

从摆脱绝对贫困走向农民农村共同富裕*

林万龙 纪晓凯

摘要：2020年，中国历史性地消除了绝对贫困，进入了扎实推进共同富裕的新历史阶段。促进共同富裕，最艰巨最繁重的任务仍然在农村。本文认为：巩固脱贫成果、防止规模性返贫是实现农民农村共同富裕的底线要求，促进低收入农户收入更快增长是实现农民农村共同富裕的核心任务。据此，本文提出，脱贫攻坚期内针对原建档立卡贫困户的帮扶政策体系在5年过渡期内应遵循“双渐并重、动态调整”的原则，合理把握调整节奏和力度，以守住不发生规模性返贫的底线。针对农村低收入农户相对贫困程度不断加深的现状，政府应构建“一底线三支柱”政策体系，即精准性监测和帮扶体系、包容性经济增长政策、益贫性公共服务政策和可持续性社会帮扶政策，以促进低收入农户收入更快增长，走向农民农村共同富裕。与此同时，应着力处理好公平与效率、物质富裕与精神富裕、乡村振兴与共同富裕的关系。

关键词：共同富裕 相对贫困 乡村振兴

中图分类号：F328 **文献标识码：**A

共同富裕既是人民群众长久以来的共同期盼，也是历代中国共产党人孜孜以求并不懈奋斗的目标。早在1953年12月，《中国共产党中央委员会关于发展农业生产合作社的决议》便提出，应将“使农民能够逐步完全摆脱贫困的状况而取得共同富裕和普遍繁荣的生活”确定为社会主义建设初期的工作目标^①。邓小平在总结社会主义初步探索时期的经验与教训时，对社会主义的本质和共同富裕的内涵做出了深刻阐述，指出“贫穷不是社会主义，社会主义要消灭贫穷”^②，“社会主义的本质，是解放生产力，发展生产力，消灭剥削，消除两极分化，最终达到共同富裕”^③。党的十八大报告指出：“共同富裕是中国特色社会主义的根本原则。”^④2021年8月召开的中央财经委员会第十次会议上，习近平进一步指出“共同富裕是全体人民共同富裕，是人民群众物质生活和精神生活都富裕，不是少数人

*本文系国家社会科学基金重大项目“建立解决相对贫困的长效机制研究”（编号：20ZDA073）的阶段性成果。

^①参见《中国共产党中央委员会关于发展农业生产合作社的决议》，《人民日报》1954年1月9日第1版。

^②参见《邓小平文选》（第三卷），人民出版社1993年版，第116页。

^③参见《邓小平文选》（第三卷），人民出版社1993年版，第373页。

^④参见《胡锦涛在中国共产党第十八次全国代表大会上的报告》，http://www.gov.cn/lhdh/2012-11/17/content_2268826.htm。

的富裕，也不是整齐划一的平均主义”，并强调要“正确处理效率和公平的关系，构建初次分配、再分配、三次分配协调配套的基础性制度安排”^①。

党的十九大报告提出，要在2020年全面建成小康社会的基础上，分“两步走”：到2035年，基本实现社会主义现代化；到21世纪中叶，建成富强民主文明和谐美丽的社会主义现代化强国，基本实现全体人民共同富裕^②。2017年中央农村工作会议对实施乡村振兴的目标任务作出了“三步走”战略安排：到2020年，乡村振兴取得重要进展；到2035年，乡村振兴取得决定性进展，农业农村现代化基本实现；到2050年，乡村全面振兴，农业强、农村美、农民富全面实现^③。从战略步骤来看，党对全面实施乡村振兴战略的时间表与党的十九大提出的实现第二个百年奋斗目标和基本实现全体人民共同富裕的战略安排是一致的。习近平指出，促进共同富裕，最艰巨最繁重的任务仍然在农村^④。实现农民农村共同富裕是实现全体人民共同富裕的必要条件和应有之义。2020年底，中国全面建成了小康社会，历史性地消除了绝对贫困问题，如期实现了第一个百年奋斗目标，为追求共同富裕打下了坚实的基础。从摆脱绝对贫困走向农民农村共同富裕，不仅需要牢固树立底线思维和红线意识，还需要准确把握实现农民农村共同富裕途中的主要挑战和核心任务，探索相应的政策体系和路径安排。

一、巩固脱贫成果、防止规模性返贫是实现共同富裕的底线要求

（一）巩固脱贫成果还存在短板

巩固脱贫成果是继消除绝对贫困、全面建成小康社会后的阶段性任务，是实现脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接的必要环节，是乡村全面振兴的基础和前提。习近平指出，要“坚决守住防止规模性返贫的底线”^⑤。2022年中央“一号文件”将不发生规模性返贫确立为乡村振兴的两项底线任务之一。根据乡村振兴“三步走”战略安排，到2050年，乡村全面振兴，农业强、农村美、农民富全面实现。由此可以看出，农民农村共同富裕是乡村全面振兴的核心任务之一。不发生规模性返贫，既是乡村振兴的底线要求，也是实现农民农村共同富裕的底线要求。

从笔者所在“建立解决相对贫困的长效机制研究”课题组（以下简称“课题组”）所开展的较大规模的实地调查情况看^⑥，在实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接过渡期的第一年（2021年），脱贫地区“两不愁三保障”成果持续巩固，防返贫预警和监测帮扶体系初步建立，脱贫县持续

^①参见习近平，2021：《扎实推动共同富裕》，《求是》第20期，第4-8页。

^②《习近平：决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告》，http://www.gov.cn/xinwen/2017-10/27/content_5234876.htm。

^③《中央农村工作会议在北京举行 习近平作重要讲话》，http://www.gov.cn/xinwen/2017-12/29/content_5251611.htm。

^④参见习近平，2021：《扎实推动共同富裕》，《求是》第20期，第4-8页。

^⑤参见《习近平参加内蒙古代表团审议》，<http://politics.people.com.cn/n1/2021/0305/c1024-32043979.html>。

^⑥课题组于2021年8月~11月先后两次赴15个省（区、市），对20个脱贫县100个脱贫村3162户农户开展了调查。3162户农户中，脱贫户为1992户，其他农户为1170户。

落实教育、医疗、住房、饮水等扶贫政策，积极构建“教育帮、危房建、饮水改、医疗保”的巩固拓展脱贫攻坚成果工作体系，守住了不发生规模性返贫的底线，脱贫户收入总体实现了较快增长。2021年，脱贫户人均可支配收入较上年增长8.5%，高于脱贫县农村居民人均可支配收入的平均增速(3.5%)。

但是，调查数据也显示，脱贫地区在“三保障”和饮水安全方面仍有短板，需要重视和加以补足，以降低规模性返贫风险。这些短板问题具体表现在以下几个方面：

一是部分国家乡村振兴重点帮扶县，尤其是少数民族重点帮扶县，面临很大的控辍保学压力。20个脱贫县累计劝返的义务教育阶段学生中，10个国家乡村振兴重点帮扶县的学生占了99.8%，其中，99.9%分布在5个少数民族人口为重点帮扶县。

二是部分家庭的疾病负担仍然较重，一些因病支出困难家庭，尤其是住院治疗大病重病的农户因医疗开支大，返贫致贫风险更高。2021年末，41%的受访户家中至少有一个慢性病人；11.4%的受访户家中有人患重病大病。这些家中有重病大病病人的农户平均每户每年在医保报销后自付的住院医疗费用为1.4万元，相当于其平均家庭可支配收入的25.4%。

三是部分脱贫县解决住房安全的能力有待提升。2021年，20个脱贫县新增C级危房2455户、D级危房3914户。其中，当年尚未修缮加固或翻新重建的有1378户，占比为21.6%。

四是少数地区饮水保障还有短板，存在季节性缺水、雨雪天水质浑浊、水源不稳定经常断水等问题。2021年底，受访户中日常饮水安全有问题的农户占比为1.7%。

（二）巩固脱贫成果的关键是帮扶政策体系的有效衔接和过渡

中央政策文件要求，在脱贫攻坚目标任务完成后设立5年过渡期，过渡期内保持现有主要帮扶政策总体稳定，并逐项分类优化调整，合理把握调整节奏、力度和时限^①。调整时限无疑就是5年过渡期，那么，如何做到合理把握调整节奏和力度？这就需要对脱贫县农户的收入水平和收入结构现状有个基本的把握。

课题组的调查数据显示，在20个脱贫县中，农户之间的收入差异很大。这不仅表现在不同收入组别的脱贫户之间，也表现在脱贫户与一般农户的对比之中。2021年，脱贫户20%最高收入组的人均可支配收入为28299元，远超受访县所有农村居民人均可支配收入（16079元），但脱贫户20%最低收入组的人均可支配收入仅为6217元，分别相当于脱贫户20%最高收入组和受访县所有农村居民人均可支配收入的21.97%和38.67%。脱贫户5%最低收入组的人均可支配收入更是仅为3408元，甚至低于当年的收入贫困标准^②。再看一般农户中那些具有一定致贫返贫风险的突发严重困难户和边缘易致贫户，他们的人均可支配收入仅仅高于脱贫户40%低收入组的人均可支配收入。

从收入结构看，不同收入组别农户对转移性收入的依赖程度差异很大（见图1）。在脱贫户20%最高收入组中，转移性收入占人均可支配收入的比例为8.6%；而在脱贫户5%最低收入组和20%最低

^① 《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》，《人民日报》2021年2月22日第3版。

^② 需要注意的是，中国的脱贫标准主要依据的是“两不愁三保障”，收入只是个参考因素。因此，人均可支配收入略低于贫困标准并不意味着未脱贫。

收入组中，转移性收入占人均可支配收入的比例分别高达 56.7%和 36.0%。也就是说，如果没有政策性补贴等转移性收入，高收入脱贫户的人均收入水平仍可达到全国农村居民平均收入水平，不会返贫；但处于最低收入水平的脱贫户极有可能返贫。

