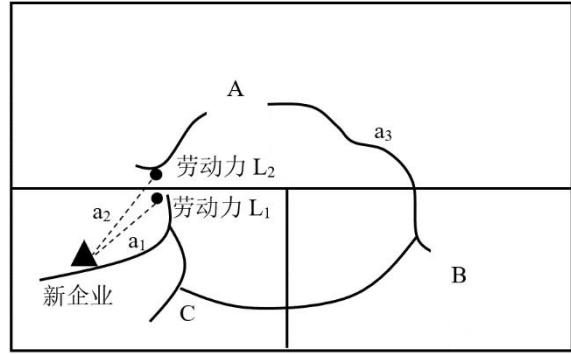


图 1（b）村庄边界“断头路”示意图

其次，村内增加的工作机会也优先被配置给本村村民<sup>①</sup>。现有文献也证明了类似的结论，如Robinson（2016）发现种族是导致非洲市场隔离的一个重要因素。以上两点保证了处理组和控制组村庄边界两侧的家庭虽然具有相似的文化和地理位置，但他们所受到的影响存在断点。

## （二）模型设定与变量选取

基于以上分析，本文采用精确断点回归模型：

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 distance_i + \beta_3 distance_i \times D_i + \lambda X_i + \delta_i \quad (6)$$

其中， $Y_i$  为本文所关注的结果变量，主要是个人层面的工作状态、工作状态的变动（离散变量）以及工作时间。在机制验证中，本文使用家庭层面的年人均自有收入<sup>②</sup>，以及自有收入分解后的工资性收入和生产经营性收入作为被解释变量。 $distance_i$  代表家庭 $i$  到村庄边界的直线距离，是断点回归的驱动变量，如果 $i$  位于处理组村庄，则 $distance_i > 0$ ，否则 $distance_i < 0$ 。 $D_i$  为处理变量，如果

<sup>①</sup>笔者曾在新县陆湾村长期调研，2019 年陆湾村集体产业用工数量达到 1104.5 人次，其中来源于外村的有 24.5 人次，占比 2.2%，且雇用的三位外村劳动力均为原陆湾村女性，后出嫁至其他村。

<sup>②</sup>自有收入是指除转移支付收入之外，通过劳动供给或者资产经营等获得的收入。

$distance_i > 0$ ，则  $D_i = 1$ ，否则  $D_i = 0$ 。 $\beta_1$  为核心待估参数，代表就业机会变动这一外生冲击的局部平均处理效应（LATE）。在带宽的选择上，参考 Calonico et al. (2019) 求最优带宽的方法，利用 Epanechnikov 核函数构造局部多项式。

$X_i$  为控制变量，根据劳动力流动的家庭选择模型（Stark and Levhari, 1982），主要选取个人基本特征变量和家庭特征变量。个人基本特征变量包括年龄和受教育程度，家庭特征变量包括三个方面，一是家庭供养负担变量，已有研究证明孩子和老人的数量对劳动力回流存在显著的正向影响（Wang and Fan, 2006），因此本文加入家庭成员中 5 岁及以下孩子的数量、15 岁及以下义务教育学生数量、65 岁及以上老人数量、长期患病家庭成员数量。二是家庭健康成年人数量，包括成年健康女性数量和成年健康男性数量。健康状况通过影响劳动参与率和劳动生产率，进而对收入水平产生显著的影响（程名望等，2016），在收入效应下，健康成年人数量多的家庭的劳动力更可能选择回流。三是其他家庭成员的工作情况。根据劳动力流动的家庭选择模型，其他家庭成员的收入可能影响个体工作状态选择。在缺少个体层面收入变量的情况下，本文使用工作情况进行替代。在针对男性劳动力的回归中另加入女性劳动力在乡镇内、乡镇外的务工时间；同理，在针对女性劳动力的回归中控制男性劳动力的工作时间。最后，控制家庭所在地的基础设施情况，具体包括当前的道路情况以及道路的改善程度。交通更加便利、道路改善情况更大的家庭的劳动力有更大的概率选择外出务工（刘晓光等，2015），基础设施可获得性的提高对贫困家庭收入有显著促进作用（谢申祥等，2018）。以上变量均可能影响家庭收入，控制后可减少扰动项的方差，使得估计值更加精确。

在得到  $\beta_1$  后，可以根据劳动力回流弹性式（4）和式（5），进一步计算在当地经济活动强度增加  $(P_1 - P_0)\%$  时的劳动力回流弹性。若要全面估计农村劳动力回流弹性，需要使用包含全部具有农村户籍劳动力的数据。然而本文的空间断点回归设计对数据的要求较高，主要体现在两个方面。一方面是要求包含村庄经济活动强度的度量指标和家庭地理位置指标，另一方面还要求村庄边界的周围存在足够的样本量。因此从数据可得性的角度，本文把研究范围缩小到一个县域，使用覆盖全部建档立卡贫困户的政府采集数据，对方程（6）进行估计，并进一步计算劳动力回流弹性。

## 四、数据介绍

### （一）研究区域的一般性和代表性

本文选择的样本县新县具有较好的代表性。根据 2016 年《全国地市县统计资料汇编》和人口普查数据，笔者搜集了全国 2000 个县的相关经济社会指标。如表 1 所示，新县 2015 年的各项指标接近全国的均值和中位数。为进一步验证研究样本的一般性，本文使用中国家庭金融调查（CHFS 2015）<sup>①</sup> 中贫困家庭和个人层面的指标与新县进行对比，发现新县 2014 年所有建档立卡户的家庭人均纯收入、低保金、耕地资产及健康比重等多个指标的中位数，与 CHFS（2015）报告的全国层面统计值没有显

<sup>①</sup>在全国性的调查数据中，目前笔者已知的仅有 CHFS 数据库有针对全国 29 个省（市、自治区）的贫困户及其家庭成员的信息，且统计指标与新县样本指标具有高度重合性。

著差异<sup>①</sup>，且与中西部地区更接近，这说明本研究所选取的样本具有代表性和一般性。

表 1 新县各项指标与全国的对比

变量	全国均值	全国中位数	新县
人均地区生产总值（单位：千元）	21.63	14.60	14.09
第二产业占比（单位：%）	42.94	43.84	42.40
人均储蓄（单位：千元）	16.60	12.87	13.76
人均企业数量（单位：个/千人）	0.20	0.12	0.14
平均受教育年限（单位：年）	8.71	8.62	8.42
人口密度（单位：万人/平方公里）	0.03	0.02	0.02

## （二）数据描述

从数据层面来讲，本文所用数据主要包含家庭及个人层面数据和村庄层面的数据，家庭和个人层面数据主要用于回归，村庄层面的数据主要用作处理组选择和空间断点设置。

本文通过身份证号码将新县的建档立卡贫困户数据、农村家庭宅基地登记数据、学生成绩数据合并，构建包含新县全部建档立卡贫困户的面板数据，包含家庭和个人两个层面的指标。其中，建档立卡贫困户数据来源于扶贫开发信息系统<sup>②</sup>，包含个人年龄、性别、工作地点、工作时间等指标，以及年度总收入、分项收入等家庭层面指标。农村家庭宅基地登记数据来源于新县自然资源局，主要是家庭宅基地GIS位置信息，用于计算样本家庭到村庄边界的距离，通过身份证号码与建档立卡贫困户数据匹配。学生成绩数据来源于新县教育局，主要用于研究劳动力流动的非经济收益，仍然通过学生身份证号码与建档立卡贫困户数据匹配。个人和家庭层面主要变量的描述性统计见表2。

表 2 个人和家庭层面主要变量的描述性统计

变量	单位	时间跨度	观测值	均值	标准差
个人层面变量					
性别（女=1，男=0）		2014—2019	242778	0.46	0.50
工作状态（从事雇佣工作=1，自雇农或不工作=0）		2014—2019	242778	0.37	0.48
身体状况（健康=1，患病或残疾=0）		2014—2019	242778	0.23	0.42
工作时间	月	2014—2019	242749	2.72	4.01
工作地点					
在乡镇内工作（是=1，否=0）		2014—2019	242778	0.07	0.25

<sup>①</sup>CHFS（2015）数据库统计的主要信息年份为2014年。为客观比较，本文对CHFS数据库的对应变量进行了极端值处理。由于篇幅原因此处不再展示，具体统计数据可以向作者索要。

<sup>②</sup>扶贫开发信息系统由国务院扶贫办于2013年底建立，为每一个建档立卡贫困户设立档案，并在精准扶贫过程中进行年度更新。该数据在个人和家庭信息采集方面具有极高的准确性。以新县为例，工作地点信息和收入数据在个人申报的基础上，需要工作人员进行现场核查，并要求务工人员提供加盖公章的工资证明，以便领取外出就业补贴。因此，该系统的工作信息和收入数据比调查数据更可信。

(续表 2)

在乡镇外县内工作 (是=1, 否=0)		2014—2019	242778	0.05	0.21
在县外工作 (是=1, 否=0)		2014—2019	242778	0.26	0.44
家庭层面变量					
家庭年人均自有收入	元	2014—2019	70506	5302.87	5300.72
15 岁以下孩子数量	人	2014—2019	70580	0.70	0.87
65 岁以上老人数量	人	2014—2019	70580	0.17	0.43
患病或残疾人数量	人	2014—2019	70580	0.79	0.77
健康成年男性数量	人	2014—2019	70580	1.03	0.78
健康成年女性数量	人	2014—2019	70580	0.78	0.80
2018 年家庭与道路最短距离	米	2018	60218	204.68	302.08
2018 年家庭与村庄中心最短距离	米	2018	60218	1000.69	703.65
2018 年家庭与最近村庄边界的距离	米	2018	60218	426.16	280.20

本文综合新县不同行业部门的统计数据与网络公开数据,构建了包含村庄基本信息、电力消费信息、道路信息在内的村庄面板数据,具体来源如下。村庄基本信息数据来源于扶贫开发信息系统,包括村庄的地理位置、自然资源、基础设施状况、人口结构等指标。根据村庄的经纬度,可以计算出到乡镇中心、县城中心的距离。村庄边界信息数据来自于中科院地理研究所 2013 年地理国情普查数据 (GDPJ 03-2013),主要用于空间断点回归设计。电力消费数据来源于国网新县供电公司,跨度为 2013 年至 2020 年底。通过用电地址可以识别账户所在村庄,根据用电账户类别,排除居民用电账户后,加总得到村级年度生产性用电量,用以度量村庄经济活动强度。2015 年至 2019 年间,村级生产性用电量增长率的均值为 34.79% (标准差为 115.15)<sup>①</sup>。道路 GIS 数据来源于新县交通运输局,覆盖 2013 年、2015 年、2018 年全县范围内所有道路,用于控制基础设施对劳动力流动选择的影响。

### (三) 样本选择

新县共有 11997 户建档立卡贫困户<sup>②</sup>,其中 89% 能够匹配到家庭位置。鉴于各村建档立卡贫困户数量和占村庄人口比重均存在差异,为避免各村在识别贫困户过程中的人为干扰,本文统一选取一个村庄内收入最低的 10% 家庭用于估计<sup>③</sup>,总共 7689 个。没有公路贯通边界的村庄共有 91 个,其中进入处理组的 31 个,进入控制组的 60 个,共包含 2556 个家庭,9313 个个体。由于本文选取的是收入最低的 10% 的家庭,所以研究样本在整个研究时期的人均自有收入低于全样本。而且,研究样本家庭中 15 岁以下孩子的数量更少,65 岁以上老人的数量、患病或残疾人的数量更多,健康成年劳动力的数量更少,与道路的最短距离更大。从个体层面来看,研究样本和全样本在工作时间、工作地点选择方面基本一致。这意味着虽然研究样本的家庭结构与全样本存在差异,即儿童和健康成年人数量少、患病或残疾家庭

<sup>①</sup>由于篇幅限制,其他村庄层面变量的描述性统计结果不在此展示,若有需要可向作者索要。

<sup>②</sup>新县农村常住人口约 18 万人,建档立卡贫困户共有 11997 户,约 4.5 万人,占农村常住人口的比重约为 25%。

<sup>③</sup>由于篇幅限制,详细描述性统计结果不在此展示,若有需要可向作者索要。

成员数量多，但仍然能够较好地代表贫困人口的一般情况。

## 五、实证结果

### （一）断点回归的有效性

#### 1. 经济活动强度变化的外生性

本文使用空间断点回归方法的前提在于村庄的经济活动强度变化是外生的，即与个人和家庭特征无关。按照贫困户的识别标准，贫困家庭的生产性资产较少，对于村庄整体经济活动强度的影响可忽略不计。本文以村庄生产性用电量变化幅度为被解释变量，对包含人口结构、地理位置、资源禀赋、领导特征、基础年份的企业数量和劳动力外出比例在内的村庄变量进行回归，发现村庄经济活动强度的变化与村庄特征无关。这说明村庄经济活动强度及其变化是外生的<sup>①</sup>。

#### 2. 内部有效性与外部有效性

断点回归的内部有效性还依赖于以下三个条件：（1）驱动变量是外生的；（2）村庄边界两侧的样本均匀分布；（3）断点两侧的家庭和个人完全可比。在本文的空间断点回归中，驱动变量是家庭与村边界的距离，由于村边界和家庭地理位置均是既定的，所以条件（1）成立。图2呈现了断点两侧的劳动力分布情况。显然，村边界两侧的劳动力分布是连续的，这间接说明边界两侧的家庭也是均匀分布的。

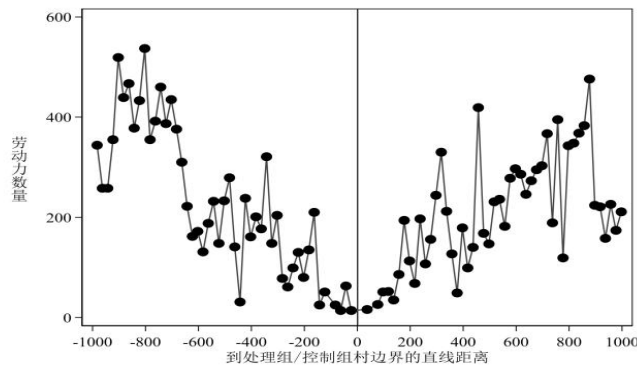


图2 断点两侧样本分布

对于条件（3），将断点两侧 10% 低收入家庭在基础年份的人均自有收入、平均受教育程度等作为因变量进行断点回归，自变量为处理变量  $D_i$ 。结果见表 3，无论选择最优带宽，还是 500 米和 1000 米固定带宽，两侧家庭在任何变量上均不存在显著差异，这说明村庄边界线作为断点是平衡的、有效的。

表 3 断点两侧平衡性检验结果

变量名称	最优带宽结果	最优带宽	固定带宽(500 米)	固定带宽(1000 米)
家庭年人均自有收入	163.91 (174.44)	402.12	163.06 (176.21)	174.47 (215.69)
女性最高教育程度	0.33 (0.22)	419.30	0.33 (0.21)	0.27 (0.28)
男性最高教育程度	0.05 (0.16)	569.20	0.04 (0.15)	-0.13 (0.22)

<sup>①</sup> 由于篇幅限制，详细回归结果不在此展示，若有需要可向作者索要。



(续表 3)

健康成年女性数量	0.12 (0.10)	696.46	0.11 (0.10)	0.01 (0.19)
患病成年女性数量	-0.11 (0.10)	456.44	-0.12 (0.11)	-0.13 (0.14)
健康成年男性数量	0.15 (0.13)	499.32	0.16 (0.13)	0.17 (0.17)
患病成年男性数量	-0.03 (0.10)	564.12	-0.03 (0.11)	0.05 (0.15)
15 岁及以下孩子数量	-0.17 (0.17)	546.25	-0.15 (0.18)	-0.07 (0.25)
65 岁及以上老人数量	-0.02 (0.08)	568.82	-0.02 (0.08)	0.04 (0.12)
患病家庭成员数量	-0.01 (0.14)	617.24	0.00 (0.15)	0.11 (0.24)

注：括号内为标准误。

断点回归估计的是局部平均处理效应，其可推广性取决于带宽内外样本是否具有可比性。本文把主要家庭特征变量作为被解释变量，将家庭到村边界距离的1~15阶多项式作为解释变量，进行OLS回归，并按照赤池信息准则（AIC）选择最优阶数<sup>①</sup>。最优化的多项式回归得到的调整后的R<sup>2</sup>普遍在0.001左右，说明到村边界的距离对家庭特征变量解释力度很弱，且基本不存在显著性水平在5%以下的项。可以认为，断点回归带宽内外的家庭不存在距离维度上的异质性，本文所估计的局部平均处理效应可扩展至平均处理效应。

## （二）劳动力回流弹性估计

表4报告了三种方法下村庄经济活动增强对不同性别和年龄劳动力流动选择的影响的估计结果。其中，常规结果指不做任何调整直接进行断点回归得到的结果，误差修正是在常规方法的基础上，对带宽边缘的样本进行了优化处理，稳健结果则是稳健标准误下的估计结果。相比而言，误差修正方法得到的结果和稳健结果更可信（Calonico et al., 2019）。因此，本文的介绍以这两种方法的结果为主。

表 4 方程（6）估计结果：经济活动增强对不同劳动力群体流动选择的影响

	男性劳动力				女性劳动力			
	16~50 岁		51~75 岁		16~50 岁		51~75 岁	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Pr(k_{t-1}^* = \{0, 2\} \rightarrow k_t^* = 1)$								
常规	0.129	0.119	-0.059	-0.118	0.353**	0.324**	0.355*	0.316**
方法	(0.080)	(0.077)	(0.096)	(0.103)	(0.173)	(0.158)	(0.197)	(0.154)
误差	0.150*	0.135*	-0.060	-0.135	0.397**	0.373**	0.429**	0.390**
修正	(0.080)	(0.077)	(0.096)	(0.103)	(0.173)	(0.158)	(0.197)	(0.154)
稳健	0.150	0.135	-0.060	-0.135	0.397*	0.373**	0.429*	0.390**
结果	(0.097)	(0.094)	(0.120)	(0.125)	(0.205)	(0.187)	(0.229)	(0.178)
$\Pr(k_t^* = 1)$								
常规	0.129	0.113	-0.062	-0.113	0.399**	0.380***	0.360*	0.317**
方法	(0.093)	(0.088)	(0.114)	(0.108)	(0.162)	(0.136)	(0.201)	(0.156)

<sup>①</sup>因篇幅有限，在此不展示详细结果，如有需要可向作者索要。

(续表 4)

误差修正	0.151 (0.093)	0.133 (0.088)	-0.057 (0.114)	-0.124 (0.108)	0.442*** (0.162)	0.431*** (0.136)	0.431** (0.201)	0.386** (0.156)
稳健结果	0.151 (0.113)	0.133 (0.107)	-0.057 (0.142)	-0.124 (0.133)	0.442** (0.196)	0.431*** (0.167)	0.431* (0.235)	0.386** (0.184)
控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
观测值	1551	1523	1087	1077	1076	1054	875	863

注：括号内为标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

(1) — (2) 列为经济活动增强对男性劳动力流动选择的影响，可以发现，处理组中青年（16~50 岁）和中老年（51~75 岁）男性劳动力的回流概率没有明显变化。由 (3) — (4) 列可知，处理组中老年女性和中青年女性的回流概率均显著增加了，比控制组平均高出近 40%，且处理组和控制组之间  $\Pr(k_{t-1}^* = \{0, 2\} \rightarrow k_t^* = 1)$  与  $\Pr(k_t^* = 1)$  的差异变化趋势相同。图 3 展现了断点两侧（右侧为处理组村庄个体）中青年女性劳动力在乡镇内务工的概率关于到村庄边界距离的函数，阴影部分为 95% 置信区间，函数在村庄边界处不连续，边界附近的处理组个体在乡镇内务工的概率更高。

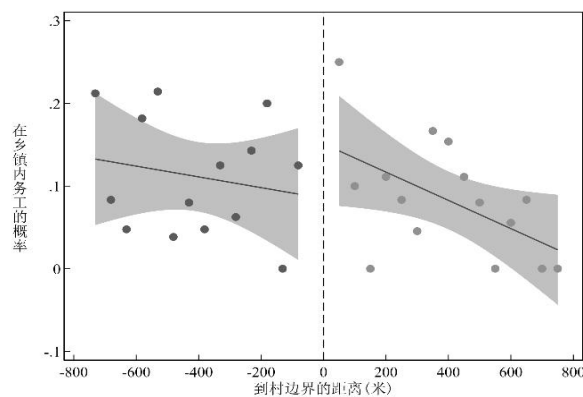


图 3 中青年女性在乡镇内务工的概率断点图示

在基础年份，根据中青年女性的  $\Pr(k_{t-1}^* = \{0, 2\}) \approx 97\%$  可以计算出中青年女性劳动力回流概率的变化比率为 0.38 (0.37/97%)。同理，中老年女性为 0.40。结合处理组与控制组生产性用电量增长幅度差异的中位数 134%，可以最终计算出中青年女性劳动力的回流弹性约为 0.28，中老年女性劳动力的回流弹性约为 0.30。2014 年至 2019 年，女性劳动力就业率由 22% 提高到 54%，存在强烈的时间趋势，这意味着找一个合意的控制组以消除时间因素是十分必要的。以上发现证明了假说 1，在当前的经济活动增长幅度下，男性劳动力的选择未受影响，女性劳动力更多地留在当地就业，而非选择外出务工，但其回流弹性小于 1，说明该群体受影响的程度仍有限。

### (三) 稳健性检验

以上结果包含贫困村和非贫困村样本。考虑到 2015—2019 年贫困村更完善的制度和更大程度的基

基础设施改善<sup>①</sup>对劳动力流动选择可能存在影响，即使空间断点回归方法已经控制了村庄边界两侧的制度和基础设施特征，但制度等因素与经济活动变化之间可能存在的对劳动力流动选择的协同效应，将使结果不够精准。鉴于此，本文仅使用非贫困村样本进行稳健性检验，并且增加以工作时间这一连续变量作为被解释变量的稳健性检验，结果如表5所示。

表5 稳健性检验：经济活动增强对不同劳动力群体流动选择的影响

	男性劳动力				女性劳动力			
	16~50 岁		51~75 岁		16~50 岁		51~75 岁	
	(1)		(2)		(3)		(4)	
$\Pr(k_i^* = 1)$	0.148 (0.145)	0.106 (0.140)	-0.660*** (0.228)	-1.224*** (0.317)	0.619** (0.281)	0.506** (0.225)	0.543 (0.383)	0.722*** (0.249)
$\Pr(k_i^* = 2)$	-0.167 (0.189)	-0.233 (0.221)	0.163 (0.365)	0.043 (0.247)	-0.947*** (0.249)	-1.135*** (0.242)	-0.167 (0.163)	-0.054 (0.170)
$M(k_i^* = 1)$	1.315 (1.063)	1.634 (1.041)	-0.624 (1.202)	-0.936 (1.139)	0.712 (1.289)	0.726 (1.310)	3.18 (2.120)	4.017*** (1.361)
$M(k_i^* = 2)$	-2.723 (2.060)	-3.117 (2.264)	2.069 (3.104)	-0.092 (2.049)	-8.416*** (2.292)	-8.534*** (2.205)	-1.029 (1.276)	-0.359 (1.308)
控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
观测值	915	887	648	638	670	648	501	489

注：①  $M(k_i^* = 1)$ 、 $M(k_i^* = 2)$  分别表示在乡镇内务工和乡镇外务工的时长（月）；② 括号内为标准误，\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

由（1）列可知，从概率和工作时间两方面看，中青年男性劳动力的流动选择未发生显著变化。结合表4中的结果可以发现，被解释变量的选择、样本范围、是否加入控制变量均不影响中青年男性对应的结果，稳健地说明中青年男性劳动力流动选择不受当地劳动力需求变动的影响。（2）列显示，处理组中老年男性在乡镇内务工的概率显著降低<sup>②</sup>，但其在乡镇外务工的概率、乡镇内务工的时间均无显著变化，说明结果不稳健，即当地劳动需求增加对中老年男性劳动力的流动选择影响不确定。由（3）—（4）列可知，中青年女性和中老年女性劳动力在乡镇内从事雇佣工作的概率有所增加，中青年女性外出务工的概率大幅降低，再一次验证了假说1。在工作时间方面，处理组中青年女性在乡镇内工作的时间没有显著变化，在乡镇外工作的时间显著降低，平均降低约8.5个月。在加入控制变量后，处理组中老年女性在乡镇内工作的时间显著增加，平均增加约4个月，但其外出务工的时间并未显著变化。

<sup>①</sup> 本文的研究时期与脱贫攻坚高度重合，在脱贫攻坚期间，样本县新县向贫困村派驻了更强的工作队伍，包括第一书记和驻村工作队等，同时也向贫困村投入了更多的资金用于基础设施建设和产业发展。

<sup>②</sup> 该系数显著的原因在于，当把研究范围缩小到非贫困村时，样本量随之变小，估计过程中选择的最优带宽仅有 752 米，此时有效样本量仅有 149 个，加上中老年男性劳动参与率不足 80%，导致估计结果不稳定。若沿用表 4 的带宽（1398 米），则有效样本量增加至 350 个，此时中老年男性对应的系数变得不显著。

从时间趋势来看(图4),在初始年份,处理组和控制组中青年女性在乡镇外的工作时间基本相同,这说明处理组和控制组劳动力在初始年份的就业偏好一致。随着村庄经济活动强度差异的增加,处理组中青年女性在乡镇外工作的平均时间逐渐低于控制组,2019年处理组中青年女性劳动力在乡镇外的工作时间比控制组少约8个月。

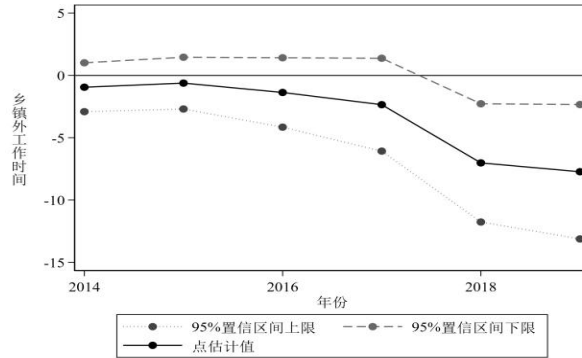


图4 处理组与控制组中青年女性劳动力乡镇外工作时间的变化趋势

由此可以得出以下结论:处理组在外务工的中青年女性劳动力有更大的概率从城市回到农村工作,但相比于控制组,其在乡镇内的工作时间并没有显著提高。本文从农村劳动力需求和供给两个方面出发探究其背后的原因。在劳动力需求方面,笔者从天眼查网站抓取了注册地在新县农村地区且截至2020年仍处于存续状态的企业数据<sup>①</sup>,其中61.2%的企业经营范围与农业种植相关,如茶叶和农副土特产品,这决定了其生产活动和提供的就业机会是不稳定的。进一步地,本文以村庄总生产性用电量作为本村企业生产活动的代理指标,可以发现月度用电量波动性较大(图5),再次证明企业的生产活动不稳定。在劳动力供给方面,已有研究表明女性回流后需要承担家庭照料等任务导致其无法提供稳定的劳动供给(黄枫,2012)。

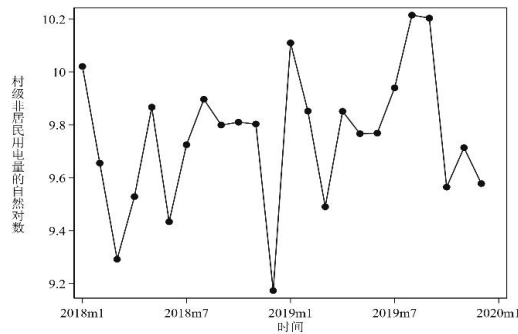


图5 非居民用电量随时间变动情况

<sup>①</sup>搜索方式为:“地区”选择“河南省信阳市新县”,“企业状态”选择“存续(在营、开业、在业)”,“成立时间”中“结束时间”选择“2019年12月31日”。基于指标“企业公示地址”,使用高德地图获取所有企业的经纬度,并与村庄边界GIS数据相结合,筛选出注册地在农村地区的农村合作社、企业和个体工商户共14425家。

#### （四）劳动力回流与家庭收入增长

村庄经济活动增强对家庭收入增长量的影响如表 6 所示。相比 2015 年，处理组家庭 2019 年人均自有收入增长量显著低于控制组，相差约 6576 元，差异来源主要在于工资性收入，这与更多的中青年女性劳动力放弃高水平工资而回到当地就业是分不开的，假说 2 得以验证。

表 6 经济活动增强对家庭收入增长量的影响

	年人均自有收入		年人均工资性收入		年人均生产经营收入	
	(1)		(2)		(3)	
常规	-5321.706**	-5665.687***	-5382.733**	-5130.179**	-556.144	-615.756
结果	(2459.182)	(2162.109)	(2644.740)	(2379.038)	(543.029)	(565.937)
误差	-6246.825**	-6576.779***	-6295.569**	-6024.912**	-746.202	-754.478
修正	(2459.182)	(2162.109)	(2644.740)	(2379.038)	(543.029)	(565.937)
稳健	-6246.825**	-6576.779***	-6295.569**	-6024.912**	-746.202	-754.478
结果	(2713.448)	(2509.318)	(2966.517)	(2789.457)	(673.257)	(698.208)
控制变量	否	是	否	是	否	是
观测值	1524	1495	1524	1495	1524	1495

注：括号内为标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。

图6展现了村庄边界两侧的处理组和控制组家庭年人均自有收入增长量差异的变化情况。2014年至2016年，处理组和控制组家庭不存在显著差异，2017年处理组家庭人均自有收入增长量比控制组显著低2000元左右，且差异随时间推移逐渐扩大。至2019年，处理组家庭人均自有收入增长量比控制组低6500元左右。以上结果进一步说明：在收入层面，当地经济活动的增强使得处理组家庭选择了更加无效的劳动力配置方式，中青年女性回流导致收入降低，假说2成立。

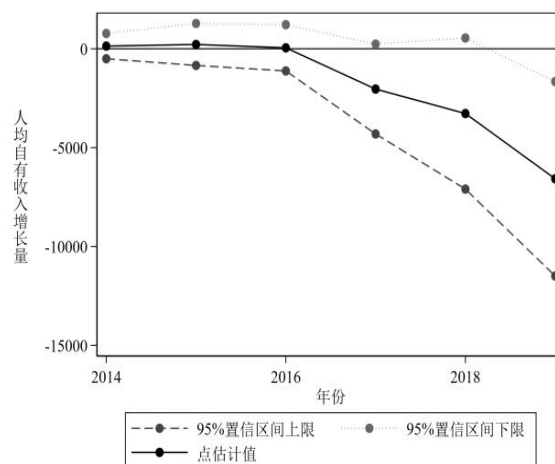


图 6 处理组与控制组家庭人均自有收入增长量差异的时间趋势

#### （五）劳动力回流与非经济收益

为了验证“劳动力回流的非经济收益越高，回流弹性越大”这一假说，本文首先选择学生的中考

成绩来证明当地经济活动增强对学生成绩有正面促进效果，验证非经济收益的存在。其次，本文以“家中至少有1个15岁以下孩子”来定义非经济收益更高的群体，并进一步证明该群体劳动力回流弹性更高。

#### 1. 验证非经济收益的存在

本文选择中考成绩来验证存在非经济收益的原因在于：随着年级的升高，家庭教育在学生教育中的比重可能逐渐降低，女性回流对孩子成绩的影响也会随之降低，而中考成绩是可获得的年龄段最小且由省教育厅组织的统一考试成绩数据。表7展现的是经济活动增强对学生成绩的影响，使用的样本为2017年至2019年参加中考的学生，且这些学生的所属家庭中有中青年女性劳动力。（1）列为经济活动增强对学生总成绩的影响，可以明显看出，处理组学生的中考成绩显著高于控制组，平均差异为108分，相当于当地中考总分的15%（108/700）。换言之，中青年女性劳动力回流的非经济收益是巨大的，足以弥补收入的下降。为了消除成绩绝对值的影响，（2）列报告了经济活动增强对标准化成绩的影响，两组学生的成绩差异仍然显著。

表7 经济活动增强对学生成绩的影响

	总成绩 (1)	标准化成绩 (2)
常规结果	98.58** (43.17)	0.797** (0.39)
误差修正	108.1** (43.17)	0.792** (0.39)
稳健结果	108.1** (53.05)	0.792** (0.47)
观测值	332	332

注：括号内为标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。

#### 2. 进一步的异质性分析

前文的结果已经充分证明，不同群体的回流弹性是不同的。为进一步讨论非经济收益大小与劳动力流动选择之间的关系，本文定义“家中是否至少有一个15岁以下孩子”的虚拟变量。由于孩子上学是非经济收益的重要部分，有义务教育阶段孩子的家庭，女性回流的非经济收益更大，因而能够接受的收入损失也更大。

表8呈现了不同研究样本下中青年女性劳动力流动选择和工作时间的估计结果<sup>①</sup>。（1）—（4）列展现了使用非贫困村收入最低的10%家庭样本进行估计的结果，在加入控制变量的情况下，家中至少有1个15岁以下孩子的中青年女性劳动力从乡镇外回到乡镇内工作的概率增加了0.541（对应的回流弹性约为0.44），大于全样本估计结果0.437（对应的回流弹性约为0.35），其在乡镇外工作的时间平均下降了9.371个月，大于全样本估计结果8.534个月。为了避免样本量的影响，本文将样本扩展至非贫困村的全部家庭，结果见（5）—（8）列，显然，无论是否加入控制变量，家庭中至少有1个15

<sup>①</sup>男性劳动力仍然不受影响，详细结果不在文中展示，若有需要可联系作者。

岁以下孩子的中青年女性劳动力有更大的概率从外地回到当地务工，在乡镇外工作时间的下降幅度更大。以上结果意味着：不同群体的回流弹性存在异质性，回流带来的家庭非经济收益越大，回流的概率越大，回流弹性也越大，假说3得证。

表8 异质性分析：非经济收益对劳动力回流的影响

	非贫困村-收入最低的 10%家庭				非贫困村-全部贫困家庭			
	全部样本		至少有 1 个孩子		全部样本		至少有 1 个孩子	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\Pr(k_{t-1}^* = \{0, 2\} \rightarrow k_t^* = 1)$								
误差	0.524**	0.437**	0.725***	0.541**	0.374**	0.310**	0.531**	0.468***
修正	(0.21)	(0.19)	(0.26)	(0.22)	(0.17)	(0.16)	(0.21)	(0.18)
稳健	0.524*	0.437*	0.725**	0.541**	0.374*	0.310	0.531**	0.468**
结果	(0.27)	(0.23)	(0.32)	(0.26)	(0.22)	(0.20)	(0.27)	(0.23)
$\Pr(k_t^* = 1)$								
误差	0.619***	0.506***	0.855***	0.687***	0.395**	0.379**	0.566***	0.614***
修正	(0.22)	(0.18)	(0.27)	(0.22)	(0.17)	(0.15)	(0.21)	(0.17)
稳健	0.619**	0.506**	0.855***	0.687***	0.395*	0.379**	0.566**	0.614***
结果	(0.28)	(0.23)	(0.33)	(0.26)	(0.21)	(0.19)	(0.26)	(0.21)
$M(k_t^* = 2)$								
误差	-8.416***	-8.534***	-7.698***	-9.371***	-6.130***	-4.538***	-7.140***	-6.670***
修正	(1.98)	(1.87)	(2.15)	(1.88)	(1.85)	(1.72)	(1.81)	(1.86)
稳健	-8.416***	-8.534***	-7.698***	-9.371***	-6.130***	-4.538**	-7.140***	-6.670***
结果	(2.29)	(2.21)	(2.67)	(2.44)	(2.28)	(2.13)	(2.18)	(2.25)
控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
观测值	670	648	567	547	796	773	667	646

注：括号内为标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。

## 六、结论与政策含义

本文以2015—2019年村庄经济活动变化的外生冲击为切入点，估计了农村劳动力的回流弹性。本文的主要结论有：（1）在目前的经济活动增长幅度下，男性劳动力流动选择未发生明显变化，而中青年女性劳动力留在当地就业的概率增加约0.38，相应的劳动力回流弹性约为0.28。（2）当地经济活动增强带来的就业机会增加能够吸引中青年女性放弃城市的高收入而选择回到当地就业，但由于工作的不稳定性，导致其劳动供给时间降低，对家庭自有收入增长产生了负向影响。（3）中青年女性劳动力愿意接受收入下降而选择回流的原因在于非经济收益的存在，且潜在非经济收益越大的家庭，其中青年女性回流的概率也越高。

脱贫攻坚战取得全面胜利，中国已经迈上乡村振兴新征程。在此背景下，本文的发现具有以下两方面的政策含义。第一，在农村产业尚未做大的情况下，选择留在当地就业的主要是承担家庭照料工

作的女性劳动力。鉴于此，必须坚持以产业发展带动人才等方面的振兴，尤其是要有序引导制造业企业向中西部农村地区转移。第二，中青年女性劳动力回到农村就业后，往往需要承担家庭照料等任务，导致劳动供给不稳定，这成为企业转移到中西部农村地区所必须克服的一个难题。从政府的层面来讲，如何通过培训等引导农民成为合格的产业工人，对于乡村产业振兴十分关键。在乡村振兴战略实施初期，本文的结论有助于深刻理解乡村振兴的实施逻辑，从劳动力视角为发展乡村产业提供指导，有助于后续乡村振兴配套制度和政策的制定和实施。

本文基于村庄经济活动强度变化的差异性和外生性，估计了农村经济活动增强对于劳动力流动选择的影响，能够为把握劳动力城乡流动规律提供直接证据。但不可否认的是，本研究存在以下局限性：由于样本量有限，任何水平的经济活动强度变化对应的样本量都十分有限，因此本文将连续变量简化为二元离散变量处理，这导致估计结果只能代表特定经济活动强度变化幅度下的点估计结果，而无法绘制经济活动强度连续变化下的劳动力回流弹性曲线。此外，本文使用的样本为农村低收入家庭，受教育程度和工资水平相对较低<sup>①</sup>，由此可以推断，低收入劳动力回流的经济损失也相对较低，在其他条件相似的情况下，当地经济活动增强对低收入劳动力回流概率的提升作用更大，这与Young（2013）所提出的按能力排序迁移的理论是一致的。换言之，本文所估计的劳动力回流弹性是农村劳动力回流弹性的上限。

#### 参考文献

- 1.白明、储文霞、卓玛才仁、刘朋，2018：《区域间“断头路”建设责任归属问题及对策研究——以安徽省舒城县为例》，《现代商业》第11期，第189-190页。
- 2.蔡昉，2018：《农业劳动力转移潜力耗尽了么？》，《中国农村经济》第9期，第2-13页。
- 3.程名望、盖庆恩、Jin Yanhong、史清华，2016：《人力资本积累与农户收入增长》，《经济研究》第1期，第168-181页、第192页。
- 4.董莹、穆月英，2015：《农业技术进步、农村劳动力转移对地区工资与收入差距的影响——基于SFA-CGE两阶段模拟分析》，《北京理工大学学报（社会科学版）》第5期，第91-98页。
- 5.樊士德、沈坤荣、朱克朋，2015：《中国制造业劳动力转移刚性与产业区际转移——基于核心—边缘模型拓展的数值模拟和经验研究》，《中国工业经济》第11期，第94-108页。
- 6.黄枫，2012：《人口老龄化视角下家庭照料与城镇女性就业关系研究》，《财经研究》第9期，第16-26页。
- 7.李勋来、李国平，2005：《农村劳动力转移模型及实证分析》，《财经研究》第6期，第78-85页。
- 8.封进、张涛，2012：《农村转移劳动力的供给弹性——基于微观数据的估计》，《数量经济技术经济研究》第10期，第69-82页。
- 9.刘明，2012：《基于宏观视角的中国农业劳动力转移影响因素分析》，《中国农村经济》第12期，第4-16页、第48页。

<sup>①</sup>根据CHFS（2015），全国农村建档立卡贫困人口的教育程度及在外务工的收入水平皆低于非建档立卡贫困人口。



- 10.刘生龙、高宇宁、胡鞍钢, 2014: 《电力消费与中国经济增长》, 《产业经济研究》第3期, 第71-80页。
- 11.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, 第145-170页。
- 12.谢申祥、刘生龙、李强, 2018: 《基础设施的可获得性与农村减贫——来自中国微观数据的经验分析》, 《中国农村经济》第5期, 第112-131页。
- 13.徐康宁、陈丰龙、刘修岩, 2015: 《中国经济增长的真实性的检验: 基于全球夜间灯光数据的检验》, 《经济研究》第9期, 第17-29页、第57页。
- 14.袁益, 2020: 《文化差异与中国农村人口流动意愿——基于“稻米理论”的视角》, 《中国农村经济》第10期, 第17-32页。
- 15.张广胜、周娟, 2009: 《农民外出务工影响因素的实证研究——基于沈阳村级层面的调查》, 《农业经济问题》第3期, 第37-42页、第110页。
- 16.张强、张怀超、刘占芳, 2018: 《乡村振兴: 从衰落走向复兴的战略选择》, 《经济与管理》第1期, 第6-11页。
- 17.张永丽、黄祖辉, 2008: 《中国农村劳动力流动研究述评》, 《中国农村观察》第1期, 第69-79页。
- 18.赵耀辉, 1997: 《中国农村劳动力流动及教育在其中的作用》, 《经济研究》第2期, 第37-42页、第73页。
- 19.Calónico, S., M.D. Cattaneo, M.H. Farrell, and R. Titiunik, 2019, “Regression Discontinuity Designs Using Covariates”, *Review of Economics and Statistics*, 101(3): 442-451.
- 20.Cohen-Goldner, S. and M.D. Paserman, 2011, “The Dynamic Impact of Immigration on Natives' Labor Market Outcomes: Evidence from Israel”, *European Economic Review*, 55(8): 1027-1045.
- 21.Enrico, M., 2011, “Local Labor Markets”, in *Handbook of labor economics*, Elsevier, pp.1237-1313.
- 22.Friedberg, R.M., 2001, “The Impact of Mass Migration on the Israeli Labor Market”, *The Quarterly Journal of Economics*, 116(4): 1373-1408.
- 23.Michalopoulos, S. and E. Papaioannou, 2014, “National Institutions and Subnational Development in Africa”, *The Quarterly journal of economics*, 129(1): 151-213.
- 24.Monte, F., S.J. Redding, and E. Rossi-Hansberg, 2018, “Commuting, Migration, and Local Employment Elasticities”, *American Economic Review*, 108(12): 3855-90.
- 25.Robinson, A. L., 2016, “Internal Borders: Ethnic-Based Market Segmentation in Malawi”, *World Development*, 87: 371-384.
- 26.Stark, O. and D. Levhari, 1982, “On Migration and Risk in LDCs”, *Economic development and cultural change*, 31(1): 191-196.
- 27.Wang, W.W. and C.C. Fan, 2006, “Success or Failure: Selectivity and Reasons of Return Migration in Sichuan and Anhui, China”, *Environment and Planning*, 38(5): 939-958.
- 28.Wozniak, A., 2010, “Are College Graduates More Responsive to Distant Labor Market Opportunities?”, *Journal of Human Resources*, 45(4): 944-970.