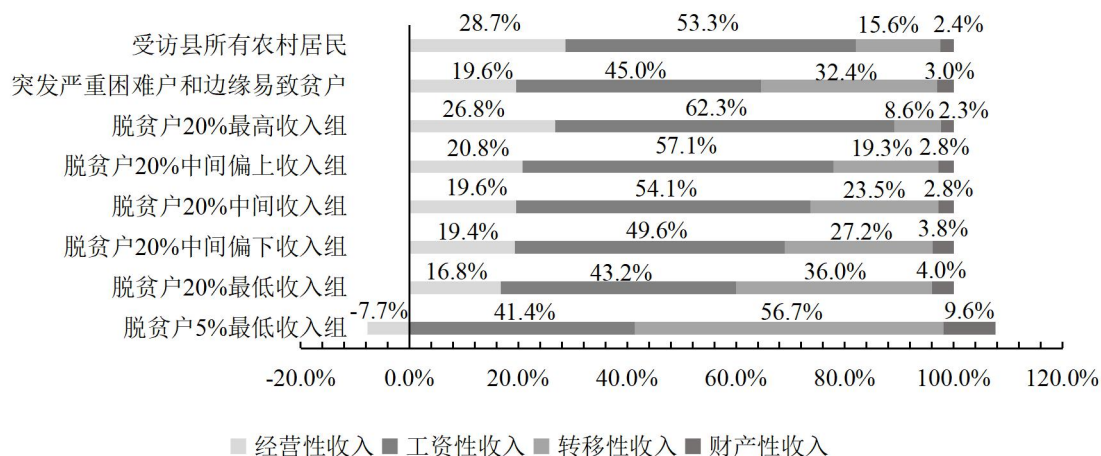


图1 不同农户人均可支配收入结构比较（2021年）

数据来源：本文作者根据2021年对15个省（区、市）的实地调查数据计算。

以上对受访脱贫县农户收入水平和收入结构现状的基本把握，与课题组2019年基于更大样本对脱贫地区农户收入的调查分析结论一致（参见林万龙和程鹏飞，2022）。这也意味着，原有针对建档立卡贫困户的帮扶政策体系在过渡期内要实现合理把握调整节奏和力度，必须遵循“双渐并重、动态调整”的原则。

一方面，对于稳定脱贫户的特惠帮扶政策应逐步退出，即“渐退”。具体而言，应将在脱贫攻坚期享受特惠帮扶政策的建档立卡脱贫户细分为两类：收入水平较高、可持续发展能力较强的脱贫稳定户和收入水平较低、贫困脆弱性较强的脱贫不稳定户。对于前者，特惠帮扶政策应尽快退出，以体现政策公平性；对于后者，特惠帮扶政策的退出则不宜过急，甚至应持续保持，以降低规模性返贫风险。

另一方面，特惠帮扶应同时向部分一般农户适当延伸，即“渐进”。这部分一般农户主要指的是脱贫攻坚期内没有享受特惠帮扶政策，但收入水平较低、有较大致贫风险的农户。特惠帮扶只有向这部分农户延伸，才有可能兜住不发生规模性返贫的底线。事实上，上述需要特惠帮扶政策加以覆盖的脱贫不稳定户和一般农户，就是目前政策体系中所指的监测户^①。监测户与脱贫攻坚期的建档立卡贫困户的一大区别，就在于监测户的“动态化”，即各地政府根据农户实际状况的变化将其纳入或使其退出监测系统，实现应纳尽纳、应退尽退（图2）。建立并完善动态管理的监测户帮扶政策体系，是巩

^①《中共中央国务院关于实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的意见》（《人民日报》2021年3月23日第2版）提出，要对脱贫不稳定户、边缘易致贫户，以及因病因灾因意外事故等刚性支出较大或收入大幅缩减导致基本生活出现严重困难户，开展定期检查、动态管理，重点监测其收入支出状况、“两不愁三保障”及饮水安全状况，合理确定监测标准。

固脱贫成果、守住不发生规模性返贫底线、实现帮扶政策体系由脱贫攻坚向乡村振兴有效衔接和过渡的关键。

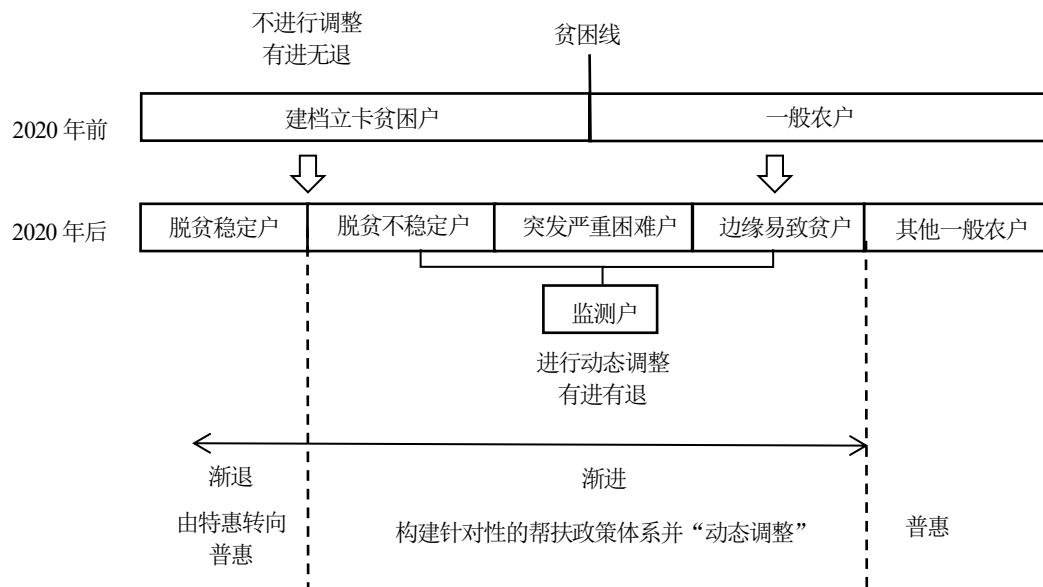


图2 “双渐并重、动态调整” 帮扶政策体系示意图

从中西部地区 22 个省（区、市）2021 年帮扶政策的调整情况看，目前部分政策在“渐退”和“渐进”两个方面都还存有一些问题：一是“应退未退”。例如，课题组在另外一项对中西部地区 22 个省（区、市）79 个脱贫县的调查中发现，74.7% 的县仍然延续了脱贫户到户产业奖补支持政策，92.4% 的县仍然延续了脱贫户资产收益分红帮扶政策，所有的县都没有将脱贫稳定户剔除出特惠帮扶政策覆盖范围。二是“应进未进”。这一问题在医保帮扶政策调整方面表现得较为突出（见表 1）。有的省（区、市）在取消脱贫户特惠帮扶政策时，未能区分脱贫稳定户和脱贫不稳定户，导致政策退出太快；有的省（区、市）则未将一般农户中有较大致贫风险的突发严重困难户和边缘易致贫户纳入帮扶政策覆盖范围。概括起来说，就是尚未建立系统完备、行之有效的监测户医保帮扶政策体系。

表 1 中西部地区 22 省（区、市）医保帮扶政策调整情况

政策调整状况	省份数（个）
完全取消对所有脱贫户的基本医保参保资助政策	12
所有监测户均未被纳入大病保险报销倾斜支持对象	16
未将边缘易致贫户纳入基本医保参保资助范畴	4
未将突发严重困难户纳入基本医保参保资助范畴	8
未将边缘易致贫户纳入医疗救助倾斜帮扶范畴	3
未将突发严重困难户纳入医疗救助倾斜帮扶范畴	4

数据来源：本文作者对中西部地区 22 省（区、市）发布的相关政策文件整理所得。

注：表中统计的是各省（区、市）2021 年出台、拟于 2022 年实施的政策。

二、实现低收入农户收入更快增长是实现农民农村共同富裕的核心任务

（一）实现农民农村共同富裕的重点在于促进低收入农户收入更快增长

相对贫困的概念最先由 Townsend and Abel-Smith (1965) 在 20 世纪 60 年代提出。Townsend (1979) 进一步指出，贫困不仅是人的基本生理需求无法得到满足，也是一种基于社会比较而确定的相对剥夺状态。他构建了一个涵盖饮食、衣服、燃料、照明、公共服务、社交活动等 60 个指标的清单，并认为只要个人或家庭在清单中的任意一个项目（指标）上处于不足或缺乏的状态，就是处于相对贫困之中。Sen (1979) 从权利剥夺的视角扩展了相对贫困的范畴，认为个人或家庭在社会上享有的各项权利被剥夺也属于贫困的表现。Fuchs (1967) 最早使用相对贫困线，并将美国的相对贫困线确定为美国全国人口收入分布中值的 50%。这种设定相对贫困线的方法基本被后来的学者所沿用，即将某个国家或区域的平均收入或者中位收入的一定百分比设定为相对贫困线。例如，2001 年欧盟将相对贫困线设为人均可支配收入中位数的 60%，部分经合组织（OECD）国家采用社会位数收入的 50% 作为相对贫困线，美国现行官方贫困线大致相当于中位数收入的 30%~40%，日本则以家庭收入十等分组中等收入家庭收入的 60% 作为相对贫困标准等（陈宗胜和黄云，2021；张琦和沈扬扬，2020；李小云，2020）。

党的十九届四中全会提出，要建立解决相对贫困的长效机制。随后的政策文件更多强调了“低收入人口”的概念。例如，2020 年 12 月 16 日发布的《中共中央国务院关于实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的意见》^① 和 2021 年 1 月 4 日发布的《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》^② 均提出，要加强对农村低收入人口的监测和帮扶。严格来说，“低收入人口”和“相对贫困人口”概念在内涵上有差异。在一个收入普遍偏低的群体中，缓解相对贫困不一定意味着摆脱了绝对贫困；而政策文件中的“低收入人口”指的是摆脱了绝对贫困之后、收入相对较低的人口。如果以不再发生规模性返贫作为底线，那么可以认为，促进低收入人口更快增收与缓解相对贫困在含义上是一致的。

实现共同富裕与促进低收入农户收入更快增长之间有着有机的联系。共同富裕的前提是总体富裕，但总体富裕显然不意味着共同富裕。从逻辑上讲，共同富裕是必须在消除绝对贫困并实现总体富裕的同时缩小收入差距，即促进低收入人口收入更快增长。因此，农民农村共同富裕必须满足以下三个条件^③：①守牢不发生规模性返贫底线；②实现总体富裕；③促进低收入农户收入更快增长。

世界银行 2021 年将人均国民总收入（GNI）1046 美元以下、1046~4095 美元、4096~12695 美元、12695 美元以上分别作为低收入国家、中低收入国家、中高收入国家和高收入国家的分类标准^④。

^① 《中共中央国务院关于实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的意见》，《人民日报》2021 年 3 月 23 日第 2 版。

^② 《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》，《人民日报》2021 年 2 月 22 日第 1 版。

^③ 理论上，加强对高收入的规范和调节、取缔非法收入也是实现共同富裕的要求之一。但这两项要求对目前农民农村共同富裕显然不具有很强的现实针对性。

^④ 资料来源：<https://blogs.worldbank.org/opendata/new-world-bank-country-classifications-income-level-2021-2022>。

2020 年，按购买力平价计算，中国人均 GNI 已达 11081 美元。如果中国人均 GNI 在“十四五”“十五五”“十六五”期间分别按照年均 5.5%、5.0% 和 4.5% 的速度增长，那么到 2024 年中国人均 GNI 将达到 1.3 万美元，越过高收入国家的门槛；到 2033 年将超过 2.0 万美元（魏后凯，2020）。也就是说，中国在不久的将来跨入高收入国家行列、实现总体富裕是一个大概率事件。

因此，在取得脱贫攻坚战胜利并巩固脱贫成果的基础上，未来农民农村实现共同富裕的核心任务将是促进低收入农户收入更快增长。这其中，既包括在迈向总体富裕的进程中，缩小城乡居民之间的收入差距，也包括缩小农村内部不同农户之间的收入差距。

（二）促进低收入农户收入更快增长任重道远

从城乡总体来看，目前中国城乡居民收入差距仍然较大。改革开放以来，中国城乡居民人均可支配收入均呈现递增态势，但相对收入差距久居高位，绝对收入差距在不断加大。1978 年，中国城乡居民人均可支配收入比为 2.56：1，2007 年达到了 3.14：1，随后差距逐渐缩小，但 2021 年仍达 2.50：1^①。这一比值在全球范围内仍处于偏高水平（李实，2021a）^②。从绝对收入差距看，城乡居民人均可支配收入的绝对差距从 1978 年的 209 元持续扩大到 2021 年的 28481 元，以可比价格度量（按居民消费价格指数调整），相当于增长了 18.7 倍。事实上，如果把城乡居民在公共服务和社会福利方面的隐性收入差距包含进来，城乡居民的实际福利差距会比收入差距更大。

在此，有必要对农村居民内部收入差距的变化予以重点关注。在脱贫攻坚期间，中国实现了贫困人口的全部脱贫。但这仅仅反映的是贫困人口绝对收入水平的提高，如果从收入差距的视角看，农村低收入群体与其他群体的收入差距在脱贫攻坚期间不但没有缩小，反而比之前有所拉大。

自 2000 年以来，农村低收入群体与其他群体的相对收入差距总体上一一直在拉大。2000—2020 年，农村 20% 最低收入组农户人均可支配收入的年均增长率为 9.22%，低于中低收入组农户的 10.39%、中间收入组农户的 10.48%、中高收入组农户的 10.63% 和高收入组农户的 10.54%^③。2020 年，农村 20% 最低收入组农户的人均可支配收入是 20% 最高收入组农户的 12.15%，是农村居民人均可支配收入的 27.33%，分别低于 2000 年的 15.45% 和 35.14%。20% 最低收入组农户的人均可支配收入在五个组别人均可支配收入总和中的份额，从 2000 年的 6.57% 下降到了 2020 年的 5.25%。

同时，农村 20% 最低收入组农户的人均可支配收入与农村居民人均可支配收入中位数的差距也在拉大。2013 年，农村 20% 最低收入组农户的人均可支配收入与农村居民人均可支配收入中位数的比例

^①根据国家统计局网站数据计算（<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>）。

^②在发达国家，如英国、加拿大，城乡收入比接近于 1：1；发展中国家中，印度的城乡收入比为 1.88：1；即便是非洲的低收入国家，城乡收入比最高的乌干达，也只有 2.3：1 左右。

^③除特殊说明外，本文用到的全国水平上的城乡居民按收入五等份分组的人均可支配收入数据，2014—2020 年数据来源于《中国统计年鉴 2021》，2000—2013 年数据来源于《中国统计年鉴 2014》。

为 34.15%，2020 年则下降到了 30.79%^①。从城乡对比情况看，农村低收入组农户在农村居民内部的相对贫困程度高于城镇低收入组家庭在城镇居民内部的相对贫困程度，且农村低收入组农户相对贫困境地不断恶化的程度也高于城镇低收入组家庭。2013 年，城镇 20%最低收入组家庭的人均可支配收入与城镇居民人均可支配收入中位数的比例为 41.00%，比农村居民的相应比例高 6.85 个百分点；2020 年，城镇 20%最低收入组家庭的人均可支配收入与城镇居民人均可支配收入中位数的比例虽然下降到 38.63%，但农村居民的相应比例下降得更快，城乡差距拉大到了 7.84 个百分点。

以上数据显示，农村低收入群体的相对贫困程度在不断加深，与其他收入群体的发展差距在不断增大。按此趋势发展下去，实现中国农民农村共同富裕只能是南柯一梦。

三、构建强化对低收入农户帮扶的“一底线三支柱”政策体系

以促进低收入农户收入更快增长为核心任务，未来促进农民农村共同富裕需要构建强化对低收入农户帮扶的“一底线三支柱”政策体系（可称之为“TIPS 政策体系”），即以构建精准性（targeting）低收入人口监测和帮扶体系为底线，在初次分配领域应实现包容性（inclusive）经济增长，在再分配领域应强化益贫性（pro-poor）公共服务，在三次分配领域应鼓励可持续性（sustainable）社会帮扶。

（一）构建精准性低收入人口监测和帮扶体系

目前，中西部地区 22 省（区、市）主要依托乡村振兴部门，均已建立防返贫动态监测和帮扶体系。与此同时，各地民政部门普遍建立了农村低收入人口监测和常态化帮扶体系。从防返贫动态监测和帮扶体系看，目前存在的突出问题是监测规模过小，“体外循环”现象^②严重。尽管党中央和国务院一再强调“应纳尽纳”，但 2021 年 22 省（区、市）防返贫监测人口只有 557.0 万人，而同期 22 省（区、市）农村低保人口为 2966.5 万人，防返贫监测人口仅相当于低保人口的 18.8%；其中，832 个脱贫县防返贫监测人口仅有 406.7 万人，平均每个县的监测规模不到 5000 人^③。如果把收入不足低保标准 1.5 倍的低收入人口统计进来，防返贫监测人口的相对规模更加微不足道。为如此小的人数规模单独建立一套监测体系，必要性不大。课题组调查数据显示，部分易致贫返贫户在被民政、医保、住建等部门作为低保、医疗救助、危房改造等帮扶对象后，不再被纳入防返贫监测和帮扶体系，由此造成“体外循环”现象大量存在。而且，与民政部门的低保体系和低收入人口监测和帮扶体系相比，防返贫监测和帮扶体系的帮扶政策“含金量”相对不足，即防返贫监测对象受到的政策帮扶力度往往不大于低收入人口受到的政策帮扶力度，往往小于低保户受到的政策帮扶力度。加之与低保对象相比，防返贫监测对象的识别、纳入、审核等操作流程更为复杂，由此进一步加剧了防返贫监测和帮扶体系“体外循环”现象的发生。

^①本段中城乡居民人均可支配收入中位数数据和城乡居民按收入五等份分组的人均可支配收入数据均来源于国家统计局网站（<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>）。

^②“体外循环”现象指对部分有致贫返贫风险的农户只开展帮扶，并不将其纳入监测。

^③数据来源：国家乡村振兴局提供。

事实上，从政策目标、监测对象、信息收集机制和帮扶机制看，防返贫监测和帮扶体系与低收入人口监测和帮扶体系具有高度的相似性和相容性。两套体系并行，既给基层政府相关部门增加了工作量，又给基层干部带来了一定的认知混乱。为形成合力，提高工作效率，可以考虑将防返贫监测和帮扶体系与低收入人口监测和帮扶体系并轨为统一的低收入人口监测和帮扶体系，对低收入人口实行精准化的监测和帮扶。课题组通过数据分析发现，以人均可支配收入 6000 元为防返贫监测对象的纳入标准仅能勉强解决绝对贫困问题，并不能促进农民农村共同富裕。事实上，各地民政部门在确定低保标准时，会对必要生活成本进行收入扣除，并在此基础上按照低保标准的 1.5 倍左右确定低收入人口监测标准。折算下来，人均可支配收入在 8000~10000 元左右的农户属于低收入人口监测的范围。如果两套体系并轨，以人均可支配收入 1 万元左右作为监测对象纳入的基准标准，那么，并轨后的低收入人口监测和帮扶体系就不仅着眼于防止返贫，而且在更高标准下强化对低收入人口的支持，可以更好地服务于农民农村共同富裕战略目标的实现。

（二）实现包容性经济增长

亚洲开发银行 2006 年率先使用包容性增长的理念，尝试解答“如何使经济增长过程更公平，如何使经济增长的成果惠及所有人”的问题（Bolt, 2004; Cook, 2006），引起了亚洲各国的广泛关注。

从过去 20 年的情况看，实现农民农村共同富裕所需要的包容性增长显得不足。根据《中国统计年鉴》（2001—2021 年，历年），2000—2020 年，在农户收入结构中，反映初次分配的经营性收入和工资性收入的占比总和从 94.51% 下降到 76.18%，来自再分配和三次分配的转移性收入占比从 3.50% 上升到了 21.37%；农村居民人均可支配收入年均增长率为 10.67%，人均工资性收入年均增长率为 12.16%，而人均经营性收入年均增长率仅为 7.51%，人均转移性收入年均增长率却高达 21.16%。从农村居民内部来看，包容性经济增长也未实现。2000—2020 年，20% 最低收入组农户人均可支配收入的年均增长率为 9.22%，低于同期全国农村居民人均可支配收入的年均增长率，农村低收入组农户与其他收入组农户的发展差距非但没有缩小，反而在持续扩大。

初次分配是再分配和三次分配的基础。初次分配的重点在于充分发挥市场对资源配置的决定性作用。但是，快速的经济增长只是贫困减少的必要条件而非充分条件，增长的性质及其模式也是影响减贫效果的重要因素，必须通过高速、有效和可持续的经济增长创造大量就业和发展机会（杜志雄等，2010）。经济增长在实现效率优先的同时必须关注公平问题，促进低收入群体收入不断增长，扩大中等收入群体的比例，目的是“提低、扩中”。因此，扎实推进农民农村共同富裕，需要在初次分配领域实现包容性经济增长。这就需要着力做好以下工作：