29. Young, A., 2013, "Inequality, the Urban-Rural Gap, and Migration", *The Quarterly Journal of Economics*, 128(4): 1727–1785.

(作者单位: <sup>1</sup> 新南威尔士大学经济学院;

<sup>2</sup> 中国人民大学应用经济学院)

(责任编辑: 杨园争)

## Estimation of Return Elasticity of Rural Labor Force from the Perspective of Rural Revitalization: Evidence Based on Spatial Discontinuity Design

LI Fanghua    JI Chenyang

**Abstract:** Based on the random variation of economic activities of administrative villages in Xinxian County, Henan Province from 2015 to 2019, this article uses the rural productive power consumption index to measure the intensity of village level economic activities and constructs a quasi-natural experiment in rural China. It uses the externality of village boundary and the discontinuity of labor demand impact caused by "broken roads" and adopts the method of spatial breakpoint regression. The return elasticity of rural labor force is estimated. This study finds that the mobility choice of male labor force has not changed significantly, the probability of young and middle-aged female labor force staying in local work has increased significantly, and the return elasticity is 0.28, because the non-economic income of female labor force is higher. Further analysis shows that the return of female labor force has lost family income (compared with the base year, the total growth of annual per capita self-owned income of the treatment group is 6576 Yuan), but has also created greater non-economic benefits (the average test scores of students in the treatment group are 108 points higher than those in the control group). The results of heterogeneity analysis show that the greater the non-pecuniary benefits the households receive, the greater the return probability of young and middle-aged women, and the greater the return elasticity. The findings provide some enlightenment for rural revitalization in China.

**Keywords:** Spatial Discontinuity Design; Return Elasticity of Labor Force; Non-pecuniary Benefit; Rural Revitalization

# 信息技术使用可以促进易地扶贫 搬迁户的社会融入吗？\*

张 晨 马 彪 仇焕广

**摘要：**信息技术作为获取和利用信息资源的重要媒介，为易地扶贫搬迁户在迁入地实现“稳得住，能致富”提供了更便捷的工具。本文基于2019年8省（区）16县易地扶贫搬迁户的微观调查数据，从理论和实证上分析了信息技术使用对搬迁户社会融入的影响。研究表明，信息技术使用对搬迁户整体社会融入具有显著的促进作用，但具有一定异质性。条件分位数处理效应的估计结果显示，相较于社会融入水平较低的群体，信息技术使用的促进作用对融入水平较高的群体更大。进一步的机制分析还证实了信息技术使用在短期内能够通过提供就业信息、促进人情往来有效提高经济和社区文化融入。因此，应将促进信息技术使用作为易地扶贫搬迁后续扶持政策的重要内容，持续提升安置区信息化配套服务水平，建立搬迁户与迁入地社会的信息双向流动平台。

**关键词：**信息技术 易地扶贫搬迁 社会融入 影响机制

**中图分类号：**F310 **文献标识码：**A

## 一、引言

易地扶贫搬迁是针对生活在“一方水土养不好一方人”地区贫困人口实施的一项专项扶贫工程，其目的是通过“挪穷窝、换穷业”实现精准扶贫，以期从根本上解决搬迁群体的脱贫发展问题。根据《全国易地扶贫搬迁年度报告（2019）》，“十三五”期间全国累计投入各类扶贫专项资金约6000亿元，建成集中安置区3.5万个、安置住房266万余套，960多万建档立卡贫困群众已全部乔迁新居，人均纯收入也从2016年的4221元提高到了2019年的9313元，年均增幅30.2%。易地扶贫搬迁计划的完成为彻底打赢脱贫攻坚战，实现精准扶贫战略目标和全面建成小康社会奠定了重要基础。但是，易地扶贫搬迁作为一项复杂的社会移民工程，搬迁入住仅仅是第一阶段的目标。易地扶贫搬迁在改善贫困群众原有生存环境的同时，还对其生产生活方式、思想观念以及生活习惯产生了深远影响。如何保障易地扶贫搬迁户更好地融入迁入地并正常生活，已成为后续扶持工作亟待解决的问题。从这个角

\*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“易地扶贫搬迁的社会经济与环境影响评估”（编号：7186147002）的资助。

本文通讯作者：仇焕广。

度来看，社会融入的好坏将直接决定易地扶贫搬迁工作的成败。发达国家移民搬迁群体的实践经验表明，由于人力资本和社会资本不足，贫困搬迁户往往难以适应迁入地的生活（Lemos, 2013），加剧来自迁入地原居民对搬迁群体的歧视与偏见，如果没有必要的引导保障、融入媒介，作为弱势群体的搬迁户的贫困状况在较长一段时间内不会发生明显变化，甚至引发搬迁户与原居民间的冲突（Galloway and Aaberge, 2005）。易地扶贫搬迁是中国为世界贡献的“中国式扶贫智慧”，如何切实保障搬迁户“搬得出、稳得住、能致富”是相关后扶政策的重要内容。

信息通信技术（information and communications technology，简称 ICT）泛指所有通信设备或应用软件，例如计算机、智能手机及其应用软件等。ICT 作为信息流通的重要载体，在城乡居民生活中已得到广泛应用（安同良和杨晨，2020）。以中老年人为主的易地扶贫搬迁贫困户，其文化程度、认知能力较低，在 ICT 使用方面存在诸多阻碍，如果能切实提升这部分群体的信息化水平，充分发挥 ICT 在生活中的便民作用，势必会对搬迁户的社会融入起到重要的“催化剂”作用。2020 年 11 月国务院办公厅印发的《关于切实解决老年人运用智能技术困难的实施方案》也明确提出，要有效解决老年人在运用智能技术方面遇到的困难，让广大老年人更好地适应并融入智慧社会。ICT 使用对居民生活的影响在学术界也被多次证明。从研究内容来看，国内外学者大多围绕收入、就业、农村金融、幸福感等主题开展分析。在收入方面，部分学者认为 ICT 是提高人力资本、扩展社会资本的一个有效工具，进而发现 ICT 使用具有增收效应（Ma et al., 2018）。ICT 使用的另一个重要作用是在非农就业和自主创业方面，互联网的应用及推广有助于拉动农村劳动力非农就业，在一定程度上激发农村家庭自主创业（苏岚岚和孔荣，2020），有效丰富了农户非农就业类型和自主创业形式（王剑程等，2020）。此外，ICT 在农村金融方面也表现出强大的活力，对于信贷机构来说，ICT 使用一方面拓宽了银行信贷渠道（战明华等，2018），另一方面增加了农户接触金融信贷的概率，为真正需要信贷资金且缺乏渠道的农户提供了援助（阮荣平等，2017）。在幸福感方面，ICT 通过购物理财、文化娱乐、互动通信等途径极大地改变了人们原有的生活方式，作为社会交往媒介使压力得到释放，作为民主参与平台提升了人们的公平感和生活满意度，最终实现主观幸福感的提升和自我社会地位的认知（马晓河和胡拥军，2020）。

上述研究表明，国内外学者对于 ICT 使用在多个方面的重要性和作用已经进行了诸多探讨，为本文的研究提供了扎实的基础，但现有文献关于移民搬迁群体在迁入地社会融入问题的关注较为不足，尚未厘清 ICT 使用与社会融入的关系与作用机制。为明确 ICT 使用如何以及在何种程度上对易地扶贫搬迁户社会融入造成影响，本文将利用 2019 年 8 省（区）16 县易地扶贫搬迁一手调研数据，以搬迁户是否使用 ICT 作为核心解释变量，实证检验 ICT 使用与搬迁户社会融入之间的因果关系。考虑到 ICT 使用和社会融入之间可能会存在双向因果导致的内生性问题，本文尝试使用带工具变量的条件混合估计策略和条件分位数处理效应模型进行实证分析。

## 二、机制分析与背景介绍

### （一）机制分析

对于易地扶贫搬迁户来说，社会融入指他们单向的在迁入地的主动融入，反映了移民搬迁群体在迁入地的适应情况，包括经济、社区、文化、心理和身份融入等层面。社会融入是反映移民搬迁群体在迁入地生活适应状况的核心变量之一，现有研究大多从搬迁户的人力资本、社会资本、移民搬迁及后续扶持政策等角度研究移民搬迁群体的社会融入，涉及 ICT 使用对社会融入影响的研究还较为欠缺。结合已有研究基础，本文认为易地扶贫搬迁户的社会融入可能会受到其 ICT 使用行为的影响。图 1 展示了将 ICT 使用与社会融入联系起来的作用机制框架。

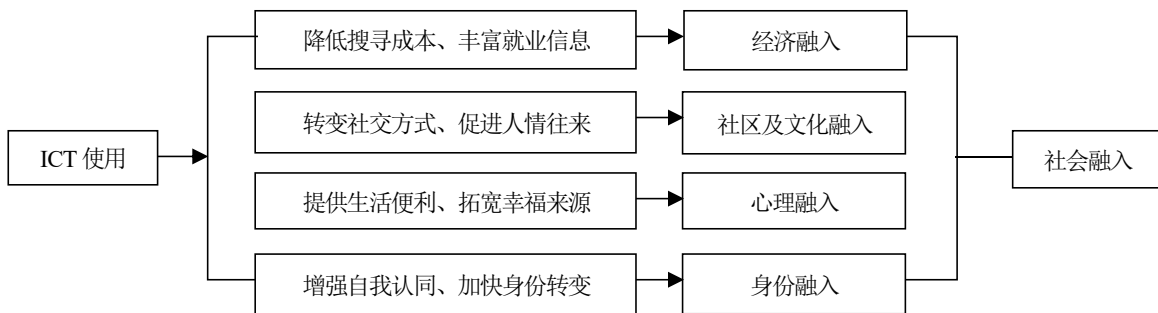


图 1 ICT 使用影响社会融入的作用机制

ICT 使用可以帮助易地扶贫搬迁户实现经济融入，主要体现在获取信息的成本降低和拓宽就业渠道方面。例如，ICT 使用可以降低搬迁户搜寻有利信息的时间成本（Ma et al., 2018），包括电商平台对接、就业信息共享、农机技术服务及金融咨询服务等，这有助于加速搬迁户对迁入地的适应速度，切实解决搬迁户在迁入地的就业需求（Elsby and Shapiro, 2012），进而推动搬迁户通过获取技术信息、提升就业稳定性、寻求金融扶持等来实现经济融入。易地扶贫搬迁虽然限制了搬迁户原有的农业收入，但搬迁后在迁入地拥有丰富的社会经济资源条件来实现转型，而 ICT 设备将成为搬迁户搜寻信息、整合资源的重要媒介（夏炎等，2018）。

ICT 使用可有效重构搬迁户在迁入地的社会资本，增加搬迁户与原居民的互动交流，进而促进社区及文化融入。由于移民搬迁往往会导致搬迁户原有的社会资本在迁入地出现失灵，因此在相当长一段时间里搬迁户都处于社会资本重构阶段（Ge and Wu, 2020）。而 ICT 使用为这一长期的不利条件提供了解决渠道，研究表明，ICT 使用对于重构社会资本具有显著的正向影响（Bauernschuster et al., 2014），通过拉近社交距离，促进人情往来，多种互动方式会使搬迁户在迁入地较快地实现社区及文化融入。

搬迁群体在进入迁入地初期，心理往往伴随自卑、消极等负面情绪，再加上来自生活的压力，不利于搬迁户发挥适应社会的主观能动性（Lohmann, 2015）。已有研究结论显示了 ICT 使用在心理融入方面对居民幸福感的提升作用。具体来说，一方面，ICT 使用为搬迁户在现实世界提供了多种更便捷的生活方式；另一方面，在虚拟世界的文化娱乐活动也会促进搬迁户释放心理压力，这拓宽了提高

主观幸福感的渠道，进而促进心理融入（Rotondi et al., 2017）。此外，政府和社区设立的网络社区、公众号平台、线上心理咨询服务，也会正向影响搬迁户的心理融入。

身份在经济学领域已经被证实是影响个体行为的重要因素之一（Akerlof and Kranton, 2000），其中身份认同和社会地位又是反映社会融入的重要方面（马晓河和胡拥军，2020）。ICT 使用可以帮助搬迁户了解易地扶贫搬迁的各项政策并形成政策预期，通过社会公平感知进而影响身份认同，虽然这一过程往往需要较长时间，但 ICT 使用中获取的信息不断刺激着贫困搬迁户身份认同和社会地位感知（Banker et al., 2020），最终影响身份融入进程，因此 ICT 使用可以加快搬迁户的身份融入。

虽然已有研究从不同角度验证了 ICT 使用影响社会融入的重要方面，但 ICT 使用如何以及在何种程度上影响易地扶贫搬迁户社会融入的问题尚未得到系统回答。鉴于此，本文将通过计量经济学模型来检验 ICT 使用对搬迁户社会融入的影响，从而为相关后扶政策提供决策参考。

## （二）易地扶贫搬迁总体情况

本文主要基于中国“十三五”易地扶贫搬迁项目设计研究框架和数据采集方法，依据《全国“十三五”易地扶贫搬迁规划》（以下简称《规划》）总体要求，中国易地扶贫搬迁不同于国内外其他移民搬迁项目，具体特征如下：第一，中国易地扶贫搬迁工作由政府主导，涉及移民搬迁群体主要为 981 万建档立卡贫困户人口，以及 647 万同步搬迁人口；第二，搬迁对象的选择主要聚焦于自然资源条件贫瘠、生存环境脆弱、不具备基本生产和长期发展条件等贫困人口相对集中的区域；第三，搬迁工程包括安置房屋建设、配套基础设施和基本公共服务设施建设、迁出地土地整改和迁出区域生态恢复等；第四，搬迁从 2016 年开始，2020 年完成并实现全部入住，总投资约 9464 亿元，总体来看投资巨大且时间紧迫；第五，易地扶贫搬迁模式、安置模式多样化，且各地可根据实际情况略作调整。

从搬迁模式来看，主要包括整村搬迁和村内部分搬迁两种。整村搬迁主要针对生存环境差、贫困程度深、地质灾害严重的村庄，整村搬迁 565 万人，占搬迁总人口的 34.7%。村内部分搬迁 1063 万人，占搬迁总人口的 65.3%。从安置模式来看，分为集中安置和分散安置两种。其中集中安置 1244 万人，占搬迁总人口的 76.4%；分散安置 384 万人，占搬迁总人口 23.6%。具体来看，集中安置包括行政村内就近安置、建设移民新村安置、小城镇或工业园区安置、乡村旅游区安置和其他符合集中供养条件搬迁对象的集中安置；分散安置包括插花安置、自主务工、投靠亲友安置。

## 三、研究设计

### （一）数据来源

为确保样本分布具有良好的代表性，本文充分考虑易地扶贫搬迁人口的地理区域分布、政策区域分布、安置模式和搬迁模式分布等因素，最终选取甘肃、陕西、四川、湖北、湖南、贵州、广西、云南 8 个省份作为本文的样本省份。选择样本区域基于以下考虑：第一，样本省份“十三五”易地扶贫搬迁总人口均超过 50 万，是《规划》中搬迁规模最大的 8 个省份，并且样本区域均来自于中西部省份，也是《规划》中搬迁人口的主要区域，因此可以充分代表搬迁人口的基本特征。第二，样本区域覆盖多个集中连片特困地区和国家扶贫工作重点区域，样本分布对于易地扶贫搬迁的分析具有良好的

代表性。第三，样本区域涵盖所有安置模式和搬迁模式，以及所有的迁出类型，为本文的实验组和控制组设置提供了良好的数据基础。

在确定样本省份后，基于地理分布、政策区域、搬迁规模等因素，在每个样本省份选择2个样本县，最终抽取15个来自武陵山片区、六盘山片区、秦巴山片区、滇桂黔石漠化片区和乌蒙山片区五大片区的样本县，以及1个五大片区外的国家级扶贫重点工作县，共计16个样本县。选定16个样本县以后，采取分层抽样和随机抽样相结合的方法进行抽样。首先，充分考虑搬迁人口和搬迁计划，在每个样本县选取2~3个乡镇，在每个乡镇随机选择3个行政村或自然村，随后每个村随机抽1~2个村民小组，每个小组随机抽8户建档立卡贫困搬迁户，并在该小组内随机匹配抽取1~2户非贫困户样本，即同步搬迁户。为了保证样本的均衡，每个样本县至少满足120户建档立卡贫困搬迁户和15户非贫困同步搬迁户的样本规模要求。

根据以上抽取原则，课题组从2016年6~7月开始基期调研，共获得搬迁户调查样本2185户，总计8330人。其中易地扶贫搬迁建档立卡贫困户2019户共7649人，非贫困同步搬迁户166户共681人。本文使用的样本来自于课题组2019年对8省（区）追踪调研的截面数据，因为2019年搬迁的贫困户最多，搬迁时间较长，可以较好地识别搬迁户的社会融入过程。2019年课题组共获得有效样本1741户，其中已搬迁户1231户，受访者多为户主或对家庭情况较清楚的常住人口。由于未搬迁户不涉及社会融入问题，因此本文使用此部分1231户已搬迁户作为研究对象进行分析。

## （二）社会融入程度的指标体系

在建立测度社会融入程度的指标体系之前，需要确定社会融入程度指标的维度。社会融入指移民搬迁群体在迁入地从经济、社区、文化、心理、身份层面的主动融入（Berry, 1997）。由于迁出地和迁入地通常在文化、经济、社会价值观等方面存在一定的差异，移民搬迁群体为适应迁入地生活，通过与原居民之间持续的接触，会主动地向迁入地社会主流水平接近并最终实现社会融入。由此可见，社会融入根本动力在于搬迁户和迁入地社会经济条件、文化等方面的差异，而社会融入最终的结果在于差异的不断削弱直至彻底消失。此外，社会融入是一个多维度的概念，需要从不同维度进行测度，学术界较为认同的维度主要包括经济、社区、文化、心理、身份5个维度（杨菊华，2009）。易地扶贫搬迁项目都基于县（区）的层面进行，没有跨市、跨省的搬迁项目，发生在县内、乡镇内、甚至村内的搬迁在文化、习俗方面大致接近，文化融入在整个社会融入过程中的难度不大（Teske and Nelson, 1974）。在文化差异较小的情况下，搬迁户在文化娱乐活动方面的变化更能刻画其社会融入进程。同时，文化融入与社区融入在一定程度上会表现出较为相似的变化规律，且社区融入和文化融入都强调与原居民的互动与交流，因此本文仅保留文化融入中文化娱乐消费部分，并将文化融入合并至社区融入，定义为社区及文化融入。基于以上分析，本文从经济融入、社区及文化融入、心理融入和身份融入4个维度来测度易地扶贫搬迁户的社会融入程度。

在确定社会融入程度的基本维度后，需要针对不同维度进行考究并选取合适的指标。首先，经济融入是移民搬迁群体在迁入地的生存基础，在迁入地拥有较为稳定的工作、收入，是移民搬迁群体长期立足的根本。由于搬迁户的经济状况通常与原居民相比处于劣势地位，因此就业率和就业稳定性是反

映其经济融入程度的重要指标（Gathmann and Keller, 2018）。较低的经济融入程度与移民搬迁群体大多只有临时工作有关，他们通常面临更高的失业率。此外，社会保险、金融可获得性也是影响经济融入程度的重要因素（Bratsberg et al., 2014）。鉴于此，本文选取是否在本地工作、是否签订劳务合同来衡量就业稳定性，通过居民社会保险参与和金融可获得性衡量收入稳定性，通过就业稳定性和收入稳定性来测度搬迁户在迁入地的经济融入程度。

其次，社区为移民搬迁群体的“和平感”和心理满足提供了基础，为搬迁户与原居民的文化接触、渗透提供了持续的契机，社区及文化融入在整个社会融入过程中起着至关重要的作用。社区及文化融入分为社区融入和文化融入两部分，社区融入的根本前提是对社区内的公共事务决策有参与感（Cheong et al., 2007）。在迁入地与原居民的接触有利于移民搬迁群体实现社区的融入（Facchini et al., 2015），与原居民长期的社会交往和互动也是移民搬迁群体在迁入地实现稳定、长期生存的关键。部分迁入地原居民对移民搬迁群体存在歧视与偏见，社区内双方容易发生争吵与冲突，这会在一定程度上影响长期的社区融入（Esses et al., 1998）。由于易地扶贫搬迁项目是以县内搬迁为主的搬迁工程，迁出地与迁入地的文化观念、风俗习惯上较为相似，因此文化融入方面并不存在障碍，而社会融入程度的差异更多体现在搬迁后文化娱乐活动变化带来的家庭福利变化对文化融入的影响（Shauli and Gramann, 1998），这是因为文化融入程度较高的家庭普遍更重视文化娱乐活动带来的福利变动。由于移民搬迁群体在迁入地的生活发生了重大改变，其休闲娱乐活动行为也必然发生改变，这为观测和分析文化融入程度提供了一个较为新颖的视角。鉴于此，本文从社区公共事务参与、与原居民接触范围、与原居民是否和睦相处和文化娱乐消费水平 4 方面来测度搬迁后的社区及文化融入程度。

再次，心理融入是较高层次的融入，指移民搬迁群体在心理上和感情上对迁入地原居民产生认同并主动适应迁入地区生活，认为自己是迁入地的“一部分”，是自身融入意愿与融入能力的统一（Yinger, 1981）。在迁入地的居住时间是考察心理融入程度的有效指标，是否打算在迁入地长期生活代表心理上对于迁入地社会的归属感，移民搬迁决定的后悔程度也是这种归属感的重要内容（Tropp et al., 1999）。此外，较好的心理融入与搬迁户对迁入地原居民信任有关（Harker, 2001）。对迁入地的生活满意度是心理融入程度的重要方面（Angelini et al., 2015），从心理层面反映了搬迁户在迁入地的适应状况。鉴于此，本文从是否在迁入地长期居住、是否后悔搬迁、对迁入地陌生人的信任程度和迁入地生活满意度 4 方面来测度搬迁户的心理融入程度。

最后，身份融入意味着在迁入地对移民搬迁群体的身份认同，是体现社会地位变化的融入过程，将身份融入纳入社会融入测度十分必要。已有研究表明，搬迁户在迁入地社会中对于身份与地位的感知，与移民搬迁群体的社会融入程度有紧密的联系（Büchel and Frick, 2005）。移民搬迁群体对于生活变化的承受能力是脆弱的，当搬迁户在迁入地生活得不幸福，他们会因怀旧而放缓身份融入的节奏（Akhtar, 1995）。此外，搬迁户在迁入地和原迁出地社会中的身份地位必然存在变化而产生差异，且从相对贫瘠的地区搬到经济相对优越的社会，往往会受到来自迁入地原居民的歧视与排挤，他们感到不公的同时，往往伴随着自尊心受到伤害、抑郁情绪和亲子冲突等（Rumbaut, 1994），这会对搬迁户的社会融入造成不利影响。家庭作为搬迁户生活的基础单元，在身份融入过程中家人的陪伴会起



到纽带作用，青少年的自我认同会影响父母的身份融入，父母的身份融入也会影响青少年的自我认同，即家庭内部成员的身份融入存在代际传递现象。与那些没有家人陪伴的家庭相比，举家搬迁家庭内部成员的自尊心就更不容易受到伤害，焦虑和家庭冲突也就更少，身份融入就越顺利（Teresa and Christian, 2010），因此是否举家搬迁是影响身份融入的因素之一。鉴于此，本文从是否迁移户口、是否举家搬迁、回迁频率、迁入地和迁出地身份等级变化 4 方面来测度搬迁户的身份融入程度。

为综合评价易地扶贫搬迁户在迁入地的社会融入程度，本文使用熵值法计算社会融入程度指标体系中各个指标的权重，对指标进行降维，为后文的社会融入相关分析提供依据。熵值法是根据指标的变异信息量来确定指标权重。利用信息熵工具计算得出各个指标的权重，可以避免由于主观人为因素引致的权重设定偏误，为多指标综合评价提供有效依据。指标提供的信息量越大，指标值的变化程度越小，信息熵越小，指标的权重越大；相反，指标提供的信息量越小，则不确定性越大，信息熵也越大，指标的权重就越小。具体来说，根据各指标的变异程度，利用模糊综合评价矩阵和各因素输出的信息熵计算出各指标的熵值，并对指标的权重采用熵值法进行修正，得到最终的指标权重。使用熵值法赋权可以最大程度保留原有指标的信息，符合客观情况，是常用的指标评价方法。

根据熵值法确定社会融入程度指标体系中各个指标的权重后，本文基于权重将指标加权平均得到社会融入程度综合评价指标。为了更清晰地显示易地扶贫搬迁户的社会融入程度，本文使用功效系数法将社会融入程度综合评价指标标准化为 0~100 的分值指标，得分值越高表示搬迁户社会融入程度越高。同时，使用同样的方法测算经济融入程度、社区及文化融入程度、心理融入程度和身份融入程度。易地扶贫搬迁户在迁入地社会融入程度指标体系的构成及描述性统计如表 1 所示。

表 1 社会融入程度指标体系构成及描述性统计

维度	指标及定义	均值	标准差	权重
经济融入	户主是否在本地工作：是=1，否=0	0.709	0.454	0.030
	户主是否签订劳务合同：是=1，否=0	0.179	0.383	0.150
	户主是否参加居民社保：是=1，否=0	0.937	0.243	0.006
	金融可获得性：知晓社区周围可贷款金融机构的数量（个）	1.990	1.688	0.021
社区及文化融入	参加社区公共事务讨论的频率：经常参加=3，偶尔参加=2，不参加=1	2.247	0.814	0.028
	与迁入地原居民的接触频率：非常多=5，很多=4，一般=3，很少=2，非常少=1	2.756	0.977	0.019
	是否与周边邻居和睦相处：是=1，否=0	0.671	0.470	0.035
	年平均文化娱乐活动消费：5000 元及以上=4，3000~5000 元（含 3000 元）=3，1000~3000 元（含 1000 元）=2，1000 元以下=1	1.055	0.228	0.253
	是否打算长期在迁入地居住：是=1，否=0	0.661	0.474	0.036
心理融入	搬迁是否后悔：不后悔=1，后悔=0	0.619	0.486	0.042
	对迁入地原居民的信任程度：非常信任=5，信任=4，一般=3，不信任=2，非常不信任=1	3.867	0.983	0.007
	迁入地生活满意度：0~100 分，分数越高，满意度越高	76.213	19.716	0.007

(续表 1)				
身份融入	是否迁移户口：是=1，否=0	0.068	0.251	0.235
	是否举家搬迁：是=1，否=0	0.632	0.482	0.040
	回迁频率：从不回去=3，偶尔回去=2，经常回去=1	1.646	0.817	0.079
	迁出地与迁入地身份等级变化：迁入地身份地位评分减去迁出地身份地位评分，分值范围为-10~10 分	0.855	1.648	0.012

（三）模型设定及变量选取

为了分析 ICT 使用对易地扶贫搬迁户社会融入程度的影响，本文构建基准回归模型如下：

$$SI_i = \beta_0 + \beta_1 ICT_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中，被解释变量  $SI_i$  为搬迁户的社会融入程度；核心解释变量  $ICT_i$  为搬迁户 ICT 使用情况，包括搬迁户是否使用智能手机、计算机和微信； $X_i$  为控制变量，包括搬迁户的基本特征、人力资本特征、社会资本特征、家庭特征和搬迁政策等。变量定义及描述性统计如表 2 所示。

表 2 主要变量的描述性统计结果

变量类别	变量名称	变量定义	均值	标准差
社会融入变量	社会融入程度	社会融入程度得分：0~100 分，分值越高，融入程度越高	44.150	19.360
	经济融入程度	经济融入程度得分：0~100 分，分值越高，融入程度越高	47.020	33.020
	社区及文化融入程度	社区及文化融入程度得分：0~100 分，分值越高，融入程度越高	27.220	17.500
	心理融入程度	心理融入程度得分：0~100 分，分值越高，融入程度越高	74.330	20.420
	身份融入程度	身份融入程度得分：0~100 分，分值越高，融入程度越高	33.790	21.360
ICT 使用变量	智能手机使用	受访者是否使用智能手机：是=1，否=0	0.570	0.500
	计算机使用	受访者是否使用计算机：是=1，否=0	0.050	0.210
	微信使用	受访者是否使用微信：是=1，否=0	0.360	0.480
基本特征变量	年龄	受访者年龄（岁）	55.030	12.120
	受教育程度	受访者受教育年限（年）	5.110	3.350
	社会网络	受访者在迁入地新结识的朋友数量（人）	31.140	39.760
	就业培训	受访者是否参加就业培训：是=1，否=0	0.420	0.490
	党员身份	受访者是否为党员：是=1，否=0	0.080	0.280
	干部身份	受访者是否为村干部：是=1，否=0	0.030	0.170
	家庭规模	家庭总人口数（人）	3.840	1.530
	劳动力占比	家庭劳动力数量/家庭总人口数	0.660	0.290
	是否贫困户	是否为贫困搬迁户：是=1，否=0	0.970	0.160
	最近市场距离	新家到最近市场的距离（公里）	7.370	10.980
工具变量	搬迁时间	搬迁到迁入地的时间（月）	16.330	9.950
	工具变量 1	安置区信号基站数量（个）	1.150	0.870

(续表 2)

	工具变量 2	迁入地互联网覆盖率 (%) <sup>a</sup>	47.100	29.750
	工具变量 3	安置区宽带开通年限 (年)	2.780	1.390
机制分析 变量	就业信息	受访者是否熟悉去哪里找工作: 非常熟悉=5, 熟悉=4, 一般=3, 不熟悉=2, 非常不熟悉=1	3.678	1.263
	人情往来	家庭年均人情往来送礼支出 (千元)	1.552	2.361
	生活便利	迁入地生活便利的认同程度: 非常认同=5, 认同=4, 一般=3, 不认同=2, 非常不认同=1	4.449	0.713
	自我认同	认同自己是迁入地本地人的程度: 非常认同=5, 认同=4, 一般=3, 不认同=2, 非常不认同=1	4.544	0.788

注: a. 该指标数据通过对地方干部、社区负责人调查形成的村问卷获得。

从被解释变量来看, 2019 年搬迁户的平均社会融入程度较低, 均值为 44.15 分。其中, 心理融入程度较高, 均值为 74.33 分; 社区及文化融入程度最低, 均值仅为 27.22 分, 说明搬迁户与迁入地原居民间的社会互动存在一定阻力; 经济融入程度较高, 说明易地扶贫搬迁对于搬迁户在迁入地基本生活的后续扶持较为重视; 身份融入程度得分均值为 33.79, 处于较低水平, 说明搬迁户的社会地位和身份认同仍需被关注。

ICT 使用方面, 57%的搬迁户已经使用智能手机, 对于 ICT 设备的使用有一定经验, 但微信使用比例却较智能手机低了 21 个百分点, 说明 ICT 软件的掌握在一定程度上还存在阻碍。计算机的使用比例不足 10%, 说明较复杂的 ICT 技术对搬迁户来说门槛依然较高。

## 四、实证分析

### (一) 内生性讨论与处理

本文重点分析 ICT 使用对易地扶贫搬迁户在迁入地社会融入的影响。然而, 上述问题的科学回答却面临诸多挑战, 其中之一便是由反向因果关系导致的内生性问题。具体而言, ICT 在通过降低搜寻成本、转变社交方式、提供生活便利以及增强自我认同四条路径影响易地扶贫搬迁户在迁入地社会融入的同时, 社会融入的变化也会反过来影响易地扶贫搬迁户的 ICT 使用情况。随着易地扶贫搬迁户在迁入地社会融入情况的改善, 搬迁户对 ICT 使用需求和认知可能也会随之变化。因为, 对搬迁户来说, ICT 不仅是简单的通讯设备或通讯软件, 还是信息来源、社交媒介和生活助手。从这个角度上看, 易地扶贫搬迁群体在迁入地社会融入程度越高, 他们对 ICT 使用频率也越高。此外, 对没有 ICT 使用经历的搬迁户来说, 受到社会融入群体效应的影响也可能转向 ICT 使用。另外一大挑战来自截面数据带来的遗漏变量问题。尽管本文在模型设定中控制了人力资本、社会资本以及搬迁政策等一系列可能影响社会融入的关键变量, 但基于截面数据的回归模型却无法有效控制不随时间变化且不可观测因素的影响。

为克服上述两大研究挑战, 本文拟在基准 OLS 回归的基础上引入工具变量, 通过两阶段最小二乘法对潜在的内生性问题进行修正。本文采用搬迁前安置区内信号基站数量、迁入地互联网覆盖率以及

安置区宽带开通年限作为易地扶贫搬迁户 ICT 使用情况的三个工具变量。其中，安置区内信号基站数量反映的是迁入地通信设施基础设施建设情况，迁入地互联网覆盖率反映了迁入地居民（不包括搬迁户）的互联网使用程度，安置区内开通宽带年限则表征了迁入地的信息化进程。

选择搬迁前安置区内信号基站数量作为易地扶贫搬迁户 ICT 使用情况的工具变量是因为这一变量能够较为直观地反映安置区内移动通讯环境，并且搬迁前的安置区内移动通讯环境与易地扶贫搬迁户的 ICT 使用情况高度相关。现实中，易地扶贫搬迁工程于 2016 年陆续在全国各地实施，而标志着开启移动互联网时代的 4G 网络早在 2013 年就开始建设并投入使用，换句话说，在易地扶贫搬迁户入住安置区之前，安置区内的信号基站数量和移动通讯环境已经处于相对稳定状态，这些均由搬迁发生前一时期当地信息化建设投入情况决定，并不会随搬迁户进入迁入地而发生明显变化，即搬迁前安置区内的信号基站数量不直接影响易地扶贫搬迁户的社会融入情况，可视为外生变量。

本文选择的另外两个工具变量是迁入地的互联网覆盖率和安置区内的宽带开通年限。与信号基站数量相比，宽带建设更多的是对 PC 端的辐射，而 PC 端也是 ICT 使用的另一个重要渠道。同安置区内信号基站数量类似，网络通讯基础设施建设本身也不会产生社会功效，而需要借助 ICT 这一媒介发挥预定的互联功能，即易地扶贫搬迁发生前安置区内的互联网建设情况并不会直接影响易地扶贫搬迁户安置后的社会融入情况。

需要说明的是，虽然上述解释可以在一定程度上证明搬迁前安置区内信号基站数量、迁入地互联网覆盖率以及宽带开通年限作为工具变量的合理性，但这并不意味着本文所选取的工具变量一定严格满足排他性和外生性，因此本文还将在正式回归之前对上述工具变量进行一系列严格的统计学检验。

## （二）工具变量有效性检验

为确保工具变量的有效性，本文在正式回归之前对使用的工具变量进行了一系列检验。首先参考方颖和赵扬（2011）的做法对 3 个工具变量的外生性进行检验，具体结果见表 3。将 ICT 使用和工具变量分别对社会融入程度进行回归，二者都显著；在控制 ICT 使用的前提下，安置区内信号基站数量、迁入地互联网覆盖率和安置区开通宽带年限 3 个工具变量的估计系数都不显著，这一结果说明本文所选取的工具变量并不直接影响社会融入程度，而仅仅通过 ICT 使用影响社会融入程度。

表 3 工具变量外生性检验结果

	社会融入程度		
ICT使用（以智能手机为例）	7.404*** (1.101)		7.150*** (1.200)
工具变量1		0.041* (0.021)	0.014 (0.022)
工具变量2		1.266*** (0.420)	0.579 (0.415)
工具变量3		2.666** (1.238)	-10.244 (22.401)
省份虚拟变量	已控制	已控制	已控制

(续表 3)

常数项	44.508*** (2.196)	36.285*** (1.663)	47.146*** (12.097)
样本容量	1231	1231	1231
R <sup>2</sup>	0.171	0.023	0.173

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为村级层面的聚类稳健标准误。

不可识别检验、弱工具变量检验和过度识别检验结果见表 4。从不可识别检验的结果来看，Kleibergen-Paap rk LM 统计量对应的 p 值为 0，强烈拒绝“不可识别”的原假设，工具变量符合秩条件成立的基本要求。在过度识别检验方面，无论是基于同方差条件得到的 Sargan 统计量，还是异方差条件下的 Hansen J 统计量，统计量对应的 p 值均大于 0.1，接受“所有工具变量均外生”的原假设，工具变量符合外生性要求。在弱工具变量检验方面，Cragg-Donald 统计量为 13.592，大于 10%偏误下的临界值 6.46，拒绝了弱工具变量的原假设。

表 4 工具变量有效性检验结果

检验类别与统计量	以智能手机使用代表 ICT 使用	以计算机使用代表 ICT 使用
不可识别检验: Kleibergen-Paap rk LM 统计量	41.566 (0.000)	8.135 (0.0171)
弱工具变量检验: Cragg-Donald Wald 统计量	13.592	10.469
过度识别检验: Sargan 统计量	0.347 (0.8409)	0.001 (0.9704)
Hansen J 统计量	0.345 (0.8414)	0.002 (0.9679)

注：括号内为 p 值。

### (三) 基准回归结果

表 5 报告了 ICT 使用对社会融入程度的基准回归结果，所有回归均采用聚类到村级层面的稳健标准误。这里用智能手机使用和计算机使用来代表 ICT 使用，其中（1）列和（4）列分别为二者的 OLS 估计结果。为解决可能存在的内生性问题，本文还使用 2SLS 模型进行估计，结果如（2）列和（5）列所示。

一般情况下，使用 2SLS 处理内生性问题是有效的，但由于本文的核心解释变量 ICT 使用为二分变量，第一阶段回归不宜使用 OLS 线性模型，因此使用 2SLS 并不能达到求解要求。为此，本文利用 STATA 环境下的 CMP 模型来解决混合模型的一致性估计问题。CMP 模型是 STATA 环境下的一种混合估计策略，是估计两阶段或三阶段模型的常用估计方法，其优点是可以根据研究需要在每阶段设置具体的模型形式，并作为系统方程汇报某些关键统计量。本文利用 CMP 模型将 2SLS 回归的第一阶段模型更改为 Probit 模型，（3）列和（6）列为具体的回归结果。

表 5 结果表明，无论以智能手机使用还是计算机使用代表 ICT 使用，ICT 使用的回归系数均为正，且均在 5%的水平上显著。模型估计结果表明，ICT 使用确实会在一定程度上促进易地扶贫搬迁户在迁入地的社会融入，并且智能手机使用带来的促进作用更大。

表 5		基准回归结果				
	以智能手机使用代表ICT使用			以计算机使用代表ICT使用		
	OLS	2SLS	CMP	OLS	2SLS	CMP
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ICT使用	4.317*** (1.058)	23.440*** (7.018)	21.153*** (7.377)	5.401** (2.476)	17.860** (8.421)	16.196*** (5.207)
年龄	-0.152*** (0.049)	0.044 (0.089)	0.021 (0.092)	-0.199*** (0.048)	-0.228*** (0.062)	-0.204*** (0.049)
受教育程度	0.068 (0.185)	-0.168 (0.212)	-0.140 (0.211)	0.109 (0.183)	-0.023 (0.235)	0.087 (0.180)
社会网络	0.033** (0.015)	0.039** (0.019)	0.039** (0.018)	0.031** (0.015)	0.034** (0.017)	0.030** (0.015)
就业培训	0.719 (1.054)	-1.713 (1.448)	-1.422 (1.505)	1.126 (1.061)	-0.487 (1.294)	0.840 (1.083)
党员身份	3.524** (1.773)	3.520* (1.988)	3.521* (1.941)	3.342* (1.751)	4.610** (1.876)	2.976* (1.692)
干部身份	2.299 (3.678)	1.586 (3.870)	1.671 (3.823)	2.582 (3.645)	0.573 (5.062)	2.827 (3.508)
家庭规模	2.227*** (0.378)	1.550*** (0.475)	1.631*** (0.468)	2.302*** (0.375)	1.551*** (0.448)	2.146*** (0.369)
劳动力占比	7.865*** (1.786)	5.489** (2.269)	5.773** (2.267)	8.168*** (1.789)	6.870*** (2.377)	7.699*** (1.801)
是否贫困户	0.684 (4.126)	1.444 (4.342)	1.353 (4.322)	0.643 (4.173)	-0.751 (4.029)	0.906 (4.167)
最近市场距离	-0.062 (0.044)	-0.069 (0.054)	-0.068 (0.052)	-0.058 (0.045)	-0.090 (0.068)	-0.052 (0.046)
搬迁时间	0.273*** (0.056)	0.247*** (0.060)	0.251*** (0.060)	0.275*** (0.057)	0.223*** (0.074)	0.267*** (0.058)
省份虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	16.141*** (5.341)	1.198 (8.111)	2.985 (8.322)	20.044*** (5.289)	26.125*** (6.189)	21.101*** (5.229)
样本容量	1231	1231	1231	1231	1231	1231
R <sup>2</sup>	0.225			0.218		
CMP模型统计量			2.926*** (0.074)			2.848*** (0.021)