一是强化产业发展的包容性。产业是农民农村发展的依托和根基。各地区在产业选择中，应选择发展包容性产业，以市场需求为导向发展当地农村居民特别是中低收入劳动力能广泛参与的特色产业。与此同时，各地政府需要建立和完善联农带农机制，通过“政府+龙头企业+农户”“政府+农民合作社+农户”“政府+家庭农场+农户”等多元主体利益联结模式，培育能带动当地农户发展致富的新型经营主体，构建小农户与现代农业发展有机衔接的产业发展模式，稳步提升农户的收入水平。在产业发展中，当地政府和新型经营主体应特别注意加强对低收入农户的瞄准性和特惠性。具体而言，各地

区应充分考虑低收入农户人力资本匮乏、发展能力不足的问题，引进一批劳动密集型产业，通过加大对低收入农户的技术培训、构建农业风险防范和补偿机制、完善市场服务体系等方式，促进低收入农户与新型经营主体利益联结，鼓励低收入农户参与到经济活动中，进而打破以往对低收入农户“输血式”单向物质扶贫的路径依赖，激发低收入农户的内生动力（林万龙等，2018）。

二是强化城乡产业融合发展。首先，要破除阻碍城乡要素流动、影响城乡一体化市场形成的城乡二元体制。各地要鼓励资本、劳动力等生产要素在城乡间双向流动，提高全要素生产率，缩小城乡之间的发展差距。其次，要统筹城乡空间规划布局，形成“中心城市—中心乡镇—中心村”梯度辐射、层次分明、功能互补的城乡产业发展体系。最后，要推动农村第一、第二、第三产业融合发展。各地在根据市场需求优化产业发展、做好特色农业的基础上，应着力发展仓储保鲜、初加工、精深加工等农业加工业，并因地制宜打造集农产品销售、农业观光、休闲采摘、农事体验等于一体的乡村旅游业。

三是充分践行“绿水青山就是金山银山”理念，发挥乡村地区独特的生态环境要素优势。随着人们生活水平的提高，将乡村生态资源转化为生产要素成为实现乡村地区包容性发展的重要方向。各省（区、市）可以以县域为单位，探寻将生态资源转变为经济福利的机制，在有条件和市场的地区发展生态养老、森林康养、乡村旅游等第三产业，通过空间溢出效应带动周边地区发展和增收。另外，各地政府也要推动建立多元化的生态补偿机制，做好保护建设者和受益者的认定、制定恰当的生态补偿标准，以实现乡村地区的包容性发展。

（三）强化益贫性公共服务

2003年以来，按照“公共财政覆盖农村”的要求，中国政府把解决“三农”问题作为一项重要战略，大幅度增加了对农村地区公共事业的投入，相继出台了一系列针对农民农村的直接补贴政策。这些政策对改进农民福利状况、缩小城乡差距起到了非常积极的作用（林万龙，2018；林万龙和茹玉，2014）。但从缓解相对贫困角度来看，需要强化这些补贴政策的益贫性^①。

林万龙和茹玉（2014）曾根据益贫性将中央的各类“三农”直接补贴政策分为三类：普惠型补贴、益贫型补贴和支出挂钩型补贴。其中，普惠型补贴具有贫困中性，益贫性补贴有利于低收入人口，而支出挂钩性补贴由于与农户的支出水平挂钩，实际受益群体更多地是农村居民中相对富裕的人口。林万龙和茹玉（2014）的研究表明，各类“三农”直接补贴政策实施以来，支出挂钩型补贴占中央财政各类“三农”直接补贴总额的比例大幅度上升，普惠型补贴的比例大幅度下降，益贫型补贴的比例虽然大致不变，但非常小。叶兴庆（2022）的研究表明，恩格尔系数的下降、生产要素趋于效率的配置、城镇化对农村的辐射带动作用等市场发展本身的规律，以及不同地区、村庄、农户获得扶持项目概率的大小和自身发展能力的高低，都将增加公共资源配置中的排斥性，降低公共服务的精准性和益贫性，阻碍农民农村共同富裕的实现。李实（2021b）的研究也显示，公共转移支付在缩小居民收入差距方面发挥着重要作用，但是对缩小农村居民内部收入差距而言，低保、种粮补贴、农村居民医疗等转移支

^①此处的“贫”指的是低收入人口。

付发挥的作用有限。因此，政府要提高养老保险、医疗保险等转移支付政策的资助力度，同时增加这些政策的益贫性，以覆盖更多的低收入人口。

目前，中国仍有大量的公共服务政策益贫性不足，低收入农户参与公共服务的成本较高。以城乡居民医保为例，2003年，中国新型农村合作医疗的个人缴费标准为每人每年10元，这一标准占同年农村居民人均可支配收入的0.37%，占同年20%农村最高收入组农户人均可支配收入的0.16%，占同年20%农村最低收入组农户人均可支配收入的1.15%；2020年，中国城乡居民医保个人缴费标准为每人每年280元，这一标准占同年农村居民人均可支配收入的比例上升到了1.63%，占同年20%农村最高收入组农户人均可支配收入的比例上升到了0.73%，占同年20%农村最低收入组农户人均可支配收入的比例则上升到了5.98%^①。农户，特别是低收入农户的参保负担明显上升。虽然政府对农村五保户人员、重点优抚对象、孤儿、建档立卡贫困人员的个人缴费部分有倾斜帮扶，但这种帮扶并未囊括农村低收入群体中的大多数人。从农村合作医疗费用报销的额度来看，虽然参加农村合作医疗的农户在大病支出报销方面最高可获得65%~70%的补偿，但自付30%~35%的医疗费对很多低收入人口而言仍是“灾难性卫生支出”。王怡欢和张楚（2021）测算了2018年中国农村贫困家庭自付超过40%的“灾难性卫生支出”的发生率，他们的研究表明，中国农村贫困家庭“灾难性卫生支出”的发生率为28.20%，因病致贫率为32.40%。由此可见，增加各项公共服务的益贫性是推进农民农村共同富裕的应有之义。

（四）鼓励可持续性社会帮扶

中国特色的社会帮扶不仅仅指通常意义上的社会捐赠和慈善事业，它还泛指社会各界参与的定点帮扶、对口支援、东西部协作、社会组织帮扶、企业帮扶和个人捐赠等。中国特色社会帮扶对中国农村贫困面貌的改变做出了重要贡献（林万龙等，2016）。在新的历史时期，对口支援和东西部协作等社会帮扶面临一系列时代挑战，亟须完善政府间责任制和激励约束机制，完善政企协作机制，进一步发挥市场在资源配置中的决定性作用（王小林和谢妮芸，2022）。

就帮扶农户来说，应通过提升就业能力、拓宽就业渠道、鼓励自主创业、改进健康和教育服务质量等方面的帮扶，培养和提高帮扶对象的自我发展能力，而不仅仅是给予单纯的收入支持。换言之，帮扶项目不能停留在层次较浅的捐款捐物方面，而是要贯彻可持续性理念，提升帮扶资源的效用，消除低收入群体亚健康的“等”“靠”“要”等“贫困文化”，促进农民农村精神层面的共同富裕。就对口支援和东西部协作来说，援助方和被援助方往往具有不同的区位特点和比较优势，应该通过干部交流、产业协作、市场对接等方式，更加注重强化区域发展能力，更着眼于区域经济协作，将帮扶转化为互惠互利的合作。

^①2003年医保缴费标准参见《国务院办公厅转发卫生部等部门关于建立新型农村合作医疗制度意见的通知》，http://www.gov.cn/zwqk/2005-08/12/content_21850.htm；2020年医保缴费标准参见《国家医保局 财政部 国家税务总局关于做好2020年城乡居民基本医疗保障工作的通知》，http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2020-06/19/content_5520571.htm。

根据《中国慈善捐助报告》（2016—2020年，历年），中国用于扶贫事业的慈善资金从2016年的292.7亿元上升到了2020年的385.6亿元，年均增长7.1%，不仅低于同期中国GDP年均增长率7.9%，而且仅相当于中国GDP总量的0.04%左右。因此，政府应该制定相关的倾斜性政策鼓励慈善组织发展，激发人民群众和企业投身慈善事业的热情，慈善组织则应该提升慈善资金利用的精准性，鼓励帮扶对象自力更生，发展特色产业，推进农民农村共同富裕。

四、结语

共同富裕是社会主义的本质要求，是中国式现代化的重要特征。按照世界银行对高收入国家的划分标准，预计中国将在2024年步入高收入国家行列（魏后凯，2020）。但是，步入高收入国家行列并不意味着实现了共同富裕。实现全体人民共同富裕是一个长期渐进的过程，其重点和难点、潜力和后劲都在农村地区，需要以乡村振兴补足共同富裕的最大短板。“明者防祸于未萌，智者图患于将来。”本文的研究显示，尽管脱贫地区已全面脱贫，但是部分人口仍然存在潜在的返贫风险。与此同时，城乡收入差距仍然较大，农村低收入群体与其他群体之间的收入差距甚至还在进一步拉大。因此，农民农村共同富裕的首要任务是守住不发生规模性返贫的底线。在此基础上，应大力缩小城乡收入差距和农户间的收入差距，特别是，应将促进低收入人口收入更快增长作为重点。为此，本文提出构建“一底线三支柱”政策体系，即精准性监测和帮扶体系、包容性经济增长政策、益贫性公共服务政策和可持续性社会帮扶政策，以强化对低收入农户的帮扶、促进农民农村共同富裕。这一政策体系与习近平所强调的“正确处理效率和公平的关系，构建初次分配、再分配、三次分配协调配套的基础性制度安排，加大税收、社保、转移支付等调节力度并提高精准性”^①的精神是一致的。

在构建这一政策体系的进程中，应着力处理好以下关系：

一是公平与效率之间的关系。当前，中国城乡基础设施和公共服务水平的差距还比较大，不同区域农村经济发展水平之间也还存在明显差距。即便在中国步入高收入国家行列之后，分城乡进行单独的经济核算和统计，农民这一特定群体和农村这一特定区域离依靠自身实现总体富裕也会有较大差距。因此，农民农村共同富裕不能仅仅置于国家的总体富裕之下来考量，而应该尽快实现农民农村自身的总体富裕，并在此基础上促进共同富裕。这就要求政府大力促进农业农村现代化，提高农村经济运行效率，在做大蛋糕的同时分好蛋糕，兼顾效率和公平。过于强调任何一个方面而偏废另外一个方面，都是不可取的。

二是物质富裕与精神富裕之间的关系。中国特色共同富裕不仅仅立足于全体人民收入水平的提高和收入差距的缩小，而且是物质生活和精神生活的共同富裕。在着力提升农村居民收入水平的同时，应该特别重视乡村建设和乡村治理。在乡村建设方面，各地要做好科学的乡村规划，强化乡村道路、供水、住房、物流、数字乡村等基础设施的建设和管护，加强乡村人居环境整治，提升文化、教育、医疗卫生等公共服务资源在县域内的统筹配置和衔接互补。在乡村治理方面，各地应强化农村基层组