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为村级层面的聚类稳健标准误。

控制变量中，年龄对社会融入程度的影响显著，系数符号为负，表明年龄越大的搬迁户社会融入程度越低。社会网络和党员身份与社会融入程度正相关，说明新结识的社会资本已经在社会融入过程

中发挥作用，而党员身份带来的政治资本也可以正向促进搬迁户的社会融入。此外，家庭规模和劳动力占比与社会融入也表现出正相关关系，说明搬迁户家庭内部劳动力占比越高，社会融入程度越高。搬迁时间在 1%的水平上显著，系数符号为正，说明搬迁时间与社会融入存在正相关关系。

#### （四）基于普通分位数和条件分位数处理效应模型的异质性估计

虽然 OLS 模型和 CMP 模型的回归结果都表明 ICT 使用能够显著提高搬迁户在迁入地的社会融入程度，但基于 OLS 模型的回归结果可能会低估 ICT 使用促进社会融入的作用，而通过 CMP 模型得到的回归结果则可能会高估 ICT 使用促进社会融入的作用，而且无论是 OLS 估计还是 CMP 估计，均无法有效观测 ICT 使用对不同社会融入程度群体影响的差异。为此，本文利用普通分位数和条件分位数处理效应模型展开进一步分析。

表 6 报告了普通分位数模型和条件分位数处理效应模型的回归结果。普通分位数模型回归结果显示，当社会融入程度在 0.1 和 0.25 分位点时，ICT 使用并不显著，这表明 ICT 使用对社会融入程度较低的搬迁户的社会融入促进作用不明显。随着社会融入程度分位点不断上升，ICT 使用对社会融入的促进作用开始显著，且在 0.5 分位点达到峰值。由于是否使用智能手机不是一个随机过程，可能存在内生性问题，因此本文使用条件分位数处理效应模型进一步验证。条件分位数处理效应模型回归结果显示，社会融入程度在 0.1 分位点时，ICT 使用的系数为 14.799，通过了 1%水平的显著性检验，随着分位数提高，ICT 使用对社会融入的促进作用越来越明显，并在 0.95 分位点达到峰值。

表 6 ICT 使用对社会融入程度的分位数回归结果

分位点	普通分位数		条件分位数处理效应	
	系数	标准误	系数	标准误
$\tau=0.1$	1.681	2.024	14.799***	5.605
$\tau=0.25$	1.565	1.917	20.205**	8.012
$\tau=0.5$	6.295***	1.466	23.449**	9.622
$\tau=0.75$	4.389***	1.505	27.467***	8.344
$\tau=0.95$	4.402**	1.971	29.562*	17.974

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。表中为以智能手机使用代表 ICT 使用的估计结果。

考虑内生性后的条件分位数处理效应模型回归结果表明，ICT 使用对不同社会融入程度搬迁户的社会融入都有较明显的促进作用，对高融入程度搬迁户的促进作用约为低融入程度搬迁户的 2 倍，这表明 ICT 使用对搬迁户社会融入的促进作用存在边际递增现象。总体来看，条件分位数处理效应模型的参数估计值要高于普通分位数模型，ICT 使用与社会融入的内生性问题会低估其影响。

#### （五）机制验证

ICT 使用可以显著地提高搬迁户的社会融入程度，而社会融入程度又可细分为经济融入程度、社区及文化融入程度、心理融入程度和身份融入程度 4 个方面，为明晰 ICT 使用与这四类融入程度的关系，本文进一步使用 CMP 模型进行检验，结果如表 7 所示。结果表明，ICT 使用促进了经济融入和社区及文化融入，其中对经济融入的促进作用更明显，但对心理融入和身份融入的促进作用不明显。

从经济融入程度看，ICT 使用可以显著地促进搬迁户的经济融入，说明 ICT 使用确实对搬迁户的工作稳定性起到了一定的积极作用，这验证了前文提出的降低搜寻成本、提供就业信息这条作用路径。从社区及文化融入程度看，ICT 使用在 1%水平上显著，说明 ICT 使用可以促进搬迁户的社区及文化融入。ICT 使用对心理融入程度和身份融入程度并没有显著影响，这是由于心理融入和身份融入属于较高层次的社会融入，贫困户易地扶贫搬迁时间尚短，短期内效果还不明显。

表 7 ICT 使用对四类融入的回归结果

	经济融入程度	社区及文化融入程度	心理融入程度	身份融入程度
ICT使用	19.468** (8.935)	13.977*** (2.791)	-1.050 (3.611)	0.777 (5.257)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省份虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.385 (9.756)	17.484*** (6.039)	56.663*** (5.884)	28.094*** (6.518)
样本容量	1231	1231	1231	1231
CMP模型统计量	3.377*** (0.025)	2.826*** (0.046)	2.915*** (0.024)	2.910*** (0.020)

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为村级层面的聚类稳健标准误。表中为以智能手机使用代表 ICT 使用的估计结果。

为进一步验证图 1 中的影响机制，本文采用中介效应模型对 4 条路径进行检验，具体结果见图 2。结果显示，ICT 使用通过 2 条路径影响搬迁户的社会融入，分别是就业信息、人情往来，即 ICT 使用通过丰富就业信息、促进人情往来显著提高了搬迁户在迁入地的社会融入程度。

但是，ICT 使用并未通过第 3、4 条路径中的生活便利、自我认同间接影响社会融入程度，本文认为这是由于身份认同是较高等级的自我价值体现，在短期内往往难以得到质的改变，这与 Zhu et al. (2020) 的研究结论一致，也印证了表 7 的回归结果。

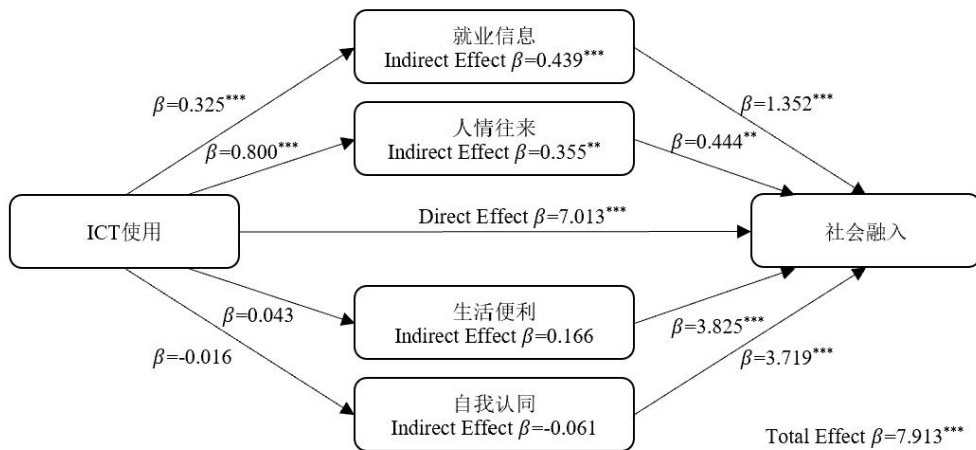


图 2 多重中介效应分析



五、稳健性检验

（一）倾向得分匹配法的估计结果

基准回归中的个别变量，如智能手机使用等，采用的是二元变量，若直接将已使用智能手机的搬迁户和尚未使用的搬迁户进行对比，可能存在配对偏差。为此，本文在基准回归的基础上通过倾向得分匹配法（PSM）对 ICT 使用（以智能手机使用为例）促进社会融入的效果进行稳健性检验。

不同的匹配方法会产生不同的样本损失，为使课题组关于易地扶贫搬迁大规模调研数据得到充分利用，本文选择了核匹配、半径匹配和 k 近邻匹配 3 种方法进行匹配。核匹配、半径匹配和 k 近邻匹配的平衡性检验结果良好，样本损失比例很小，只有 10 个搬迁户样本不在共同支撑域内。此外，考虑到倾向得分匹配第一阶段估计倾向得分时存在不确定性，本文对传统倾向得分匹配方法第一步进行了偏差校正，尽可能避免因非精确匹配而产生的偏差。

表 8 报告了上述四种匹配方法的估计结果。根据核匹配的测算结果，实验组的平均处理效应为 4.760，通过了 1%水平的显著性检验。半径匹配和 k 近邻匹配的估计结果与核匹配基本一致，二者的平均处理效应分别为 5.639 和 5.565，均通过了 1%水平的显著性检验。经过偏差校正后实验组的平均处理效应为 4.881，通过了 1%水平的显著性检验。倾向得分匹配法的实证结果表明，ICT 使用对搬迁户的社会融入有显著的促进作用。

表 8 倾向得分匹配法估计结果			
匹配方法	搬迁户的社会融入程度		
	实验组	对照组	ATT
核匹配（带宽=0.06）	47.407	42.647	4.760***
半径匹配（卡尺=0.01）	47.459	41.820	5.639***
k 近邻匹配（k=4）	47.407	41.842	5.565***
偏差校正匹配			4.881***

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②偏差校正法的权重矩阵是主对角线元素为各变量样本方差的对角矩阵的逆矩阵，ATT 标准误为 A-I 标准误；其余匹配方法的 ATT 标准误为自助稳健标准误，重复抽样次数 500 次。

（二）处理效应模型

倾向得分匹配法在消除选择性偏差和处理变量的内生性问题时，只考虑可观测因素对被解释变量的影响，忽略不可观测因素的作用，因而存在估计偏误。处理效应模型（TEM）同样是解决选择性偏差的常用方法，相较于倾向得分匹配法，处理效应模型可同时考虑可观测因素和不可观测因素的影响。此外，处理效应模型可以进一步计算 ICT 使用对搬迁户社会融入程度的平均处理效应。

本文在 TEM 模型中选择的排他性变量与 CMP 模型的工具变量保持一致。表 9 汇报了智能手机使用、计算机使用和微信使用对社会融入程度的 TEM 模型估计结果，分别代表 ICT 使用在移动端、pc 端和软件上的效果。ICT 使用的平均处理效应和 CMP 模型的回归结果相近，说明模型具有良好的稳

健性。

表 9 处理效应模型估计结果

	智能手机使用	计算机使用	微信使用
ICT使用	21.786*** (5.963)	16.195*** (5.207)	13.572*** (4.263)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制
省份虚拟变量	已控制	已控制	已控制
常数项	2.491 (7.483)	21.101*** (5.229)	15.312*** (5.546)
样本容量	1231	1231	1231

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为村级层面的聚类稳健标准误。

### （三）ICT 设备、软件使用与社会融入程度

由于样本中使用计算机的搬迁户数量较少，因此本文将计算机使用和智能手机使用合并为 ICT 设备使用。此外，样本中使用智能手机和使用微信的样本比例并不一致，说明易地扶贫搬迁户对于信息软件的掌握能力还较为欠缺，为此，本文以微信使用代表 ICT 软件使用。以 ICT 设备使用和 ICT 软件使用为解释变量使用 CMP 模型进行估计，结果如表 10 所示。

整体来看，ICT 软件使用对社会融入程度有显著的正向影响，但略低于 ICT 设备的促进效果。这种现象的出现可能有两个原因：第一，ICT 设备与 ICT 软件之间存在脱钩，搬迁户使用智能手机仅仅停留在通讯层面，没有进一步发挥 ICT 软件的作用；第二，对于已经使用 ICT 软件的搬迁户来说，对于复杂的应用软件较为生疏，在搜寻信息、获取便捷生活方面效率较低。

表 10 ICT 设备使用对社会融入的影响

	(1)	(2)
ICT设备使用	20.300*** (6.918)	
ICT软件使用		13.520*** (4.502)
其他控制变量	已控制	已控制
省份虚拟变量	已控制	已控制
常数项	5.401 (7.646)	15.328*** (5.558)
样本容量	1231	1231
CMP模型统计量	2.913*** (0.067)	2.842*** (0.026)

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为村级层面的聚类稳健标准误。

### （四）ICT 使用时间与社会融入程度

本文以 ICT 使用时间作为关键解释变量，使用 2SLS 模型进行回归，结果如表 11 所示。结果显示，

除计算机使用以外，ICT 使用时间对社会融入程度的影响低于是否使用 ICT。这是由于智能手机和手机 APP 上手操作难度要低于计算机的使用，搬迁户短期内就可以熟练掌握智能手机和 APP 的使用方法。而计算机的操作门槛较高，但随着使用时间的增加，带来的边际收益会更高，因此从 ICT 使用时间来讲，使用计算机的时间越久，就越能促进搬迁户的社会融入。

表 11 ICT 使用时间对社会融入的影响			
	以智能手机使用时间代表 ICT使用时间	以计算机使用时间代表ICT 使用时间	以微信使用时间代表ICT使 用时间
ICT使用时间	5.222*** (1.724)	18.978** (8.206)	6.310*** (1.966)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制
省份虚拟变量	已控制	已控制	已控制
常数项	4.755 (7.749)	25.854*** (6.135)	10.593 (6.826)
样本容量	1231	1231	1231

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为村级层面的聚类稳健标准误。

## 六、结论与政策含义

搬迁户在迁入地的社会融入是易地扶贫搬迁后扶政策效果的关键体现。在信息化社会，ICT 已经在衣食住行各个方面对人们的生活造成深刻影响。对于易地扶贫搬迁户来说，ICT 更是可以帮助他们在迁入地立足的重要工具。但是，目前学术界对 ICT 使用与社会融入间关系的研究还较为欠缺，并且目前易地扶贫搬迁的后扶政策对搬迁户 ICT 使用的关注度还不足。鉴于此，本文基于 2019 年易地扶贫搬迁 8 省（区）16 县的搬迁户调查数据，实证分析了 ICT 使用对搬迁户在迁入地社会融入程度的影响。结果表明，与未使用 ICT 的搬迁户相比，使用 ICT 对于搬迁户的社会融入有显著的促进作用。原因在于，ICT 使用在短期内通过丰富就业信息、促进人情往来加快了搬迁户的经济融入和社区文化融入。ICT 使用促进社会融入的效果存在异质性，社会融入程度越高则 ICT 促进效果越好，ICT 的促进存在边际收益递增现象。因此，加快贫困人口信息化水平提升是当前易地扶贫搬迁后扶政策的重要方向。本文提出以下政策建议：

一方面，相较于人力资本、社会资本、政策因素对社会融入的影响，ICT 使用的促进作用具有易掌握、低成本、高效率的特点，无论是从短期考虑的降低工作搜寻成本和增加社会互动，还是从长期来看的心理认同及身份转变过程，ICT 使用的促进效果都要大于人力资本、社会资本和搬迁政策的影响。那么，如果可以在有效推动贫困搬迁户“智能化、信息化”的前提下，建立搬迁户与迁入地社会间高效的信息共享平台，不仅可以提高政府的工作效率，还可以增强搬迁户在迁入地长效减贫的内生动力。此外，由于贫困户中有较高比例都是老年人，甚至年轻人也因为经济原因缺少 ICT 的使用经验，因此，不断提高 ICT 在搬迁户中的普及程度，持续加强迁入地信息化基础设施建设，对于搬迁户在迁入地的长期稳定和巩固易地扶贫搬迁政策效果都具有重要意义。

另一方面，在互联网高度发达的现代社会，ICT 使用对于个人、家庭的重要性不言而喻。对于有能力和有意愿的搬迁户，应对他们进行 ICT 设备的进阶使用培训，如文字编辑工作、视频剪辑工作、简单编程训练等，从短期来看可以解决搬迁户的经济融入和社区文化融入问题，长期则可以促进其心理融入和身份融入。除了相关培训外，当地政府应加快建设安置区内的信息化基础设施，以及搬迁户与迁入地社会间的信息互动平台，真正为贫困搬迁户提供便捷、有效、实用的信息资源库。易地扶贫搬迁切实解决了 960 多万贫困人口的脱贫问题，当下工作重心开始向后续扶持工作转移，本文的研究结论可为相关后续扶持政策提供决策参考。

#### 参考文献

- 1.安同良、杨晨，2020：《互联网重塑中国经济地理格局：微观机制与宏观效应》，《经济研究》第 2 期，第 4-19 页。
- 2.方颖、赵扬，2011：《寻找制度的工具变量：估计产权保护对中国经济增长的贡献》，《经济研究》第 5 期，第 138-148 页。
- 3.马晓河、胡拥军，2020：《“互联网+”推动农村经济高质量发展的总体框架与政策设计》，《宏观经济研究》第 7 期，第 5-16 页。
- 4.阮荣平、周佩、郑风田，2017：《“互联网+”背景下的新型农业经营主体信息化发展状况及对策建议——基于全国 1394 个新型农业经营主体调查数据》，《管理世界》第 7 期，第 50-64 页。
- 5.苏岚岚、孔荣，2020：《互联网使用促进农户创业增益了吗？——基于内生转换回归模型的实证分析》，《中国农村经济》第 2 期，第 62-80 页。
- 6.夏炎、王会娟、张凤、郭剑锋，2018：《数字经济对中国经济增长和非农就业影响研究——基于投入占用产出模型》，《中国科学院院刊》第 7 期，第 707-716 页。
- 7.王剑程、李丁、马双，2020：《宽带建设对农户创业的影响研究——基于“宽带乡村”建设的准自然实验》，《经济学（季刊）》第 1 期，第 209-232 页。
- 8.杨菊华，2009：《从隔离、选择融入到融合：流动人口社会融入问题的理论思考》，《人口研究》第 1 期，第 17-29 页。
- 9.战明华、张成瑞、沈娟，2018：《互联网金融发展与货币政策的银行信贷渠道传导》，《经济研究》第 4 期，63-76 页。
- 10.Akerlof, A., E. Kranton, 2000, “Economics and Identity”, *The Quarterly Journal of Economics*, 115(3): 715-753.
- 11.Akhtar, A., 1995, “Third Individuation: Immigration, Identity, and the Psychoanalytic Process”, *Journal of the American Psychoanalytic Association*, 43(4): 1051-1084.
- 12.Angelini, V., L. Casi, and L. Corazzini, 2015, “Life Satisfaction of Immigrants: Does Cultural Assimilation Matter?”, *Journal of Population Economics*, 28(3): 817-844.
- 13.Bauernschuster, S., O. Falck, and L. Woessmann, 2014, “Surfing Alone? The Internet and Social Capital: Evidence from an Unforeseeable Technological Mistake”, *Journal of Public Economics*, 117(1): 73-89.

14. Banker, S., P. Bhanot, and A. Deshpande, 2020, "Poverty Identity and Preference for Challenge: Evidence from the US and India", *Journal of Economic Psychology*, 76(1): 202-214.
15. Berry, W., 1997, "Immigration, Acculturation, and Adaptation", *Applied Psychology*, 46(1): 5-34.
16. Bratsberg, B., O. Raaum, and K. Roed, 2014, "Immigrants, Labor Market Performance and Social Insurance", *The Economic Journal*, 124(580): 644-683.
17. Büchel, F., and R. Frick, 2005, "Immigrants' Economic Performance Across Europe – Does Immigration Policy Matter?", *Population Research and Policy Review*, 24(2): 175-212.
18. Cheong, H., R. Edwards, H. Goulbourne, and J. Solomos, 2007, "Immigration, social cohesion and social capital: A critical review", *Critical social policy*, 27(1): 24-49.
19. Elsby, W., and D. Shapiro, 2012, "Why Does Trend Growth Affect Equilibrium Employment? A New Explanation of an Old Puzzle", *American Economic Review*, 102(4): 1378-1413.
20. Esses, M., M. Jackson, and L. Armstrong, 1998, "Intergroup Competition and Attitudes Toward Immigrants and Immigration: An Instrumental Model of Group Conflict", *Journal of Social Issues*, 54(4): 699-724.
21. Facchini, G., E. Patacchini, and F. Steinhardt, 2015, "Migration, Friendship Ties, and Cultural Assimilation", *The Scandinavian Journal of Economics*, 117(2): 619-649.
22. Galloway, A., and R. Aaberge, 2005, "Assimilation Effects on Poverty among Immigrants in Norway", *Journal of Population Economics*, 18(4): 691-718.
23. Gathmann, C., and N. Keller, 2018, "Access to Citizenship and the Economic Assimilation of Immigrants", *The Economic Journal*, 128(616): 3141-3181.
24. Ge, T., and T. Wu, 2020, "Search, Migration, and Social Connections: Solving the Migration Puzzle to Beijing", *China Economic Review*, 62(1): 501-515.
25. Harker, K., 2001, "Immigrant Generation, Assimilation, and Adolescent Psychological Well-Being", *Social Forces*, 79(3): 969-1004.
26. Lemos, S., 2013, "Immigrant Economic Assimilation: Evidence from UK Longitudinal Data Between 1978 and 2006", *Labour Economics*, 24(1): 339-353.
27. Lohmann, S., 2015, "Information Technologies and Subjective Well-Being: Does the Internet Raise Material Aspirations?", *Oxford Economic Papers*, 67(3): 740-759.
28. Ma, W., A. Renwick, P. Nie, and R. Cai, 2018, "Off-Farm Work, Smartphone Use and Household Income: Evidence from Rural China", *China Economic Review*, 52(1): 80-94.
29. Rotondi, V., L. Stanca, and M. Tomasuolo, 2017, "Connecting Alone: Smartphone Use, Quality of Social Interactions and Well-Being", *Journal of Economic Psychology*, 63(1): 17-26.
30. Rumbaut, G., 1994, "The Crucible Within: Ethnic Identity, Self-Esteem, and Segmented Assimilation among Children of Immigrants", *International Migration Review*, 28(4): 748-794.
31. Shaull, L., and H. Gramann, 1998, "The Effect of Cultural Assimilation on the Importance of Family-Related and

Nature-Related Recreation among Hispanic Americans”, *Journal of Leisure Research*, 30(1): 47-63.

32.Teresa, C., and D. Christian, 2010, “Immigrants’ Identity, Economic Outcomes and The Transmission of Identity Across Generations”, *Economic Journal*, 120(1): 31-51.

33.Teske, C., H. Nelson, 1974, “Acculturation and Assimilation: A Clarification”, *American Ethnologist*, 1(2): 351-367.

34.Tropp, R., S. Erkut, and G. Coll, 1999, “Psychological Acculturation: Development of a New Measure for Puerto Ricans on the US Mainland”, *Educational and Psychological Measurement*, 59(2): 351-367.

35.Yinger, M., 1981, “Toward a Theory of Assimilation and Dissimilation”, *Ethnic and Racial Studies*, 4(3): 249-264.

36.Zhu, Z., W. Ma, A. Sousa-Poza, and C. Leng, 2020, “The Effect of Internet Usage on Perceptions of Social Fairness: Evidence from Rural China”, *China Economic Review*, 62(1): 501-508.

（作者单位：中国人民大学农业与农村发展学院）

（责任编辑：胡 祎）

## Can the Use of ICT Improve the Social Integration of Displaced Households in Poverty Alleviation Resettlement Program?

ZHANG Chen MA Biao QIU Huanguang

**Abstract:** ICT, as an important medium for obtaining and utilizing information resources, provides more convenient tools for poor households to achieve “stability and prosperity” in their places of residence. Based on the microscopic data from a survey in 16 counties, 8 provinces in 2019, this article empirically examines the impact of the use of ICT on the social integration of displaced households in poverty alleviation resettlement program. The results show that the use of ICT has an obvious promoting effect on social integration of migrant households, but it has some heterogeneity. The estimation results of CQTE show that compared with the groups with lower social integration level, the promoting effect of ICT use is greater for the groups with higher social integration level. Further analysis also confirms that the use of ICT can effectively promote economic and community cultural integration in the short term. To this end, training on the use of ICT should be incorporated into the important content of the follow-up support policies for poverty alleviation resettlement program. The level of supporting information services in the resettlement areas should be continuously improved, and a two-way information interactive platform should be established between displaced households and the society in the relocated areas.

**Keywords:** ICT; Poverty Alleviation Resettlement Program; Social Integration; Influence Mechanism

# 数字普惠金融对农业机械化的影响\*

## ——来自中国 1869 个县域的证据

孙学涛<sup>1,2</sup> 于 婷<sup>1,3</sup> 于法稳<sup>4</sup>

**摘要：**中国农业机械化水平总体较低，如何依靠内生动力补齐农业机械化短板尤为重要，数字普惠金融的发展正好为破解农业机械化难题开辟了新路径。本文基于 1869 个县域数据，运用 SARAR 模型分析了数字普惠金融对农业机械化影响的均衡效应和非均衡效应，同时分析了数字普惠金融的作用机制。研究发现，数字普惠金融与农业机械化均存在空间溢出效应；数字普惠金融发展是促进农业机械化重要路径；数字普惠金融对农业机械化的影响会受到农业经济发展水平的影响；与其他县域相比，农业落后县、平原县和农业县更容易在数字普惠金融发展过程中受益；数字普惠金融还会以农民收入和固定资产投资为中介变量提升农业机械化水平。为此，农业机械化过程中应抓住数字普惠金融发展所带来的红利，不同区域应依据自身条件因地制宜推动数字普惠金融发展。

**关键词：**数字普惠金融 农业机械化 县域 SARAR 模型

**中图分类号：**F323.3 **文献标识码：**A

### 一、引言

农业机械化推动了农业发展方式的转变，提高了农业综合生产能力（胡祯和张正河，2018），为推动乡村产业振兴提供了装备支撑，实现了粮食增产、农业增效和农民增收。2021 年中央“一号文件”明确提出，要通过提升农业机械化水平促进乡村振兴。当前，中国农业机械化基础还比较薄弱，发展不平衡不充分问题突出，难以满足服务乡村振兴战略、支撑农业高质量发展的现实需求。提升农业机械化水平需要资本要素的投入，而现实中农业部门资本要素不仅来源渠道少，还会向非农部门转移（莫媛和沈坤荣，2020）。农业部门内资本要素匮乏不仅限制了农业机械化水平的提升，还制约了乡村振兴战略的实施（田杰，2020）。在数字经济发展背景下，农村数字普惠金融不仅可以利用数字技术克

\*本文研究得到山东省社会科学规划数字山东研究专项“数字金融对山东省县域结构红利释放的作用机理与政策优化”（编号：20CSDJ48），山东省博士后创新项目“高标准农田建设对农地效率的影响机理与优化路径研究”（编号：202102063），青岛市哲学社会科学规划项目“高标准农田建设实施效果及作用机制研究：基于农地效率的视角”（编号：QDSKL2101025）的支持。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：于法稳。

服传统农村金融交易成本高、信息不对称的痛点，还能极大地缓解农业部门融资难、融资贵的问题，推动农业发展，助力农民增收，巩固脱贫攻坚成果。这为推动农业高质量发展提供了新思路，即借助数字普惠金融促进农业机械化，进而实现农业高质量发展。但理论和实践的谜团是，农村金融特别是近年来出现的数字普惠金融是继工农（业）产品价格剪刀差之后抽离农业资金的又一渠道，还是推动农业机械化的重要路径？

数字普惠金融发展在改变城市经济发展模式的同时，也为农业经济发展提供了契机，逐渐成为乡村振兴的主要驱动力（殷浩栋等，2020）。在封闭经济条件下，数字普惠金融发展能够推动农业机械化。数字普惠金融发展推动了农业人工智能等数字技术的发展，实现了数字技术与农业生产的融合，从供给侧提升了农业机械化水平，加速了农业生产方式的变革（汪旭晖等，2020），已成为推动乡村振兴的重要手段。数字普惠金融打破了传统金融的运作模式（李晓园和刘雨濛，2021），拓宽了农业部门资本要素的来源渠道，以低成本、便利性和可持续的模式打通了金融服务农业农村的“最后一公里”（星焱，2021）。学术界采用省级层面数据（张岳和周应恒，2021）、县级层面数据（何婧等，2021）和农户家庭层面数据（周利等，2021）的研究都发现，数字普惠金融能为农业经济发展提供充足的资本要素（何婧等，2021），有效地促进农业机械化水平提升（刘赛红和王志飞，2019）。

在开放经济条件下，数字普惠金融发展助力农业机械化的推论忽视了三方面的内容：第一，农业部门存在金融排斥问题。由于非农部门效率高于农业部门，在逐利条件下数字普惠金融机构依然会将资本要素投入到非农部门，同时农业部门内的资本要素也会逐渐流向非农部门。如果数字普惠金融不能解决传统金融产品对农业部门的排斥，数字普惠金融对农业机械化的促进作用就十分有限。第二，虽然理论上数字普惠金融发展能通过创新金融模式助力农业经济发展，但在农业生产率低、农村劳动力外流的情况下，数字普惠金融发展并不会自发地促进农业机械化，即数字普惠金融的益农效应是有限的（王伟和朱一鸣，2018）。第三，金融模式的创新也会伴随着金融市场的不稳定，但金融市场波动对部门经济的影响并不均衡。Akhter et al.（2010）发现金融市场不稳定更容易加大农业部门和贫困群体的经营风险。基于此，部分学者质疑数字普惠金融对农业机械化的促进作用，认为中国数字普惠金融正处于初级阶段，短期内对农业农村经济的促进作用有限（Matthews，2019）。尽管数字普惠金融是传统金融与互联网相融合的金融新模式，但依然具有金融的逐利性，可能由此导致城乡之间出现新的分化（Guo et al.，2016），城乡之间资本要素的配置结构并不会由于数字普惠金融的发展而得到改善（胡滨和程雪军，2020）。对农村地区而言，尽管数字普惠金融得到了发展，但其活跃度依然落后于城市地区（星焱，2021）。实证研究还发现，数字普惠金融更能提高有金融需求农户的收入水平，但对接触数字普惠金融较少的农户影响较小，数字技能强和金融素养高的农户更能受益（彭澎和徐志刚，2021）。而受制于农村劳动者自身的认知水平，农村居民对智能手机的运用主要集中于社交（微信和QQ）、娱乐（快手和抖音）和网购（淘宝和拼多多），对财富管理（余额宝和手机银行）有需要的不到5%（邓宁源等，2019）。

当前，针对数字普惠金融能否促进农业机械化的问题仍存在争议，需要从理论和实证两个层面来研究农业机械化进程中数字普惠金融的作用。与已有文献相比，本文的边际贡献体现在如下方面：第



一，从农业机械化角度研究数字普惠金融的经济效应。数字普惠金融提高了农业部门资本要素的可得性（星焱，2021），这种可得性在农业部门主要表现为农业机械化水平的提升（潘彪和田志宏，2018），但现有文献主要研究了数字普惠金融对农业经济的影响，并没有研究数字普惠金融与农业机械化的关系。本文以农业机械化为切入点，研究数字普惠金融对农业发展的影响。第二，分析数字普惠金融对农业机械化影响的非均衡效应。农业机械化不仅会受到数字普惠金融发展的影响，还会受到农业发展水平、县域定位和地形条件的影响，但现有文献在研究数字普惠金融或农业机械化时，忽视了这些因素。本文尝试将县域经济条件和自然条件引入计量模型，探究数字普惠金融的非均衡效应。第三，考虑县域农业发展的空间集聚特征。农业发展在一定程度上会呈现出空间连片集聚，但现有文献大多是在空间均质基础上进行研究的。数字普惠金融对农业机械化的影响可能会彼此“传染”，即数字普惠金融发展可能会产生空间溢出效应。为此，本文尝试探究数字普惠金融对农业机械化影响的空间溢出效应。

## 二、理论机制与研究假说

数字普惠金融依托数字技术优势突破了时空限制，实现了低成本、高实效的资金匹配，在一定程度上解决了传统金融的部门（地区）歧视，从供给侧角度提高了农业部门的金融服务可得性，为农业机械化和乡村产业发展提供了充足的资本要素。数字普惠金融不仅会对农业机械化产生直接影响，还可能产生溢出效应。

### （一）数字普惠金融对农业机械化的直接影响

农业经济的发展离不开金融的支持。由于农业具有资本需求量大、信用难收集和分散等特点，由此导致农业部门很难从传统金融机构获得服务。研究发现，在地理距离制约（何婧和李庆海，2019）和传统金融对农业部门排斥（李晓园和刘雨濛，2021）的情况下，信贷约束成为阻碍农业机械化的主要原因（周晶等，2013）。数字普惠金融的发展，打破了金融需求者与供给者的空间限制（张勋等，2019），精确地量化了小规模金融需求者的信用水平，降低了金融交易成本，优化了地区金融供给模式（彭澎和徐志刚，2021），为农业经济发展注入了资本要素，推动了农业机械化，促进了农业经济高质量发展（张合林和王颜颜，2021）。同时，数字普惠金融还改变了传统金融的供给模式，提高了传统金融为农服务效率（田杰，2020）。可见，数字普惠金融在一定程度上解决了农业机械化发展不平衡不充分的问题（周利等，2021）。基于以上分析，本文提出假说1。

H1：数字普惠金融发展会提高农业机械化水平。

### （二）数字普惠金融对农业机械化的间接影响

数字普惠金融发展对农业机械化还会产生间接效应。数字普惠金融发展能够使农民享受到全面的金融产品与服务，不仅会促进农业生产性投资，还会提高农民收入。从理论上讲，农业生产性投资的增加和农民收入的提高均会推动农业机械化。

1.通过增加固定资产投资推进农业机械化。数字普惠金融提高了农业部门的资本边际收益（马黄龙和屈小娥，2021），改变了农业部门资本外流的现状，提高了农业部门的资本要素可得性（田杰，

2020)。随着数字普惠金融的发展,农业固定资产投资也能分享到数字普惠金融的红利,具体表现为数字普惠金融会提高农业机械购置费,最终促进农业机械化水平提升(罗明忠等,2021),即数字普惠金融发展会通过增加固定资产投资的方式促进农业机械化水平提升。

2.通过提高农民收入推进农业机械化。数字普惠金融的发展还为线上债券、股票和农村互联网经济的发展提供了可能,这种新模式的出现会显著提高农民收入(马威和张人中,2021)。数字普惠金融也会带动乡村产业发展(尹振涛等,2021),进而为农民提供新的就业机会,这也从另一方面提高了农民收入。数字普惠金融还会带动传统金融服务模式的升级,进而提高农民在传统金融方面的可得性,最终缓解农民信贷约束、提高农民收入(尹振涛等,2021)。但由于农村可投资项目有限,随着收入的增加,农民为了进一步提高其农业经营收入,会增加农业资本要素投入(潘彪和田志宏,2018),这种投资在农业部门表现为农业机械化水平的提升(罗明忠等,2021),即数字普惠金融会通过提高农民收入的方式提升农业机械化水平。

综上可知,数字普惠金融发展能促进农业固定资产投资和农民收入增加,进而提升农业机械化水平,基于此本文提出假说2。

H2: 固定资产投资和农民收入在数字普惠金融对农业机械化的影响中发挥中介作用。

### (三) 县域发展水平和自然条件的影响

1.农业发展状况的影响。数字普惠金融与传统金融最大的区别在于数字普惠金融的普惠性(张勋等,2019),即数字普惠金融不仅能为农业发达县提供金融服务,还能为农业落后县提供金融服务(周利等,2021)。数字普惠金融发展能够从供给侧改善农业发达县的资本供给方式,但由于农业发达县资本要素相对丰富,数字普惠金融对农业发达县的影响比较有限。与农业发达县不同的是,农业落后县资本要素相对匮乏,数字普惠金融发展为农业落后县获得金融服务提供了可能(王伟和朱一鸣,2018)。它将被传统金融机构排斥在外的农业落后县吸纳到金融服务的范围,降低了农业落后县的信贷约束。此外,农业落后县由于资本要素相对缺乏,会更加重视数字普惠金融的发展。

2.发展定位的影响。冯兴元等(2021)研究发现县级市与县之间的数字普惠金融水平存在显著差异,即数字普惠金融发展水平还可能受到县域定位的影响;胡祎和张正河(2018)研究发现农业机械化在不同省域之间的作用也不同,即农业机械化水平也可能会受到县域定位影响。这是由于农业县以农业为主,为了提高农业效率,会将数字普惠金融带来的资本要素优先运用到农业部门,因此会促进农业机械化水平提升;工业县以工业为主,数字普惠金融可能会为县域工业发展带来机遇,但不一定不会对农业要素投入产生影响,因此很难促进当地农业机械化水平提高。

3.地形条件的影响。农业与其他行业相比,最大特点是农业要素投入会受到地形的制约。地形平坦县域适合用农业机械代替人畜力,推进大规模农业机械化耕作;山区县域受到地形条件的制约,不适合运用大型农业机械代替人畜力(周晶等,2013),因此山区即使数字普惠金融发展水平很高,农业机械化水平也未必会得到提升。本文推断地形平坦县域即使数字普惠金融发展水平较低,农业机械化水平也可能较高;山区县域即使数字普惠金融发展水平较高,农业机械化水平也可能较低。基于以上分析,本文提出假说3。

H3: 数字普惠金融发展更能提升农业落后县、农业县和平原县的农业机械化水平。

### 三、研究设计

#### (一) 数据来源

本文所用数据包括两部分，一部分是县域统计数据，另一部分是数字普惠金融数据。县域统计数据来自于 2015—2020 年（历年）《中国县域统计年鉴》和各省统计年鉴。社会消费品零售总额、耕地面积、2017 年至 2019 年规模以上工业企业产值、2018 年至 2019 年农业机械总动力来源于各省统计年鉴，其余指标均来源于《中国县域统计年鉴》。数字普惠金融的相关指标来自于郭峰等（2020）测算的北京大学数字普惠金融数据库。本文以县域名称为标识，将数字普惠金融数据与《中国县域统计年鉴》中的县域统计数据匹配，形成县域面板数据。县域层面部分变量的缺失值采用插值法补齐，由此形成 2014 年至 2019 年中国 1869 个县域的平衡面板数据。

#### (二) 指标选取

1.被解释变量。本文的被解释变量为农业机械化水平。农业机械化水平的量化借鉴伍骏骞等（2017）、周振和孔祥智（2019）的研究成果，同时考虑到耕地面积不同县域所需要农业机械总动力的差异。本文农业机械化水平变量的量化方式为县域内农业机械总动力与县域耕地面积之比。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为数字普惠金融指数。本文不仅将数字普惠金融总指数纳入计量模型，还将数字普惠金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度纳入到模型内，讨论数字普惠金融各维度对农业机械化的影响。数字普惠金融的相关数据来源于郭峰等（2020）测算的数字普惠金融数据库，该数据库运用无量纲化方法和层次分析法，根据数字普惠金融指标体系计算各县市的数字普惠金融指数得分及各维度得分。为了便于实证分析，本文的数字普惠金融指数得分及其各维度得分均采用其原始指标除以 100 来量化。

3.控制变量。本文在县域尺度上研究数字普惠金融对农业机械化的影响，控制变量的选取借鉴了周振和孔祥智（2019）、王伟和朱一鸣（2018）等的处理方法。本文选取了 7 个控制变量，分别为信息化水平、人力资本水平、城镇化水平、金融发展水平、政府干预程度、企业发展水平和社会消费水平，变量的具体定义方式如表 1 所示。

表 1 变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义	平均值	标准差
农业机械化水平	农业机械总动力与县域耕地面积之比（千瓦时/亩）	2.5704	1.3944
数字普惠金融指数	数字普惠金融指数得分（原值/100）	0.8710	0.2575
覆盖广度	数字普惠金融覆盖广度得分（原值/100）	0.8100	0.2397
使用深度	数字普惠金融使用深度得分（原值/100）	0.9917	0.3349
数字化程度	数字普惠金融数字化程度得分（原值/100）	0.6328	0.2735
信息化水平	固定电话用户数与县域总人口之比（户/人）	0.3786	0.2668
人力资本水平	普通中学在校学生与县域总人口之比（人/人）	0.1254	0.0802
城镇化水平	二三产业从业人员与县域总人口之比（人/人）	0.6404	0.5813

(续表 1)

金融发展水平	居民储蓄存款余额与县域总人口之比 (万元/人)	2.4997	2.2485
政府干预程度	公共财政支出与县域地区生产总值之比 (万元/万元)	0.2854	0.3495
企业发展水平	规模以上工业总产值与县域地区生产总值之比 (万元/万元)	0.6064	1.9415
社会消费水平	社会消费品零售总额与县域总人口之比 (万元/人)	1.4674	1.6976

## (三) 模型构建

数字普惠金融与传统金融最大的区别在于数字普惠金融跨越了时空距离, 因此数字普惠金融对农业机械化的影响在一定程度上也会突破空间的限制。现有研究证实了数字普惠金融 (郭峰等, 2020) 和农业机械化 (伍骏骞等, 2017) 都具有空间溢出效应, 因此在分析数字普惠金融对农业机械化影响时需要考虑数字普惠金融与农业机械化的空间属性, 即有必要运用空间计量模型分析数字普惠金融对农业机械化的影响。当前主流的空间计量模型有 SAR 模型和 SEM 模型, 这两个模型分别探究空间自回归项和误差项, 但空间自回归项和误差项可能会同时存在于一个模型内。本文尝试引入能够解决这一问题的 SARAR 模型, 以数字普惠金融作为核心解释变量, 以农业机械化作为被解释变量, 以此阐释数字普惠金融对农业机械化的影响。空间计量模型具体如下:

$$SARAR : \begin{cases} Y_{it} = \rho WY_{it} + C_{it}\alpha_{it} + D_{it}\beta_{it} + \mu_{it} \\ \mu_{it} = \lambda W\mu_{it} + \varepsilon_{it} \end{cases} \quad (1)$$

(1) 式中的  $Y_{it}$  为  $i$  县  $t$  期的农业机械化水平,  $C_{it}$  为数字普惠金融指数 (包括覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度),  $D_{it}$  为控制变量。  $\rho$  为农业机械化水平的自回归系数, 即相邻县域农业机械化水平变化对该县域农业机械化水平的影响程度。  $\alpha_{it}$  为核心解释变量对农业机械化水平的影响程度,  $\beta_{it}$  为控制变量对农业机械化水平的影响程度。  $\mu_{it}$  为由于空间计量模型误差所引致估计系数的差异,  $\varepsilon_{it}$  为其他不可控因素对农业机械化水平的影响,  $\lambda$  为计量误差对农业机械化水平的影响程度。  $W$  表示空间权重矩阵, 以县域两两之间空间距离的倒数作为县域之间的权重。  $W$  的具体设定方式为:

$$W = \begin{cases} 1/d_{ij} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (2)$$

(2) 式中的  $i$  和  $j$  分别表示两个不同县域,  $d_{ij}$  表示县域  $i$  和县域  $j$  之间的空间距离。

## 四、实证结果分析

## (一) 空间相关性检验

农业机械存在跨区域流动 (伍骏骞等, 2017), 数字普惠金融也能够突破时空界限, 因此在探究数字普惠金融与农业机械化之间的关系时, 还需要对数字普惠金融与农业机械化进行空间相关性检验。如果数字普惠金融或农业机械化的变化呈现出空间相关性, 则分析数字普惠金融对农业机械化影响时就需要考虑空间溢出效应 (冯兴元等, 2021); 反之, 则只需要考虑数字普惠金融对农业机械化的直

接影响。本文借鉴马威和张人中（2021）、孙学涛和王振华（2021）的研究，采用 Moran's I 指数分析数字普惠金融指数与农业机械化水平的空间依赖程度<sup>①</sup>，检验结果如表 2 所示。

表 2 空间相关性检验结果

数字普惠金融指数				农业机械化水平			
年份	Moran's I	Sd (I)	Z	年份	Moran's I	Sd (I)	Z
2014	0.033***	0.009	4.091	2014	0.154***	0.009	18.095
2015	0.087***	0.009	10.420	2015	0.161***	0.009	18.945
2016	0.006	0.009	1.146	2016	0.165***	0.009	19.420
2017	0.097***	0.009	11.489	2017	0.176***	0.009	20.674
2018	0.112***	0.009	13.277	2018	0.160***	0.009	18.792
2019	0.177***	0.010	17.377	2019	0.048***	0.010	5.146

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

由表 2 可知，除了 2016 年数字普惠金融指数的 Moran's I 指数没有通过检验外，其余年份的数字普惠金融指数与农业机械化水平的 Moran's I 指数均在 1%的统计水平上显著，说明数字普惠金融与农业机械化各自存在空间依赖关系。数字普惠金融指数与农业机械化水平的 Moran's I 指数均为正，说明数字普惠金融与农业机械化均存在着分类聚集的现象，即县域之间的数字普惠金融与农业机械化发展存在空间溢出效应，因此分析数字普惠金融对农业机械化的影响时还需要考虑空间溢出效应。

## （二）数字普惠金融对农业机械化影响的均衡效应分析

本文基于空间计量模型，采用 2014 年至 2019 年县域短面板数据探究数字普惠金融对农业机械化的影响。由于运用的是面板数据，需要讨论混合效应、随机效应和固定效应哪种更适合分析数字普惠金融对农业机械化的影响。BP 检验发现，随机效应比混合效应更合适；Hausman 检验发现，固定效应比随机效应更合适。基于此，本文选取固定效应 SARAR 模型分析数字普惠金融对农业机械化的影响，估计结果如表 3 所示。

表 3 基准模型回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
数字普惠金融指数	0.6246*** (0.0088)			
覆盖广度		0.4718*** (0.0077)		
使用深度			0.6195*** (0.0075)	
数字化程度				0.0228 (0.0427)
信息化水平	0.5189*** (0.0189)	0.5893*** (0.0196)	0.3914*** (0.0181)	0.6312*** (0.0226)

<sup>①</sup>与孙学涛和王振华（2021）不同，本文空间相关性检验运用的是空间地理距离权重矩阵。

(续表 3)				
人力资本水平	0.2972*** (0.0098)	0.4099*** (0.0100)	0.1660*** (0.0097)	0.4377*** (0.0115)
城镇化水平	0.2104*** (0.0116)	0.2891*** (0.0122)	0.1288*** (0.0111)	0.2184*** (0.0139)
金融发展水平	-0.0277*** (0.0097)	-0.0619*** (0.0101)	-0.0385*** (0.0092)	-0.0621*** (0.0116)
政府干预程度	-0.1138*** (0.0279)	-0.1718*** (0.0291)	-0.0733*** (0.0265)	-0.0714** (0.0335)
企业发展水平	0.0172 (0.0145)	0.0074 (0.0151)	0.0362*** (0.0137)	0.0192 (0.0174)
社会消费水平	0.0991*** (0.0245)	0.2214*** (0.0256)	0.0518** (0.0233)	0.1411*** (0.0295)
空间自回归项	-0.3274*** (0.0535)	-0.3134*** (0.0534)	-0.3038*** (0.0557)	-0.4262*** (0.0567)
空间自相关项	0.7843*** (0.0236)	0.7880*** (0.0227)	0.7428*** (0.0293)	-0.7930*** (0.0225)
空间误差项	0.3037*** (0.0034)	0.3295*** (0.0037)	0.2733*** (0.0031)	0.4383*** (0.0049)
年份	Yes	Yes	Yes	Yes
县域	Yes	Yes	Yes	Yes
调整的伪R <sup>2</sup>	0.5361	0.5352	0.5601	0.3402
广义似然比检验	-8319.5595	-8778.0757	-7712.1158	-10387.636
观测值数量	11214	11214	11214	11214

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号中为稳健标准误。

表 3 的 (1) ~ (4) 列的核心解释变量分别为数字普惠金融指数、覆盖广度、使用深度和数字化程度。(1) ~ (3) 列的拟合优度均大于 0.5, (4) 列的拟合优度为 0.3402, 说明 SARAR 模型的估计结果较为可靠。数字普惠金融对农业机械化影响的分析具体如下:

第一, 数字普惠金融对农业机械化的影响。如表 3 的 (1) 列所示, 数字普惠金融指数对农业机械化水平的影响为正, 在 1% 的统计水平上显著, 说明提升数字普惠金融水平有利于推动农业机械化发展, 验证了假说 1。可能的解释为: 第一, 由于数字普惠金融具有普惠性, 在为工业和服务业提供资本要素的同时, 也会为农业经济发展提供了充足的资本要素, 农业资本要素投入增加在农业内主要表现为农业机械化水平的提升。第二, 以花呗和现金贷为代表的数字普惠金融平台以便捷且无抵押的方式提高了个体数字化技能, 降低了农业部门的融资门槛, 使个体农户也能够快速从金融机构获得资金支持, 从而拓展了农业部门的融资渠道, 并最终促进农业机械化水平提高。第三, 数字普惠金融的发展为数字经济平台的建设提供了保障, 数字经济平台的建设为农业机械化发展提供了契机。例如山东省菏泽市某农民在快手 APP 上看到了大蒜播种机, 通过快手平台与对方联系并购置大蒜播种机, 用于

2020 年的大蒜种植，使周边 20 公里内的大蒜种植实现了由人工种植向机械种植的转变<sup>①</sup>。

第二，数字普惠金融各维度对农业机械化的影响。如表 3 的（2）～（4）列所示，覆盖广度和使用深度对农业机械化水平的影响为正，且都在 1% 的统计水平上显著，数字化程度对农业机械化水平的影响不显著。这说明数字普惠金融覆盖广度和使用深度是推动农业机械化的主要因素。对比覆盖广度与使用深度的估计系数发现，使用深度的估计系数大于覆盖广度，说明数字普惠金融与农业融合程度越深，农业机械化水平就越高。可能的解释是：数字普惠金融的覆盖面会影响到农业机械化进程，但农户在生产过程中是否使用数字普惠金融决定了数字普惠金融对农业机械化的影响程度，因此数字普惠金融使用深度对农业机械化的影响更大。数字化程度对农业机械化水平的影响不显著，可能的解释是：农业机械化进程中数字普惠金融的数字化程度对农业经济的影响还没有充分发挥出来，因此未来应加速普及数字信息技术，为推动乡村振兴和农业机械化提供技术支撑和创新机遇，在农业经济高质量发展过程中进一步释放数字红利。

第三，数字普惠金融的空间溢出效应。如表 3 所示，数字普惠金融指数及各维度对农业机械化水平影响的空间自回归项为负，且都在 1% 的统计水平上显著。这说明数字普惠金融在推动本县域农业机械化发展的同时会对相邻县域农业机械化产生抑制作用。可能的解释是：一方面，农业机械存在跨区域流动（伍骏骞等，2017），即农业机械不仅能够为本县域的农业生产提供机械服务，也可以为相邻县域的农业生产提供机械服务。具体而言，A 县农业机械化水平提升会抑制 A 县周边县域农业机械的购买，进而不利于 A 县周边县域农业机械化水平的提升。另一方面，数字普惠金融虽然具有普惠性的特征，但数字普惠金融仍然具有金融资本逐利的特点，即数字普惠金融会向农业机械化（或农业经济发展）水平较高的县域集聚，这种集聚会对周边县域农业机械化产生抑制作用。

### （三）数字普惠金融对农业机械化影响的非均衡效应分析

本部分借鉴 He et al.（2020）的研究方法，将县域农业经济发展水平考虑到模型内，县域农业经济发展水平采用县域 2013 年的第一产业增加值表示。将数字普惠金融指数与农业经济发展水平的交互项引入到计量模型内，探究数字普惠金融对农业机械化影响的非均衡效应。此外，本部分还按照县域 2014 年的第一产业增加值对县域进行排序，县域第一产业增加值在前 623 位的县域定义为农业发达县，后 623 位的县域定义为农业落后县，其余县域定义为农业中等县，以探讨数字普惠金融影响的异质性。数字普惠金融对农业机械化影响的非均衡效应估计结果如表 4 所示。

表 4 非均衡效应的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
数字普惠金融指数	0.0556*** (0.0029)				0.2409*** (0.0666)	0.1046*** (0.0095)	0.0035 (0.0029)
覆盖广度		0.0676*** (0.0030)					
使用深度			0.0433***				

<sup>①</sup>案例来源于作者 2020 年 7 月在山东省菏泽市的调研。

(续表 4)

	(0.0023)						
数字化程度				0.0057**			
	(0.0025)						
交互项	-1.3049***	-1.3123***	-1.1533***	-0.0556*	-0.0271***	-0.0265***	-0.0191
	(0.0364)	(0.0383)	(0.0290)	(0.0320)	(0.0055)	(0.0074)	(0.0472)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
县域	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调整的伪R <sup>2</sup>	0.5230	0.5062	0.5678	0.3579	0.6244	0.5276	0.4152
广义似然比检验	-8137.2311	-8533.0736	-7534.2514	-10385.041	-3445.0006	-2394.3395	-1403.9244
观测值数量	11214	11214	11214	11214	3738	3738	3738

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号中为稳健标准误。

表 4 的 (1)、(5)~(7) 列核心解释变量为数字普惠金融指数，(2)~(4) 列核心解释变量为数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字化程度。(5)~(7) 列分别为数字普惠金融对农业落后县、农业中等县和农业发达县农业机械化的影响。数字普惠金融对农业机械化影响的非均衡效应具体分析如下：

第一，数字普惠金融对农业机械化的影响。如表 4 的 (1)~(4) 列所示，加入交互项后，数字普惠金融指数对农业机械化水平的影响仍然为正，且在 1% 的统计水平上显著，说明数字普惠金融发展能够推动农业机械化，再次验证了假说 1。将表 4 与表 3 的估计系数对比发现，加入交互项后数字普惠金融对农业机械化的影响会变小，说明在探究数字普惠金融对农业机械化影响的过程中如果不考虑当地农业经济发展状况，数字普惠金融对农业机械化的影响将被高估。

第二，交互项对农业机械化的影响。如表 4 的 (1)~(3) 列所示，交互项对农业机械化水平的影响为负，且在 1% 的统计水平上显著；(4) 列交互项对农业机械化水平的影响为负，在 10% 的统计水平上显著，即在县域数字普惠金融发展水平相同的情况下，农业经济发展水平越高的县域，农业机械化水平就越低。这说明与农业发达县相比，数字普惠金融更能提升农业落后县的农业机械化水平。可能的解释是：一方面，数字普惠金融不仅具有普惠性特点，还打破了金融供给的空间距离，通过弥补传统金融不足的方式为农业落后县和农业部门提供不同类型的金融服务，进而缓解了农业部门和农业落后县的信贷约束；另一方面，与传统金融相比，数字普惠金融的成本更低，因此农业部门能够以较低的价格从数字普惠金融中获得资金，从而降低农业落后县和农业部门获取资本要素的成本，进而推动农业机械化发展。

第三，不同农业经济发展水平下数字普惠金融影响的差异。如表 4 的 (5)~(7) 列所示，农业落后县和农业中等县样本的数字普惠金融指数对农业机械化水平的影响均为正，且在 1% 统计水平上显著；农业发达县样本的数字普惠金融指数对农业机械化水平的影响不显著。总体而言，数字普惠金融能够促进农业机械化水平提升，再次验证了假说 1。在农业落后县和农业中等县中，交互项对农业



机械化水平的影响为负，且在 1% 的统计水平上显著；在农业发达县中，交互项对农业机械化水平的影响不显著。将农业落后县和农业中等县数字普惠金融指数及交互项的估计系数对比发现，农业落后县数字普惠金融指数的估计系数绝对值更大，这说明数字普惠金融在农业机械化进程中起到了普惠作用，即数字普惠金融会缩小农业发达县与农业落后县的农业机械化水平差距。

#### （四）数字普惠金融影响农业机械化的机制分析

根据前文分析，数字普惠金融不仅会直接推动农业机械化，还会以提高农民收入和增加固定资产投资的方式间接推动农业机械化。为了验证这个推论，本部分尝试探究数字普惠金融对农业机械化的影响机制，其中农民收入采用县域农民人均可支配收入（元）取自然对数来衡量，固定资产投资采用县域内固定资产投资总额（万元）取自然对数来衡量。回归结果如表 5 所示。

表 5 影响机制的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字普惠金融指数	0.0747*** (0.0033)		0.6602*** (0.0089)	0.0083*** (0.0025)		0.6258*** (0.0088)
农民收入		0.0893*** (0.0334)	0.4573*** (0.0248)			
固定资产投资					0.0813*** (0.0198)	0.1392*** (0.0321)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
县域	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调整的伪R <sup>2</sup>	0.5572	0.3072	0.5170	0.8510	0.3077	0.5145
广义似然比检验	2822.1166	-10396.833	-8152.4003	5540.0639	-10397.007	-8310.1367
观测值数量	11214	11214	11214	11214	11214	11214

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号中为稳健标准误。

表 5 的（1）列为数字普惠金融指数对农民收入的影响，（2）列为农民收入对农业机械化水平的影响，（3）列为数字普惠金融指数和农民收入对农业机械化水平的影响，（4）列为数字普惠金融指数对固定资产投资的影响，（5）列为固定资产投资对农业机械化水平的影响，（6）列为数字普惠金融指数和固定资产投资对农业机械化水平的影响。

数字普惠金融指数对农民收入和固定资产投资的影响为正，在 1% 的统计水平上显著；农民收入和固定资产投资对农业机械化水平的影响为正，在 1% 的统计水平上显著。由表 5 的（3）列可知数字普惠金融指数和农民收入对农业机械化水平的影响均为正，且在 1% 的统计水平上显著。由表 5 的（6）列可知数字普惠金融指数和固定资产投资对农业机械化水平的影响均为正，且在 1% 的统计水平上显著。这说明数字普惠金融对农业机械化不仅会产生直接影响，还会产生间接影响，验证了假说 2。可能的解释是：一方面，数字普惠金融对农业部门的影响是一个系统工程，数字普惠金融不仅会对农业机械化产生直接影响，还会对农业部门的其他要素产生影响，即数字普惠金融发展在直接推动农业机械化的同时，也提高了农民收入，增加了农业部门的固定资产投资。另一方面，数字普惠金融将排除

在传统金融之外的农民纳入服务范围内，通过降低农民信贷约束的方式，间接提高了农民收入。随着农民收入的提升，农民的部分收入会转化为农业投资，这种投资在农业部门内表现为农业机械化水平的提升，即数字普惠金融发展会通过增加固定资产投资和提高农民收入的方式提升农业机械化水平。

#### （五）不同地形和县域定位下数字普惠金融对农业机械化影响的差异

县域农业机械化进程不仅会受到当地经济社会发展的影响，还会受到地形条件的制约（王善高和田旭，2018）。根据前文分析，数字普惠金融对农业机械化的影响会受到县域定位的影响，因此分析农业机械化的影响因素时需要考虑地形的差异和县域定位的影响。鉴于此，本部分借鉴王善高和田旭（2018）的研究，将县域按照地形条件划分为平原县、丘陵县和山地县<sup>①</sup>，按照是否为县级市划分为农业县和工业县<sup>②</sup>，以探究不同地形条件和县域定位下数字普惠金融对农业机械化影响的差异，回归结果如表6所示。

表6 异质性讨论的回归结果

	县域地形差异			县域定位差异	
	平原县 (1)	丘陵县 (2)	山地县 (3)	农业县 (4)	工业县 (5)
数字普惠金融指数	0.6989*** (0.0216)	0.4657*** (0.0150)	0.0594*** (0.0012)	0.6539*** (0.0098)	0.4469*** (0.0194)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
县域	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调整的伪R <sup>2</sup>	0.4838	0.3059	0.7456	0.5404	0.5452
广义似然比检验	-981.4748	-2733.8661	-3062.5978	-6992.0674	-1173.6171
观测值数量	5634	1806	3774	2052	9162

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号中为稳健标准误。

如表6的（1）～（3）列所示，数字普惠金融指数对不同地形县域农业机械化水平的影响均为正，且均在1%的统计水平上显著。为进一步分析数字普惠金融对不同地形县域农业机械化影响的差异，本文还尝试进行组间差异检验。检验发现，数字普惠金融对平原县和山地县农业机械化的影响存在显著的组间差异，数字普惠金融对丘陵县和山地县农业机械化的影响也存在显著的组间差异，但数字普惠金融对平原县和丘陵县农业机械化的影响不存在显著的组间差异。这表明与山地县相比，数字普惠金融更能促进平原县和丘陵县农业机械化水平的提升。

如表6的（4）、（5）列所示，数字普惠金融指数对农业县和工业县农业机械化水平的影响均为正，且均在1%的统计水平上显著。组间差异检验发现，数字普惠金融对农业县和工业县农业机械化

<sup>①</sup>平原县、丘陵县和山地县划分的具体方法为：根据县域平原、丘陵和山地三者面积占比确定县域类型。例如山东省日照市莒县山地面积占比13.25%，丘陵面积占比61.35%，平原面积占比23.1%，低平洼地面积占比2.3%，本文就将莒县确定为丘陵县。

<sup>②</sup>本文的工业县是指县级市，农业县则是指县。

的影响存在显著的组间差异。这表明与工业县相比，数字普惠金融更能促进农业县农业机械化水平的提升。数字普惠金融发展会显著促进农业县农业机械化水平提升，但对工业县农业机械化水平的影响较小，可能的解释是：农业县以农业为主导产业，而工业县以工业为主导产业。由于工业生产率高于农业，随着数字普惠金融的发展，工业县会率先将数字普惠金融所引致的资本要素运用到工业部门。由于工业县内工业相对发达，对资本要素的需求量也比较大，农业部门很难获得数字普惠金融所引致的资本要素，故数字普惠金融对工业县农业机械化的影响较小。而农业县工业部门对于资本的吸收能力有限，农业将会在数字普惠金融发展中获取更多的资本要素，进而提升农业县的农业机械化水平。

## 五、内生性讨论与稳健性检验

### （一）内生性讨论

数字普惠金融与农业机械化之间可能存在内生性问题。学者们大多采用与杭州之间的空间距离(张勋等, 2019)、历史上电话用户数(钱海章等, 2020)、数字普惠金融滞后一期变量(易行健和周利, 2018)等作为数字普惠金融的工具变量, 来解决内生性问题。本文借鉴钱海章等(2020)的研究方法, 以县域所属地级市的数字普惠金融指数和县域数字普惠金融指数滞后一期作为县域数字普惠金融指数的工具变量, 以解决数字普惠金融与农业机械化的内生性问题。为保证分析的前后一致性, 本部分依然运用 SARAR 模型, 回归结果如表 7 所示。

表 7 内生性讨论的回归结果

	工具变量：县域所属地级市数字普惠金融指数				工具变量：县域数字普惠金融指数滞后一期			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
县域所属地级市数字普惠金融指数	0.0680*** (0.0009)							
县域所属地级市覆盖广度		0.0480*** (0.0008)						
县域所属地级市使用深度			0.0762*** (0.0008)					
县域所属地级市数字化程度				0.0017*** (0.0004)				
县域数字普惠金融指数滞后一期					0.0904*** (0.0067)			
县域覆盖广度滞后一期						0.0413*** (0.0075)		
县域使用深度滞后一期							0.0528*** (0.0058)	
县域数字化程度滞后一期								0.0038 (0.0028)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

(续表 7)

县域	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调整的伪R <sup>2</sup>	0.5355	0.5346	0.5600	0.3402	0.4556	0.4545	0.2668	0.4175
广义似然比检验	-8320.7968	-8786.5337	-7714.9265	-10387.497	-6179.0119	-6094.2905	-6144.3185	-6193.4656
观测值数量	11214	11214	11214	11214	9345	9345	9345	9345

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号中为稳健标准误。

如表 7 所示，除（8）列外，工具变量对农业机械化水平的影响均为正，均在 1%的统计水平上显著，验证了本文基本结论的稳健性。将表 7 的（1）～（4）列估计系数与表 3 的（1）～（4）列估计系数对比发现，工具变量的估计系数均小于原变量，说明数字普惠金融与农业机械化之间存在内生性。将表 7 的（5）～（8）列估计系数与表 3 的（1）～（4）列估计系数对比发现，工具变量的估计系数均小于原变量，说明数字普惠金融不仅会影响当期农业机械化水平，而且还会对滞后期的农业机械化水平产生影响。

## （二）稳健性检验

本部分借鉴孙学涛和王振华（2021）等学者的稳健性检验方法，从 4 个方面检验数字普惠金融对农业机械化影响的稳健性。

第一，重新量化数字普惠金融。前文在讨论数字普惠金融对农业机械化的影响时，将县域数字普惠金融指数除以 100 作为核心解释变量。本部分尝试以数字普惠金融指数的自然对数作为核心解释变量研究数字普惠金融对农业机械化的影响。如表 8 的（1）列所示，数字普惠金融的自然对数对农业机械化水平具有显著的正向影响，与前文结果一致，说明数字普惠金融对农业机械化影响的估计结果稳健。

第二，重新构造权重矩阵。前文在讨论数字普惠金融对农业机械化影响的过程中，模型采用地理距离权重矩阵，本部分尝试基于共享空间要素构造权重矩阵。构造方式具体为：如果  $i$  县与  $j$  县拥有共同边界，则  $i$  县与  $j$  县的权重为 1，否则为 0。如表 8 的（2）列所示，重新构造权重矩阵后，数字普惠金融对农业机械化具有显著的正向影响，与前文结果一致，说明数字普惠金融对农业机械化影响的估计结果稳健。

第三，替换计量模型。前文在讨论数字普惠金融对农业机械化影响的过程中，运用 SARAR 模型同时分析数字普惠金融的空间自回归项和误差项，但空间自回归项和误差项可能不会同时存在，因此本部分尝试运用 SAR 模型分析空间自回归项，运用 SEM 模型分析空间误差项。如表 8 的（3）～（4）列所示，替换计量模型后，数字普惠金融对农业机械化具有显著的正向影响，与前文结果一致，说明数字普惠金融对农业机械化影响的估计结果稳健。

第四，细分地区。前文在讨论数字普惠金融对农业机械化影响的过程中，将全部县域看作一个总体样本。但由前文实证分析可知，不同类型的县域之间存在着显著差异，本部分尝试将县域按照东中西划分，讨论数字普惠金融对不同地区农业机械化的影响差异。如表 8 的（5）～（7）列所示，细分地区后，数字普惠金融对不同县域农业机械化均具有显著的正向影响，说明数字普惠金融对农业机械

化影响的估计结果稳健。

表 8 稳健性检验的回归结果

	替换核心 解释变量 (1)	重构权重 矩阵 (2)	替换计量模型		细分地区		
			SAR模型 (3)	SEM模型 (4)	东部地区 (5)	中部地区 (6)	西部地区 (7)
数字普惠金融指 数取自然对数	1.5117*** (0.0816)						
数字普惠金融指 数		0.6247*** (0.0088)	0.6336*** (0.0089)	0.6300*** (0.0089)	0.4225*** (0.0183)	0.5824*** (0.0118)	0.4536*** (0.0192)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
县域	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调整的伪R <sup>2</sup>	0.3624	0.5287	0.5185	0.5444	0.2281	0.7251	0.5095
广义似然比检验	-10229.636	-8300.3167	-8396.5209	-8334.5071	-1.6960	-3367.0034	-2957.4700
观测值数量	11214	11214	11214	11214	2964	4038	4212

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号中为稳健标准误。

## 六、结论与政策启示

农业生产常年存在融资难、融资贵、融资繁等问题，导致农业生产资本相对匮乏，不仅制约了农业机械化水平的提升，还制约了农业的高质量发展。在数字经济迅速发展的时代背景下，通过发展数字普惠金融来提升农业机械化水平，既是新常态背景下数字普惠金融服务农业现代化的内在要求，也是双循环背景下补齐乡村金融供给不足短板的有效路径。本文基于中国 1869 个县域面板数据，运用 SARAR 模型实证分析了数字普惠金融对农业机械化影响的均衡效应、非均衡效应及作用机制，得到如下结论：

第一，数字普惠金融与农业机械化均存在空间溢出效应，即县域数字普惠金融和农业机械化发展会影响相邻县域数字普惠金融和农业机械化的水平。

第二，数字普惠金融及其各维度水平提升均会提升农业机械化水平，但如果不考虑当地的农业经济发展状况，数字普惠金融对农业机械化的影响将会被高估。

第三，数字普惠金融对农业机械化的影响存在非均衡效应，与农业发达县相比，数字普惠金融更能提升农业落后县的农业机械化水平。

第四，数字普惠金融不仅会直接推动农业机械化，还会以提高农民收入和促进固定资产投资的方式间接地推动农业机械化。

第五，数字普惠金融更能促进农业县和平原县农业机械化水平提升。

在全面推动乡村振兴的时代背景下，上述结论具有如下政策启示：

第一，应通过发展数字普惠金融促进农业机械化。数字普惠金融是农业机械化的新路径，应着力提升数字普惠金融服务农业农村部门的能力，支持农业发达县加快开发适宜农业经济发展、符合农村

特点的数字普惠金融服务模式。同时在支持数字普惠金融促进农业机械化过程中还应该避免农业部门高杠杆率的出现。

第二，不同地区应该区别对待数字普惠金融的发展。由于数字普惠金融对不同地区农业机械化的影响存在着显著差异，因此应根据自身的资源禀赋、农业经济发展水平以及县域定位，适当地运用数字普惠金融发展农业机械化，同时还应采取相应措施避免数字普惠金融发展对农业机械化产生“数字鸿沟”。

第三，地区之间要加强数字普惠金融和农业机械化的合作。由于数字普惠金融和农业机械化均存在空间溢出效应，因此不同县域之间应该加强合作，进而形成一体化的数字经济平台和农业机械服务平台，实现区域间数字经济发展和农业机械服务的资源共享共建，最终提高数字经济赋能农业高质量发展的水平。

#### 参考文献

- 1.邓宁源、李纳平、张越、李达，2019：《乡村振兴背景下数字普惠金融发展问题研究》，《金融经济》第2期，第15-19页。
- 2.冯兴元、孙同全、董翀、燕翔，2021：《中国县域数字普惠金融发展：内涵、指数构建与测度结果分析》，《中国农村经济》第10期，第84-105页。
- 3.郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云，2020：《测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征》，《经济学（季刊）》第4期，第1401-1418页。
- 4.何婧、蔡新怡、赵亚雄，2021：《金融渗透、金融获得与农业产业化——来自湖南省87个县市的证据》，《财经理论与实践》第2期，第12-19页。
- 5.何婧、李庆海，2019：《数字金融使用与农户创业行为》，《中国农村经济》第1期，第112-126页。
- 6.胡滨、程雪军，2020：《金融科技、数字普惠金融与国家金融竞争力》，《武汉大学学报（哲学社会科学版）》第3期，第130-141页。
- 7.胡伟、张正河，2018：《农机服务对小麦生产技术效率有影响吗？》，《中国农村经济》第5期，第68-83页。
- 8.李晓园、刘雨濛，2021：《数字普惠金融如何促进农村创业？》，《经济管理》第12期，第24-40页。
- 9.刘赛红、王志飞，2019：《农村信贷投入、乡村振兴与城乡居民收入差距研究》，《云南财经大学学报》第3期，第94-104页。
- 10.罗明忠、邱海兰、陈小知，2021：《农机投资对农村女性劳动力非农就业转移影响及其异质性》，《经济与管理评论》第2期，第127-137页。
- 11.马黄龙、屈小娥，2021：《数字普惠金融对经济高质量发展的影响——基于农村人力资本和数字鸿沟视角的分析》，《经济问题探索》第10期，第173-190页。
- 12.马威、张人中，2021：《数字金融的广度与深度对缩小城乡发展差距的影响效应研究——基于居民教育的协同效应视角》，《农业技术经济》第5期，第1-15页。
- 13.莫媛、沈坤荣，2020：《县域银行网点布局与农村信贷资金流动》，《华南农业大学学报（社会科学版）》第3

期,第11-23页。

14.潘彪、田志宏,2018:《购机补贴政策对中国农业机械使用效率的影响分析》,《中国农村经济》第6期,第21-37页。

15.彭澎、徐志刚,2021:《数字普惠金融能降低农户的脆弱性吗?》,《经济评论》第1期,第82-95页。

16.钱海章、陶云清、曹松威、曹雨阳,2020:《中国数字金融发展与经济增长的理论与实证》,《数量经济技术经济研究》第6期,第26-46页。

17.孙学涛、王振华,2021:《农业生产效率提升对产业结构的影响——基于技术进步偏向的视角》,《财贸研究》第6期,第46-58页。

18.田杰,2020:《新型农村金融机构、资金外流与乡村振兴》,《财经科学》第1期,第29-41页。

19.汪旭晖、赵博、王新,2020:《数字农业模式创新研究——基于网易味央猪的案例》,《农业经济问题》第8期,第115-130页。

20.王善高、田旭,2018:《农村劳动力老龄化对农业生产的影响研究——基于耕地地形的实证分析》,《农业技术经济》第4期,第15-26页。

21.王伟、朱一鸣,2018:《普惠金融与县域资金外流:减贫还是致贫——基于中国592个国家级贫困县的研究》,《经济理论与经济管理》第1期,第98-108页。

22.伍骏骞、方师乐、李谷成、徐广彤,2017:《中国农业机械化发展水平对粮食产量的空间溢出效应分析——基于跨区作业的视角》,《中国农村经济》第6期,第44-57页。

23.星焱,2021:《农村数字普惠金融的“红利”与“鸿沟”》,《经济学家》第2期,第102-111页。

24.易行健、周利,2018:《数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据》,《金融研究》第11期,第47-67页。

25.尹振涛、李俊成、杨璐,2021:《金融科技发展能提高农村家庭幸福感吗?——基于幸福经济学的研究视角》,《中国农村经济》第8期,第63-79页。

26.殷浩栋、霍鹏、汪三贵,2020:《农业农村数字化转型:现实表征、影响机理与推进策略》,《改革》第12期,第48-56页。

27.张合林、王颜颜,2021:《数字普惠金融与农业高质量发展水平的收敛性研究》,《金融理论与实践》第1期,第9-18页。

28.张勋、万广华、张佳佳、何宗樾,2019:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》第8期,第71-86页。

29.张岳、周应恒,2021:《数字普惠金融、传统金融竞争与农村产业融合》,《农业技术经济》第9期,第68-82页。

30.周晶、陈玉萍、阮冬燕,2013:《地形条件对农业机械化发展区域不平衡的影响——基于湖北省县级面板数据的实证分析》,《中国农村经济》第9期,第63-77页。

31.周利、廖婧琳、张浩,2021:《数字普惠金融、信贷可得性与居民贫困减缓——来自中国家庭调查的微观证据》,《经济科学》第1期,第145-157页。

- 32.周振、孔祥智, 2019: 《农业机械化对我国粮食产出的效果评价与政策方向》, 《中国软科学》第4期, 第20-32页。
- 33.Akhter, S., Y. Liu, and K. Daly, 2010, “Cross Country Evidence on the Linkages between Financial Development and Poverty”, *International Journal of Business and Management*, 5(1): 3-19.
- 34.Guo, F., S. Kong, and J. Wang, 2016, “General Patterns and Regional Disparity of Internet Finance Development in China: Evidence from the Peking University Internet Finance Development Index”, *China Economic Journal*, 9(3): 253-271.
- 35.He, G. J., Y. Xie, and B. Zhang, 2020, “Expressways, GDP, and the Environment: The Case of China”, *Journal of Development Economics*, 145: 1-16.
- 36.Matthews, B. H., 2019, “Hidden Constraints to Digital Financial Inclusion: The Oral-Literate Divide”, *Development in Practice*, 29(8): 1-15.

(作者单位: <sup>1</sup> 山东社会科学院;

<sup>2</sup> 中国海洋大学经济学院;

<sup>3</sup> 中国海洋大学管理学院;

<sup>4</sup> 中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 胡 祎)

## The Impact of Digital Finance on Agricultural Mechanization: Evidence from 1869 Counties in China

SUN Xuetao YU Ting YU Fawen

**Abstract:** The overall level of China's agricultural mechanization is generally low. How to rely on endogenous power to make up for the shortcomings of agricultural mechanization is particularly important. The development of digital finance opens up a new path to solve the problems of agricultural mechanization. Based on the data collected from 1869 counties, this article analyzes the equilibrium effect and non-equilibrium effect of digital finance on agricultural mechanization and examines the function mechanism of digital finance. It finds that digital finance and agricultural mechanization have spatial spillover effect. Digital finance is an important way to promote agricultural mechanization. The impact of digital finance on agricultural mechanization will be affected by the development level of agricultural economy. Compared with other counties, poor counties, plain counties and agricultural counties are more likely to benefit from the development of digital financial. Digital finance will also take farmers' income and fixed asset investment as intermediary variables to improve the level of agricultural mechanization. Therefore, in the process of agricultural mechanization, we should seize the dividends brought by the development of digital finance. At the same time, the agricultural sector in different regions should treat the development of digital finance differently according to their own conditions.