^①参见习近平，2021：《扎实推动共同富裕》，《求是》第20期，第4-8页。

织建设，完善村民议事协商机制，加强乡风文明、移风易俗、“积分制”等乡村精神文明建设。只有物质富裕和精神富裕同步推进、共同实现，才是真正的农民农村共同富裕。

三是乡村振兴与共同富裕之间的关系。毫无疑问，中国必须以乡村振兴补足共同富裕的最大短板，筑牢百年未有之大变局下全体人民共同富裕的坚实基础。但与此同时，也必须清醒地意识到，实现共同富裕也是促进乡村振兴的最大动力。只有把乡村振兴融入实现共同富裕的战略进程，把乡村发展和农民收入水平的提高融入国家宏观经济社会进步和城乡融合发展的各项制度安排、政策举措，乡村才能真正振兴，农民农村共同富裕才能真正实现。就乡村谋划乡村振兴、割裂城乡和产业融合谋划农民增收，不可能真正实现乡村振兴，也不可能真正实现农民农村共同富裕。

参考文献

- 1.陈宗胜、黄云，2021：《中国相对贫困治理及其对策研究》，《当代经济科学》第5期，第1-19页。
- 2.杜志雄、肖卫东、詹琳，2010：《包容性增长理论的脉络、要义与政策内涵》，《中国农村经济》第11期，第4-14页、第25页。
- 3.李实，2021a：《共同富裕的目标和实现路径选择》，《经济研究》第11期，第4-13页。
- 4.李实，2021b：《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.林万龙，2018：《从城乡分割到城乡一体：中国农村基本公共服务政策变迁40年》，《中国农业大学学报（社会科学版）》第6期，第24-33页。
- 6.林万龙、程鹏飞，2022：《从脱贫攻坚到乡村振兴》，载国家乡村振兴局中国扶贫发展中心和农业大学国家乡村振兴研究院（编）《中国乡村振兴智库报告2021：乡村振兴前沿问题研究》，北京：中国农业出版社，第5-24页。
- 7.林万龙、华中昱、徐娜，2018：《产业扶贫的主要模式、实践困境与解决对策——基于河南、湖南、湖北、广西四省区若干贫困县的调研总结》，《经济纵横》第7期，第102-108页。
- 8.林万龙、李成威、陆汉文、曹洪民，2016：《全面深化改革背景下中国特色社会扶贫政策的创新》，《经济纵横》第6期，第80-85页。
- 9.林万龙、茹玉，2014：《对2001年以来中国农民直接补贴政策体系与投入状况的初步分析》，《中国农村经济》第12期，第4-12页。
- 10.李小龙，2020：《全面建成小康社会后贫困治理进入新阶段》，《农村·农业·农民（B版）》第3期，第18-20页。
- 11.魏后凯，2020：《从全面小康迈向共同富裕的战略选择》，《经济社会体制比较》第6期，第18-25页。
- 12.王小林、谢妮芸，2022：《东西部协作和对口支援：从贫困治理走向共同富裕》，《探索与争鸣》第3期，第148-159页、第180页。
- 13.王怡欢、张楚，2021：《农村贫困家庭灾难性卫生支出风险及影响因素研究——基于2018年CHARLS数据》，《中国卫生政策研究》第1期，第44-49页。
- 14.叶兴庆，2022：《以提高乡村振兴的包容性促进农民农村共同富裕》，《中国农村经济》第2期，第2-14页。
- 15.张琦、沈扬扬，2020：《不同相对贫困标准的国际比较及对中国的启示》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第4期，第91-99页。

16. Bolt, R., 2004, "Accelerating Agriculture and Rural Development for Inclusive Growth: Policy Implications for Developing Asia", ERD Policy Brief Series 29, <https://think-asia.org/bitstream/handle/11540/573/pb029.pdf?sequence=1>.
17. Cook, S., 2006, "Structural Change, Growth and Poverty Reduction in Asia: Pathways to Inclusive Development", *Development Policy Review*, 24(s1): s51-80.
18. Fuchs, V. R., 1967, "Redefining Poverty and Redistributing Income", *The Public Interest*, 14(8): 88-95.
19. Sen, A., 1979, "Issues in the Measurement of Poverty", *Scandinavian Journal of Economics*, 81(2): 286-307.
20. Townsend, P., 1979, *Poverty in the United Kingdom: A Survey of Household Resources and Standards of Living*, London: Allen Lane and Penguin Books, 43-53.
21. Townsend, P., and B. Abel-Smith, 1965, *The Poor and the Poorest: A New Analysis of the Ministry of Labour's Family Expenditure Surveys of 1953-54 and 1960*, London: Bell, 31-39.

(作者单位: 中国农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 张丽娟)

From Escaping from Absolute Poverty to Common Prosperity of Rural Households in Rural Areas

LIN Wanlong JI Xiaokai

Abstract: In 2020, China has historically eliminated absolute poverty and entered a new historical stage of solidly promoting common prosperity. The most arduous and formidable tasks in advancing common prosperity still lie in rural areas. This article argues that consolidating the achievements of poverty alleviation and preventing large-scale return to poverty are the bottom-line requirements for realizing common prosperity of rural households in rural areas. In the meantime, promoting the rapid growth of the income of low-income groups in rural areas is the core task for realizing common prosperity of rural households in rural areas. Based on this, this study proposes that during the period of poverty alleviation, the assistance policy system for the original registered poor households should follow the principle of "double gradual and dynamic adjustment" during the transition period, and reasonably grasp the pace and intensity of adjustment, so as to maintain the bottom line of not returning to poverty on a large scale. In view of the current situation of the deepening relative poverty level of rural low-income farmers, the government should build a "one bottom-line and three-pillars" policy system, which includes targeting monitoring and assistance system, inclusive economic growth, pro-poor public services, and sustainable social assistance to alleviate relative poverty and promote common prosperity of rural households in rural areas. At the same time, the government should focus on handling the relationship between fairness and efficiency, material wealth and spiritual wealth, rural revitalization and common prosperity.

Keywords: Common Prosperity; Relative Poverty; Rural Revitalization

基本公共服务均等化能缓解农民工 相对贫困吗？*

王大哲¹ 朱红根¹ 钱 龙²

摘要：本文使用2016年中国流动人口动态监测调查数据，实证分析了基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解效应及其异质性。基准回归结果表明，基本公共服务均等化显著缓解了农民工相对贫困。在控制城市落户门槛指数、使用财政透明度作为工具变量、调整基本公共服务获取份额临界值、替换不同的相对贫困标准后，结果依然稳健。本文还探索了不同维度基本公共服务均等化对农民工相对贫困的影响。研究结果表明，基本医疗卫生服务均等化和基本社会保险服务均等化对农民工相对贫困缓解作用较为突出，基本公共教育服务均等化没有显著缓解农民工的相对贫困，基本劳动就业服务均等化和基本住房保障服务均等化反而加剧了农民工的相对贫困。进一步地，本文从城市规模差异和农民工群体差异两个方面分析了缓解效应的异质性。研究发现，基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解效应在大城市更为突出，且主要缓解了跨省流动和省内跨市流动农民工、老一代农民工群体的相对贫困。

关键词：基本公共服务均等化 农民工 相对贫困

中图分类号：F014.4 **文献标识码：**A

一、引言

党的十九届四中全会提出，要“建立解决相对贫困的长效机制”。2020年，中国取得了脱贫攻坚的重大胜利，实现了人类史上伟大的减贫奇迹。然而，贫困问题并非就此销声匿迹，反贫困的重心由消除导致生存危机的绝对贫困转向缓解发展不平衡、不充分带来的相对贫困。在绝对贫困治理阶段，大部分贫困人口集中在农村地区。随着城镇化的发展，大量农村人口转移到城市，因此城镇相对贫困问题也不容忽视，进城务工的农民工是相对贫困的重点治理群体。农民工为中国城市化和工业化的快速发展提供了低成本的劳动力支撑，但受制于城乡二元体制，基本公共服务的缺失不仅影响了农民工

*本文研究受到国家社会科学基金重大项目“建立解决相对贫困的长效机制研究”（编号：20ZDA073）、国家自然科学基金面上项目“精准扶贫背景下产业扶贫政策的福利效应、模式比较与瞄准机制研究”（编号：71973061）的资助。感谢匿名审稿人的修改意见，文责自负。本文通讯作者：朱红根。

在城市的幸福感（Knight and Gunatilaka, 2010; Jiang et al., 2012），也影响了农村转移劳动力的保留工资水平，进而影响到劳动供给（都阳，2019），使得农民工尤其是“离土又离乡”的农民工成为城市新贫困人群。据国家统计局数据，中国农民工月均收入虽逐年增加，但与城镇居民相比仍有较大差距，2017 年中国城镇居民人均可支配收入与农民工家庭人均收入的比值仍为 1.33:1^①。进城农民工是中等收入群体的重要来源，缩小农民工与城镇居民间的收入差距可为中国实现合理的收入分配格局注入新的动力。

党的十九届五中全会通过的《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》提出“推进以人为核心的新型城镇化”，“强化基本公共服务保障，加快农业转移人口市民化”。“基本公共服务均等化”已被列入 2035 年基本实现社会主义现代化远景目标之一，是解决收入分配不公、实现社会公平的一种主要再分配方式。那么值得思考的是，现阶段基本公共服务均等化能否缓解农民工的相对贫困？不同类型基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解效应是否存在显著差异？

与本文研究相关的一支文献是相对贫困影响因素的研究。国内学者提供了较为丰富的研究视角，包括财政支出（李永友和沈坤荣，2007）、非农就业（周力和邵俊杰，2020）、养老保险（于新亮等，2022）、医疗保险（鄢洪涛和杨仕鹏，2021）等。其中，围绕农民工相对贫困的代表性研究包括：杨帆和庄天慧（2018）研究了父辈禀赋对新生代农民工相对贫困的影响，发现父亲和母亲禀赋对新生代农民工的经济相对贫困均未产生显著影响；周云波和黄云（2021）分析了参加不同基本医疗保险对农民工相对不平等的影响，发现城镇职工基本医疗保险、城镇居民基本医疗保险显著改善了农民工的相对不平等，而新农合则加剧了农民工的相对不平等。