**Keywords:** Digital Finance; Agricultural Mechanization; County; SARAR Model



# 县乡财政支出集权能增加地方民生性支出吗？\*

## ——基于安徽省“乡财县管”准自然实验的证据

姚 鹏<sup>1,2</sup> 李金泽<sup>1</sup> 孙久文<sup>3</sup>

**摘要：**在巩固脱贫攻坚成果与全面推进乡村振兴有效衔接的重要时期，如何补齐基层民生短板、破解民生难题成为打好乡村振兴战役的关键问题。本文围绕行政性监管和公共品竞争双重视角，阐述财政支出集权影响地方民生性支出的逻辑机理。基于安徽省“乡财县管”改革，采用双重差分法识别其财政支出集权效应。研究表明：“乡财县管”财政支出集权，提高了县级政府统筹全县财政支出安排的权力，弱化了乡镇政府财政支出的自由裁量权，加剧了财政支出结构扭曲，挤占了地方民生性支出。该结论在一系列稳健性检验中仍然成立。机制分析表明：“乡财县管”财政支出集权通过强化地方政府“重基础设施建设，轻人力资本与社会保障”的财政资金错配行为，进而挤占地方民生性支出。研究认为，在中国式分权体制下，应加快构建县乡两级政府间的新型财政关系，适当提高乡镇政府的自由裁量权，以县乡财政“分灶吃饭”管理体制改革为抓手，全面推进乡村振兴；完善涵盖民生保障的综合绩效考核体系建设，加大转移支付支持基层民生保障力度，提高基本公共服务均等化水平。

**关键词：**县乡财政支出集权 财政支出结构 基层民生福祉 乡村振兴

**中图分类号：**F812.45 **文献标识码：**A

### 一、引言

改革开放以来，中国经济取得了连续 40 多年的高速增长，实现了“中国式增长奇迹”。在“中国式分权”体制下，地方政府间财政竞争引致的生产性支出偏向是实现经济高速增长的重要因素（梅冬州等，2014）。但随着经济发展方式的转变，这种生产性支出偏向造成了教育、医疗及社会保障等基层民生性公共服务供给不足的突出问题（乔宝云等，2005；龚锋、卢洪友，2009）。在实现脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接的重要时期，基层民生性公共服务供给不足已成为制约中国打通脱贫“最后一公

\*本文研究得到国家社科基金青年项目“我国区域协调发展效果评价及预警体系构建研究”（编号：19CJL021）的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：李金泽。

里”（田孟，2019），打好乡村振兴战役的关键难题<sup>①</sup>。习近平总书记指出，要“推动巩固拓展脱贫攻坚成果同全面推进乡村振兴有效衔接，更加聚焦群众普遍关注的民生问题”<sup>②</sup>，“更加注重向农村、基层、欠发达地区倾斜”<sup>③</sup>。党的十九届五中全会强调，要完善基层公共服务体系，优先发展教育事业，加强社会保障体系建设，切实提高基本公共服务均等化水平，打造共建共治共享的社会治理格局。

如何补齐基层民生短板，破解民生难题，提高公共服务可及性与均等化水平成为学术界与决策层共同关注的焦点话题。在财政支出分权体制下，科教文卫与社会保障等民生性支出责任划分呈现高度地方化特点，地方政府生产性支出偏向导致的财政支出结构扭曲将挤占地方民生性支出<sup>④</sup>，降低财政支出效率，阻碍社会保障水平与民生福利水平稳步提升，不利于共同富裕与社会公平正义的实现。因此，优化地方政府财政支出结构，更好发挥其财政职能作用是提高基层民生保障水平的关键举措。如何实现地方政府财政支出结构优化调整，切实加强财政民生支出保障？回答这一问题，首先需要理清当前财政体制下财政支出结构扭曲的成因，进而探索地方政府财政支出结构优化调整的路径。

既有研究主要从财政体制选择角度，分析地方政府财政支出结构扭曲的成因。传统的财政分权理论认为，财政分权有助于充分发挥地方政府信息优势，提供辖区居民偏好的公共服务。该理论在一定程度上为世界范围内的财政分权改革实践提供了理论依据。但中国财政分权改革实践却呈现出与之相悖的特点。傅勇和张晏（2007）研究发现，中国式分权体制以及基于政绩考核的政府间竞争，造就了地方政府财政支出结构重基础设施建设、轻人力资本投资和公共服务的明显扭曲。进一步研究表明，随着财政分权程度的提高，地方政府供给的公共服务水平低于居民实际偏好需求水平的可能性将增大（龚锋和卢洪友，2009）。关于中国式分权体制影响财政支出结构机制的研究，主要集中于生产性支出的增长效应和财政纵向失衡角度。一方面，尹恒和朱虹（2011）的研究证实了县级政府生产性支出偏向的存在性，认为在对上负责的垂直管理体制下，县级政府以经济增长率最大化为目标，是导致财政支出结构扭曲的根本原因。另一方面，储德银和邵娇（2018）的研究表明，分税制背景下财政纵向失衡，地方政府囿于弥补财政收支缺口与亟须晋升资本的双重激励，展开经济锦标赛与增长竞争，导致地方政府财政支出结构扭曲问题愈加严重。可见，中国式分权体制导致地方政府财政支出结构扭曲的观点得到了大多数学者的认可。

<sup>①</sup>尽管中国在2020年已基本实现“稳定实现农村贫困人口，不愁吃、不愁穿，义务教育、基本医疗和住房安全有保障”的脱贫目标（王小林和张晓颖，2021），但农村义务教育、医疗卫生、社会保障等民生性公共服务水平较城市而言仍处于较低水平，基层民生性公共服务供给不足已成为制约当前实现乡村振兴的关键难题。

<sup>②</sup>参见《奋力谱写雪域高原长治久安和高质量发展新篇章——习近平总书记西藏考察重要讲话引发热烈反响》，《人民日报》，2021年7月25日第1版。

<sup>③</sup>参见《习近平总书记谈共同富裕》，[http://www.qstheory.cn/zhuanqu/2021-02/02/c\\_1127055668.htm](http://www.qstheory.cn/zhuanqu/2021-02/02/c_1127055668.htm)。

<sup>④</sup>地方民生性支出是指地方政府（县乡两级政府），除基建支出、行政管理支出等生产性支出之外，用于教育、医疗卫生、科技、文化、就业以及社会保障等直接涉及群众利益的支出（陈思霞和卢盛峰，2014；范子英，2015）。

在理清地方政府财政支出结构扭曲体制成因的基础上，部分学者试图在不改变中国式分权体制的条件下，通过转移支付制度扭转财政支出结构偏向。Shah（2006）认为，上级政府通过提供配套性的专项转移支付，可以引导地方政府把一部分资金转向民生领域，从而诱使地方政府改变重建设、轻民生的格局。然而付文林和沈坤荣（2012）研究发现，转移支付规模扩大导致中国地方政府更大比例地提高基础设施建设和行政管理费用。王瑞民和陶然（2017）的研究进一步表明，中国财政转移支付更多地促进了财政供养人口财力均等化，其目的是保运转与搞建设，而对辖区人口公共服务的均等化效应相对微弱。因此，在中国式分权体制下，转移支付制度在一定程度上难以扭转地方政府生产性支出偏向，也难以破解基层民生难题。与此同时，部分学者开始转向对财政集权的研究，左翔等（2011）以农业税减免为研究对象，发现财政收入集权强化了易于考核的政策目标的执行力度，而民生性公共服务仍得不到改善，即财政收入集权无法扭转地方政府生产性支出偏向。

那么，实行财政支出集权<sup>①</sup>改革能否扭转地方政府财政支出结构偏向，提高保障和改善基层民生水平呢？本文试图基于安徽省“乡财县管”这一财政支出集权改革，从行政性监管和公共品竞争双重视角出发，分析财政支出集权对地方政府财政支出结构的影响，以期扭转生产性支出偏向，增加地方民生性支出。本文之所以聚焦于安徽省“乡财县管”改革来探究地方民生性支出问题，主要是因为：一方面，安徽省“乡财县管”改革设计之初，就将提高地方教育、卫生、医疗、社会保障等民生水平设定为政策目标之一，在此背景下，探究“乡财县管”能否增加地方民生性支出是题中应有之意；另一方面，探究当前中国以“乡财县管”为核心的基层财政管理体制能否适应“补齐基层民生短板、破解民生难题”的客观要求，对于缩小城乡差距，实现乡村振兴具有重要理论与实践意义。与既有文献相比，本文可能的贡献在于：①研究主题上，本文从县乡财政体制角度出发，探讨县乡财政支出集权能否扭转地方生产性支出偏向，增加地方民生性支出，拓展了新财政集权理论的相关研究。分税制改革是一项“未完成的改革”（左翔等，2011）：1994年分税制改革以财权集中为核心实现了央地财政收入分成，但并没有相应调整不同政府层级间的支出责任划分，由此形成了财政收入集权和财政支出分权并存的财政体制安排，即“中国式分权”。本文认为，中国式分权体制导致了基层民生性公共服务供给不足，在转移支付手段与财政收入集权均无法扭转地方财政支出结构偏向，提高基层民生保障水平的背景下，探究县乡财政支出集权与地方民生性支出之间的关系具有重要的现实意义。新财政集权理论侧重于探究财政收入集权对中国经济的影响（陈抗等，2002；方红生和张军，2014），而本文聚焦于财政支出集权视角，探究县乡财政支出集权对地方政府财政支出行为的影响，丰富了新财政集权理论的研究。②研究对象上，本文立足于安徽省“乡财县管”改革，实证分析财政支出集权影响财政支出结构的政策传导机制与作用效果，为加快构建县乡两级政府间的新型财政关系，优化调整地方政府财政支出结构，提高基层公共服务可及性和均等化水平提供理论支持和政策参考。

<sup>①</sup> “财政支出集权”的核心内涵在于财政支出权力的上划，这种权力上划表现在上级政府对下级政府的财政支出行为具有直接管理和监督的权力。它有两层含义，对上级政府来说，意味着其财政支出直接管理并监督的范围与权力的扩大；对下级政府而言，它意味着财政支出安排权力的上收，必须服从上级政府的直接管理和行政监督。

## 二、制度背景与理论假说

### （一）制度背景

作为中国五级行政管理体制的最基层政权，乡镇政府在中国“压力型体制”下不仅承担着促进乡镇经济发展的责任，同时也承担着提供辖区民生性公共服务与公共产品的职能。然而在以行政权力等级分配（权力向上）和行政事务逐级发包（责任向下）为特征的政府间关系中，乡镇政府位于行政权力的最末端，同时又是具体事务的最终承担者，这种“体制性困局”导致乡镇政府长期陷入财政困境，无力提供辖区居民偏好的公共服务与公共产品，特别是2000年农村税费改革后，有的乡镇财政收入甚至无法保证基层政权正常运转，导致乡镇政府想点子、变名目向农民乱收费，进而可能回到过去乱摊派、乱收费的老路上去（杨之刚、张斌，2006）。为缓解乡镇财政困难，规范乡镇财政支出行为，巩固农村基层政权与社会经济政治稳定，安徽省率先试点，并于2004年在全省范围内推行“乡财县管”改革。安徽省“乡财县管”改革在乡镇财政三权（乡镇预算管理权、乡镇资金所有权和使用权、财务审批权）不变的原则下，实施综合财政预算管理，在预算编制上强调“保工资、保运转、保重点、保稳定”原则，优先保证人员工资正常发放和机构正常运转，并向教育、卫生、社会保障等民生领域倾斜<sup>①</sup>。2006年全国农村综合改革工作会议后，全国28个省份推行了“乡财县管”改革，截至2011年全国共有2.93万个乡镇实施“乡财县管”<sup>②</sup>。

安徽省“乡财县管”改革，在“乡财县管乡用”原则下，将乡镇政府财政支出权力上划给县级政府，这一改革实质上为乡镇政府找了一个具有更高责任意识和管理能力的管家——县级政府（夏杰长和陈雷，2005），这一管家的责任就是规范乡镇政府支出行为，减少财政资金错配<sup>③</sup>。“乡财县管”改革后，乡镇政府财政预算安排、支出安排的权力上收到县级政府，乡镇政府的主要事权也相应集中到县级政府各职能部门（李俊生和侯可峰，2015），但改革并未触及县乡财政收入分配关系，因此无法识别改革在财政收入方面的集权与分权性质，但综合安徽省“乡财县管”文件和各县具体实施办法，至少可看出安徽省“乡财县管”改革在财政支出方面具有明显的集权特征（李永友和王超，2020）。综上，安徽省“乡财县管”改革赋予了县级政府直接管理并监督乡镇财政支出行为的权力，实行了县乡“预算共编、账户统设、集中收支、采购统办、票据统管”的财政管理模式。这种县级政府统筹全县财政支出安排的权力上升赋予了安徽省“乡财县管”改革财政支出集权性质，因此可视为一项财政支出集权改革的典例。

<sup>①</sup> 参见《安徽省人民政府办公厅转发省财政厅关于开展乡镇财政管理体制改革的意见》（皖政〔2004〕29号）（<https://www.ah.gov.cn/szf/zfgb/8136721.html>）和《安徽省人民政府关于全面推行乡镇财政管理体制改革的意见》（皖政〔2004〕13号）（<https://www.ah.gov.cn/szf/zfgb/8122381.html>）。

<sup>②</sup> 数据来源于财政部网站（[www.mof.gov.cn/zhuanthiugu/czjbqk2011/cztz2011](http://www.mof.gov.cn/zhuanthiugu/czjbqk2011/cztz2011)）。

<sup>③</sup> 财政资金错配行为是指地方政府财政支出行为偏向于生产性支出，而在一定程度上忽视民生性支出，导致财政资金过多地进入生产领域，产生资金错配。

本文之所以选择县级政府作为研究对象，而非既有文献所聚焦的乡镇政府，主要是因为安徽省“乡财县管”改革后，县级政府拥有了统筹全县财政支出安排的权力，弱化了乡镇政府财政支出的自由裁量权，将乡镇政府的一级财政弱化为半级财政（杨之刚和张斌，2006），乡镇财政基本上成了县级财政的一个派出机构。由于“乡财县管”改革提高了县级政府统筹全县财政支出安排的权力，在中国式分权与政治晋升激励机制下，作为理性的行为主体，县级政府有充分的激励主动改变其财政支出行为，服务于自身目标需要，进而对县域整体财政支出结构与地方民生性支出产生影响。因此，安徽省“乡财县管”改革可视为研究财政支出集权对地方民生性支出影响的现实依据。

## （二）理论假说

在不改变“中国式分权”其他制度安排的条件下，县乡两级政府间财政支出集权能否扭转生产性支出偏向，增加地方民生性支出，关键看财政支出集权如何影响县级政府的财政支出行为进而影响其财政支出结构。因此，本文将在中国式分权体制下，围绕行政性监管和公共品竞争的双重视角，构建理论分析框架（见图1），剖析财政支出集权影响地方政府财政支出结构的逻辑机理。

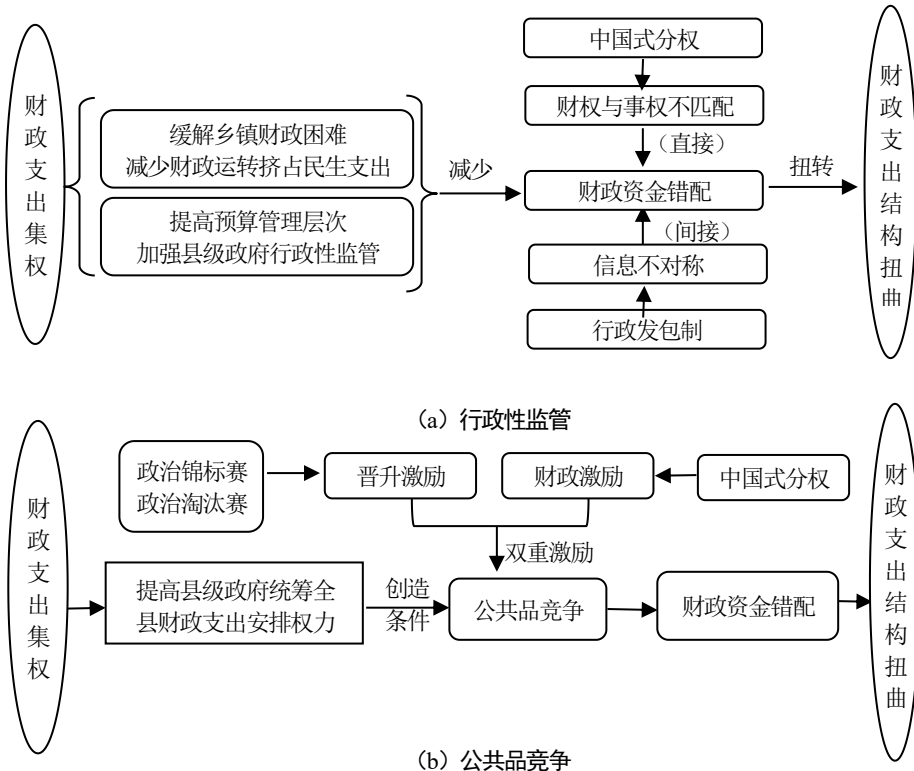


图1 财政支出集权与财政支出结构理论分析框架

1. 财政支出集权、行政性监管与财政支出结构。本部分基于行政性监管视角，构建理论分析框架（见图1a），剖析“乡财县管”改革的财政支出集权效应。首先，在中国式分权体制下，财权与事权不匹配直接导致乡镇政府财政资金错配行为的产生。在行政发包制下，科教文卫与社会保障等民生性支出责任划分呈现高度地方化特点，地方政府几乎承担了包括公共卫生、基础教育、社会保障在内的基本公共事务支出。1994年分税制改革将地方政府的财权集中于中央政府，但与之对应的支出责任划

分却并未因此改变，地方政府财政收支在相当程度上呈现纵向失衡的特点。这种财权与事权不匹配的现象，在中国五级行政管理体制的末端，即乡镇政府尤为突出。作为层层加码的末端，乡镇政府承担了相当一部分具体事务的支出责任，同时作为财力最为薄弱的一级政府，乡镇政府实际上难以发挥自身信息优势，提供满足辖区居民偏好的公共服务与公共产品。在乡镇财政实际运转过程中，乡镇财政超负荷运转挤占民生性支出，甚至有的乡镇政府负债运转，无力提供满足辖区居民偏好的民生性公共服务。基于此，本文认为中国式分权体制下财权与事权不匹配导致乡镇政府陷入财政困境，财政运转挤占科教文卫与社会保障等民生性支出，直接导致乡镇政府财政资金错配行为的产生。

其次，在行政发包制模式下，信息传递链条与信息收集成本制约县级政府对乡镇政府的行政性监管，间接导致乡镇财政资金错配行为的产生。乡镇财政资金错配行为源于中国行政发包制下的“集权与分权”悖论。在政治高度集权背景下，集权者的两难选择本质上是一个集权与分权的内在矛盾，而矛盾的根源在于信息收集与监管的成本（周黎安，2014）。“乡财县管”改革之前，乡镇政府按照“一级政府、一级财政、一级预算”原则独立行使财政预决算权，乡镇政府具有较大自由裁量权，县级政府对乡镇政府的行政性监督受到县乡财政层级的制约。县乡政府间信息传递链条与信息收集成本，在一定程度上制约了县级政府对乡镇政府的行政性监管，导致乡镇政府在某种意义上拥有较大的财政自主权，缩小了乡镇政府生产性支出偏向的机会成本，这间接导致了乡镇政府财政资金错配行为的产生。

那么，乡镇政府财政资金错配行为是如何导致县域整体财政支出结构扭曲，加剧地方民生性公共服务供给缺位的呢？“乡财县管”改革实施前，县域（包括所辖乡镇）民生性公共服务与公共产品大多由乡镇财政负担，以义务教育为例，据2002年国务院发展研究中心调查报告显示，全国义务教育投入中，乡镇负担78%，县财政负担9%，省财政负担约11%，中央财政只负担2%。2000年农村税费改革后，乡镇财政收入减少进一步加剧了乡镇财政负担。陷入“体制性困局”的乡镇政府，将财政支出更多地投入了能够快速获得财政收入的生产领域，而无力提供辖区居民偏好的民生性公共服务与公共产品，因此本文认为乡镇财政资金错配行为是县域整体民生性支出不足的重要成因。

作为县乡两级政府间财政关系调整的重大改革实践，“乡财县管”实质上是对中国政府间以属地管理为基础的行政发包制的偏离<sup>①</sup>（周黎安，2014）。一方面，“乡财县管”改革有效缓解了乡镇财政困难，在一定程度上遏制了财权与事权不匹配导致的财政资金错配行为。具体而言，“乡财县管”实行县乡“预算共编、账户统设、集中收支、采购统办、票据统管”的财政管理模式，在彻查乡镇债务情况的基础上，实行“先刹车，后消肿”的债务管理方式，有效遏制了乡镇政府债务膨胀，同时发挥县级财政兜底作用，缓解乡镇财政困难，在一定程度上提高了乡镇政府财力，减轻了乡镇财政运转对民生性支出的挤占效应。另一方面，“乡财县管”改革提高了预算管理层次，降低了县乡政府间信息传递失真和信息收集成本，有助于加强县级政府对乡镇政府的行政性监管，规范乡镇政府支出行为，

<sup>①</sup>以属地管理为基础的行政发包制强调，以属地为单位划分行政责任，实行“谁主管，谁负责”的原则，地方政府对辖区内行政事务具有直接管辖权。但“乡财县管”改革将乡镇政府的财政支出安排的权力上收到县级政府，弱化了乡镇政府的自由裁量权，因此“乡财县管”改革打破了以属地为责任划分界限的行政发包制，可视为一种偏离。

在一定程度上提高了乡镇政府财政资金错配的机会成本。同时，“乡财县管”改革，在乡镇财政三权不变的原则下，实施综合财政预算管理，在预算编制上，强调财政支出向教育、卫生、社会保障等重点领域倾斜。这种财政预算层级的提高，有助于减少乡镇财政资金错配行为，提高财政民生支出保障。

综上，“乡财县管”改革，通过提升财政预算管理层次，提高县级政府统筹全县财政支出安排的权力，遏制乡镇政府债务膨胀，缓解乡镇财政困难，弱化乡镇财政运转对民生性支出的挤占效应；同时县乡政府间财政层级的减少，有助于弱化两级政府间垂直式行政监管的信息不对称性，提高县级政府对乡镇财政支出行为监管的有效性，减少乡镇政府财政资金错配，提高民生性公共服务与公共产品的供给效率。因此，本文认为“乡财县管”财政支出集权改革，可能通过两级政府间行政性监管，规范乡镇财政支出行为，引导财政支出向教育、卫生、社会保障等民生领域倾斜，进而扭转县域整体财政支出结构偏向，增加地方民生性支出。

基于上述分析，本文提出假说 H1：“乡财县管”改革，提高县级政府对乡镇政府的行政性监管，扭转县域整体财政支出结构偏向，增加地方民生性支出。

2. 财政支出集权、公共品竞争与财政支出结构。本部分基于公共品竞争视角，构建理论分析框架（见图 1b），剖析“乡财县管”改革的财政支出集权效应。

“乡财县管”在加强县级政府对乡镇政府行政性监管，减少乡镇财政资金错配行为的同时，也提高了县级政府统筹全县财政支出安排的权力，这种权力的扩大是否会导致县级财政支出行为出现错配，换句话说，作为治官之官，县级政府统筹全县财政支出安排权力的提高是否会导致县域财政支出结构进一步扭曲？本文认为财政支出集权改革可能会促使县级政府扩大生产性支出规模，忽视难以考核评估的民生性支出，加大财政支出结构扭曲。

首先，作为财政支出集权的典例，“乡财县管”改革提高了县级政府统筹全县财政支出安排的权力，这在某种程度上扩大了县级政府的自由裁量权，为地方政府间财政竞争创造了有利条件。传统“以足投票”理论认为，在居民具有良好的跨区域流动性前提下，地方政府间财政竞争能够实现公共物品配置上的帕累托效率，有利于增加辖区内民生性公共服务供给。但在中国，由于户籍制度的制约，居民的跨区域流动性受到限制，“以足投票”理论难以解释中国地方政府间的财政竞争行为。Caliend and Steiner（2007）指出：辖区间财政竞争，不仅会导致地方公共服务处于无效率的低水平状态，还会导致地方政府财政支出结构扭曲，即地方政府会更加注重基础设施等生产性支出以吸引资本，而忽视与辖区居民福利密切相关的教育、医疗等民生性支出。地方政府间财政竞争可分为税收竞争与公共品竞争两种形式，中国地方政府间财政竞争兼具这两种形式，且在不同时期呈现不同特点。财政包干制时期，地方政府间财政竞争以税收竞争为主，即通过区域性税收减免吸引资本，促进地区经济增长。然而税收竞争在一定程度上侵蚀了要素（特别是流动性较强的资本）流出地的税基，不利于经济可持续发展。因此，1994 年分税制改革以制度形式明确了央地政府的税收权力，划分中央税、地方税、共享税，同时加大了对地方政府随意减免税负的惩罚力度，即分税制改革压缩了地方政府“低税负”竞争的空间，促使其更多地运用“高支出”的竞争策略（贾俊雪、梁煊，2020）。综上，在以 GDP 为核心的政治锦标赛框架下，地方政府成了生产型政府（重生产、轻分配的政府），在财政支出方面表现

为偏好投资生产性公共品，挤压与民生福利紧密相关的支出项目（柳庆刚、姚洋，2012），即分税制下县级政府的财政竞争更多地表现为注重基础设施等生产性支出而忽视教育和社会保障等民生性支出的公共品竞争（王永钦等，2007）。

其次，在“中国式分权”体制下，地方政府官员具有双重身份。一方面，作为五级垂直行政管理体制中的主体，县级政府在地方经济发展过程中扮演着经济参与人的身份，对促进经济增长发挥着重要作用。1994年分税制改革划分了央地政府间税收收入分成比例，由此形成了对县级政府的财政激励<sup>①</sup>。尽管面临民生性支出不足问题，地方政府为获取财税收入或利润，维持相对于其他地区的竞争优势，仍将采取“重生产、轻民生”的支出策略，以提供优质基础设施建设等生产性公共品的方式，开展财政支出竞争（徐超等，2020）。另一方面，县级政府官员作为政治参与人，更多地关注自身政治利益与政治晋升。现行的地方官员激励制度主要采用双重激励手段，即以GDP考核为核心的奖励先进的政治锦标赛与淘汰落后的政治淘汰赛，这种晋升激励极大地促进了县级政府为吸引稀缺资源（资本）而进行的公共品竞争。

综上，在以GDP考核为核心的官员激励制度背景下，县级政府统筹全县财政支出安排的权力上升，会导致地方政府官员有充足的激励，产生财政资金错配行为，进一步扭曲财政支出结构。具体而言，一方面，科教文卫投资与社会保障投资的短期经济增长效应不足，再加上目前仍未建立针对科教文卫与社会保障工作的综合绩效考评体系，地方政府生产性支出偏向的机会成本较小；另一方面，在垂直性监管不健全，上级政府面临的信息约束性较强的条件下，地方政府难以摆脱各种潜在利益集团的影响，进而偏向生产性支出。例如，地方政治精英或纳税大户，可能希望政府加大基础设施投资建设，城市设备维护，导致地方政府被利益集团捕获问题。因此，本文认为“乡财县管”可能会加剧地方政府间公共品竞争，进一步扭曲财政支出结构，挤占地方民生性支出。

基于上述分析，本文提出假说H2：“乡财县管”改革，加剧县级政府公共品竞争，进一步导致财政支出结构扭曲，挤占地方民生性支出。

### 三、实证策略

#### （一）研究区域选择

为探究财政支出集权影响地方民生性支出的逻辑机理，本文基于安徽省“乡财县管”改革，采用双重差分法识别其财政支出集权效应。之所以选择安徽省“乡财县管”改革作为准自然实验，主要是因为：一方面，安徽省“乡财县管”于2004年在全省范围内开展改革，省内61个县、770个乡镇，全部纳入“乡财县管”改革范围内，各县“乡财县管”改革模式（安徽模式）完全相同，这在一定程度上确保了样本选择的随机性，避免了“靓女先嫁”问题；另一方面，改革范围内61个县所辖770个乡镇的财政收入状况存在较大差异，在“保工资、保运转、保重点、保稳定”原则下，导致县级政

<sup>①</sup>1994年分税制改革是中国式经济分权的重要改革实践。分税制改革强调划分中央与地方间收入分配比例，强调“缴足中央的，剩下都是地方的”，充分调动了地方政府积极性，由此形成了财政激励。



府统筹全县财政支出安排权力的提升存在较大差异，即财政支出集权对县级政府的影响在一定程度上受到“乡财”影响而呈现差异化特点，为双重差分法提供良好的处理组与对照组条件。

值得指出的是，选择其他省份或全国样本进行研究并非科学严谨做法。第一，从全国各地“乡财县管”改革实践看，尽管各地改革以“安徽模式”为蓝本，基本遵循财政部“预算共编、账户统设、集中收付、采购统办、票据统管、县乡联网”总体要求，但由于是各县自主制定改革具体实施办法，各县“乡财县管”改革模式差异悬殊<sup>①</sup>，选择全国样本进行研究，将无法剔除改革模式差异产生的影响。第二，从全国各地改革性质判定角度看，各县自主制定具体实施办法将影响对其改革性质的判定，研究发现部分县域“乡财县管”改革并不具备财政支出集权性质<sup>②</sup>。受限于资料的可得性，在难以彻查各县“乡财县管”改革模式并准确推定各地“乡财县管”改革性质的基础上，贸然选择全国样本或其他省份样本，将无法实现探究“在县乡两级政府间单一地实行财政支出集权对地方政府财政支出行为影响”的研究目的。第三，从实证分析科学性与规范性角度看，中国各县“乡财县管”改革不仅在省际差异悬殊，而且即使同一省份不同县域改革也存在较大差异<sup>③</sup>，这种同省份各县的改革差异将影响准自然实验的有效性。而安徽省以下改革模式的统一性，为本文双重差分法的应用奠定了现实基础。

## （二）变量说明

1. 被解释变量。被解释变量为财政支出结构指数。本文研究重点为“乡财县管”财政支出集权对政府财政支出行为的影响，考虑到1994年分税制改革对地方政府减免税收权力进行了严格限制，同时逐步加强了对预算外资金的控制，地方政府的财政策略性行为更有可能表现在预算支出层面，参考傅勇和张晏（2007）、尹恒和朱虹（2011）等研究方法，本文采用2000—2016年县级一般预算支出数据，构建县级财政支出结构指数<sup>④</sup>。鉴于2007年政府收支科目分类改革前后县级一般预算支出项目统计差异，本文参考杨宇立和钟志文（2010）财政支出结构划分口径界定，将县级政府一般预算支出分为：科教文卫类支出（ $\ln redupend$ ）、行政管理类支出（ $\ln radmexpend$ ）、经济服务类支出

<sup>①</sup>全国各地“乡财县管”改革实践形成了三种不同的改革模式：一是比较规范的分税制财政体制模式；二是分税制基础上的收支包干型乡镇财政体制模式；三是县直管乡的统收统支型财政体制模式。由于改革模式差异悬殊，选择全国样本并非科学严谨做法。

<sup>②</sup>例如，福建省泰宁县“乡财县管”改革形成了“乡财乡用县监督”的改革模式，该模式强调县级政府对于乡镇财政的行政性监督，但在财政支出方面县级政府并无直接管理乡镇财政支出的权力，因此该县“乡财县管”改革并未表现出财政支出集权性质。

<sup>③</sup>例如，山东省财政厅《关于开展“乡财乡用县管”改革试点工作的指导意见》指出，自主创新、因地制宜，稳步推进“乡财县管”改革。山东省各县结合具体情况，自主制定改革实施办法导致省内各县乡财县管存在较大差异。

<sup>④</sup>本文之所以采用县级财政支出结构指数作为被解释变量，是因为安徽省“乡财县管”财政支出集权改革后，县级政府拥有了统筹全县财政支出安排的权力，县级财政支出结构指数的变动，将直接反映县域整体（包括所辖乡镇）民生性支出水平的变动：财政支出结构指数提高，意味着县域整体（包括所辖乡镇）民生性支出水平的下降。财政支出结构指数的定义详见表2。

( $\ln recoexpend$ )、社会保障类支出( $\ln rsexpend$ )。支出科目与类别划分如表 1 所示。

表 1 县级一般预算支出科目与分类

县级政府财政支出分类	2000—2006 年一般预算支出统计项目	2007—2016 年一般预算支出统计项目
行政管理类支出	行政管理费、公检法司支出	一般公共服务支出、 公共安全支出、国防支出
科教文卫类支出	教育事业费、 科学支出、医疗卫生支出	教育支出、科学技术支出、 文化与体育传媒支出、医疗卫生支出
经济服务类支出	基础设施建设支出、 支援农村农业支出、农林水气事业费	环境保护支出、城乡社区事务支出、农林水 事务支出、交通运输支出、工商业金融类、 采掘电力、粮油、国债支出
社会保障类支出	社会保障支出、社会保障补助支出	社会保障与就业支出

2.核心解释变量。政策组别变量( $TFC_i$ )，“乡财县管”改革提高了县级政府统筹全县财政支出安排的权力，这种权力的扩大在不同县之间存在明显差异，县域所辖乡镇财政收入水平越高，财政支出集权对县级政府的影响越大。“乡财县管”改革的集权差异是本文识别政策组别的关键，参考李永友和王超(2020)的方法，本文构建 2004 年县域所辖乡镇财力水平指标  $HFR_i$ ，即：2004 年县域内高于全省乡镇平均财政收入水平的乡镇数量/县域所辖乡镇数量，将县域所辖乡镇财力水平前 50%的样本县作为“乡财县管”改革处理组( $TFC_i=1$ )，后 50%的样本县作为对照组( $TFC_i=0$ )。时间虚拟变量( $post_t$ )，考虑到被解释变量为县级一般预算财政支出结构指数，设定当  $t \geq 2005$  时， $post_t=1$ ，反之则取 0。

3.控制变量。借鉴左翔等(2011)、陈思霞和卢盛峰(2014)相关研究，本文选取以下控制变量：实际人均 GDP( $rpgdp$ )、转移支付水平( $tr$ )、金融发展水平( $loan$ )、储蓄水平( $saving$ )、第一产业占比( $pi$ )、实际财政收入( $\ln receipt$ )。控制变量定义详见表 2。

4.中介变量。借鉴周黎安和陈伟(2015)、谭之博等(2015)相关研究，本文选取以下中介变量：基础设施建设水平( $\ln rm$ )、人力资本投资水平( $student$ )、社会保障福利水平( $swe$ )，以反映地方政府财政支出行为。中介变量定义详见表 2。

### (三) 模型设定

1.基准模型设定。在控制其他条件不变的前提下，本文采用双重差分法识别财政支出集权效应。模型设定如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 control_{it} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中，下标  $i$ 、 $t$  分别表示县和年份。被解释变量  $Y_{it}$  为县级财政支出结构指数。核心解释变量  $DID_{it}$  为“乡财县管”改革变量， $DID_{it} = TFC_i \times post_t$ 。控制变量  $control_{it}$  表示除“乡财县管”财政支出集权效应外，影响县级财政支出结构的其他因素。 $\eta_i$ 、 $\gamma_t$ 、 $\varepsilon_{it}$  分别为县级固定效应、年份固定效应、随机误差项。同时，为进一步揭示“乡财县管”改革影响县级财政支出结构的路径，替换财政支出结构指数，以科教文卫类支出( $\ln reduexpend$ )、行政管理类支出( $\ln radmexpend$ )、经济服务类支出( $\ln recoexpend$ )、社会保障类支出( $\ln rsexpend$ )作为被解释变量进行分项回归。

2. 中介模型设定。为进一步检验“乡财县管”财政支出集权影响财政支出结构的逻辑机理，借鉴Mackinnon等（2002）中介效应检验方法，构建如下模型：

$$N_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \alpha_2 control_{it} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Y_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 DID_{it} + \lambda_2 N_{it} + \lambda_3 control_{it} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $N$ 为中介变量，其余变量设定与基准模型相同。“乡财县管”财政支出集权总效应为 $\beta_1$ ，直接效应为 $\lambda_1$ ，中介变量 $N$ 的中介效应为 $\alpha_1 \lambda_2$ 。

#### （四）数据来源与变量描述性统计

本文采用2000—2016年安徽省61个县域面板数据评估“乡财县管”财政支出集权对财政支出结构的影响<sup>①</sup>。县级层面财政支出数据主要来自历年《中国县（市）社会经济统计年鉴》、《安徽财政统计年鉴》、安徽省各地级市统计年鉴、县统计公报。县级层面控制变量、中介变量数据均来自《中国区域经济统计年鉴》与《中国县市社会经济统计年鉴》。安徽省县域所辖乡镇财政收入数据来自2005年《安徽农村经济统计年鉴》。为消除通货膨胀对名义变量的影响，本文使用安徽省居民消费价格指数CPI（以2000年为基期）处理名义变量。

表2 变量的描述性统计分析

变量	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值	数据来源
$y_1$	经济服务与行政管理类支出/科教文卫与社会保障类支出	0.9485	0.2843	0.2646	2.0375	《中国县市社会经济统计年鉴》 《安徽财政统计年鉴》
$y_2$	经济服务与行政管理类占县级财政一般预算支出比重	0.4764	0.0722	0.2092	0.6708	《安徽省地级市统计年鉴》
$TFC$	“乡财县管”政策组别变量	0.5072	0.5001	0.0000	1.0000	《安徽农村经济统计年鉴》
$post$	“乡财县管”时间虚拟变量	0.7053	0.4561	0.0000	1.0000	《安徽统计年鉴》
$rpgdp$	实际人均GDP	1.0183	0.9629	0.0118	7.3354	《中国区域经济统计年鉴》 《中国县市社会经济统计年鉴》
$\ln receipt$	实际财政收入对数值	10.1886	1.0029	7.2998	12.8690	
$tr$	一般转移支付/财政支出	0.6422	0.1868	0.0000	1.1162	
$loan$	年末金融机构贷款余额/GDP	0.4616	0.2327	0.0000	1.8429	
$pi$	第一产业产值/GDP	0.2898	0.1121	0.0765	0.6298	
$saving$	城乡居民存款余额/GDP	0.6077	0.3426	0.0000	3.9925	
$\ln rm$	基础设施建设投资完成额对数值	5.7833	1.5765	1.3955	9.9511	
$student$	中等学校在校学生数/总人口	0.0588	0.0142	0.0133	0.0963	
$swe$	县域社会福利院数	24.6134	14.2510	1.0000	82.0000	《中国县市社会经济统计年鉴》 《安徽财政统计年鉴》 《安徽省地级市统计年鉴》
$\ln radmexpend$	行政管理类支出实际对数值	9.5712	0.9941	7.1221	11.7312	
$\ln reduexpend$	科教文卫类支出实际对数值	10.2578	1.2369	7.0175	12.6216	

<sup>①</sup>2017年《中国县市社会经济统计年鉴》统计科目改革，本文中介变量县级基础设施建设投资完成额不再统计，为使实证部分样本期选择前后保持一致，囿于数据原因，本文选择2000—2016年作为本文样本期。

(续表 2)

$\ln recoexpend$	经济服务类支出实际对数值	9.7028	1.7095	5.9402	12.4745	
$\ln rsxpend$	社会保障类实际对数值	2.2532	0.1057	1.9632	2.4622	

## 四、实证结果

### (一) 基准回归结果

首先,本文采用固定效应模型(FE)识别“乡财县管”财政支出集权效应,以检验假说 H1 与 H2。回归结果如表 3 所示,其中(1)列与(3)列控制了县级固定效应,(2)列与(4)列控制双向固定效应<sup>①</sup>。实证结果表明:安徽省“乡财县管”财政支出集权,加剧了县级财政支出结构扭曲,降低了地方民生性支出,验证假说 H2。

表 3 基准回归结果(1)

变量	$y_1$		$y_2$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$TFC_i \times post_t$	0.103*** (2.89)	0.065* (1.77)	0.023** (2.37)	0.019* (1.95)
Constant	1.274*** (5.01)	1.082*** (13.07)	0.533*** (8.04)	0.502*** (23.38)
县级固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是
Observations	1030	1031	1030	1031

注:①\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平;②括号内为稳健标准误;③回归中均控制了实际人均 GDP、转移支付水平、金融发展水平、储蓄水平、第一产业占比、实际财政收入变量。

其次,考虑到县级财政支出结构调整可能会受到上一年财政支出结构的影响,参考左翔等(2011),本文进一步采用差分 GMM(DIFF-GMM)、系统 GMM(SYS-GMM)估计模型(1)。同时,关于模型潜在的内生性问题,本文认为“乡财县管”改革与财政支出结构指数不存在反向因果关系,同时控制了一系列影响财政支出结构的变量,因此模型潜在的内生性问题较小,但仍可能存在遗漏变量对本文估计结果产生影响,因此采用被解释变量的 2~4 阶滞后项,第一产业占比的 1~2 阶滞后项,实际人均 GDP 的 2~3 阶滞后项,构建 GMM 式工具变量进行二阶段最小二乘法(2SLS)估计。从表 4 可看出,回归结果均通过了 Arellano—Bond 干扰项序列相关检验、经异方差调整后的检验工具变量有效性的 Hansen 检验,且被解释变量的一阶滞后( $L.y_1$  和  $L.y_2$ )影响显著。回归结果表明“乡财县管”财政支出集权改革显著加剧县级财政支出结构扭曲,挤占地方民生性支出,即县乡财政支出集权无法扭转财政支出结构偏向,破解基层民生不足问题。

<sup>①</sup>本文在双向固定效应的基础上,进一步控制了地级市与年份交叉固定效应,交叉固定效应回归结果与双向固定效应回归结果保持一致。受篇幅所限,交叉固定效应回归结果未在文中报告。有兴趣者,可向作者索取。

表 4 基准回归结果 (2)

变量	$y_1$		$y_2$	
	(1) DIFF-GMM	(2) SYS-GMM	(3) DIFF-GMM	(4) SYS-GMM
$TFC_i \times post_t$	0.196*** (4.80)	0.039*** (2.97)	0.046*** (4.78)	0.010*** (3.05)
$L.y_1$ 和 $L.y_2$	0.398*** (9.60)	0.525*** (13.68)	0.391*** (9.89)	0.535*** (14.82)
Constant		0.883*** (6.55)		0.314*** (8.24)
AR (1)	0	0	0	0
AR (2)	0.117	0.054	0.069	0.132
Hansen Test	0.999	1.000	0.999	1.000
Observations	906	969	906	969

注：① \*\*\*表示 1% 的显著性水平；② 括号内为稳健标准误；③ 控制变量同表 3。

## (二) 分项回归结果

为进一步揭示“乡财县管”财政支出集权影响财政支出结构的作用路径，本文在基准回归基础上，进行分项回归。结果表明，“乡财县管”财政支出集权改革均显著增加科教文卫类支出、行政管理类支出、经济服务类支出、社会保障类支出，但从具体数值看，“乡财县管”对经济服务与行政管理类支出的促进作用远高于科教文卫与社会保障类支出<sup>①</sup>。因此，“乡财县管”改革增加经济服务与行政管理类生产性支出，而在一定程度上忽视科教文卫与社会保障类民生性支出，加剧财政支出结构扭曲。

## (三) 识别假定检验

1. 平行趋势检验。本文采用事件分析法对“乡财县管”改革处理组与对照组间平行趋势进行检验，并进一步探究“乡财县管”财政支出集权改革的动态效应。模型设定如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{s \geq -5}^{11} \beta_s D_s + \beta_2 control_{it} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4) 式中， $D_0$  是 2005 年“乡财县管”改革虚拟变量， $S$  取负数表示“乡财县管”改革推行前  $S$  年， $S$  取正数表示改革推行后  $S$  年，其余变量与基准模型设定相同。图 2 汇报了被解释变量分别为  $y_1$  和  $y_2$  的平行趋势检验图。可以看出，改革实施前系数估计值不显著，即“乡财县管”改革实施前，处理组与对照组满足平行趋势检验<sup>②</sup>。

<sup>①</sup> 受篇幅所限，分项回归结果未在文中报告。有兴趣者，可向作者索取。

<sup>②</sup> 平行趋势检验图中，2003 年虚拟变量的检验效果较差，可能的原因是本文政策划分节点设定的干扰。具体而言，安徽省 2003 年选择和县、祁门等 9 县率先进行改革，2004 年在全省范围内推进乡财县管改革。考虑到本文将政策划分节点设定为 2005 年，为排除这一干扰，剔除和县、祁门等 9 县后，重新进行平行趋势检验，结果表明乡财县管改革仍满足平行趋势检验，且 2003 年虚拟变量的检验效果变好。受篇幅所限，本文未报告剔除 9 县后的平行趋势检验图。

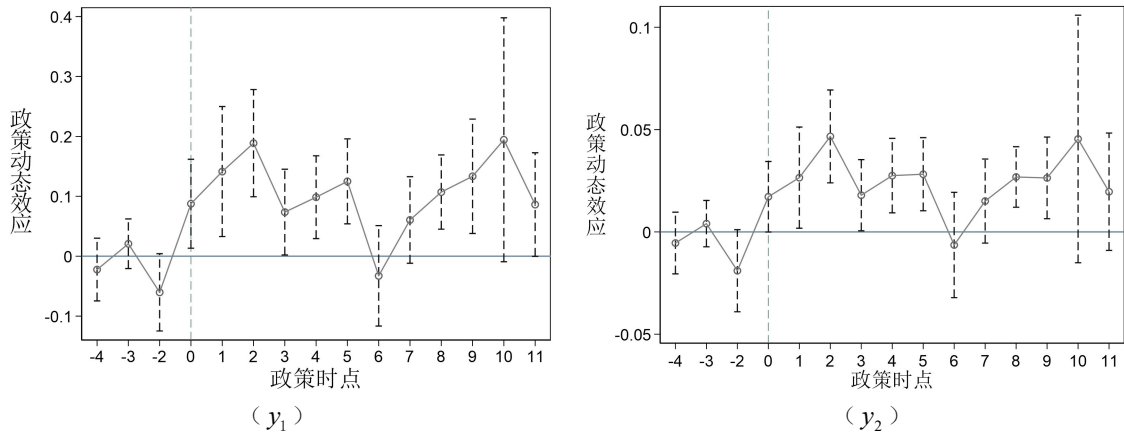


图2 平行趋势检验图

注：平行趋势检验图的置信区间均为95%

值得注意的是，“乡财县管”财政支出集权效应，在2011—2012年不显著，一个可能的原因是：2009年6月29日中共中央政治局召开会议，审议并通过《关于建立促进科学发展的党政领导班子和领导干部考核评价机制的意见》（简称《意见》）。该意见强调，摒弃“唯GDP论”，“对于干部考核，既注重考核经济建设情况，更注重考核经济社会协调发展、维护社会稳定、保障和改善民生的实际成效”。在《意见》指导下，安徽省出台《关于建立促进科学发展的党政领导班子和领导干部考核评价机制的实施办法（试行）》（皖办发〔2010〕10号）。地方政府官员考核评价机制改革将弱化地方政府“重基础，轻民生”的支出行为偏向，因此2011年和2012年系数不显著。但值得指出的是，地方政府官员考核评价机制改革并未完全实现地方政府财政支出行为的改变，“为增长而竞争”的行为依然存在，这正是当前基层民生短板的制度成因。同时，针对该问题，本文将在稳健性检验中更换样本时期，排除这一外部干扰。

2. 安慰剂检验。为排除不可观测的遗漏变量对“乡财县管”财政支出集权效应估计的干扰，本文参考La Ferrara et al.（2012）做法，在安徽省61个县中随机抽取7个样本作为虚构处理组进行安慰剂检验。选取表4第（1）列回归结果作为安慰剂检验的基准结果。具体而言，由模型（1）可知，核心解释变量 $DID_{it}$ 的系数估计值为：

$$\hat{\beta}_1 = \beta_1 + \eta \frac{\text{cov}(DID_{it}, \varepsilon_{it} | \text{control}_{it})}{\text{var}(DID_{it} | \text{control}_{it})} \quad (5)$$

（5）式中， $\text{control}_{it}$ 为控制变量。如果 $\eta = 0$ ，则说明对“乡财县管”财政集权效应评估不受不可观测的遗漏变量影响，即 $\hat{\beta}_1$ 是系数 $\beta_1$ 的一致估计。考虑到无法直接检验参数 $\eta$ 是否等于0，本文采用虚构处理组的方法，从总体中随机抽取7个样本作为处理组进行双重差分，重复抽样500次，在这种情况下，如果 $\hat{\beta}_1$ 的均值为0，则可以反推出参数 $\eta = 0$ ，认为财政支出集权效应评估不受不可观测的遗漏变量影响。安慰剂检验结果表明，虚构处理组的系数估计值 $\hat{\beta}_1$ 均值为0，因此可以间接排除

不可观测的遗漏变量的干扰<sup>①</sup>。此外，虚构处理组的安慰剂检验方法也可以间接证明本文政策组别虚拟变量  $TFC_i$  的设置是合理的。

#### （四）稳健性检验

1. 双重差分倾向得分匹配法。为降低“乡财县管”改革前处理组与对照组间系统性差异，参考王垒等（2020）的方法，本文采用双重差分倾向得分匹配法（PSM-DID）进行回归。

2. 控制“乡财县管”财政支出集权强度差异。为进一步控制“乡财县管”财政支出集权改革强度差异，本文参考李永友和王超（2020）政策变量设计方法，采用2004年县域所辖乡镇财力水平指标  $HFR_i$ （2004年县域内高于全省乡镇平均财政收入水平的乡镇数量/2004年县域所辖乡镇数量）衡量“乡财县管”财政支出集权强度，替换基准模型中政策分组变量  $TFC_i$ 。

3. 多期 DID。基准回归中以2005年作为政策划分节点，但样本中各县实施“乡财县管”改革时间点并非完全一致。2003年5月，安徽省发布《省财政厅关于开展乡镇财政管理方式改革试点意见的通知》，选择和县、五河等9个县作为“乡财县管”试点县。因此，为进一步控制“乡财县管”政策实施节点不同的影响，本文采用多期 DID 进行回归。

4. 更换样本时期。一方面，2010年安徽省出台《关于建立促进科学发展的党政领导班子和领导干部考核评价机制的实施办法（试行）》（皖办发〔2010〕10号），强调摒弃“唯 GDP 论”，官员考核更加注重保障和改善民生的实际成效。因此，为排除官员考核评价机制改革的影响，更换样本时期为2000—2010年。另一方面，2006年10月，党的十六届六中全会通过《关于构建社会主义和谐社会若干重大问题的决定》<sup>②</sup>，明确要求“建设服务型政府，强化公共服务和社会管理职能”。因此，为排除政府职能调整对“乡财县管”财政支出集权效应识别的干扰，同时考虑到2008年金融危机后中央政府推出了进一步扩大内需、促进经济平稳较快增长“四万亿”投资计划以及2007年财政收支科目分类改革导致的支出口径划分不一致问题，更换样本时期为2000—2006年。

5. 排除其他政策干扰。本文进一步排除了“农村税费改革”和“扩权强县”改革的干扰。<sup>③</sup>

### 五、机制检验

基准结果表明，“乡财县管”财政支出集权，加剧财政支出结构扭曲，挤占地方民生性支出，验证了假说 H2，即在以 GDP 考核为核心的地方官员激励制度背景下，县级政府统筹全县财政支出安排的权力上升，会导致地方政府官员有足够的激励，产生财政资金错配行为，加剧财政支出结构扭曲，进一步挤占地方民生性支出。地方政府财政支出行为扭曲是否源自县级政府间公共品竞争？为检验上述“公共品竞争”机制是否存在，本部分将在基准回归基础上，采用中介模型探讨“乡财县管”财政

<sup>①</sup>受篇幅所限，安慰剂检验结果未在文中报告。有兴趣者，可向作者索取。

<sup>②</sup>参见《中共中央关于构建社会主义和谐社会若干重大问题的决定》（中发〔2006〕19号），[http://www.gov.cn/govweb/gongbao/content/2006/content\\_453176.htm](http://www.gov.cn/govweb/gongbao/content/2006/content_453176.htm)。

<sup>③</sup>以上稳健性检验的结果均保持稳健，受篇幅所限，未在文中报告。有兴趣者，可向作者索取。

支出集权的作用机制。表 5 和表 6 汇报了中介效应检验结果，其中表 5 为模型（2）回归结果，即“乡财县管”财政支出集权与中介变量（基础设施建设水平  $\ln rm$ 、人力资本投资水平  $student$ 、社会保障福利水平  $swe$ ）回归结果；表 6 为模型（1）与模型（3）回归结果，其中表 6 第（1）列和第（5）列为基准模型（1）回归结果，其余各列为中介模型（3）回归结果。

1. 基建效应。如表 6（2）列和（6）列所示，无论被解释变量为  $y_1$  还是  $y_2$ ，核心解释变量  $DID$  系数估计值  $\lambda_1$  与中介变量  $\ln rm$  系数估计值  $\lambda_2$  均显著为正，且表 5（1）列结果表明，较对照组而言，“乡财县管”财政支出集权显著提高了处理组县级基础设施建设投资完成额（ $\ln rm$ ），中介效应为正，这表明“乡财县管”财政支出集权，提高县域基础设施建设支出，加剧财政支出结构扭曲。可能的原因在于：一方面，“中国式分权”实质上是地方保护主义的一种体现（白重恩，2004），这种地方保护主义导致“以邻为壑”现象在中国长期存在，加剧了地方市场分割与恶性竞争，为改变这一现象，地方政府加强基础设施建设，缩小基础设施区域差距，有利于打破市场分割，提高公共品竞争力，加快市场一体化进程（范欣等，2017）；另一方面，随着经济开放水平的提高，地方政府为实现经济高速增长，通过加强基础设施建设，吸引资本、人才等流动性较强的生产要素跨区域流动。因此，本文认为“乡财县管”财政支出集权提高县级政府统筹全县财政支出安排的权力，县级政府为打破市场分割，加快市场一体化进程，吸引资本、人才等要素，将大幅度增加基础设施建设支出，进而导致财政支出结构扭曲。

2. 人力资本效应。如表 6（3）列和（7）列所示，无论被解释变量为  $y_1$  还是  $y_2$ ，核心解释变量  $DID$  系数估计值  $\lambda_1$  显著为正，中介变量  $student$  系数估计值  $\lambda_2$  显著为负。且表 5（2）列结果表明，较对照组而言，“乡财县管”财政支出集权显著降低了处理组  $student$ （中等学校在校学生数/总人口），中介效应为正，这表明  $student$  为部分中介变量，即“乡财县管”财政支出集权，缩小人力资本支出，加剧财政支出结构扭曲。可能的原因在于：一方面，地方政府公共教育政策对地区经济增长的影响仍存在争议。部分学者认为，对发展中国家而言，公共教育支出规模增加，有助于促进地区经济增长，缩小收入分配差距（Su，2004；Blankenau et al，2007；Viaene and Zilcha，2009）。但郭庆旺和贾俊雪（2009）的研究表明，中国公共教育投入政策并未充分发挥对地区经济增长的促进作用。另一方面，在以 GDP 考核为核心的地方官员激励制度下，义务教育等支出的经济增长拉动效应周期较长，再加上人口流动带来的支出外溢性增加，激励“搭便车行为”，地方政府人力资本投资短期激励不足。因此，本文认为由于公共教育政策增长效应的不确定性以及教育投资短期激励不足，地方政府统筹全县财政支出安排的权力提升将促使地方政府更大程度地忽视人力资本投资，加剧财政支出结构扭曲。

3. 社会保障效应。如表 6（4）列和（8）列所示，无论被解释变量为  $y_1$  还是  $y_2$ ，核心解释变量  $DID$  系数估计值  $\lambda_1$  显著为正，中介变量  $swe$  系数估计值  $\lambda_2$  显著为负，且表 5（3）列结果表明，较对照组而言，“乡财县管”财政支出集权显著降低了处理组  $swe$ （县域社会福利院数），中介效应为正，这表明中介变量  $swe$  为部分中介变量，“乡财县管”财政支出集权降低了社会保障水平，加剧了县级财政支出结构的扭曲。可能的原因在于：在中国现行财政管理体制下，社会保障资金供给呈现高度地方化特点。由于社会保障公共产品供给需要的资金投入规模较大，短期经济增长效应不明显，同时以社



会保障水平为考核依据的官员绩效评价体系尚未完善，地方政府不会倾向于把大规模的资金投入社会保障公共产品的供给上（庞凤喜、潘孝珍，2012）。因此，财政支出集权将加剧县级政府对社会保障公共产品供给的忽视，进而导致财政支出结构扭曲。

表 5 中介效应（1）

变量	$\ln rm$	$student$	$swe$
	(1)	(2)	(3)
$TFC_i \times post_t$	0.851*** (6.88)	-0.340*** (-2.94)	-0.075* (-1.72)
Observations	1031	913	892

注：①\*\*\*、\* 分别表示 1%和 10%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量同表 3。

表 6 中介效应（2）

变量	$y_1$				$y_2$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$TFC_i \times post_t$	0.196*** (4.80)	0.067* (1.89)	0.197*** (4.88)	0.155*** (4.42)	0.046*** (4.78)	0.019** (2.14)	0.0467*** (4.94)	0.011*** (2.89)
$\ln rm$		0.075*** (8.68)				0.021*** (10.45)		
$student$			-0.026** (-2.11)				-0.007** (-2.03)	
$swe$				-0.002*** (-2.63)				-0.0004** (-2.30)
$L.y_1$ 和 $L.y_2$	0.398*** (9.60)	0.318*** (8.56)	0.221*** (3.93)	0.210*** (3.48)	0.391*** (9.89)	0.134*** (2.65)	0.246*** (4.35)	0.501*** (10.98)
AR (1)	0	0	0	0	0	0	0	0
AR (2)	0.117	0.151	0.265	0.383	0.069	0.411	0.138	0.151
Hansen Test	0.999	1.000	0.950	0.956	0.999	0.844	0.918	1.000

注：①\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量同表 3。

综上所述，在财政激励与晋升激励“双重激励”下，“乡财县管”提高了县级政府统筹全县财政支出安排的权力，加剧了地方官员重基础设施建设投资，轻人力资本与社会保障投资的支出偏好，进一步扭曲了县级财政支出结构，挤占地方民生性支出。

## 六、结论及政策建议

本文在厘清安徽省“乡财县管”财政支出集权性质的基础上，从行政性监管与公共品竞争双重视角，深入阐释财政支出集权影响基层政府财政支出结构的逻辑机理。研究表明，在中国式分权体制和地方官员激励制度背景下，“乡财县管”财政支出集权，一方面弱化了乡镇财政的自由裁量权，将乡镇政府的一级财政弱化为半级财政；另一方面提高了县级政府统筹全县财政支出安排的权力，为辖区间公共品竞争创造了良好条件。财政支出集权后，在财政激励与晋升激励“双重激励”作用下，地方

政府官员强化了“重基础设施建设，轻人力资本与社会保障”的财政资金错配行为，加剧财政支出结构扭曲，挤占地方民生性支出。

本文结论并未否定财政分权体制下“为增长而竞争”导致财政支出结构扭曲的经典共识，本文的研究意义在于，首先必须清楚地认识到在“中国式分权”体制下，单一地实施县乡财政支出集权改革，依靠上级政府财政监督与管理，并不能打破基层财政支出结构扭曲，破解基层民生难题，反而会在更大的范围内加剧财政资金错配行为的产生。其次，“乡财县管”财政支出集权弱化了乡镇财政自由裁量权，这种“一刀切”式的改革举措在某种程度上不利于乡镇政府积极性的发挥。因此，必须清楚地认识到应避免“一刀切”式改革方式，并适当推进放权改革，提高乡镇财政自主性，积极探索城乡教育共同体、医疗卫生共同体、文化共同体、生态共同体和产业共同体（魏后凯等，2021），全面推进乡村振兴。基于本文研究结论，提出以下政策建议：

1. 持续推进现代化财政管理体制变革，完善综合绩效考核体系建设。在当前实现脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接的重要时期，县乡财政支出集权改革无法打破财政支出结构扭曲，破解基层民生性公共服务供给不足难题。本文认为应持续推进现代化财政管理体制建设，优化财政支出结构，建立涵盖民生保障、社会福利的官员绩效评价指标体系，发挥激励制度在调动地方官员积极性中的作用，切实加强财政民生支出保障。同时，建立“向下负责”机制，发挥辖区居民的信息优势，广泛听取社情民意，促进“以足投票”和“以手投票”协同发展，进一步实现“共享发展、共同富裕”。

2. 加快构建地方政府间新型财政关系，明确基础政府财政支出边界。县乡财政支出集权，提高了县级政府统筹全县财政支出安排的权力，这在一定程度上加剧了乡镇财政对县级财政的依赖，不利于乡镇政府积极性的发挥。因此，在贯彻落实财政事权和支出责任划分改革，明确县乡政府财政支出边界基础上，以县乡财政“分灶吃饭”财政管理体制变革<sup>①</sup>为抓手，加快构建地方政府间新型财政关系。同时，建立乡镇财政长期监督机制，明确县级财政监督主体地位，强化基层财政监督制约，深化基层财政内控建设。

3. 深化转移支付制度改革，加快服务型政府建设。1994 年分税制改革采取财权集中、事权下放的方式，提高中央政府的财政收入，但导致基层政府陷入财权与事权不匹配的财政问题，无力提供辖区居民偏好的民生性公共产品。因此应以深化转移支付制度改革为抓手，加大转移支付支持基层民生保障力度，建立转移支付使用效率评估机制，切实提高基层公共服务均等化与可及性水平。

#### 参考文献

1. 白重恩、杜颖娟、陶志刚、全月婷，2004：《地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势》，《经济研究》第 4 期，第 29-40 页。

<sup>①</sup>2018 年辽宁省在全省推进县乡财政“分灶吃饭”管理体制变革，打破“乡财县管”县级财政为乡镇财政“兜底”模式，赋予乡镇财政工作自主权。“分灶吃饭”改革激发乡镇活力，辽宁省乡镇财政收入实现增长 27.3% 参见新华社《辽宁给乡镇“断奶”促乡镇财政增收近三成》，2019 年 02 月 18 日。

2. 储德银、邵娇, 2018: 《财政纵向失衡、公共支出结构与经济增长》, 《经济理论与经济管理》第 10 期, 第 30-43 页。
3. 陈思霞、卢盛峰, 2014: 《分权增加了民生性财政支出吗? ——来自中国“省直管县”的自然实验》, 《经济学(季刊)》第 4 期, 第 1261-1282 页。
4. 陈抗、Arye L. Hillman、顾清扬, 2002: 《财政集权与地方政府行为变化——从援助之手到攫取之手》, 《经济学(季刊)》第 4 期, 第 111-130 页。
5. 方红生、张军, 2014: 《财政集权的激励效应再评估: 攫取之手还是援助之手? 》, 《管理世界》第 2 期, 第 21-31 页。
6. 范欣、宋冬林、赵新宇, 2017: 《基础设施建设打破了国内市场分割吗? 》, 《经济研究》第 2 期, 第 20-34 页。
7. 范子英, 2015: 《土地财政的根源: 财政压力还是投资冲动》, 《中国工业经济》第 6 期, 第 18-31 页。
8. 付文林、沈坤荣, 2012: 《均等化转移支付与地方财政支出结构》, 《经济研究》第 5 期, 第 45-57 页。
9. 傅勇、张晏, 2007: 《中国式分权与财政支出结构偏向: 为增长而竞争的代价》, 《管理世界》第 3 期, 第 4-12 页、第 22 页。
10. 龚锋、卢洪友, 2009: 《公共支出结构、偏好匹配与财政分权》, 《管理世界》第 1 期, 第 10-21 页。
11. 郭庆旺、贾俊雪, 2009: 《公共教育政策、经济增长与人力资本溢价》, 《经济研究》第 10 期, 第 22-35 页。
12. 贾俊雪、梁煊, 2020: 《地方政府财政收支竞争策略与居民收入分配》, 《中国工业经济》第 11 期, 第 5-23 页。
13. 李俊生、侯可峰, 2015: 《“乡财县管”导致乡镇财政能力弱化的机理与改革建议——基于田野调查和面板数据分析的结果》, 《预算管理会计》第 6 期, 第 18-22 页、第 17 页。
14. 柳庆刚、姚洋, 2012: 《地方政府竞争和结构失衡》, 《世界经济》第 12 期, 第 3-22 页。
15. 李永友、王超, 2020: 《集权式财政改革能够缩小城乡差距吗? ——基于“乡财县管”准自然实验的证据》, 《管理世界》第 4 期, 第 113-130 页。
16. 梅冬州、王子健、雷文妮, 2014: 《党代会召开、监察力度变化与中国经济波动》, 《经济研究》第 3 期, 第 47-61 页。
17. 庞凤喜、潘孝珍, 2012: 《财政分权与地方政府社会保障支出——基于省级面板数据的分析》, 《财贸经济》第 2 期, 第 29-35 页。
18. 乔宝云、范剑勇、冯兴元, 2005: 《中国的财政分权与小学义务教育》, 《中国社会科学》第 6 期, 第 37-35 页、第 206 页。
19. 田孟, 2019: 《发挥民主的民生绩效——村级公共品供给的制度选择》, 《中国农村经济》第 7 期, 第 109-124 页。
20. 谭之博、周黎安、赵岳, 2015: 《省管县改革、财政分权与民生——基于“倍差法”的估计》, 《经济学(季刊)》第 3 期, 第 1093-1114 页。
21. 王远林、宋旭光, 2004: 《公共卫生投资与区域经济增长关系的实证研究》, 《经济学家》第 2 期, 第 51-56 页。
22. 王永钦、张晏、章元、陈钊、陆铭, 2007: 《中国的大国发展道路——论分权式改革的得失》, 《经济研究》第 1 期, 第 4-16 页。
23. 王小林、张晓颖, 2021: 《中国消除绝对贫困的经验解释与 2020 年后相对贫困治理取向》, 《中国农村经济》

第2期，第2-18页。

24.王瑞民、陶然，2017：《中国财政转移支付的均等化效应：基于县级数据的评估》，《世界经济》第12期，第119-140页。

25.王垒、曲晶、赵忠超、丁黎黎，2020：《组织绩效期望差距与异质机构投资者行为选择：双重委托代理视角》，《管理世界》第7期，第132-153页。

26.魏后凯、姜长云、孔祥智、张天佐、李小云，2021：《全面推进乡村振兴：权威专家深度解读十九届五中全会精神》，《中国农村经济》第1期，第2-14页。

27.徐超、庞雨蒙、刘迪，2020：《地方财政压力与政府支出效率——基于所得税分享改革的准自然实验分析》，《经济研究》第6期，第138-154页。

28.夏杰长、陈雷，2005：《“乡财县管”改革的社会学分析——以安徽省G县为例》，《经济研究参考》第77期，第4-23页。

29.尹恒、朱虹，2011：《县级财政生产性支出偏向研究》，《中国社会科学》第1期，第88-101页，第222页。

30.杨之刚、张斌，2006：《中国基层财政体制改革中的政府级次问题》，《财贸经济》第3期，第10-16页、第96页。

31.杨宇立、钟志文，2010：《国内国际行政支出实证比较》，上海：学林出版社。

32.周黎安，2014：《转型中的地方政府——官员激励与治理》，上海：上海人民出版社。

33.周黎安、陈伟，2015：《县级财政负担与地方公共服务：农村税费改革的影响》，《经济学（季刊）》第2期，第417-434页。

34.钟晓敏、杨六妹，2016：《公私医疗卫生支出与经济增长关系的实证分析》，《财经论丛》第3期，第20-27页。

35.左翔、殷醒民、潘孝挺，2011：《财政收入集权增加了基层政府公共服务支出吗？——以河南省减免农业税为例》，《经济学（季刊）》第4期，第1349-1374页。

36.Blankenau, W. F., N. B. Simpson, and M.Tomljanovich,2007, “Public Education Expenditures,Taxation, and Growth: Linking Data to Theory”, *American Economic Review*,97(2):393-397.

37.Caliendo, M., and V. Steiner, 2007, “Fiscal Competition and the Composition of Public Spending: Theory and Evidence”, *FinanzArchiv(Public Finance Analysis)*, 63(2):264-277.

38.Ferrara, E. L., A. Chong, and S. Duryea, 2012, “Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil”, *American Economic Journal:Applied Economics*, 4(4):1-31.

39.MacKinnon, D. P., C. M. Lockwood , and J. M. Hoffman,2002, “A comparison of methods to test mediation and other intervening variable effects”,*Psychological Methods*,7(1):83-104.

40.Su, X. 2004, “The Allocation of Public Funds in a Hierarchical Educational System”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28(12):2485-2510.

41.Shah, A., 2006, “A Practitioner's Guide to Intergovernmental Fiscal Transfers” Policy Research Working Paper, 44(2): 127-186.

42.Viaene,J.M., and I.Zilcha,2009, “Human Capital and Inequality Dynamics:The Role of Education Technology”,*Eco*

*nomica*,76(304):760-778.

(作者单位: <sup>1</sup> 曲阜师范大学经济学院;  
<sup>2</sup> 山东大学经济学院;  
<sup>3</sup> 中国人民大学应用经济学院)  
(责任编辑: 陈静怡)

## Can the Centralization of County and Township Fiscal Expenditure Increase Local People's Livelihood Expenditure? Evidence Based on Quasi-natural Experiment of "Township Finance Supervised by County" System in Anhui Province

YAO Peng LI Jinze SUN Jiuwen

**Abstract:** In the important period of consolidating the achievements of poverty alleviation and effectively connecting with rural revitalization, how to make up for the shortcomings of the grassroots people's livelihood and solve these problems has become the key issues in the rural revitalization campaign. This article focuses on the dual perspectives of administrative supervision and public goods competition, expounding the logical mechanism of fiscal expenditure centralization affecting local livelihood expenditure. Based on the reform of "township finance supervised by county" system in Anhui Province, the study uses the DID method to identify the effect of fiscal expenditure centralization. The research shows that the fiscal expenditure centralization increases the power of county-level governments to coordinate fiscal expenditure arrangements throughout the county, weakens the discretion of township governments in fiscal expenditures, intensifies the distortion of fiscal expenditure structure, and squeezes local livelihood expenditure. The conclusions are still valid in a series of robustness tests. Mechanism analysis shows that the fiscal expenditure centralization has squeezed out local people's livelihood expenditure by strengthening the mismatch of local government financial funds, emphasizing infrastructure construction while neglecting human capital and social security. The study believes that under the Chinese-style decentralization system, the establishment of a new type of fiscal relationship between county and township governments should be accelerated, the discretion of township governments should be appropriately increased, and a reform of the county and township financial management system should be implemented as a starting point. We should improve the construction of a comprehensive performance evaluation system covering people's livelihood security, increase transfer payments to support people's livelihood security, and improve the level of equalization of basic public services provision.

**Keywords:** Centralization of County and Township Fiscal Expenditure; Fiscal Expenditure Structure; Grassroots People's Livelihood and Welfare; Rural Revitalization

# 改革开放以来中国农业全要素生产率再探讨\*

## ——基于生产要素质量与基础设施的视角

罗斯炫<sup>1,2</sup> 何 可<sup>1,3</sup> 张俊飏<sup>1,3</sup>

**摘要:** 全要素生产率是推动中国农业增长的动力源泉。本文使用中国 28 个省(区、市) 1978—2017 年数据, 将农业生产要素质量与农村基础设施纳入增长核算框架中, 并考察其对农业增长的贡献。研究发现, 农业生产要素质量、农村基础设施均能促进农业全要素生产率的提升; 农业全要素生产率均值变化的 32% 可由农业生产要素质量、农村基础设施共同解释; 相比劳动力要素质量, 资本要素质量对农业增长的贡献更为明显, 农村基础设施中电力设施对农业增长的贡献高于公路和水利灌溉设施。因此, 应提高农业生产要素质量, 改善农村基础设施, 以提升农业全要素生产率推进农业高质量发展。

**关键词:** 农业生产要素质量 农村基础设施 农业全要素生产率 农业增长

**中图分类号:** F124.3 F323.5 **文献标识码:** A

### 一、引言

1978 年以来, 历次的农村改革不仅解放了农村生产力, 提升了农业生产率, 还极大地推动了农业现代化进程。经过四十多年的发展, 中国农业取得了举世瞩目的成就, 农业基础地位更趋牢固, 并成为经济增长、社会进步、国家发展的压舱石与推进器。中国农业增长大致呈现出以下两个特征性事实: 第一, 改革开放以来的中国农业增长迅速。第一产业实际增加值(以 1952 年为基期)在 1978—2020 年间的年均增长率达到了 4.3%, 1952—1978 年间为 2.2%<sup>①</sup>。农业劳动生产率和农业综合机械化率均呈快速上升趋势。然而, 从现实情况来看, 保持中国农业持续增长的投入要素条件并不满足。农村改革为农村劳动力转移创造了条件, 此后农业生产部门的劳动力一直大范围地向非农业生产部门流动, 第一产业就业人员占全部就业人员的比重从 1978 年的 70.5% 下降至 2020 年的 23.6%<sup>②</sup>。与此同时, 中国

\*本文研究受到国家社会科学基金重点项目“基于经济高质量发展的农业自然资源高效利用研究”(编号: 20AZD091)的资助。本文曾于 2021 年 8 月 22 日在 2021 年中国农林经济管理学术年会上作大会宣读。作者感谢匿名审稿专家的建设性意见。诚然, 文责自负。本文通讯作者: 何可。

<sup>①</sup>根据国家统计局统计数据库(<https://data.stats.gov.cn>)公布的数据计算而得。

<sup>②</sup>根据《中国统计年鉴(2021)》中的数据计算而得。

的耕地数量基本处于下降态势,耕地质量亦不容乐观,尤以粮食主产区生态环境恶化问题最为突出(罗斯炫等,2020)。因此,全要素生产率的提高是中国农业增长的主要推力。尤其1978—1984年表现出的高增长率被视为以家庭联产承包责任制为标志的农村改革带来的巨大成果(Lin,1992),全国层面的农业全要素生产率平均增长率达到8.1%<sup>①</sup>。第二,各地区农业全要素生产率增长率的阶段性差异较大。在改革开放初期,东部、东北地区的农业全要素生产率的平均增长率分别高达9.9%、9.2%,而中部、西部地区则分别为7.3%、6.7%,东部地区农业全要素生产率平均增长率比西部高约3个百分点。但从20世纪80年代中后期开始,由于家庭承包责任制所产生的制度红利基本释放完毕,农业增长速度放缓,地区间的增长差异开始凸显。1985—1989年,全国层面的农业全要素生产率平均增长率下降至2.8%,东部地区仍有4.6%,而东北地区却为-2.0%,但在随后的1990—1993年间又恢复至9.5%,同期的东、中、西部地区处在1.7%~4.6%的水平。

那么,是何种因素推动了1978年以来中国农业生产率的高速增长?又是何种因素推动了农业全要素生产率的提高,并导致了不同时期、不同区域间的差异?除了制度红利,是否忽视了隐藏于农业全要素生产率之中的一些重要因素,使得对农业增长变化的理解尚不充分?考虑到在全要素生产率分析中,如何评价要素质量改进一直是研究的一大难点,其中尤以资本要素质量的度量最为棘手,同时,改革开放以来,中国农村地区基础设施建设快速推进,大规模基础设施投资背后蕴藏了农业技术进步或农业全要素生产率提升,本文拟从农业生产要素质量与农村基础设施的角度尝试回答上述问题。

同世界范围内其他国家的农业发展历程一样,中国也面临农业劳动力的减少与耕地面积的限制,生产率的增长成了农业增长的主要推手。关于中国1978年以来农业增长的经验,当前普遍认可的解释是这一时期的高生产率与农村制度变迁相关(Lin,1992;蔡昉,2008)。Lin(1992)证明了家庭联产承包责任制的实施是推动改革开放初期中国农业全要素生产率高速增长的主要原因。但是,家庭联产承包责任制的实施无法继续解释20世纪80年代中后期地区间较大的农业全要素生产率增长差异及其改革开放后期增长率的恢复。还有一种解释是这一时期的高生产率源于以化肥为代表的现代农业生产要素的成倍投入(孔祥智等,2018)。但是,同传统生产要素(如土地、人力和畜力)一样,现代生产要素最终也面临要素边际报酬递减规律的限制。这一点同样适用于农业资本积累的研究。显然,仅从要素扩张的角度,难以较好地解释中国1978年以来农业增长的持续性与波动性。因此,既有研究转而挖掘除农村制度变迁外驱动全要素生产率的其他重要因素,并尝试从农业科研投入(Fan and Pardey,1997;Fan,2000)、要素市场扭曲(盖庆恩等,2015)、农业R&D(Gong,2020)、农业信息化(韩海彬、张莉,2015)等角度,验证这些驱动因素在索洛余值中发挥的作用。然而,将农业增长完全归结于农业全要素生产率(或农业技术进步)亦失之偏颇(李谷成等,2014),毕竟大部分技术进步是附着在劳动力和资本上,即嵌入式技术进步<sup>②</sup>,故技术进步同时也是要素扩张。

<sup>①</sup>本段中相关数据除特别说明以外,均为笔者根据有关数据计算所得。

<sup>②</sup>Solow(1959)最早提出了嵌入式技术进步,即“正如蒸汽机物化有蒸汽动力这一新概念一样,许多发明是需要内嵌于新的耐用设备中去才能发挥作用的”,设备资本通常能物化最新的技术进步成果(黄先海、刘毅群,2006)。

综合上述两点，应注意到，现实中全要素生产率主要体现在各类生产要素的技术进步方面，技术变化总是内嵌（或物化）于更有效率的特定要素之中，从而使得农业生产要素的质量在长期内获得显著的提升（Gong, 2020）。因此，在全要素生产率的相关研究中，忽视生产要素质量无疑施加了一个强且不切实际的假设：任何时点上的资本投入或劳动投入均是同质的（Phelps, 1962），也即要求不同时期的农业资本投入具有相等的边际生产率，农业劳动者的劳动时间相同并且受教育程度在时间维度上未发生变化。现实中，自 1978 年起，中国农村人力资本积累迅速增加，农业物质技术装备水平显著提高，这种因生产要素质量改善而引发的要素生产率提升对农业增长的促进作用不可小觑。然而，令人遗憾的是，已有研究大多忽略了生产要素的异质性及其在质量方面的变化，故在使用索洛余值方法时，因无法捕获新增生产要素的质量变化，被物化了新技术的生产要素（尤其是农业资本品）只能被归为要素扩张（宋冬林等，2011），从而会夸大要素扩张（尤其是农业资本积累）对产出增长的贡献，低估技术进步的贡献。显然，这无助于对中国农业长期增长原因的探寻。

从生产投入方面考虑生产要素质量，农业全要素生产率可以通过增长核算获得更为准确的索洛余值来反映，但其中还包含了许多非生产性的驱动因素。既有研究或多或少忽视了一个重要的现实，即中国对农村基础设施的建设投资一直伴随整个农村改革进程。中国农村基础设施对于改造传统农业的基础性作用是巨大的（张勋、万广华，2016）。相较于其他基础设施，农村公路、电力、水利灌溉设施对农业生产的间接性助力更为显著。因此，自 1978 年以来，中国政府为统筹城乡发展，加大了对农村基础设施的投资力度，农村水电路气房等基础设施条件显著改善。2021 年中央“一号文件”进一步指出，加强乡村公共基础设施建设，继续把公共基础设施建设的重点放在农村<sup>①</sup>。作为产业兴旺的“社会先行资本”，农村基础设施是全要素生产率中重要的非生产性的驱动因素，其在 1978—2017 年的农业增长中所发挥的作用应当被重视和优先考察。既有研究表明，农村基础设施通过流动效应、规模效应、结构效应等促进农业增长、助力产业兴旺（曾福生、李飞，2015；张勋、万广华，2016；罗斯炫等，2018）。然而，遗憾的是，农村基础设施在较长历史时期内对生产率的贡献和阶段性特征并没有被较好地总结。

为了回答上述疑问，本文在参考已有研究的基础上，整理了中国 28 个省份 1978—2017 年的面板数据，从农业全要素生产率中分解出农业要素质量与农村基础设施，并估计农业要素质量与农村基础设施在农业全要素生产率中的作用及其对农业增长的贡献。

## 二、概念界定

Solow（1957）提出增长核算，将经济增长中无法被资本、劳动力等生产要素增长率所解释的余值定义为全要素生产率增长率，并将全要素生产率的提升归因于广义技术进步。然而，该方法受到如下三点批评：第一，传统增长核算得到的索洛余值本质上是一个“黑箱”。因此，更加精确的增长核

<sup>①</sup>参见：《中共中央 国务院关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》，[http://www.gov.cn/zhengce/2021-02/21/content\\_5588098.htm](http://www.gov.cn/zhengce/2021-02/21/content_5588098.htm)。



算就是用其他的解释变量把索洛余值中的因素尽可能分解出来 (Gong, 2020)。第二, 传统的索洛余值法没有考虑嵌入式技术进步。从经验分析角度而言, 附着在劳动力上的技术进步主要是指劳动力知识增长和技能水平提高, 在一定程度上, 它可以借由教育水平来度量。然而, 度量附着在资本上的技术进步却非常困难 (Howitt and Aghion, 1998; 宋冬林等, 2011)。例如, 对于资本要素而言, 从国外进口的农机设备既是资本积累, 也是技术进步。然而, 在对中国农业经济进行增长核算时, 进口设备只能被统计成前者, 进而低估技术进步对经济增长的贡献 (刘明兴等, 2003)。同样, 对于劳动力要素而言, 内生增长理论认为, 仅靠物质资本增长是无法解释人均产出增长, 索洛余值较大是对模型中内生变量 (如劳动力的人力资本积累) 的反映 (Romer, 1986)。因此, 有必要将农业资本存量和农业劳动力的要素质量同时纳入农业增长核算之中。第三, 索洛余值法测算的全要素生产率常受到宏观经济冲击的影响, 使得全要素生产率增长率与 GDP 增长率高度相关, 故索洛余值的短期变化并非一定都是由技术冲击所致。因此, 关于中国农业经济增长问题更需在一段较长的时期内考察。

### (一) 农村劳动力质量的测度

已有研究主要从人力资本角度测度劳动力质量, 并主要使用平均受教育年限指标来反映 (Barro and Lee, 1993; Barro and Lee, 2013)。但该指标缺陷在于难以适用于不同教育体系间的比较 (Krueger and Lindahl, 2001)。如果不考虑不同体系间的教育质量差距, 就无法认定平均受教育年限与经济增长存在相关性 (Pritchett, 1996)。遗憾的是, 由于数据限制, 本文在度量农业劳动力质量过程中无法考虑地区间教育质量的差异。不过, 本文认为, 相较于国别差异, 中国区域间教育质量差异虽然存在, 但在程度上并非悬殊, 尤其是区域间农村基础教育质量差异相对更小。因此, 基于人力资本视角, 采用平均受教育年限来度量农村劳动力质量不失为一种相对可行的办法 (例如郑京海等, 2008)。本文根据中国人力资本指数项目数据库中提供的“省级层面历年分城乡、年龄、性别、受教育程度的人口数”估算数据, 进一步整理得到 1978—2017 年各省农村 16 至 65 岁劳动力人口的平均受教育年限。

### (二) 农业资本质量的测度

相比于劳动力质量, 资本质量的度量十分棘手。Nelson (1964) 率先开展了资本质量度量的研究, 其基本假定是资本品的质量与其平均使用时间成反比。Jorgenson and Griliches (1967) 在全要素生产率的研究中首次提出了恒定质量指数以处理要素投入的质量差异。Jorgenson 后续的一系列研究主要是围绕资本恒定质量指数概念体系构建。然而, 其将要素质量视为倍加的要素投入数量的概念体系对于理解技术进步或全要素生产率仍有局限性, 且夸大了要素投入的贡献。之后, Gordon (1990) 为了更精确地度量资本质量, 专门计算了资本质量调整系数, 但该方法对数据样本要求很高, 难以在发展中国家的经济分析中运用 (刘明兴等, 2003)。在针对中国农业的研究中, Sheng et al. (2019) 通过要素的价格差异来反映要素质量, 进而实现对要素投入的调整。较为不同的是, Gong (2020) 将要素投入的产出弹性视为反映要素质量变化的指标, 避免了寻找要素质量的代理变量。

事实上, 倘若追根溯源, 无论是 Nelson (1964)、Jorgenson and Griliches (1967) 还是 Gordon (1990), 对于资本质量的度量本质上均是建立在 Solow (1959, 1962) 的嵌入式技术进步思想上, 即随着技术的快速发展, 后期投资的“新”资本品由于物化了技术进步而导致比前期投资的“旧”资本品的生产

效率更高<sup>①</sup>，故伴随大量的“新”投资，资本存量的平均年限会下降（Gittleman et al., 2006；黄先海、刘毅群，2006）。从而，资本存量的平均年限下降恰恰反映的是资本要素质量的提高，因为“新”的生产技术总内嵌于其中<sup>②</sup>。具体地，本文借鉴 Bergeaud et al.（2018）的做法来度量农业设备资本存量的平均年限<sup>③</sup>：

第一步，本文通过永续盘存法计算出 1978—2017 年各省农业资本存量：

$$K_t = K_{t-1}(1-\delta) + I_t = K_0(1-\delta)^t + \sum_{k=1}^t I_k(1-\delta)^{t-k} \quad (1)$$

（1）式中， $K_t$  表示当期农业资本存量， $K_0$  表示基期农业资本存量， $I_t$  表示当期农业投资， $\delta$  为资本折旧率。当期投资采用第一产业固定资本形成总额来衡量。然而，《中国国内生产总值核算历史资料》只公布了 1978—2004 年的第一产业固定资本形成总额数据，故本文参考李谷成等（2014）的做法，2005 年及之后的第一产业固定资本形成总额采用第一产业固定资产投资占全社会固定资产投资比重作为权重乘以全社会固定资本形成总额的方式进行替代。由于本文欲计算的是设备资本存量的平均年限，故以设备工器具购置投资占全社会固定资产投资比重作为权重乘以第一产业固定资本形成总额，进而得到第一产业设备工器具购置投资额（白重恩等，2007）<sup>④</sup>，以此作为当期农业投资  $I_t$ 。投资缩减指数的构造参考徐现祥等（2007）的做法。考虑到数据的可获得性及与同类研究的可比性，本文以 1978 年为基期。基期资本存量  $K_0$  采用经向上修正后的公式进行计算： $K_0 = I_0(1+G)/(\delta+G)$ ，其中  $G$  为各省第一产业增加值的几何平均增长率。

第二步，当期资本存量的平均年限  $N_t$  由下式计算而得：

$$N_t = (1 + N_{t-1})(1-\delta)K_{t-1}/K_t = (1 + N_{t-1})(1 - I_t/K_t) \quad (2)$$

由（2）式可知， $\partial N_t / \partial I_t < 0$ ，即反映的事实是当一个地区处于经济增长期时，大量的新增投资会降低资本的平均年限。（2）式实现的前提是对基期资本存量平均年限  $N_0$  的确定。本文假定在基期前投资是以固定速率  $G$  增长<sup>⑤</sup>，则  $N_0$  可由下式计算而得：

<sup>①</sup>此处的“新”“旧”不是指生产过程中导致的物理折旧程度，而是表示投资的相对时期。

<sup>②</sup>此处需要强调的是，若将资本存量的平均年限下降理解为资本质量下降导致使用寿命变短，则显然无视了内嵌于“新”资本品之中的技术进步，且与技术发展的历史事实相违背。

<sup>③</sup>一般而言，固定资本可分为三大类：建筑物、机械及其他固定资本。对于农村地区而言，考虑到体现在建筑资本上的技术进步不如设备资本明显，故本文重点度量并考察农业固定资本中设备资本存量的平均年限。

<sup>④</sup>该做法依赖于如下假定：在每年固定资本形成总额中，建筑安装工程投资与设备工器具购置投资所占比例与全社会固定资产投资中的相对比例保持一致。

<sup>⑤</sup>本文假定此处固定速率  $G$  等于各省第一产业增加值的几何平均增长率。本文同样设定固定速率  $G'$  等于第一产业增加值初始 10 年的几何平均增长率，结果无明显差异。限于篇幅，在此不一赘述。

$$N_0 = (1 - \delta) / (\delta + G) \quad (3)$$

受限于数据的可获得性,更为精确的计算方法不适用于本文。上述方法只是一个较为简便的资本平均年限量,但其结果仍能大致反映中国 1978—2017 年的农业资本要素质量。