与本文研究相关的另一支文献是关于基本公共服务均等化的研究。一是聚焦于基本公共服务均等化水平测度的研究。大多数学者通过构建基本公共服务指标体系，运用综合评价法、熵值法、主成分分析法、层次分析法、熵权 TOPSIS 等方法测算地区层面或城乡层面的基本公共服务水平，继而采用变异系数或基尼系数测算均等化水平。还有学者从其他视角进行测度，如公共投入的产出（缪小林等，2017）、政府基本公共服务的财政支出（曾红颖，2012）、居民公共服务满意度（缪小林和张蓉，2022）等。二是对基本公共服务均等化经济效应的研究。如李华和董艳玲（2020）研究了基本公共服务均等化是否缩小了经济增长质量的地区差距。还有一些研究关注了基本公共服务均等化对流动人口医疗服务利用、个人创业的影响（王鸿儒等，2019；戴芸和王永钦，2022）。

通过文献梳理可以发现，国内对于相对贫困和基本公共服务均等化的研究为本文奠定了良好的基础，但仍存在值得改进之处：一是关于农民工相对贫困的实证研究尚缺少基本公共服务均等化的研究视角，本文将基本公共服务均等化作为整体研究它对农民工相对贫困的缓解效应及其机制，对现有文献予以补充。二是已有研究对基本公共服务均等化的度量大多基于投入、产出的供给侧视角，很少从

^①2017 年中国城镇居民人均可支配收入数据来源于《中国统计年鉴 2018》，2017 年农民工家庭人均收入是作者根据 2018 年中国流动人口动态监测调查数据计算得出。

需求侧视角考虑基本公共服务的实际受益水平，本文将从农民工实际受益层面构建基本公共服务均等化指标体系，借助 A-F 多维分析工具并采用 BP 神经网络法赋权，测算基本公共服务均等化指数。三是已有关于基本公共服务均等化减贫效应的研究多聚焦于某一细分类型的基本公共服务（如教育、医疗保险、养老保险或最低生活保障等），无法直接比较不同类型基本公共服务均等化的减贫效应，本文将探索不同类型基本公共服务均等化对农民工相对贫困缓解效应的差异，试图根据缓解效应的大小识别基本公共服务优先序。四是已有的关于基本公共服务均等化对相对贫困影响的研究大多基于城乡差异和区域差异做异质性分析，而本文将从更微观的视角分析基本公共服务均等化对农民工相对贫困缓解效应在不同规模城市 and 不同农民工群体间的异质性，为制定城市和群体差异化的基本公共服务均等化政策提供实证依据。

二、理论分析与研究假说

基本公共服务属于公共物品范畴，是由政府主导、保障全体公民生存和发展基本需要、与经济社会发展水平相适应的公共服务。中国基本公共服务制度紧扣以人为本，以促进城乡、区域、人群基本公共服务均等化为主线，是政府保障全民基本生存发展需求的制度性安排。

基本公共服务均等化是指全体公民都能公平可及地获得大致均等的基本公共服务，核心是促进机会均等，重点是保障人民群众得到基本公共服务的机会。实现基本公共服务均等化并非简单的平均化，而是具有相同公共需求和相同特征的个体，享受大致相同的基本公共服务（吕炜和王伟同，2008），确保民众普遍享有达到基本标准以上的公共服务，该基本标准是与当前经济社会发展水平相适应的最低标准（王瑜和汪三贵，2018）。

根据《“十四五”公共服务规划》中补齐基本公共服务短板的重点领域和《“十三五”推进基本公共服务均等化规划》中的基本公共服务清单，结合《国家新型城镇化规划（2014—2020 年）》中“推进农业转移人口享有城镇基本公共服务”的重点内容，本文将基本公共服务界定为基本公共教育服务、基本劳动就业服务、基本社会保险服务、基本医疗卫生服务和基本住房保障服务 5 个方面。其中，基本公共教育服务主要包括保障成年人继续教育的机会以及保障随迁子女平等享有受教育的权利；基本劳动就业服务主要包括加强农民工职业技能培训、健全农民工劳动权益保护机制；基本社会保险服务主要包括强化企业缴费责任，扩大农民工参加城镇职工工伤保险、失业保险、生育保险比例，建立全国统一的城乡居民基本养老保险和基本医疗保险制度；基本医疗卫生服务主要包括将农民工及随迁家属纳入社区卫生服务体系，免费提供健康教育、建立健康档案、妇幼保健、预防接种、传染病防控、计划生育等公共卫生服务；基本住房保障服务主要包括采取廉租住房、公共租赁住房、租赁补贴等多种方式改善农民工居住条件。

在本文中，基本公共服务均等化实质上是补齐农民工基本公共服务短板的过程，即通过在基本公共教育服务、基本劳动就业服务、基本社会保险服务、基本医疗卫生服务、基本住房保障服务等领域为农民工提供与城镇居民均等的享受机会以及非竞争性的公共物品，拓展农民工的可行能力，从而缩小他们与城镇居民之间的基本公共服务差距和收入差距。

从理论上讲，不同类型基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解机制不同。具体而言，基本公共教育服务相当于政府直接增加对成年农民工继续教育的投资，从而增加他们的人力资本存量，提高他们的劳动生产率。子女随迁有助于农民工子女在城市接受更好的教育资源，从而在一定程度上提高农民工家庭对子女的教育期望及对子女人力资本投资的预期回报率（宁光杰和马俊龙，2019）。随迁子女教育政策的出台，促使农民工父母愿意以一份相对稳定的工作让子女在流入地公办学校入学，这降低了农民工家庭的流动性（李超等，2018），有助于稳定农民工非农劳动供给，缩小与城镇居民的收入差距。

基本劳动就业服务为农民工提供丰富的就业信息、职业技能培训以及健全的劳动权益保护制度，间接地提高农民工劳动力要素的市场价格，提高他们在劳动力市场议价和获取高收入的能力，有助于缩小他们与城镇居民的收入差距。

基本社会保险服务具有收入再分配功能，能降低农民工对未来不确定性的担忧。如医疗保险、失业保险、工伤保险、生育保险、住房公积金等基本社会保险服务，能够从心理层面弱化农民工对未来失业的焦虑，使农民工有效抵御疾病风险、应对健康冲击、缓解贫困脆弱性。这些基本社会保险服务还可减轻农民工的医疗负担、生育负担和购房负担，提高农民工家庭医疗服务利用水平、减少住房支出，避免因健康恶化和住房困难陷入“贫困恶性循环”。参加养老保险可提高年轻农民工对未来收入稳定性的预期，而领取养老金可直接缓解老年贫困，降低农民工家庭的养老负担，缓解农民工的相对贫困。

基本医疗卫生服务均等化不仅能有效地缩小农民工与城镇居民之间的健康差距，提升农民工的生理和心理健康水平，还能使农民工群体享受公共卫生福利，减少医疗支出，从而有效地避免他们“因病致贫”和“因病返贫”（祝仲坤，2021）。

基本住房保障服务的实质在于通过行政手段为中低收入家庭提供适当住房，将农民工纳入城镇住房保障体系中，有利于增进农民工对城市的归属感与认同感，使农民工“沉淀”下来（韩俊强，2013），增强他们的就业稳定性，有利于农民工相对贫困的缓解。根据以上分析，本文提出假说 H1。

H1：基本公共服务均等化总体上能够缓解农民工的相对贫困。

提供优质高效的基本公共服务以满足辖区居民美好生活需要，是各级地方政府的重要职责之一。在人口可以自由流动的前提下，居民可以流动到具有符合自身偏好的公共品与税收的地区（Tiebout，1956），但中国是否存在“用脚投票”机制在理论上仍有争议。在中国，基本公共服务均等化的过程实质上是一个供需匹配的过程，但仍面临着制度规则排他性和供给水平竞争性的双重约束。前者表现为基本公共服务的准入规则，即不同规模城市政府向农民工开放基本公共服务的程度，包括“承诺”服务领域的多少和所设置约束“条件”的高低（钱雪亚和宋文娟，2020）；后者表现为不同区域因地理位置不同造成的基本公共服务空间供给水平差异以及基于地方政府横向竞争动机造成的财政支出结构的差异。此外，农民工是否能享受到不同类别的基本公共服务，还与他们对基本公共服务的需求程度密切相关。

城市规模是影响基本公共服务质量的重要因素，城市的基本公共服务会影响到人口的迁移决策及城市间的人口分布，劳动力倾向于流入基础教育和医疗类公共服务水平高的城市。与中小城市相比，大城市因为规模经济效应而拥有较好的基础设施、基本公共服务和生活质量，同时大城市中具有更多的高技能劳动力，具有更强的人力资本外部性，从而能够促进高低技能劳动力之间的互补，提升低技能劳动者的工资和劳动生产率（梁文泉和陆铭，2015），总体上更有助于降低农民工陷入相对贫困的概率。然而，部分大城市或特大城市利用严格的户籍准入制度控制外来人口数量的增加，户籍管制制约了基本公共服务的供给数量和农民工的实际受益范围，降低了农民工对城市基本公共服务的可获得性。同时，地方政府倾向于利用户籍管制的“人口筛选”功能限制人口流入，选择性地吸纳高技能人才，从而在不过多增加财政负担的同时促进经济增长，提高人均基本公共服务水平。基于此，本文提出假说 H2。

H2：基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解效应在大城市更为突出。

劳动力流动决策本质上是个人比较成本收益并追求更高效用的结果。新经济地理理论强调了区域地理位置在劳动力跨区域流动中的重要作用。一般情况下，经济发展相对落后地区的劳动力倾向于跨省或跨市务工，并选择在就业机会多、收入高、基本公共服务好的省份或城市就业和生活（王桂新等，2012）。县城是促进城乡融合的重要空间载体，也是农民工就近城镇化的重要选择区域。但长期以来中国县城仍存在人口密度低、基本公共服务设施建设落后、综合承载能力不强、对农业转移人口就近城镇化支撑作用不足等发展短板，农民在本县范围内务工无益于就业稳定性的增强与工作福利的获取（李中建和袁璐璐，2017）。基于此，本文提出假说 H3。

H3：基本公共服务均等化会缓解跨省流动和省内跨市流动农民工的相对贫困，但不会缓解市内跨县农民工的相对贫困。

代际差异是研究农民工问题的重要视角。新生代农民工与老一代农民工相比在成长经历、个人诉求、社会心态、身份认同、价值观念等方面呈现明显的差异。一般认为，新生代农民工拥有较高的文化水平，对城市的认同感更强，具有更强的市民化意愿与城市融入能力（钱文荣和李宝值，2013）。老一代农民工更多是因为生活所迫而到城市务工，面临的生活压力更大，他们的就业局限在以“脏重累”为特征的“蓝领”领域，且收入低、待遇差、工作不稳定，甚至因体力和工作效率的下降出现“中年失业”现象，也可能因病返乡再次陷入贫困。因此，老一代农民工可能对基本公共服务具有更高的需求，而向他们提供与城镇居民均等的基本公共服务将更大幅度地缓解他们陷入相对贫困的概率。基于此，本文提出假说 H4。