### (三) 农村基础设施的表征

长期以来,中国政府将通路、通电、通水的“三通”工程视为实现农村减贫和乡村振兴的重要举措。为此,本文主要关注与生产密切相关的农村公路、电力、水利灌溉设施三类农村基础设施,这三类设施具有正外部性和网络效应的特点。具体而言,第一,参考罗斯炫等(2018)的做法,本文采用三四级公路普及率以表征农村公路。根据公路等级划分标准,三级公路是指连通县或县以上城市的支线公路,四级公路是指连通县或乡(镇)的支线公路。本文将各省三四级公路里程<sup>①</sup>与行政区划面积之比计算得到三四级公路普及率。第二,本文采用农村用电量以表征农村电力。需要说明的是,基于技术扩散理论,电力被视为通用技术的良好指标,也是其他技术普及和扩散的前提条件。虽然农村发电量指标更能直接反映农村电力设施建设情况,但在技术扩散视角下,用电量指标更能反映农村受益于电力发展(将电力视为一种通用技术)的状况,因而该指标更加契合本文研究。由于现行数据中农村人口统计口径的变更和不一致,导致无法得到适用于长时期内比较的人均指标,故本文采用农村用电量(对数值)指标从整体上考虑农业增长获益于电力发展的情况。第三,本文采用有效灌溉率以表征农村水利灌溉,其计算方式为有效灌溉面积与农作物总播种面积之比。

## 三、增长核算与实证策略

### (一) 增长核算框架

本文构建了一个增强型 Cobb-Douglas 农业生产函数,即劳动力效率因子  $q_L$  和资本效率因子  $q_K$  以乘积的方式进入生产函数,并假定中国农业生产具有规模报酬不变的性质,具体表示如下:

$$Y = q_u (Lq_L)^\alpha (Kq_K)^\beta M^{1-\alpha-\beta} \quad (4)$$

(4) 式中,农业产出  $Y$  为第一产业增加值,生产要素投入  $L$ 、 $K$ 、 $M$ <sup>②</sup> 分别用第一产业从业人员数、第一产业固定资本存量、农作物总播种面积与水产品养殖面积之和<sup>③</sup> 来表征。劳动力效率因子  $q_L$ 、资本效率因子  $q_K$  分别用以反映劳动力质量、资本质量的变化,  $q_u$  反映的是除此之外影响农业产出的

<sup>①</sup> 依据公路等级划分标准,三四级公路里程可通过如下公式计算:三四级公路里程=等级公路里程-高速公路里程-一级公路里程-二级公路里程。

<sup>②</sup> 由于农业产出是增加值而非总产值,即已除去中间投入,反映的是该地区农业最终生产能力,在概念上更为契合全要素生产率,因此生产函数只需包括农业劳动力、资本和土地三大生产要素(伍山林, 2016)。

<sup>③</sup> 鉴于林业中经济林的土地投入数据无法收集,且投入不大,以及草原面积对牧业产值增长的作用较小,其面积可忽略不计。因此,本文使用当年农作物总播种面积与水产品养殖面积之和来近似替代土地投入。

其他因素（包括农村基础设施和不可观测因素）的作用，故  $q_u$  又可视为了扣除了劳动力质量和资本质量作用后的农业全要素生产率。（4）式的设定本质上是将农业生产函数中全要素生产率进行了分解，即：

$$Y = (q_u q_L^\alpha q_K^\beta) L^\alpha K^\beta M^{1-\alpha-\beta} = A L^\alpha K^\beta M^{1-\alpha-\beta} \quad (5)$$

因此，（4）式将嵌入于劳动力和资本的技术进步通过效率因子  $q_L$  和  $q_K$  从全要素生产率  $A$  中分离出来。由于效率因子  $q_L$  和  $q_K$ （包括  $q_u$ ）无法观察得到，需进一步对其建模转换。

本文从人力资本的角度理解劳动力效率因子  $q_L$ 。为了估计人力资本在农业全要素生产率中的贡献，考虑到人力资本对劳动力质量的影响是非线性的，本文假设劳动力效率因子  $q_L$  是人力资本  $g$  的指数增函数，而人力资本可以通过受教育水平来度量，即：

$$q_L = e^{g(S)} = e^{\theta S} \quad (6)$$

其中， $S$  为平均受教育年限， $g(\cdot)$  为增函数且  $g(0)=0$ 。本文假设  $g(\cdot)$  为线性即  $g(S)=\theta S$ ，其中  $\theta$  为常数，它表示平均受教育年限对人力资本的边际效应。总之，平均受教育年限越长，人力资本水平越高，则意味着劳动力质量越高。

对于资本效率因子  $q_K$  和资本质量而言，本文主要依据一个直观的看法是，由于一部分技术进步内嵌于资本之中，后期投资的“新”设备的生产率比前期投资的“旧”设备更高，故当一个地区处于经济增长时期，大量的“新”投资会使得设备资本存量的平均年限下降（Gittleman et al., 2006；黄先海、刘毅群，2006）。<sup>①</sup>因此，设备资本存量的平均年限对全要素生产率的影响应为负。基于上述分析，本文将反映经资本质量变化的效率因子  $q_K$  视为资本平均年限的指数减函数，即：

$$q_K = e^{\lambda N} \quad (7)$$

（7）式中， $\lambda$  表示资本平均年限的边际效应，可以预期  $\lambda < 0$ 。换言之，资本平均年限越长，意味着所内嵌于设备中的技术进步越低，则资本质量越低。

将（6）式、（7）式代入（4）式中，等式两边同时除以  $L$  并取对数，可得：

$$\ln(Y/L) = \ln(q_u) + \beta \ln(K/L) + (1-\alpha-\beta) \ln(M/L) + \alpha \theta S + \beta \lambda N \quad (8)$$

（8）式将农业劳动生产率  $Y/L$  的增长分解为三个部分：资本劳动比  $K/L$ 、土地劳动比  $M/L$  变化所解释的部分，劳动力、资本要素质量及其变化所解释的部分，分离了嵌入式技术进步和人力资本后的农业全要素生产率（或索洛余值） $q_u$ 。最后，将（8）式变形，目的是在实证中将农业全要素生产率  $\ln(A)$  回归在农村劳动力平均受教育年限  $S$  和农业资本存量的平均年限  $N$  上，即：

<sup>①</sup>需要额外考虑的是，技术进步会引发成本下降，使得生产出来的新设备更便宜，进而使设备资本的积累速度加快，因此技术进步的另一个直接结果即是投资价格指数的下降。由于国家统计局公布的投资价格指数未经质量调整，本文认为资本的平均年龄会影响生产率水平。

$$\ln(A) = \ln(Y/L) - \beta \ln(K/L) - (1 - \alpha - \beta) \ln(M/L) = \ln(q_u) + \alpha\theta S + \beta\lambda N \quad (9)$$

为进一步从农业全要素生产率  $q_u$  中分离出农村基础设施的贡献, 在 (9) 式的基础上, 本文将第二项即劳动力、资本要素质量及其变化所解释的部分移到等式左边。本文假设三四级公路普及率  $R$ 、农村用电量  $E$  的对数值、有效灌溉率  $I$  均以线性方式被纳入生产函数中, 即:

$$\ln(q_u) = \ln(A) - \alpha\theta S - \beta\lambda N = \ln(q'_u) + \eta R + \gamma \ln(E) + \omega I \quad (10)$$

其中,  $q'_u$  表示在  $q_u$  的基础上进一步分离了农村基础设施后的农业全要素生产率。因此, (10) 式相当于将农业全要素生产率增长的剩余部分继续分解成两项: 第一项, 农村基础设施变化所解释的部分; 第二项, 考虑要素质量和基础设施后对未知、剩余的农业劳动生产率的度量。

## (二) 实证模型介绍与数据说明

1. 实证模型设定。由于本文样本时间跨度较长, 实证估计中要素投入的产出弹性 (回归系数) 值不变的假设不再适用, 而变系数模型可以刻画 1978 年以来各时期中要素投入对农业产出的边际效应, 进而通过增长核算准确把握农业全要素生产率的阶段性变动与特征。因此, 本文在实证估计中使用 Li et al. (2011) 提出的面板固定效应模型下时变系数的非参数估计方法。该方法因考虑了固定效应而控制了各省之间农业生产的非时变异质性, 且考虑了时间趋势项的变系数估计, 可更好地捕捉变量的各期变化, 从而估计的回归系数是在各时间点上的值。具体地, 对应 (8) ~ (10) 式的模型设定如下:

$$\ln(Y/L)_{it} = \tau_t + \rho_{t,1} \ln(K/L)_{it} + \rho_{t,2} \ln(M/L)_{it} + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$\ln(A)_{it} = \tau_t + \rho_{t,3} S_{it} + \rho_{t,4} N_{it} + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$\ln(q_u)_{it} = \tau_t + \rho_{t,5} R_{it} + \rho_{t,6} \ln(E)_{it} + \rho_{t,7} I_{it} + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中,  $i = 1, \dots, 28$ ,  $t = 1, \dots, 40$ ; 时间趋势项  $\tau$ 、时变系数  $\rho$  为未知参数, 且对应  $\rho_1 = \beta$ 、 $\rho_2 = 1 - \alpha - \beta$ 、 $\rho_3 = \alpha\theta$ 、 $\rho_4 = \beta\lambda$ 、 $\rho_5 = \eta$ 、 $\rho_6 = \gamma$ 、 $\rho_7 = \omega$ ; 不可观测的省固定效应  $\varphi_i$  与解释变量相关; 扰动项  $\varepsilon_{it}$  为平稳序列且弱依赖于  $i$ , 并且独立于解释变量和  $\varphi_i$ 。面板固定效应模型下时变系数的非参数估计方法的优势在于数据驱动, 可得到  $\tau$ 、 $\rho$  的一致估计。

2. 数据说明。受限于数据的可获得性和质量, 本文使用的是中国 28 省 (区、市) 1978—2017 年的面板数据<sup>①</sup>。本文将海南同广东合并, 重庆同四川合并, 并剔除了西藏样本。本文使用的第一产业增加值 (以 1978 年为基期 100 进行消胀处理)、第一产业从业人员数<sup>②</sup>、农作物总播种面积、水产品养殖面积、三四级公路普及率和有效灌溉率数据来自国家统计局统计数据库和历年《中国统计年鉴》。

<sup>①</sup>由于 2019 年起《中国统计年鉴》不再公布分省份固定资本形成总额数据, 因此本文样本数据只到 2017 年。

<sup>②</sup>需要说明的是, 前文劳动力质量度量对象是农村 16 至 65 岁劳动力人口, 此处劳动力投入采用的是第一产业从业人员数。虽然二者的统计口径存有差别, 但通常而言农村劳动力中从事农业的劳动力占绝大比例, 且实证中农业劳动力投入常用第一产业从业人员数代理。

第一产业固定资本存量<sup>①</sup>、资本存量平均年限的计算<sup>②</sup>在前文已介绍，相关数据来自《中国国内生产总值核算历史资料》（1952—1995、1996—2002、1952—2004）<sup>③</sup>和历年《中国统计年鉴》。农村用电量数据来自《新中国六十年统计资料汇编》<sup>④</sup>和国家统计局统计数据库。农村劳动力平均受教育年限的测算使用的是中国人力资本指数报告数据库公布的“省级层面历年分城乡、年龄、性别、受教育程度的人口数”估算数据。通过对受教育程度赋值（即未上过学则受教育年限为0，小学为6，初中为9，高中为12，大学专科为15，大学本科为16，研究生及以上为19），本文得到1978—2017年各省农村16至65岁劳动力人口的平均受教育年限。需要说明两点：其一，由于中国人力资本指数报告数据库仅提供了1985年起的相关数据，本文采用线性插值方法补齐1978—1984年的平均受教育年限数据。其二，中国人力资本指数报告数据库中未整理上海的农村劳动力平均受教育年限。为保证数据完整性，本文采用上海的城市劳动力平均受教育年限进行替代，由此可能因测量误差而引发内生性问题，后文使用工具变量法的原因之一也在于此。表1报告了各变量的描述性统计信息<sup>⑤</sup>。

表1 变量描述性统计

变量名称及符号	单位	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
农业产出（ $Y$ ）	亿元	1120	116.921	112.151	2.794	689.271
劳动力投入（ $L$ ）	万人	1120	1128.216	852.612	36.345	4321.330
资本投入（ $K$ ）	亿元	1120	56.065	72.974	1.571	746.180
土地投入（ $M$ ）	千公顷	1120	5515.748	3703.736	120.940	16572.300
农村劳动力平均受教育年限（ $S$ ）	年	1120	6.305	1.539	2.503	11.150
农业资本存量的平均年限（ $N$ ）	年	1120	7.478	2.320	2.314	15.016

<sup>①</sup>本文实证中的核心解释变量农村基础设施属于广义物质资本的范畴，故在测算第一产业固定资本存量时可能存在重复核算问题。本文对此的解释是：根据官方定义，固定资本形成总额作为支出法GDP的构成项目，一定是生产活动创造出来的产品，不是生产活动创造出的产品不可被计入固定资本形成总额中，这是GDP核算必须遵循的基本准则（许宪春，2013）。据此，被计入第一产业固定资本形成总额的应是第一产业生产活动所创造出产品。显然，农村公路、电力建设分属于第二产业下的建筑业、电力、热力、燃气及水生产和供应业门类，不归属于第一产业。对于农村水利，本文采用的是有效灌溉率指标以表征，而有效灌溉面积不是实物资本，也非产品。因此，本文认为不会存在重复核算问题。此处作者感谢匿名审稿专家指出该问题。

<sup>②</sup>第一产业固定资本存量和资本存量的平均年限的计算对应于后文经验事实一节所提的方案1，其他两种测算方案作为稳健性检验，其结果与本文结论无矛盾。限于篇幅，读者可向作者索取。

<sup>③</sup>参见：国家统计局国民经济核算司（编），《中国国内生产总值核算历史资料》（1952—1995），大连：东北财经大学出版社；国家统计局国民经济核算司（编），《中国国内生产总值核算历史资料》（1996—2002），北京：中国统计出版社；国家统计局国民经济核算司（编），《中国国内生产总值核算历史资料》（1952—2004），北京：中国统计出版社。

<sup>④</sup>参见：国家统计局国民经济综合统计司（编），《新中国六十年统计资料汇编》，北京：中国统计出版社。

<sup>⑤</sup>由于宏观经济变量可能非平稳，本文进行了面板数据单位根检验与协整检验，均通过。限于篇幅，此处未报告。

(续表 1)

三四级公路普及率 ( $R$ )	公里/平方公里	1120	0.305	0.299	0.005	1.448
农村用电量 ( $E$ )	亿千瓦时	1120	116.613	241.168	0.700	1888.000
有效灌溉率 ( $I$ )	%	1120	36.031	15.764	7.006	99.060

### (三) 经验事实

1. 农村劳动力质量的变化趋势。1978 年以来, 各省农村劳动力平均受教育年限均呈现较大增长, 改革开放早期增长速度明显, 其中各省均值在 1978 年为 4.12 年, 1998 年为 6.53 年, 2017 年为 8.00 年, 但整体而言, 农村劳动力受教育水平仍然偏低<sup>①</sup>。1978 年各省份农村劳动力平均受教育年限排名前五为北京 (5.63)、广西 (5.43)、广东 (5.43)、黑龙江 (5.23) 和天津 (5.12), 后五为云南 (2.50)、青海 (2.60)、安徽 (2.62)、贵州 (2.69) 和甘肃 (2.93)<sup>②</sup>。北京和天津在 1998 年、2017 年排名均为前三, 而云南、青海、甘肃和贵州则一直处于后四。虽然, 1978—2017 年, 云南、青海农村劳动力平均受教育年限均增加迅速, 但教育程度最高与最低省份间差距也在加大, 例如, 在 1978 年, 北京与云南农村劳动力平均受教育年限差距为 3.13 年; 在 1998 年, 北京与青海的差距略微扩大至 3.19 年; 在 2017 年, 北京与青海差距再次扩大至 3.64 年。虽然这种极差变化可能还受到农村劳动力转移和城镇化作用的影响, 但很大程度上能说明农村教育程度的地区不平等, 且这种不平等并没有得到改善。例如, 1978 年东部与西部地区农村劳动力平均受教育年限差距为 1.27 年, 到 2017 年仍为 1.27 年。尽管受教育程度作为存量, 其自身调整适应过程非常缓慢, 但应当相信, 随着新生代的出现和国家对农村教育投入的增加, 农村劳动力人口的平均受教育年限将进一步显著提高。

2. 农业资本质量的变化趋势。为了避免对参数设定过于敏感, 本文对设备资本折旧率  $\delta$  的设定采用以下三种方案: 17% (白重恩等, 2007)、25.9% (王维等, 2017)、10.96% (单豪杰, 2008)。<sup>③</sup> 无论选取何种折旧率, 三类设备资本平均年限变化趋势均保持一致。本文以方案 1 的设定展开分析。

整体而言, 1978—2017 年间农业资本存量的平均年限呈现较大波动, 诸多省份的平均年限经历了先升高后下降的过程。这种波动变化与农业当年投资密不可分: 1978 年农村改革初始, 农业迎来第一个高速增长时期, 增长动力主要来自家庭联产承包责任制的增量效应。根据 Chen and Lan (2020) 的

<sup>①</sup> 《中国人力资本报告 2017》指出: 1985—2017 年间, 全国劳动力人口、农村劳动力人口的平均受教育年限分别从 6.23 年、5.59 年上升到 10.19 年、8.96 年。应注意的是, 本文使用的农村劳动力口径 (即 16~65 岁所有非在校生人口) 与《中国人力资本报告》使用的口径 (即男性 16~59 岁、女性 16~54 岁所有非在校生人口) 不同, 因而造成数值计算上的差异。本文采用此口径的原因主要是农村劳动力通常不存在法定退休问题, 且 60 岁以上继续务农的情况普遍存在。

<sup>②</sup> 中国人力资本指数报告数据库中并没有整理上海农村劳动力平均受教育年限, 故排名分析中没有考虑上海。

<sup>③</sup> 此处因机器资本折旧率的不同设定, 可得到三类第一产业设备资本存量和设备资本年限。在实证部分中, 本文对应计算了三类第一产业资本存量作为投入变量。第一产业固定资本存量折旧率设定分别对应为: ①建筑资本折旧率 8%, 设备资本折旧率 17%; ②建筑资本折旧率 7.7%、设备资本折旧率 25.9%; ③建筑资本和设备资本折旧率为 10.96%。本文先单独计算“建筑安装”和“设备购置”资本存量, 然后加总得到第一产业固定资本存量。

研究发现,农村改革使得大型拖拉机数量明显下降<sup>①</sup>,役畜存量却大幅上涨。其原因在于,这一时期的农村改革倾向于将大型集体农场拆分成小型家庭农场,且国家减少了对农业机械的投入,这就导致了改革前集体拥有农业机械,而改革后农户成为机械的主要购买者和经营者,但却又难以负担大型农机支出与维护费用。因而,这一时期农业投资显得不足,拉高了资本的平均年限,故农业资本要素质量偏低。而平均年限的普遍下降发生在2004年后,这主要与2004年中央“一号文件”中对农机装备购置给予一定政府补贴的规定以及《中华人民共和国农业机械化促进法》<sup>②</sup>的颁布有关。农业机械保有量快速增加和农作物机械化率大幅提高,使得农业生产效率显著提高。

3.农村基础设施的变化趋势。就农村公路而言,随着时间的推移,中国东北、东、中和西部地区的三四级公路普及率均有所提高,且几乎都在2006年后表现出加速上升的趋势。可能的解释是:其一,中国政府为应对2008年金融危机实行了大规模投资性基础设施建设,并将“进一步加强农业基础建设”作为2008年中央“一号文件”的主题,大为促进了农村公路建设进程;此后,2014年中央政府提出“四好农村路”进一步保障了后续农村公路建设的持续稳定。其二,数据上,国家统计局数据库中关于公路里程的统计口径发生调整,2006年后的公路里程加入了村道<sup>③</sup>。由于本文主要考察农村公路,村道亦在考察范围之内,故通过剔除村道里程以保持统计口径一致性的做法并不适用于本文。另外,统计口径的改变只体现在2006—2007年的趋势骤升上,相对于2006年前的增长率,2008年及之后更高的增长率显然与该时期政府主导的大规模农村基础设施建设关联更大<sup>④</sup>。就农村电力而言,各地区样本期内的农村用电量均呈现上升趋势,但地区间差异十分明显。东部地区农村用电量上升迅速,且同其他地区的差距逐渐拉大,因此拉高了全国层面的平均水平,而西部地区的农村用电量一直处于相对较低水平。这种差距同地区间经济发展水平差异在逻辑上是相似的。就农村水利灌溉而言,东部地区的有效灌溉率领先全国,中西部地区差异不大,且与东部地区保持约10个百分点的差距,而东北地区却明显低于全国平均水平,这主要与东北地区以雨养农业为主有关,直至2000年后才逐渐接近中西部地区水平。

#### 四、要素质量、基础设施对农业全要素生产率的作用

##### (一) 投入要素的产出弹性与初始农业全要素生产率

表2中(1)列汇报了(11)式的各投入要素时变产出弹性估计值的均值。本文整理后发现,农业

<sup>①</sup>虽然农业设备资本除了农业机械,还包括其他耐久设备等,但农业机械是农业资本的主要组成,正如已有研究常用农业机械(如拖拉机数量)作为农业资本的代理变量。

<sup>②</sup>参见:《中华人民共和国农业机械化促进法》, [http://www.npc.gov.cn/wxzl/gongbao/2004-07/23/content\\_5332208.htm](http://www.npc.gov.cn/wxzl/gongbao/2004-07/23/content_5332208.htm)。

<sup>③</sup>这在一定程度上造成2006年前后数据的不可比,故本文在后续实证中将使用工具变量对该测量误差问题加以处理。

<sup>④</sup>本文数据显示,东北、东、中和西部地区的三四级公路普及率在1978—2005年间增长率的平均值分别为2.07%、3.42%、3.63%和4.25%,而在2008—2017年间则分别为3.71%、2.78%、5.14%和7.74%。



生产部门中各投入要素的产出弹性均值排序依次是土地（0.535）、劳动（0.303）、资本（0.162）<sup>①</sup>。土地的产出弹性最大，与李谷成等（2010）、伍山林（2016）等人的结论一致，即土地是中国农业部门中决定性的生产资料。详细的各期产出弹性估计值如图 1。土地与劳动的产出弹性呈现相反的变化趋势，其背后是中国农业部门人地关系动态演变的缩影。对于资本要素，其产出弹性在 1980 年前为负，原因之一在于农村改革伊始的“去机械化”（Chen and Lan, 2020），此后为正且不断增大，直至 2008 年后开始回落。图 1 与王璐等（2020）的结果相近，一定程度上说明本文估计具有可参照性。

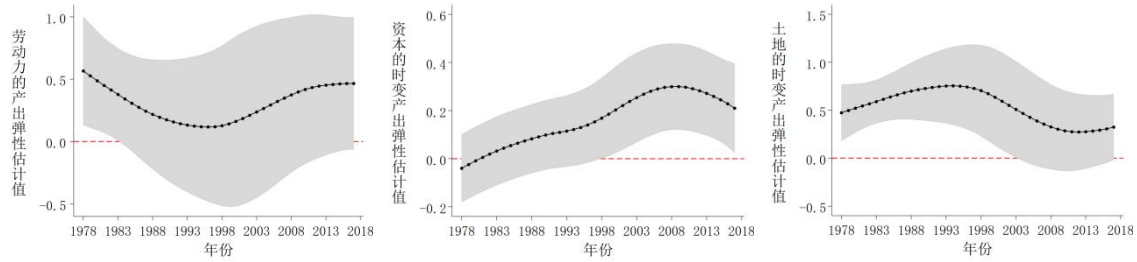


图 1 劳动、资本与土地的时变产出弹性估计值变化趋势

注：图中阴影区域为 95%置信区间。

作为对比，（2）列汇报的是不考虑变系数的面板双向固定效应模型的 OLS 估计结果，结果与（1）列相近。考虑到在估算资本存量时不可避免地造成测量误差，从而引发内生性偏误，本文根据（1）式资本累积方程，采用资本劳动比的滞后 1 年作为其自身的工具变量。（3）列、（4）列汇报了面板双向固定效应 IV（2SLS）的第一、第二阶段结果<sup>②</sup>。经工具变量修正后，劳动、资本和土地的产出弹性与（1）列相近，即倘若存在内生性偏误，也未对产出弹性的估计造成严重干扰。最后，计算得到的三列  $\ln(A)$  值在各项统计指标上基本无异。本文以（1）列的  $\ln(A)$  值为准，展开后续分析。

表 2 传统农业生产函数中各要素的产出弹性估计

	(1) VC $\ln(Y/L)$	(2) FE $\ln(Y/L)$	(3) IV: 1 <sup>st</sup> $\ln(K/L)$	(4) IV: 2 <sup>nd</sup> $\ln(Y/L)$
$\ln(K/L)$	0.162 <sup>†</sup> [0.017]	0.160** (0.061)		0.158** (0.062)
$\ln(M/L)$	0.535 <sup>†</sup> [0.028]	0.566*** (0.154)	0.033* (0.017)	0.568*** (0.156)

<sup>①</sup>本文同样使用面板固定效应模型时变系数的非参数估计方法考察了放松规模报酬不变假定下的实证结果。实证模型为  $\log(Y)_{it} = \tau_t + \rho_{t,L} \log(L)_{it} + \rho_{t,K} \log(K)_{it} + \rho_{t,M} \log(M)_{it} + \varphi_i + \varepsilon_{it}$ ，各要素时变产出弹性估计值显示

$\sum_{t=1}^{40} (\rho_{t,L} + \rho_{t,K} + \rho_{t,M}) / 40 = 0.980$ ，其中  $\rho_L$ 、 $\rho_K$  和  $\rho_M$  的均值分别为 0.312、0.155 和 0.513，与（1）列结果相差

不大，这说明本文在规模报酬不变假定下展开分析是适宜的。读者如果对此估计结果感兴趣，可向作者索取。

<sup>②</sup>表 2~4 的 2SLS 估计中，Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量（或 Anderson-Rubin Wald F 统计量）表明未发现弱工具变量问题。限于篇幅，该结果不再汇报，感兴趣的读者可向作者索取。

(续表 2)				
L.ln(K/L)		0.992*** (0.006)		
$R^2$		0.769	0.993	0.769
观测值		1120	1120	1092
ln(A)	均值	4.921	4.933	4.945
	标准差	0.415	0.550	0.551
	最小值	3.970	3.356	3.367
	最大值	6.183	6.286	6.304

注：①上表各列中均控制了省份、年份固定效应；\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；†表示  $t$  检验在 1%水平上拒绝样本均值为 0 的原假设，方括号内为  $t$  统计量的普通标准误；圆括号内为聚类于省的稳健标准误；变量前缀 L 表示滞后 1 期。②（2）列、（3）列汇报的是 Adjusted  $R^2$ ，（4）列汇报的是 Centered  $R^2$ 。

## （二）要素质量对农业全要素生产率的作用

图 2 汇报了增长核算方程（12）式中劳动力的平均受教育年限与资本存量的平均年限变量的时变系数。结合表 3 中（1）列系数估计值的均值来看，整体而言，两变量系数均符合经济学理论，但期间仍表现有异质性，即在 1980 年前平均受教育年限的系数估计值为负，只是这种负效应近乎为 0。资本平均年限的系数估计值在 1990 年前为正，这仍可能与农村改革初期的“去机械化”背景有关（Chen and Lan, 2020）。此阶段的背景是农业大型农机投资严重不足，虽然资本要素质量偏低，但农业资本的稀缺且这一阶段农机设备技术更新换代缓慢，内嵌于资本中的“新”技术不够“新”，导致即便资本的平均年限增加也会带来产出增益。直到 21 世纪农机投资大范围展开、农业资本稀缺性大幅缓解、并且农机设备技术创新加速后，资本的平均年限增加才逐渐反映出内嵌“旧”技术的资本要素质量降低对全要素生产率的制约作用。

同样，（1）列的结果可能也存在内生性，即在运用宏观数据的研究中，对于劳动力受教育程度低的国家，人力资本投资能够促进经济增长，但对于劳动力受教育程度高的国家，人力资本投资则与经济增长呈负相关性，这主要源于教育质量差异所致人力资本的测量误差。并且，人力资本和经济增长之间的同时性也会导致较大的内生性问题（Pritchett, 1996; Krueger and Lindahl, 2001）。对此，本文借鉴既有研究中使用父母受教育程度作为工具变量的思路，采用滞后 20 年的平均受教育年限为工具变量，以作为父母一辈平均受教育年限的代理变量<sup>①</sup>（Barro and Lee, 2013）。理论上，教育和人力资本具有代际传递特征，一地区劳动力的当前受教育程度与早期受教育程度保持正相关。同时，由于

<sup>①</sup>使用滞后 18 年、24 年的平均受教育年限作为工具变量，其结果依然稳健。限于篇幅，文中未报告此结果。

滞后 20 年的平均受教育年限属于前定变量，通常与当前的扰动项不相关<sup>①</sup>。在（3）列、（4）列中，面板双向固定效应 IV（2SLS）的第一阶段说明了工具变量的相关性，经工具变量修正后，内生性偏误并未造成严重的估计偏误。

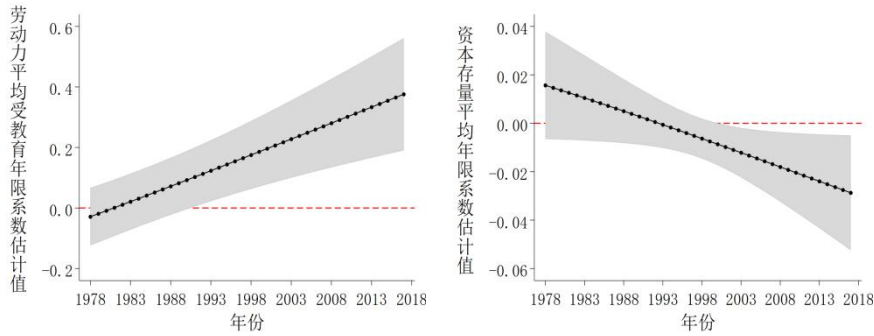


图2 劳动力的平均受教育年限与资本存量的平均年限变量的时变系数估计值变化趋势

注：图中曲线是近似直线，其逐期差异在小数点后 2 位方有明显体现。

以（1）列结果为准。整体平均来看，在 1978—2017 年间，在其他条件不变的情况下，劳动力的平均受教育年限每增加 1 年，因劳动力质量提升而引起的农业全要素生产率平均提高 17.1%，而资本存量的平均年限每增加 1 年，因资本质量降低所致农业全要素生产率平均下降 0.6%。结合表 1 分析，样本期内农村劳动力平均受教育年限为 6.305 年，即便到 2017 年其平均值也仅为 8.00 年，而样本期内农业资本存量的平均年限为 7.48 年，即便到 2017 年其平均值也仅缩小至 6.41 年。上述较低的平均受教育年限反映了中国农村劳动力整体人力资本偏低，较长的农业资本存量平均年限则反映了农业机械设备中所含技术水平的相对过时（vintage effect），加之中国农业部门劳均资本偏低，农业生产方式仍依赖劳动投入，故可认为，农业劳动力质量提高对农业全要素生产率（或劳动生产率）提升在边际上的贡献是较大的。相比之下，农业资本存量的平均年限继续增加 1 年在边际上对生产率的负面影响尽管显著，但经济意义不明显。而参数 $\theta$ 、 $\lambda$ 值则分别反映了农村劳动力平均受教育年限、农业资本存量的平均年限与劳动力效率因子、资本效率因子间的相关性，即提高受教育水平是提升农村劳动力人力资本水平并进而提升劳动力质量的主要方式，农业资本品（尤其是农机设备）更新换代慢不可避免地

<sup>①</sup>可能存在一种排他性约束违反的理论情形，即历史上高平均受教育年限的地区在区域技术创新、农户技术采纳等方面更有优势，进而影响当前的农业全要素生产率。为此，本文假定 IV 疑似内生，回归模型变为： $\ln(A)_{it} = \tau_t + \rho_3 S_{it} + \rho_4 N_{it} + \pi L20.S_{it} + \varphi_i + \varepsilon_{it}$ ，其中  $\pi \neq 0$ ，并通过设定  $\pi$  的取值观察  $\hat{\rho}_3^{IV}$ 。根据经济理论，本文给定  $\pi$  的取值下限为 0。当  $\hat{\rho}_3^{IV}$  的 95% 置信区间下界首次包含 0 时，倘若将估计的  $\hat{\rho}_3^{IV}$  结果全部归因于 IV 的排他性约束违背所致，则  $\pi$  的临界值上界取值需至少达到 0.56，这意味着滞后 20 年的劳动力平均受教育年限增加 1 年，会直接导致当前农业全要素生产率提高 56%。这一临界值结果显然大大超过了经济学理论预期。因此，可认为原文估计结果对 IV 疑似内生性稳健。作者感谢匿名审稿专家指出这一问题。

会造成生产效率的损失<sup>①</sup>。

表3 劳动力的平均受教育年限与资本存量的平均年限对农业全要素生产率的影响

		(1) VC $\ln(A)$	(2) FE $\ln(A)$	(3) IV: 1 <sup>st</sup> $S$	(4) IV: 2 <sup>nd</sup> $\ln(A)$
$S$		0.171 <sup>†</sup> [0.019]	0.175*** (0.008)		0.212*** (0.062)
	$N$	-0.006 <sup>†</sup> [0.002]	-0.009** (0.004)	0.012 (0.020)	-0.004 (0.014)
$L20.S$				0.851*** (0.062)	
参数 $\theta$		0.677 <sup>†</sup> [0.068]	0.736 <sup>†</sup> [0.061]		0.891 <sup>†</sup> [0.074]
参数 $\lambda$		-0.052 [0.075]	-0.068 [0.049]		-0.030 [0.021]
$R^2$			0.509	0.892	0.534
观测值		1120	1120	560	
$\ln(q_u)$	均值	3.737	3.882		3.612
	标准差	0.885	0.425		0.448
	最小值	1.545	2.672		2.336
	最大值	5.842	4.982		4.848

注：①（2）列、（3）列汇报的是 Adjusted  $R^2$ ，（4）列汇报的是 Centered  $R^2$ 。②变量前缀 L20.表示滞后 20 期。

### （三）农村基础设施对农业全要素生产率的作用

图 3、表 4 分别汇报了以  $\ln(q_u)$  为被解释变量的时变系数估计值及其均值。整体上，在 1978—2017 年间，在其他条件不变的前提下，三四级公路普及率、有效灌溉率每增加 1 个百分点，农业全要素生产率分别平均提高 14.9%、0.2%，而农村用电量每提高 1%，农业全要素生产率平均提高 0.108%。另外，由图 3 可知，相对于有效灌溉率，三四级公路普及率、农村用电量对农业全要素生产率的促进作用逐期下降，其中三四级公路普及率的系数估计值至 2013 年左右转为负。这表明，农村路、电等基础设施投资同样不可避免边际报酬递减规律的限制，但改革开放以来，农村公路对农业生产的贡献无疑是瞩目的，以至于“要致富，先修路”成为自 20 世纪 80 年代以来在全国流行且至今热度不减的社会共识。本文进一步将回归系数转化成标准化系数以比较各类农村基础设施的相对重要性，可发现相对于三四级公路普及率（0.041）和有效灌溉率（0.026），农村用电量对数值对农业全要素生产率的影响最大（0.143）。这说明农村电力设施是农村居民生产和生活的必需条件和首要保障。虽然农村公

<sup>①</sup>对于回归系数估计值均值 0.171 和参数  $\theta$  值均值 0.677 而言，其还体现了宏观 Mincer 方程的一个优势，即人力资本的外部性特征使得局部农村劳动力平均受教育年限提高造成正向溢出，进而整体上对农业生产率在宏观上的积极影响高于微观（Krueger and Lindahl, 2001）。

路的相对重要性偏小，但“四好农村路”的建设为日后工商资本下乡带来现代化的生产方式和管理要素以及农机大范围跨区联动作业提高生产效率提供了基础性条件。

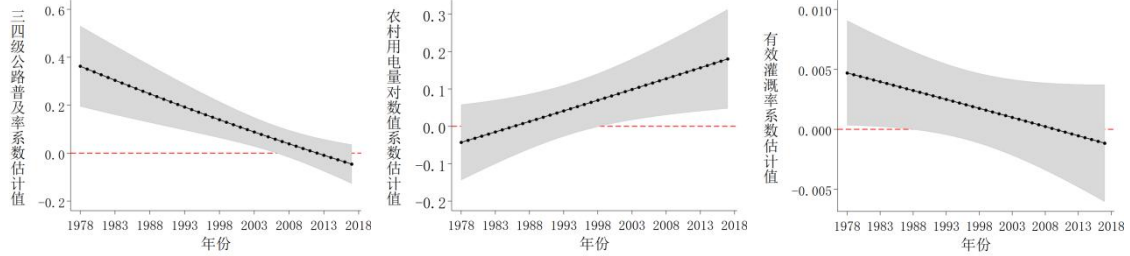


图3 三四级公路普及率、农村用电量、有效灌溉率的时变系数估计值变化趋势

注：图中曲线是近似直线，其逐期差异在小数点后2位方有明显体现。

同样，三四级公路普及率和农村用电量变量可能存在因逆向因果而致的内生性。随着农业增长，对于农村基础设施的需求会日益增加，尤其是对与农业生产、供销密切相关的农村公路、电力及水利灌溉等基础设施覆盖面提出了更高的要求。2020年中央“一号文件”明确指出，对标全面建成小康社会加快补上农村基础设施和公共服务短板，并重点强调了“四好农村路”、电网升级改造等农村基础设施建设对实现农业农村现代化总目标的重要性。因此，本文采用了新的工具变量设计策略。考虑到农村公路、电力具有典型的空间外溢效应，本文通过各省会城市之间公路里程对数值的倒数构造空间权重矩阵 $W$ ，再利用各省份间空间上的相关性，计算得到每个省份除自身外其他省份的三四级公路普及率、农村用电量的空间加权值的滞后一期作为工具变量，即 $LWR$ 、 $LW \ln(E)$ <sup>①</sup>。由于农村水利灌溉设施相对不具有空间外溢的特点，本文采用有效灌溉率的滞后一期作为其工具变量。在（3）列的IV（2SLS）第一阶段回归中，各工具变量的回归系数均显著不为0，且符合基础设施建设在空间上正向外溢的理论预期。经工具变量修正后，三四级公路普及率、农村用电量及有效灌溉率变量的回归系数均显著为正。最后，（1）列的结果与（4）列相近，表明（1）列结果稳健。

表4 三四级公路普及率、农村用电量及有效灌溉率对农业全要素生产率的影响

	(1) VC $\ln(q_u)$	(2) FE $\ln(q_u)$		(3) IV: 1 <sup>st</sup> $\ln(E)$		(4) IV: 2 <sup>nd</sup> $\ln(q_u)$
			$R$	$I$		
$R$	0.149 <sup>†</sup> [0.019]	-0.042 (0.051)				0.138** (0.055)
$\ln(E)$	0.108 <sup>†</sup> [0.020]	0.099*** (0.008)				0.132*** (0.009)

<sup>①</sup>由于每个省份不仅会受到空间上其他省份农村公路、电力基础设施的影响，但自身的农村公路、电力基础设施也会向其他省份造成空间外溢，即内生变量反向作用于工具变量。为了保证工具变量的外生性，本文使用 $LWR$ 、 $LW \ln(E)$ 的滞后一期作为工具变量。

(续表 4)					
$I$		0.002 <sup>†</sup> [0.000]	0.002*** (0.000)		0.002*** (0.000)
$L.WR$			0.930*** (0.050)	0.182* (0.102)	0.948 (1.012)
$L.W \ln(E)$			0.035*** (0.008)	0.995*** (0.022)	0.329*** (0.125)
$L.I$			-0.003** (0.001)	-0.010*** (0.003)	0.897*** (0.050)
$R^2$			0.891	0.785	0.954
观测值		1120	1120		1092
$\ln(q'_u)$	均值	3.345	3.309		3.210
	标准差	1.092	0.966		0.981
	最小值	0.815	1.034		0.945
	最大值	5.636	5.542		5.489

注：①（2）列、（3）列汇报的是 Adjusted  $R^2$ ，（4）列汇报的是 Centered  $R^2$ 。②变量前缀 L 表示滞后 1 期。

整体而言，从表 2、3、4 中农业全要素生产率均值变化来看，当从农业全要素生产率中分离出农业要素质量后， $\ln(q_u)$  比  $\ln(A)$  减少 1.184，即扣除了投入要素贡献后初始农业全要素生产率  $\ln(A)$  的 24% 可由劳动力和资本的要素质量所共同解释。当继续从农业全要素生产率中分离出农村基础设施后， $\ln(q'_u)$  比  $\ln(q_u)$  减少 0.392，即在扣除了农业要素质量贡献后农业全要素生产率  $\ln(q_u)$  的 10.5% 可进一步由农村公路、电力和水利灌溉设施所共同解释。综合而言，农业要素质量和农村基础设施共同解释了约 32% 的初始农业全要素生产率  $\ln(A)$ 。加之，农业全要素生产率本身是农业产出增长或者劳动生产率的“剩余”，故对于 1978—2017 年农业全要素生产率和农业增长而言，农业要素质量和农村基础设施的重要作用和作用均不言而喻。

## 五、农业要素质量、农村基础设施对 1978—2017 年农业增长的贡献

前文已证明农业要素质量、农村基础设施对农业全要素生产率具有显著的积极影响，那么，农业要素质量、农村基础设施在 1978—2017 年的农业增长中扮演了何种角色？农业增长的地区间差异在多大程度上可由农业要素质量、农村基础设施的地区间差异解释？本文遵循 Gong（2018）的做法，依据六次主要的农村改革，将样本期分为六个阶段，即 1978—1984 年、1985—1989 年、1990—1993 年、1994—1997 年、1998—2003 年及 2004—2017 年。由于六次农村改革不同程度地改变了要素市场化配置，并逐步提高了农村公共基础建设投资比重，故依此划分样本期有助于描绘 1978—2017 年农业要素质量、农村基础设施的阶段性贡献，甚至可分解农业全要素生产率波动的成因。基于前文（8）～（10）式的估计结果，本文计算了四大经济区域（即东北、东、中及西部地区）<sup>①</sup>分时期农业生产要素、要

<sup>①</sup>地区划分标准参见：《东西中部和东北地区划分方法》，[http://www.stats.gov.cn/zjt/zthd/sjtr/dejtkfr/tjqp/201106/t20110613\\_71947.htm](http://www.stats.gov.cn/zjt/zthd/sjtr/dejtkfr/tjqp/201106/t20110613_71947.htm)。

素质量和农村基础设施对农业增长的贡献<sup>①</sup>。

自 1978 年以来,无论全国还是地区层面,初始农业全要素生产率的平均增长率均高于劳动生产率的平均增长率,资本劳动比的贡献基本保持正向且逐渐提升的态势,土地劳动比的贡献在前三个阶段基本为负(除东部地区),虽然后期各地区均有一定程度的人地关系改善,土地劳动比的贡献为正且表现出逐渐增长的趋势,但人地关系紧张仍将是未来农业产出增长的刚性约束。虽然文献中对农业全要素生产率内涵的理解不一会导致其测算并非完全相同,但本文计算的初始农业全要素生产率的增长变动状况与范丽霞、李谷成(2012)和龚斌磊、王硕(2021)等已有研究相一致。无论是全国还是地区层面,初始农业全要素生产率的平均增长率在时间上呈现阶段性波动的特征。

当考虑农业生产要素质量时,劳动力要素质量对劳动生产率提升的贡献较大。虽然,农村劳动力的受教育程度作为存量,其调整适应过程非常缓慢,但依然可以明显看出劳动力要素质量的贡献逐渐增强。这一方面源于人力资本提升的非线性效应,另一方面源于农村劳动力平均受教育年限的迅速提高。相比之下,资本要素质量的贡献偏低,但其对劳动生产率的提升作用也基本呈现出逐渐增强的趋势,尤其是 2004 年后,全国层面和中西部地区,资本要素质量的贡献程度表现出大幅增长。这说明资本要素质量提高代表了资本品(尤其是农机设备)中内嵌的技术进步加快,进而表现出生产率的大幅改善。总之,对于劳均资本偏低的农业部门而言,劳动力要素质量对农业增长的拉动作用更为有效,而资本要素质量的拉动作用在进入 21 世纪后得以明显体现。

进一步发现,即便扣除了农业要素质量对农业增长的贡献后,农业全要素生产率的平均增长率仍保持较高水平,农业生产要素之外因素应当被考虑进来。基本上,农村公路、电力和水利灌溉设施对农业增长均有贡献,其中平均而言,农村电力对劳动生产率提升的贡献较大。随着后期电力在农村的广泛普及,这一贡献呈现上升趋势。同一阶段内,水利灌溉设施对农业增长的贡献存在明显的地区差异,这主要与地区间农业生产模式及用水方式的不同有关,但基本上水利灌溉设施的贡献偏小。另外,得益于较高的经济发展水平和较快的城镇化进程,各地区及全国层面在 1998 年后农村公路的贡献有了大幅度提升。虽然在第五阶段时,东北地区农村公路对劳动生产率提升的贡献仅 0.166 个百分点,远落后于其他地区及全国平均水平,但在第六阶段时,全国各地区农村公路的贡献均突破了 1 个百分点。在此期间,中央政府积极规划和推进“四好农村路”,促使农村公路建设的大规模开展,而 2020 年“中央一号文件”后,农村公路建设对于农业全要素生产率进而农业劳动生产率的贡献仍有扩大空间。由此看来,作为农业生产要素之外的重要因素和农村社会发展的“先行资本”,农村基础设施对于持续且稳定提升农业增长的贡献不可小觑。

最后将注意力回到农业全要素生产率上,同时期内比较后发现,各地区之间平均增长率差异十分明显。然而,遗憾的是,根据本文对贡献的测算,农业要素质量、农村基础设施并不能很好地解释地区间生产率增长差异。归根到底是农业全要素生产率中其他未知的因素导致了地区间生产率增长差异。再结合表 2、表 3、表 4 中农业全要素生产率均值变化结果,索洛余值法计算的  $\ln(q'_u)$  有 3.345,这

<sup>①</sup>限于篇幅,“各地区分时期农业要素质量、农村基础设施对农业增长率的贡献”结果不再展示,读者可向作者索取。

是一个相当大的数值。这其中不仅包含着农业科研投入（Fan and Pardey, 1997; Fan, 2000）、优化要素配置（盖庆恩等, 2015）、农业 R&D（Gong, 2020）、农业信息化（韩海彬、张莉, 2015）等既有研究已证明的贡献，还意味着仍有许多尚未发现的因素藏于其中。

## 六、结论与启示

本文使用中国 28 个省（区、市）1978—2017 年 40 年的面板数据，基于增长核算框架，从农业全要素生产率中分解出农业要素质量与农村基础设施，并估计了二者在农业全要素生产率中的作用及对农业增长的贡献。研究发现：①要素质量对农业全要素生产率有显著的正向作用，即劳动力的平均受教育年限增加 1 年，资本存量的平均年限减少 1 年分别能提升农业全要素生产率 17.1%、0.6%；②农村基础设施对农业全要素生产率同样具有显著的改善作用，即三四级公路普及率、有效灌溉率增加 1 个百分点，农业全要素生产率将分别提升 14.9%、0.2%，而农村用电量提高 1%，农业全要素生产率将提升 0.108%；③从农业全要素生产率均值变化来看，农业要素质量和农村基础设施共同解释了约 32% 的初始农业全要素生产率；④进一步考察农业要素质量、农村基础设施对农业增长的贡献后发现，劳动力要素质量对农业增长的拉动更为显现和有效，资本要素质量对农业增长的拉动在进入 21 世纪后得以明显体现，而农村基础设施建设有利于持续、稳定推动农业增长。据此，本文为理解农业全要素生产率内涵、中国农业长期增长的动力提供了一个新角度。

当前，中国农业向高质量发展大力迈进，而农业全要素生产率是实现高质量发展的动力源泉。本文研究具有如下启示：其一，在现代生产要素数量投入已呈现边际报酬递减的趋势下，提高农业要素质量是高质量发展导向下持续稳定促进农业增长的关键路径。为此，可采取以下措施：一是培养一支具有高人力资本的农业劳动力队伍。政府应继续加强农业教育投入，进一步完善高素质农民培训，并从农民需求出发，倾听农民对专业技能、经营管理等方面的需求，充分促进教育培训提质增效。二是推动农业物质装备技术提升，进而为现代农业转型升级、绿色发展装上具有澎湃动力的引擎。政府应大力实施创新驱动发展战略，打通从“科技强”到“产业兴”的通道，将农业科技进步物化于农业生产设备之中，用高效率的“新”资本品淘汰低效率的“旧”资本品，全面推进农业资本品更新换代。其二，作为生产要素外重要的驱动因素，高质量农村基础设施是实现农业高质量发展的基础保障。基础设施具有初始投资大、投入产出比低、资金回收周期长的特点，政府作为主要供给主体应因地制宜地补齐农村基础设施建设的“短板”，一方面维护、提升路、电、水利等与农业生产密切相关的基础设施质量，巩固其对生产率的基础性作用，另一方面，高效率推进农村新基建建设，通过数字技术助推农业生产现代化，扩大基础设施对农业生产的间接性助力。综上所述，中国农业高质量发展不仅限于要素投入扩张所致农业产出增长，更需投入高人力资本的劳动力、高科技含量的资本品，辅以高质量的农村基础设施作为支持。

本文研究也有两点不足：其一，关于劳动力质量测算，本文只使用了劳动力年龄人口的平均受教育年限信息，由于数据限制，未能控制地区间教育质量的差异。其二，本文关于农村基础设施的贡献仅着重分析了公路、电力和水利灌溉设施三类，其指标设计也有缺陷，还未考虑现阶段在农村大范围



普及的互联网等新基建的效果。这也是本文研究后续扩展、改进的方向。正如全要素生产率的另一名称“索洛黑箱”所示意的那样，对农业增长动力源泉以及地区间生产率差异的理解仍有相当一部分未知的空白亟待填补。

#### 参考文献

- 1.白重恩、谢长泰、钱颖一，2007：《中国的资本回报率》，《比较》第28辑，第1-22页。
- 2.蔡昉，2008：《中国农村改革三十年——制度经济学的分析》，《中国社会科学》第6期，第99-110页、第207页。
- 3.单豪杰，2008：《中国资本存量K的再估算：1952~2006年》，《数量经济技术经济研究》第10期，第17-31页。
- 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，第109-119页、第128页。
- 5.盖庆恩、朱喜、程名望、史清华，2015：《要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率》，《经济研究》第5期，第61-75页。
- 6.龚斌磊、王硕，2021：《财政支出对我国农业增长的多途径影响》，《农业经济问题》第1期，第54-68页。
- 7.韩海彬、张莉，2015：《农业信息化对农业全要素生产率增长的门槛效应分析》，《中国农村经济》第8期，第11-21页。
- 8.黄先海、刘毅群，2006：《物化性技术进步与我国工业生产率增长》，《数量经济技术经济研究》第4期，第52-60页。
- 9.孔祥智、张琛、张效榕，2018：《要素禀赋变化与农业资本有机构成提高——对1978年以来中国农业发展路径的解释》，《管理世界》第10期，第147-160页。
- 10.李谷成、范丽霞、冯中朝，2014：《资本积累、制度变迁与农业增长——对1978~2011年中国农业增长与资本存量的实证估计》，《管理世界》第5期，第67-79页、第92页。
- 11.李谷成、冯中朝、范丽霞，2010：《小农户真的更加具有效率吗？来自湖北省的经验证据》，《经济学（季刊）》第1期，第95-124页。
- 12.刘明兴、陶然、章奇，2003：《制度、技术和内生经济增长》，《世界经济文汇》第6期，第64-80页。
- 13.罗斯炫、何可、张俊飏，2018：《修路能否促进农业增长？——基于农机跨区作业视角的分析》，《中国农村经济》第6期，第67-83页。
- 14.罗斯炫、何可、张俊飏，2020：《增产加剧污染？——基于粮食主产区政策的经验研究》，《中国农村经济》第1期，第108-131页。
- 15.宋冬林、王林辉、董直庆，2011：《资本体现式技术进步及其对经济增长的贡献率（1981—2007）》，《中国社会科学》第2期，第91-106页、第222页。
- 16.王璐、杨汝岱、吴比，2020：《中国农户农业生产全要素生产率研究》，《管理世界》第12期，第77-93页。
- 17.王维、陈杰、毛盛勇，2017：《基于十大分类的中国资本存量重估：1978~2016年》，《数量经济技术经济研究》第10期，第60-77页。
- 18.伍山林，2016：《农业劳动力流动对中国经济增长的贡献》，《经济研究》第2期，第97-110页。
- 19.许宪春，2013：《准确理解中国的收入、消费和投资》，《中国社会科学》第2期，第4-24页、第204页。

- 20.徐现祥、周吉梅、舒元, 2007:《中国省区三次产业资本存量估计》,《统计研究》第5期,第6-13页。
- 21.曾福生、李飞, 2015:《农业基础设施对粮食生产的成本节约效应估算——基于似无相关回归方法》,《中国农村经济》第6期,第4-12页、第22页。
- 22.张勋、万广华, 2016:《中国的农村基础设施促进了包容性增长吗?》,《经济研究》第10期,第82-96页。
- 23.Barro, R. J, and J. Lee, 1993, "International Comparisons of Educational Attainment", *Journal of Monetary Economics*, 32(3): 363-394.
24. Barro, R. J, and J. Lee, 2013, "A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010", *Journal of Development Economics*, 104: 184-198.
- 25.Bergeaud, A., C. Gilbert and L., Remy, 2018, "The Role of Production Factor Quality and Technology Diffusion in Twentieth-century Productivity Growth", *Journal of Historical Economics and Econometric History*, 12(1): 61-97.
- 26.Chen, S., and X. Lan, 2020, "Tractor vs. Animal: Rural Reforms and Technology Adoption in China", *Journal of Development Economics*, 147: 1-10.
- 27.Fan, S., and P. G. Pardey, 1997, "Research, Productivity and Output Growth in Chinese Agriculture", *Journal of Development Economic*, 53(1): 115-137.
- 28.Fan, S., 2000, "Research Investment and the Economic returns to Chinese Agricultural Research", *Journal of Productivity Analysis*, 14(2): 163-182.
- 29.Gittleman, M., T. Ten Raa, and E. N. Wolff, 2006, "The Vintage Effect in TFP-growth: An Analysis of the Age Structure of Capital", *Structural Change and Economic Dynamics*, 17(3): 306-328.
- 30.Gong, B., 2018, "Agricultural Reforms and Production in China: Changes in Provincial Production Function and Productivity in 1978-2015", *Journal of Development Economics*, 132: 18-31.
- 31.Gong, B., 2020, "New Growth Accounting", *American Journal of Agricultural Economics*, 102(2): 641-661.
- 32.Gordon, R. J., 1990, *The Measurement of Durable Goods Prices*, Chicago: University of Chicago Press.
- 33.Howitt, P., and P. Aghion, 1998, "Capital Accumulation and Innovation as Complementary Factors in Long-Run Growth", *Journal of Economic Growth*, 3(2): 111-130.
- 34.Jorgenson, D., and Z. Griliches, 1972, "Issues in Growth Accounting: Final Reply", *Survey of Current Business*, 52(5): 111.
- 35.Krueger, A., B., and M. Lindahl, 2001, "Education for Growth: Why and for Whom?", *Journal of Economic Literature*, 39(4): 1101-1136.
- 36.Li, D., J. Chen, and J. Gao, 2011, "Non-parametric Time-varying Coefficient Panel Data Models with Fixed Effects", *The Econometrics Journal*, 14: 387-408.
- 37.Lin, J. Y., 1992, "Rural Reforms and Agricultural Growth in China", *American Economic Review*, 82(1): 34-51.
- 38.Nelson, R., 1964, "Aggregate Production Functions and Medium-Range Growth Projections", *American Economic Review*, 54(5): 575-606.
- 39.Phelps, E., 1962, "The New View of Investment: A Neoclassical Analysis", *Quarterly Journal of Economics*, 76(4): 548-567.

- 40.Pritchett, L., 1999, "Where Has All the Education Gone?", *The World Bank Economic Review*, 15(3): 367-391.
- 41.Romer, P. M., 1986, "Increasing Returns and Long-run Growth", *Journal of Political Economy*, 94(5): 1002-1037.
- 42.Sheng, Y., X. Tian, W. Qiao, and C. Peng, 2020. "Measuring Agricultural Total Factor Productivity in China: Pattern and Drivers Over the Period of 1978-2016", *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 64(1): 82-103.
- 43.Solow, R. M., 1957, "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics*, 39(3): 312-320.
- 44.Solow, R. M., 1959, *Investment and Technical Progress*, California: Stanford University Press.
- 45.Solow, R. M., 1962, "Technical Progress, Capital Formation and Economic Growth", *American Economic Review*, 52(2): 76-86.

(作者单位: <sup>1</sup> 华中农业大学经济管理学院;

<sup>2</sup> 湖北农村发展研究中心;

<sup>3</sup> 华中农业大学农业绿色低碳发展实验室)

(责任编辑: 陈静怡)

## Re-exploration of Total Factor Productivity of Agriculture Since China's Reform and Opening-up: The Role of Production Factor Quality and Infrastructure

LUO Sixuan HE Ke ZHANG Junbiao

**Abstract:** Total factor productivity is the driving force for China's agricultural growth. Based on the panel data of 28 provinces in China from 1978 to 2017, this article incorporates the quality of agricultural production factors and rural infrastructure into the growth accounting framework and examines their contribution to agricultural growth. The main results show that both the quality of agricultural production factors and rural infrastructure can promote the improvement of agricultural total factor productivity. Almost 32% of the average change of agricultural total factor productivity can be explained by both the quality of agricultural production factors and rural infrastructure. Compared with the quality of labor factors, the contribution of capital factor quality to agricultural growth is more obvious. The contribution of rural power facilities to agricultural growth is higher than that of rural roads and irrigation facilities. Therefore, China should promote the agricultural total factor productivity by improving the quality of agricultural production factors and rural infrastructures, so as to achieve high-quality development in agriculture.

**Keywords:** Agricultural Production Factor Quality; Rural Infrastructure; Agricultural Total Factor Productivity; Agricultural Growth

# 乡村振兴与农业农村现代化： 理论、政策与实践\*

## ——两刊第五届“三农”论坛会议综述

王文隆 夏显力 张 寒

当前，我国农业农村现代化处在“十四五”及“第二个百年目标”开篇之际，处在巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的关键期。党的十九届五中全会对新发展阶段优先发展农业农村、全面推进乡村振兴作出总体部署，提出要坚持把解决好“三农”问题作为全党工作重中之重，把全面推进乡村振兴作为实现中华民族伟大复兴的一项重大任务，举全党全社会之力加快农业农村现代化，让广大农民过上更加美好的生活。为深入研究新时代“三农”理论、推动乡村振兴战略的实施、加快农业农村现代化，2021年11月13日，由《中国农村经济》《中国农村观察》编辑部主办，西北农林科技大学经济管理学院承办的两刊第五届“三农论坛”征文研讨会在陕西杨凌隆重召开。论坛共收到全国各地投稿515篇，经过两轮校内匿名评审和两轮校外匿名评审，最终确定72篇论文入选参加论坛交流。来自中国社会科学院、国务院发展研究中心、北京大学、中国农业大学、中国人民大学、浙江大学、上海交通大学、复旦大学、南京大学、南开大学、上海财经大学、广州大学、吉林大学、山东大学、四川大学、重庆大学、河南大学、华南农业大学、华中农业大学、北京林业大学、南京农业大学、中国农业科学院等全国几十所高校和科研机构的专家学者以及入选论文作者参加了本次论坛。

本次论坛围绕农民增收与共同富裕、农业农村高质量发展、城乡融合与区域协调发展、数字乡村建设与农村人力资本、农村土地制度改革、粮食安全与农业现代化、农村金融与数字农业、乡村振兴理论与实践、新发展格局与农业转型、生态治理与农业绿色发展、脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接、中国特色乡村治理体系设置了十二个分会场，与会专家学者和论文作者提出了很多具有重要参考价值的观点。现将本次论坛的主要内容综述如下：

### 一、农民增收与共同富裕

实现共同富裕是社会主义的本质要求，是人民群众的共同期盼，而要实现共同富裕，乡村振兴是

---

\*夏显力为本文通讯作者。

必经之路。乡村振兴不仅要巩固脱贫攻坚成果，而且要以更有力的举措、汇聚更强大的力量，加快农业农村现代化步伐。

从微观生产要素的视角，论文作者关注了工商资本下乡和信息技术的应用对农民增收与共同富裕的影响。例如，李秀萍和韩叙剖析了工商资本下乡的作用，从直接渠道（农业规模化经营）与间接渠道（农业社会化服务）两条路径，分析了工商资本下乡对农户收入的影响。他们建议在鼓励和引导工商资本下乡的同时，也要警惕其可能造成的对贫困户利益的侵蚀，造成贫富分化。从信息技术的视角，刘子玉和罗明忠指出互联网使用显著提升了农民幸福感，使用互联网的农民主观幸福感平均提高 0.156 个单位，客观幸福感平均提高 0.210 个单位。互联网使用通过阶层认同提升了农民幸福感。

从宏观产业层面来看，促进农民增收是实现产业兴旺并达到乡村振兴总目标的首要任务，涉农产业作为结合农业产前、产中、产后的产业链融合体系，与农民收入关系密切。严斌剑等发现，涉农产业通过带动农民平均工资水平和农民经营性收入，从而进一步带动农民纯收入增加。农业生产托管，一方面通过规模经营带动了农业现代化，另一方面有力促进了农户节本增收。张恒等研究发现，相对于农户自我经营，农业生产托管可以提高单位面积产量，降低生产成本，促进家庭劳动力转移就业，显著增加农民收入。

## 二、农业农村高质量发展

农业农村高质量发展是推动乡村全面振兴、实现农业农村现代化、全面建成社会主义现代化强国的必由之路。许佳彬和李翠霞指出，中国奶牛养殖业高质量发展的本质内涵表现为“两质、两效、两绿色、两安全”，发展逻辑遵循“战略导向——三产融合——三链同构——绿色引领——开放合作”。与奶牛养殖业不同，林业产业转型升级依靠互联网的跨界融合。龚伟昕等基于天猫商城数据分析了林产品网络口碑的临界效应，认为商品真实性、服务水平、物流水平等不同维度的网络口碑超过行业平均水平的临界值时，会显著促进林产品销量增长。

农业农村高质量发展必然需要考虑农业生产过程中的生态环境保护问题和不可避免的自然灾害问题。为了破解资源环境约束、提升农业质量效益和竞争力，曾莹和杨丹以养猪业饲料添加剂应用技术为例，分析了绿色技术对养殖业可持续发展的影响。他们提出，通过推广绿色饲料添加剂并构建基于保险和产业链的风险分担机制，能够降低技术转换成本，实现养殖业的高质量发展。为了降低灾害发生后的负面影响，张瑞龙等通过分析整体外部干预在自然灾害与蔬菜批发价格两者关系中的作用，提出应该增强政策监管性，使之有效落地，减少对市场的不必要干预，对叶菜种植户给予适当补贴。

农民工回流可以为农业农村高质量发展提供大量劳动力。张欢和吴方卫分析了制造业产业转型后，收入与幸福感对农民工回流的作用机制。农民工回流到中西部地区受收入与幸福感双重驱动，但幸福感的影响大于收入。

## 三、城乡融合与区域协调发展

在 2020 年年底召开的中央农村工作会议上，习近平总书记强调，要推动城乡融合发展见实效，健

全城乡融合发展体制机制，促进农业转移人口市民化。

农业转移人口作为城市就业的补充力量，为城市经济发展提供了不竭动力。刘超研究了城市包容度对农业转移人口社会融入的影响机制，结果发现，城市包容度可通过创业、工资收入以及工作搜寻成本三个影响渠道对农业转移人口社会融入产生正向影响。针对随迁进城是否让农村父母的生活更美好的问题，纪鸿超发现，农村中老年人进城显著地改善了其生理健康状况和心理健康状况。

户籍门槛是吸引还是阻碍劳动力流入？针对这一问题，钱文荣等解释了户籍门槛对劳动力流动的双向作用。户籍门槛扭曲了劳动力流动决策，一方面，户籍门槛作为流入备选城市福利提升的信号，增加了劳动力的预期效用水平并吸引劳动力的流入；另一方面，户籍门槛直接反映了落户难度并对劳动力流入产生负向影响。王大哲实证研究了基本公共服务均等化对农村流动人口城镇相对贫困和同群体相对贫困的减缓效应。城市基本公共服务均等化程度每提高1个单位，农村流动人口陷入城镇居民相对贫困和同群体相对贫困的概率将分别降低10.5%和10.2%。

分类推进乡村振兴，重构乡村生产、生活、生态空间格局已然成为了研究热点。乡村聚落空间重构是乡村振兴战略下乡村分类推进的必然结果，而村民意愿关系着推进成效。张会吉等指出，提升“产业兴旺”满意度会显著提高村民内调型空间重构意愿，提高“生态宜居”满意度会显著降低村民的空间重构意愿，而提高“治理有效”满意度则会增强村民对聚落空间重构的信心和意愿。

#### 四、数字乡村建设与农村人力资本

随着以互联网为依托的平台经济的兴起，技术、信息等要素成为农村发展实现新突破的核心。周凤和邓宏图研究发现，互联网应用在农村并未处于“生产率悖论”阶段。对于与城市存在较大差距的农村而言，推动互联网的多元化应用，进一步实现信息、技术和劳动力等生产要素在城乡间的优化配置是当前推动数字乡村建设的关键举措。就业是最大的民生，而信息技术是促进非农就业的有效手段。方兰等发现，互联网信息技术通过提高社会资本、人力资本、风险偏好程度来影响农村劳动力非农就业。李凡略研究发现，互联网的使用有助于农村劳动力积累人力资本和社会资本，从而改善其非农就业质量。此外，张威和张卫国提出，农民使用普通话可以增加社会网络、提高信息获取能力和缓解正规融资约束，进而促进创业行为。

劳动力的大规模流动对中国经济增长至关重要，但户籍制度下不同类型劳动力的人力资本积累存在显著差异。盖庆恩等关注了不同类型劳动力经验回报率的差异，通过综合使用中国家庭收入调查、人口普查数据等估计了中国整体和各省份的人力资本存量，并在此基础上对中国经济进行增长核算和发展核算，提出了各要素对中国经济增长和区域发展不平衡的影响。

#### 五、农村土地制度改革

农村土地制度改革可以优化农村土地资源配置，激发农村经营制度活力，为促进乡村全面振兴、实现农业农村现代化创造有利条件。然而，权属模糊的农地产权制度成为制约农户资源配置、阻碍收入增长的障碍之一。周南等从农户收入水平和收入差距两个视角出发，以双重差分法考察了土地确权

的增收效应，指出注重农户人力资本等要素禀赋的提高，对于巩固农村土地制度改革成果具有重要意义。

论坛还探讨了影响农地流转的两个因素。一是政府因素。例如，樊鹏飞和冯淑怡研究发现，上级政府实施的农地流转目标考核促进了村庄农地流转市场的发展，不仅增加了农地流转数量，也提升了农地流转质量。二是市场因素。例如，针对中国农地流转市场中存在大量市场化程度偏低的熟人交易现象，陈甲等研究发现，由于声誉机制约束和搜寻成本不同，转出户与本村转入方交易时的租金显著低于外村转入方。

论坛还从两个方面探讨了宅基地问题。一是宅基地退出的阻碍因素。例如，张慧利和夏显力通过实证研究发现，心理所有权抑制了农户宅基地退出行为。他们建议构建自上而下的“国家+村集体”协同型宅基地产权治理体系，推进制度联合改革，增强农户的社会融入能力。晋洪涛等基于“非正式制度嵌入性”理论，从农户分化与代际剥削双重视角探究了农户不愿退出宅基地的根源。二是宅基地退出对农户农地承包权退出的影响及作用路径。王静和赵凯基于农户行为理论，指出宅基地退出能够通过促进农户农地规模缩减和农户非农就业对其农地承包权退出意愿产生间接正向影响。

## 六、粮食安全与农业现代化

关于粮食安全问题，论坛主要从耕地“非粮化”和种植意愿的代际差异两个角度进行了探讨。首先，受种粮比较收益较低影响，耕地“非粮化”对保障粮食安全带来了一定挑战。刘余指出，耕地“非粮化”的出现导致周边流转用于粮食经营的地块价格明显上涨。其次，农户的种植意愿存在代际差异，而这种代际差异又会对农户当前的化肥施用量产生影响。唐林研究发现，若父辈或者子辈未来有种植意愿，则农户会选择在当期减少化肥施用量，而且子辈的种植意愿能够进一步强化父辈对化肥施用量的负向影响。

家庭农场对小农户的有效带动有助于农业农村现代化以及乡村振兴战略有序推进。李艳等考察了信息技术应用对家庭农场社会带动能力的影响及其作用机制。他们指出，应着重指导家庭农场强化生产技术相关信息的应用，提高家庭农场农业经营收入，从而促进其发挥对小农户的带动作用。

农业社会化服务是实现小农户和现代农业有机衔接的基本途径和主要机制。杨青等从农机购置补贴视角，探讨了小农户社会化服务问题。他们建议，应健全补贴机制，充分发挥农机购置补贴的作用，并积极消除禀赋约束的不利影响，提升小农户社会化服务的可获得性，从而促进小农户和现代农业有机衔接。

## 七、农村金融与数字农业

随着乡村振兴战略持续推进和农村市场化程度的提高，农村金融愈发活跃。论坛对民间放贷和数字金融两个方面开展了研究。一是在民间放贷方面，杨少雄等基于合约、借方和贷方三个特征设计农户民间放贷离散选择实验，构建效用相互依赖模型分析农户民间放贷选择偏好的内在机理。研究发现，农户民间放贷选择表现出经济理性与道义理性双重偏好。二是在数字金融方面，张龙耀等从信息可及

性与信息使用两个维度构建数字鸿沟指标体系。研究发现，数字鸿沟不仅降低农户数字金融的响应概率，而且降低农户数字金融行为响应的广度。

论坛还从农产品电商、农户数字素养和数字乡村等方面对数字农业展开了研究。一是农产品电商方面，小农户连接大市场的电商逻辑并未在既有研究中形成共识性结论。马九杰研究发现，在农产品电商供应链“最初一公里”中，代办制通过非正式契约的形式嵌入小农户与电商企业之间，能够弥补双方协调能力的劣势，降低双方的交易成本，最终保障交易的顺利完成。二是农户数字素养方面，李晓静等从信息和数据、沟通与协作、数字内容创建、数字安全、问题解决五个维度构建农户数字素养体系。研究发现，数字素养不仅能够显著提升农户自身的创业行为，也能发挥正向空间溢出效应。三是数字乡村方面，彭艳玲等从数字经济参与的社会效应视角开展研究，发现数字化生产、数字化物流、数字化金融及数字经济整体参与可显著提升农户社会阶层认同，数字化营销参与则显著降低农户社会阶层认同。

## 八、乡村振兴理论与实践

农业农村农民问题是关系国计民生的根本性问题，必须始终把解决好“三农”问题作为全党工作重中之重，推动乡村振兴。基于理论溯源和实践特色，蒋国安发现，乡村振兴战略是对马克思恩格斯关于“人的全面发展”学说和城乡关系思想的继承和创新。纪志耿和罗倩倩指出，习近平关于乡村振兴的重要论述是对马克思主义城乡共同体理论、生态批判理论、精神生产理论、政府职能理论和土地所有制理论的创新和发展，是对走中国特色社会主义城乡融合发展之路、乡村绿色发展之路、乡村文化兴盛之路、乡村善治之路、乡村共同富裕之路的集中阐释与表达。

除了上述理论层面的探讨外，论坛还对产业发展、集体资产改革和法治建设等方面展开了研究。一是产业发展方面。郝政等从创业生态系统组态视角，探究创业生态要素的协同耦合对于乡村产业振兴质量的影响，揭示了高产业兴旺度的多重实现路径。乡村旅游合作社是联结乡村发展和旅游产业的有效载体。高强等提出乡村振兴背景下发展乡村旅游合作社要均衡外来资本与村社资源的地位，优化两类成员之间动态竞合关系，并基于合作社成员异质性特征，构建多元化利益联结机制。二是集体资产改革方面。沈金龙等研究发现，为了明晰集体资产分配，保障农民权利不受损失，在集体资产改革推进中，农户行为响应经历了“认知——意愿——行为”的过程，而农户认知是影响农户行为响应机制的关键。三是法治建设方面。洪翠对韩国乡村振兴法律体系及其各领域法制实践的成效及经验进行简要概述，指出我国乡村振兴法律体系的构建应当在《乡村振兴促进法》这一基本法“总”的规划引领之下，从“分”的角度围绕乡村振兴的“二十字”总方针设计立法内容，构建符合新时代要求的乡村振兴法律体系。

## 九、新发展格局与农业转型

在WTO多边贸易体制建设趋缓的背景下，自由贸易区已成为中国构建农业对外开放新格局的重要引擎和充分运用国际国内两个市场、两种资源的有效途径。然而，曾华盛和徐金海研究发现，自由



贸易区的建立在企业进入效应和需求效应的作用下降低了中国农产品出口质量。从条款深度来看，以关税削减和非关税壁垒取消为重点的浅层条款加速了农产品出口质量的下降，而以投资政策、技术合作等为重点的深层条款在投资促进效应和技术溢出效应作用下更有利于农产品出口质量的提升。

农业绿色生产转型关乎农产品生产源头的质量，产品质量认证的推行能否加快农业绿色生产转型是一个值得关注的问题。对此，陈哲等在使用有限混合模型测度猕猴桃种植户绿色生产转型程度的基础上，检验了产品质量认证对猕猴桃种植户绿色生产转型的影响。从绿色低碳转型引导政策优化的角度，李琪和李凯指出应以开展绿色生产托管、推动绿色农产品认证与销售融合等为重点，有的放矢地为农户提供支持政策。在农业转型升级的过程中，农村人居环境改善和美丽乡村建设应该同步进行。齐莹和颜廷武分析了农户生活垃圾集中处理支付意愿情况，探讨了责任认知、社会资本对农户生活垃圾集中处理支付意愿的影响。

## 十、生态治理与农业绿色发展

生态环境保护和农业绿色发展是确保粮食等重要农产品质量安全、农村人居环境整治提升的重要抓手。论坛主要从宏观政策层面和微观农户层面展开研究。

在宏观政策层面，针对横向补偿制度能否推动生态高质量发展问题，田蓬鹏和朱玉春以前期试点横向生态补偿制度的渭河流域为研究对象，发现横向生态补偿制度通过提高生态可持续性、公平分配、环境治理效率对生态高质量发展产生促进作用。低碳农业作为中国农业发展的主流趋势，合理的环境规制有效促进农业技术进步进而提高农业碳补偿率。伍国勇等利用三种空间权重矩阵下全局莫兰指数和局部莫兰指数分析发现，环境规制的两个变量环保投资强度和碳排放交易规制强度对农业碳补偿率具有正向促进作用。

在微观农户层面，论坛主要从农户家庭、农户收入和农户技术采纳行为等方面展开研究。一是农户家庭方面。李晗和陆迁以发展韧性为切入点，研究发现气候变化降低了农户家庭发展韧性，该负面作用同时来源于家庭向上流动趋势的下降与下行风险的升高。二是农户收入方面。吴健等研究发现，退耕还湿对居民收入具有显著的正向影响，且随着时间推移，退耕还湿对居民收入和生态旅游的促进作用不断增强。三是农户技术采纳行为方面。周力等研究发现，手册干预、短信干预和二者联合干预方式对农户采纳降镉技术并无显著影响，但具体到单独的降镉技术，部分干预反而显著降低了技术采纳概率。信息摩擦可能是导致信息干预失效甚至负向作用的主要原因。

## 十一、脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接

产业扶贫作为中国特色减贫道路的重要组成部分，是促进贫困地区经济增长、脱贫户持续增收的重要手段。白永秀等指出，发挥新型农业经营主体的带动作用、增加贫困户生产经营性支出以及鼓励贫困户务工是产业扶贫政策发挥作用的重要途径。当前中国开展返贫防范工作、巩固脱贫攻坚成果，亟需科学精确的理论依据和行之有效的实践指导。为此，周迪等研究发现，内生动力要素是返贫风险测量中不可或缺的一部分，同时，应加强返贫风险科学识别，有针对性地完善内外部动态防范及双重

帮扶机制。

在总体健康水平不高的背景下，健康不平等问题日益突显，从而导致农村地区和贫困人口的健康水平更低，这已成为居民致贫返贫的主要风险。张全红和李博研究发现，早年贫困经历及其持续阶段对个体成年后的健康指标均产生负面影响，即使更高的教育水平和向上的社会流动也难以抵消早年贫困对健康产生的不利影响。

乡村振兴，人才是关键。周彩和高鹏探讨了乡村精英治理中的人力资本外部性，发现大学生村官对村落居民的人力资本投资具有正向溢出效应。张皓乙等研究发现，农村青少年互联网使用时间对学业表现的影响呈倒U型；父母教养方式在农村青少年互联网使用时间和学业表现上具有调节效应。

## 十二、中国特色乡村治理体系

乡村振兴战略的实施和农业农村现代化的推进，标志着我国乡村治理进入一个崭新阶段。围绕构建中国特色乡村治理体系的问题，论坛主要从乡村自治、农村疫情防控、农村互助养老、农民专业合作社及区域公用品牌等方面进行了讨论。

农村生态环境治理的复杂性使村民自觉参与环境保护成为一道治理难题，社会动员如何促成村民的自觉行动？赵焱鑫以全国村庄清洁行动先进县为例，通过扎根理论的质性研究方法对典型案例资料进行逐级编码，研究发现，项目发包是社会动员的触发机制，基层政府通过多种方式刺激乡村自治系统的运作，乡村自治系统不断推动并促成了村民自我意识的建构，从而将环境保护行为内化为共识。

农村地区医疗卫生条件相对薄弱，外出务工返乡人员流动性大，疫情防控是重点也是难点。计芳芳等利用过程追踪方法，研究发现，农村基层组织在进行疫情防控时会受到行政命令、道德规范、监督激励、外在期待等制度性要素的影响。

通过社区治理实现农村社区组织化，是积极应对人口老龄化战略背景下解决农村养老短板问题的有效途径，也是推进基层社会治理现代化的重要问题。朱震宇以全国农村互助养老为案例，运用扎根理论，构建了“农村社区组织化的结构——过程分析框架模型”。研究发现，农村社区组织化过程由需求表达、组织机制、组织策略共同构成。

农民专业合作社是推动小农户和现代农业有机衔接的重要载体，是实施乡村振兴战略的重要力量。然而，马彦丽等指出，中国农民专业合作社虽然数量惊人，但空壳社较多，运营较好的合作社占比不高，且合作社股权高度集中的现象没有逆转。如何促成农民合作，是实现集体经济可持续发展和村庄治理有效的关键。对此，王辉和金子健研究发现，依托农村集体经济组织，农民可通过自主治理实现村庄集体资源的有效开发和利用，并在连带机制的作用下，将合作效益扩散，产生强化经济合作和激发治理合作的效果。

提升区域公用品牌价值，是增强农产品竞争力、实现乡村振兴和农业高质量发展的重要路径。董银果和钱薇雯研究发现，最低质量标准与品牌成员数量呈正U型曲线关系，而品牌成员数量与农产品区域公用品牌价值呈倒U型曲线关系。最低质量标准对农产品区域公用品牌价值的影响存在双重门槛。随着最低质量标准由低变高，区域公用品牌价值先降低后增加。

## 结束语

在论坛开幕式上，中国社会科学院农村发展研究所所长魏后凯指出，“十四五”规划中有关“三农”问题的阐述是“三农”发展改革中的重大理论与现实问题，特别是其中的新表述、新思路、新举措，需要“三农”学者进一步探究。长期以来，中国“三农”研究滞后于发展实践、滞后于政策出台，似乎成为一种常态。回溯性、验证性研究居多，前瞻性、探索性研究偏少。目前的“三农”研究中，实证研究过多，导致的最大问题是难以提出新理论。“三农”研究滞后于实践、滞后于政策的局面亟待改变。“十四五”时期，乃至到2035年中国基本实现现代化，为“三农”理论研究和学科进步提供了难得的机遇期。第一，与国外农经研究普遍不景气的情形相比，我国农业农村经济研究蒸蒸日上。近二十年来，“三农”问题一直是我国经济学研究中的热点问题，为“三农”研究的持续发展奠定了坚实基础。第二，中国较好地解决了粮食安全、绝对贫困、劳动力转移等世界性难题，为全球农业农村发展提供了中国方案、贡献了中国智慧，迫切需要上升为中国理论甚至世界理论。第三，“十四五”规划和2035年远景目标纲要中农业农村发展被放在优先位置，与之相关的前沿问题需要从理论和政策层面深入探索。

在主旨报告会上，魏后凯所长、国务院发展研究中心农村经济研究部部长叶兴庆、中国农业大学经济管理学院讲席教授樊胜根、华南农业大学国家农业制度与发展研究院院长罗必良、中国人民大学农业与农村发展学院院长仇焕广、西北农林科技大学石宝峰教授分别以“2035年中国农业农村现代化战略”、“着力提高乡村振兴的包容性”、“碳达峰、农业绿色转型与粮食安全”、“以县域城镇化推进乡村振兴”、“发达国家农业农村现代化对我国乡村振兴的启示”、“金融服务助力乡村振兴：大科技信贷视角”为题作了报告。报告内容引起了与会代表的热烈反响。

在论坛闭幕式上，两刊创新工程总编辑兼编辑部主任潘劲研究员对大会进行了总结。她指出，本届论坛参会总人数达到2600多人，投稿论文和参会人数为历届之最，展现了学者们投身“三农”研究的热情。然而，论文大多囿于用过去事实检验现有理论、用中国数据验证西方理论模型，论文的思想性、前瞻性和创新性有待提升。构建中国特色、中国风格、中国气派的“三农”理论体系和话语体系，要求广大学者脚踏实地，将论文写在中国的大地上，讲好中国故事，贡献中国智慧和方案。潘劲研究员特别指出，在两刊选题中，尚有一些问题值得关注。一是农村社会、政治、法治、文化、教育等方面的问题。本届论坛大多聚焦于农村经济，实际上，农村社会、政治、法治、文化、教育等方面的研究也很重要，这是《中国农村观察》的重要选题。二是农村教育问题。教育决定未来。农村教育相对薄弱，相关研究匮乏，建议综合运用经济学、管理学和社会学的方法开展对农村教育的研究。三是国外农业农村发展问题。这是《中国农村经济》关注的选题。编辑部希望能够更多发表有关国外农业农村发展方面的高质量文章，为中国乡村振兴和农业农村现代化提供经验借鉴。

（作者单位：西北农林科技大学经济管理学院）

（责任编辑：丁佳）