H4：与新生代农民工相比，基本公共服务均等化对老一代农民工相对贫困的缓解作用更大。

三、研究设计

（一）数据来源

本文数据来源于 2016 年中国流动人口动态监测调查数据（CMDS），该数据以 31 个省（区、市）和新疆生产建设兵团 2015 年全员流动人口年报数据为基本抽样框，采取分层、多阶段、与规模成比

例的方法抽样。调查对象为在流入地居住一个月及以上、非本县（市、区）户口的 15 周岁及以上流入人口，共 16.9 万个样本。该数据涉及受访者家庭成员基本信息与收支情况、就业与劳动权益状况、社会保险参与情况、健康与医疗卫生服务参与情况等，数据的覆盖广度和内容的丰富程度为本文研究的顺利开展提供了坚实的基础。本文筛选的样本满足以下两个条件：①受访者户口性质为农业户口或农业转居民户口、年龄在 16~65 周岁且在流入地居住半年及以上；②受访者所有家庭成员中除儿童以外的家庭成员均在流入地居住。最终样本数量为 96092 个。

（二）变量定义

1. 被解释变量。本文模型的被解释变量是农民工相对贫困状态。借鉴已有相关文献，如杨帆和庄天慧（2018）、郭君平等（2018）的做法，本文以城镇居民作为参照群体，将相对贫困标准界定为 2015 年地级市层面城镇常住居民人均可支配收入的 50%^①。若农民工在流入地的家庭人均收入低于这一标准，则判定为相对贫困，变量赋值为 1，否则赋值为 0。本文同时用地级市层面城镇常住居民人均可支配收入 40% 和 60% 的相对贫困标准做稳健性检验。

2. 核心解释变量。本文模型的核心解释变量是受访者居住地所在的县（市、区）层面的基本公共服务均等化指数。基本公共服务均等化实质上是确保农民工普遍享有与城镇居民同等的获得基本公共服务的权利和机会。本文借助 Alkire and Foster（2007）开发的多维贫困分析工具——A-F 双临界值法，对基本公共服务均等化程度进行度量。根据数据可得性，本文从基本公共教育服务、基本劳动就业服务、基本社会保险服务、基本医疗卫生服务、基本住房保障服务 5 个维度确定 13 个反映农民工实际受益水平的指标。具体维度和指标如表 1 所示。

假如一个县（市、区） c 有 n 个农民工个体， d 为反映农民工基本公共服务受益水平的指标个数。设 $X = [x_{ij}]$ 为 $n \times d$ 矩阵， x_{ij} 代表第 i 个农民工在第 j 个指标上的基本公共服务实际受益水平， z_j 表示第 j 个指标的剥夺临界值^②。基本公共服务均等化指数的具体计算步骤如下：

首先，构建基本公共服务获取矩阵 $g^0 = [g_{ij}^0]$ 。当 $x_{ij} \geq z_j$ 时， $g_{ij}^0 = 1$ ，表示个体 i 在指标 j 上处于获取状态；当 $x_{ij} < z_j$ 时， $g_{ij}^0 = 0$ ，表示个体 i 在指标 j 上处于被剥夺状态。其次，计算农民工基本公共服务获取份额 C_i ， $C_i = \sum_{j=1}^d w_j g_{ij}^0$ 。其中， w_j 表示第 j 个指标的权重，本文采用 BP 神经网络赋

^①引用的两篇文章中进城农民工家庭相对贫困标准为低于城镇居民人均可支配收入中位数的 50%，但由于本文研究的数据仅包含流动人口，未覆盖城镇居民，因此无法测算出城镇居民人均可支配收入的中位数。本文基于各省份统计年鉴数据，收集到 31 个省份 326 个地级市的城镇常住居民人均可支配收入数据，并将低于城镇常住居民人均可支配收入的 50% 作为农民工相对贫困标准。

^②这里剥夺临界值的概念更多是指农民工是否享受到与城镇居民同等的基本公共服务待遇，因此大部分以 0-1 虚拟变量的形式表示。

权^①的方法对每一个指标进行客观赋权。再次，判定农民工基本公共服务多维获取状态。设 k 为基本公共服务获取份额的临界值^②， $p_i(k)$ 为基本公共服务多维获取识别函数。当 $C_i \geq k$ 时， $p_i(k)=1$ ，表示农民工个体 i 处于基本公共服务多维获取状态；当 $C_i < k$ 时， $p_i(k)=0$ ，表示农民工个体 i 未处于基本公共服务多维获取状态。最后，计算该县（市、区）基本公共服务均等化指数 H_c ， $H_c = P_c \times A$ ，其中， $P_c = \sum_{i=1}^n p_i(k) / n$ ，表示该县（市、区）获取多维基本公共服务的农民工数量占农民工总数的比重，用以表示多维基本公共服务的覆盖广度； $A = \left[\sum_{i=1}^n p_i(k) \sum_{j=1}^d w_j g_{ij}^0 \right] / \sum_{i=1}^n p_i(k)$ ，表示平均每个获取多维基本公共服务的农民工基本公共服务获取份额的加权总数，用以表示基本公共服务的获取深度。在此基础上，本文将探索不同维度基本公共服务均等化对农民工相对贫困缓解效应的差异。其中，不同维度基本公共服务均等化采用该县（市、区）获取相应维度^③基本公共服务的农民工数量占农民工总数的比重来度量。

表 1 基本公共服务的不同维度

维度	指标	基本公共服务获取状态标准	权重
基本公共教育服务	成年人教育	成年人受教育年限大于或等于义务教育 9 年=1，小于义务教育 9 年=0	0.0941
	随迁子女教育	所有子女都在本地上学=1，适龄儿童在本地居住但未上学、在户籍地上学、农民工无子女=0	0.0935
基本劳动就业服务	工作合同	签订劳动合同=1，未签订劳动合同或不清楚=0	0.0934
	劳动权益 ^a	周工作时间小于 44 小时=1，否则=0	0.0934
基本社会保险服务	养老保险	参加养老保险=1，未参加或不清楚=0	0.0685
	失业保险	参加失业保险=1，未参加或不清楚=0	0.0525
	工伤保险	参加工伤保险=1，未参加或不清楚=0	0.0660
	生育保险	参加生育保险=1，未参加或不清楚=0	0.0490
	医疗保险	参加城乡居民、城镇职工或公费医疗保险=1，参加新型农村合作医疗或未参加=0	0.0656
	住房公积金	获得住房公积金=1，否则=0	0.0425
基本医疗卫生服务	健康档案	在本地建立居民健康档案=1，没有健康档案或不清楚=0	0.0932
	健康教育	接受过任何类型的健康教育=1，否则=0	0.0935

^①BP 神经网络赋权法比主观赋权法（如等权重法、层次分析法）和客观赋权法（如熵权法、主成分分析法）在处理非线性问题时更能减小主观偏差及由数据质量偏低引起的非随机性，更能反映指标的实际意义和重要程度。本文将 13 个指标导入 BP 神经网络输入层，通过 logsig 函数和 purlin 函数计算得出 BP 神经网络的输出值，并经过反复迭代和权重调整使得输出值的误差最小。

^② k 的取值范围为 0~1，本文将 k 取值为 30%，即农民工基本公共服务获取份额大于或等于 0.3 时，判定农民工处于基本公共服务多维获取状态。

^③本文界定，若农民工获取各基本公共服务维度内至少一个指标，则农民工便获取了这一基本公共服务。

(续表 1)

基本住房保障服务	住房保障	政府提供公租房、廉租房=1，其他住房类型=0	0.0948
----------	------	------------------------	--------

注：①表中基本公共服务维度指标的选取根据《国家新型城镇化规划（2014—2020 年）》的内容确定，同时考虑了数据的可得性。a 劳动权益用是否存在超时劳动来表示，《中华人民共和国劳动法》规定每周工作时间不得超过 44 小时，因此将超过 44 小时视为过度劳动。

3.控制变量。参考已有文献，本文在模型中控制了影响农民工相对贫困状态的家庭特征和个体特征。家庭特征包括家庭规模、家庭老年人比重和家庭小孩比重，个体特征包括受访者的受教育程度、婚姻状态、党员身份。此外，考虑到基本公共服务均等化程度可能受到城市特征的影响，本文模型中还控制了城市层面的变量，包括省会城市虚拟变量、产业结构和经济增长，以表征城市承担的政治功能以及城市本身具有的产业集聚和经济集聚特征。变量定义与描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量定义与描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义与度量	观测值数量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	农民工相对贫困状态	被访者在流入地的家庭人均收入低于 2015 年流入地所在地级市城镇常住居民人均可支配收入的 50%=1，否则=0	96092	0.2359	0.4246	0	1
核心解释变量	基本公共服务均等化指数	根据作者计算所得	95601	0.2432	0.1063	0.0110	0.7814
控制变量	家庭规模	被访者家庭成员数量（人）	96092	3.0756	1.1533	1	10
	家庭老年人比重	被访者家庭 60 岁以上人数占比	96092	0.0174	0.1036	0	1
	家庭小孩比重	被访者家庭 16 岁以下人数占比	96092	0.2383	0.1979	0	1
	受教育程度	被访者受教育程度：研究生=7，大学本科=6，大学专科=5，高中或中专=4，初中=3，小学=2，未上过学=1	96092	3.2979	0.9616	1	7
	婚姻状态	被访者婚姻状态					
	未婚	未婚=1，否则=0	96092	0.1841	0.3876	0	1
	已婚	初婚或再婚=1，否则=0	96092	0.7872	0.4093	0	1
	离婚	离婚或丧偶=1，否则=0	96092	0.0286	0.1668	0	1
	党员身份	被访者为中共党员=1，否则=0	94898	0.0248	0.1556	0	1
	省会城市	被访者所在地级市是省会城市=1，否则=0	94837	0.4550	0.4980	0	1
	产业结构	被访者所在地级市第三产业与第二产业产值之比	87551	1.2709	0.7763	0.3523	4.0350

(续表 2)

经济增长	被访者所在地级市人均地区生产总值的对数（原单位：元）	87760	11.1321	0.4758	9.3046	12.2413
------	----------------------------	-------	---------	--------	--------	---------

(三) 模型设定

本文研究目的在于识别基本公共服务均等化对农民工相对贫困的影响，因此建立回归模型如下：

$$y_i = \alpha + \beta Pub_Serv_c + \gamma X + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1) 式中， y_i 代表农民工相对贫困状态， Pub_Serv_c 代表基本公共服务均等化指数， X 代表控制变量向量， ε_i 是随机干扰项， α 、 β 和 γ 是待估参数。由于被解释变量为二元变量，本文分别采用 Probit 模型和 LPM 模型^①进行基准回归。

本文的内生性可能有两个来源：一是遗漏变量，如城市层面推动或阻碍农民工基本公共服务均等化的各种政策和制度，以及不可观测的城市文化因素如城市包容度、地方政府对外来人口的开放度等。本文通过控制地级市固定效应以控制地级市层面可能影响基本公共服务均等化的政策因素和其他不可观测因素。二是联立偏误，即基本公共服务均等化会缓解农民工的相对贫困，而农民工相对贫困程度提高也可能引致他们对基本公共服务的迫切需求，从而影响基本公共服务均等化政策的供给水平。为了保证结果的稳健性，本文尝试采用工具变量法对以上偏误进行修正。

四、实证结果分析

(一) 基本公共服务均等化现状

在做基准回归之前，本文首先对基本公共服务各维度的获取比重，以及获取比重在不同地区不同规模城市的分布做一个简要的描述，如表 3 所示。根据表 3 中的数据，可以得出如下主要结论：

第一，基本公共服务各维度按农民工获取比重从大到小排序依次为基本医疗卫生服务、基本公共教育服务、基本劳动就业服务、基本社会保险服务、基本住房保障服务。基本医疗卫生服务的获取比重最高，主要是因为接受健康教育的比重较高，这可能是因为以接受健康教育为核心的医疗卫生服务具有较强的规模经济效应和正外部性，供给的边际成本较低，故较容易推广和覆盖到农民工群体。

第二，就基本公共教育服务而言，与中西部地区的大城市相比，东部地区大城市的随迁子女教育获取比重相对低，这可能与东部地区大城市对随迁子女设置的入学门槛有关。

第三，基本住房保障服务属于低流动性、高边际成本的基本公共服务，由于农民工带来的新增需求边际成本较高，且需要长期投入，许多城市不得不在“调控”的名义下将他们排除在城镇住房保障体系之外（童光辉和赵海利，2014），因此农民工对基本住房保障服务的获取比重相对低。

第四，就基本劳动就业服务而言，大城市农民工的获取比重整体上高于中小城市。这一现象可能表明，大城市的劳动就业机会更多，更有能力向农民工提供更好的劳动权益保障。

^①为了后文工具变量估计的方便，将采用 LPM 模型对基准回归模型进行估计，并将回归结果与 Probit 模型回归结果比较。

第五，就基本社会保险服务而言，中小城市农民工获取养老保险的比重更高。可能的原因是，养老保险属于高流动性、高边际成本的基本公共服务，它直接与个人权利挂钩，随着人口流动在不同地区进行个人账户的衔接和转移，并且需要国家支付较高的边际成本，中国农民工在不同地区的频繁流动使得流入地政府缺乏对养老保险服务的支出激励。

表 3 基本公共服务各维度获取比重及区域差异 单位：%

基本公共服务	获取 比重	东部地区			中部地区			西部地区		
		大城市	中等 城市	小城市	大城市	中等 城市	小城市	大城市	中等 城市	小城市
基本公共教育服务	16.57	19.94	14.92	16.23	20.90	21.40	17.24	16.67	14.66	11.90
成年人教育	32.83	37.88	30.51	29.21	40.08	34.76	31.64	34.59	28.97	24.65
随迁子女教育	59.94	58.09	55.49	59.34	63.35	70.29	65.24	60.97	66.05	58.68
基本劳动就业服务	10.39	16.87	9.28	6.87	6.21	4.83	4.73	10.40	7.55	6.41
工作合同	45.09	52.88	49.49	48.50	35.46	33.30	34.44	43.80	44.11	41.67
劳动权益	21.89	26.20	15.93	13.23	14.63	15.94	15.73	24.51	22.67	24.78
基本社会保险服务	4.75	8.94	5.12	4.68	3.00	3.31	1.58	3.20	3.23	1.31
养老保险	51.21	59.11	53.38	42.44	49.34	56.41	59.04	44.10	51.68	59.64
失业保险	15.26	29.49	22.76	14.76	8.56	7.84	5.61	11.17	8.22	3.89
工伤保险	17.29	31.92	28.19	21.53	9.27	9.34	8.30	12.20	9.20	5.56
生育保险	13.40	25.49	21.20	14.15	7.74	6.95	3.92	10.13	6.42	3.17
医疗保险	19.23	27.91	21.02	19.75	14.31	13.28	7.36	19.88	11.93	11.90
住房公积金	6.80	12.98	7.34	6.36	3.94	4.23	3.22	4.84	4.21	2.29
基本医疗卫生服务	38.12	27.41	31.31	19.90	55.14	58.25	38.54	41.72	42.22	32.08
健康档案	39.47	28.41	32.43	21.53	55.86	59.47	39.98	43.71	43.36	34.87
健康教育	89.39	87.62	84.57	87.18	94.86	92.18	89.84	90.30	91.67	87.38
基本住房保障服务	0.75	0.17	0.20	0.10	0.13	0.23	0.21	1.79	4.92	0.58

注：各维度基本公共服务的获取比重指的是同时获取维度内所有指标的农民工比重，以基本社会保险服务为例，基本社会保险服务的获取比重指同时获得养老保险、失业保险、工伤保险、生育保险、医疗保险和住房公积金的农民工占比。

（二）基准回归结果

基准回归结果如表 4 所示。以 Probit 模型为例，（1）列是控制了个人特征、家庭特征和城市特征的结果，（2）列将城市特征替换为城市固定效应。结果表明，基本公共服务均等化指数在 1% 的水平上显著，系数为负，意味着基本公共服务均等化程度每提高 1 个单位，农民工陷入相对贫困的概率将

降低 11.4%，与假说 H1 相符。而在控制城市固定效应后，这一效果下降到 8.9%。将 Probit 模型结果与 LPM 模型结果对比可发现，二者核心变量的显著性水平和系数大小并无明显差异。

表 4 基本公共服务均等化对农民工相对贫困影响的基准回归结果

变量	Probit 模型		LPM 模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)
基本公共服务均等化指数	-0.114*** (0.013)	-0.089*** (0.018)	-0.110*** (0.013)	-0.085*** (0.018)
家庭规模	0.111*** (0.002)	0.107*** (0.001)	0.118*** (0.002)	0.111*** (0.002)
家庭老年人比重	0.243*** (0.012)	0.229*** (0.011)	0.287*** (0.016)	0.259*** (0.015)
家庭小孩比重	0.082*** (0.009)	0.091*** (0.008)	0.069*** (0.010)	0.082*** (0.009)
受教育程度	-0.064*** (0.002)	-0.059*** (0.002)	-0.058*** (0.001)	-0.055*** (0.001)
婚姻状态（参照组：未婚）				
已婚	-0.038*** (0.005)	-0.038*** (0.005)	-0.098*** (0.004)	-0.095*** (0.004)
离婚	0.023** (0.010)	0.030*** (0.010)	-0.021*** (0.008)	-0.017** (0.007)
党员身份	-0.017* (0.010)	-0.017* (0.009)	-0.002 (0.007)	-0.003 (0.007)
省会城市	-0.052*** (0.003)		-0.052*** (0.003)	
产业结构	0.037*** (0.002)		0.037*** (0.002)	
经济增长	0.091*** (0.003)		0.092*** (0.003)	
城市固定效应	未控制	已控制	未控制	已控制
拟合优度	0.1478	0.2058	0.1403	0.2309
观测值数量	86085	94898	86085	94898

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内为稳健标准误。②Probit 模型结果报告的是边际效应。

（三）不同维度基本公共服务均等化对农民工相对贫困的影响

本文在基准回归的基础上采用 LPM 模型分析不同维度基本公共服务均等化对农民工相对贫困的影响，回归结果如表 5 所示。结果表明，基本医疗卫生服务均等化和基本社会保险服务均等化对农民工相对贫困缓解作用较为突出，这与前文的理论分析一致。基本公共教育服务均等化未显著缓解农民

工的相对贫困，可能的解释是，在农民工家庭化迁移的大趋势下，随迁子女仍面临就读公办学校难、教育支出高、本地升学不易等多方面的现实困境，高额的择校费或借读费也会导致随迁子女教育支出的“被动”增加（张锦华和陈博欧，2021）。基本住房保障服务均等化加剧了农民工的相对贫困，可能的解释是，农民工获取的保障性生活仅满足了他们安居乐业的基本需求，住房所发挥的“财富效应”不足以弥补农民工家庭在居住地高昂的居住成本。基本劳动就业服务均等化加剧了农民工的相对贫困，可能的解释是，尽管签订劳动合同能够通过规定工作时间和加班工资来缓解农民工的过度劳动（郭凤鸣和张世伟，2021），但受制于受教育程度、技能水平、劳动合同类型和较强的工作替代性等客观现实，农民工不得不通过加大工作强度或延长工作时间以获得更高的工资收入（徐海东和周皓，2021）。因此，在农民工劳动技能未实质性提高的情况下，为农民工提供劳动权益保护等基本劳动就业服务反而会限制他们的工资性收入增长。

表 5 不同维度基本公共服务均等化对农民工相对贫困影响的回归结果

变量	LPM 模型				
基本公共教育服务均等化	0.020 (0.016)				
基本劳动就业服务均等化	0.109*** (0.010)				
基本社会保险服务均等化	-0.029*** (0.010)				
基本医疗卫生服务均等化	-0.115*** (0.013)				
基本住房保障服务均等化	0.079** (0.032)				
个体特征	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
家庭特征	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数量	94898	94898	94898	94898	94898

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平，括号内为稳健标准误。

五、稳健性检验

（一）控制城市落户门槛指数的结果

根据前文的理论分析，城市的落户门槛越高，政府对农民工基本公共服务的开放度越低，可能会限制农民工对基本公共服务的获取，同时也会增加农民工陷入相对贫困的概率，因此遗漏这一变量可能会造成核心解释变量估计系数有偏。本文借鉴张吉鹏和卢冲（2019）量化的城市落户门槛指数，他们对 120 个地级市 2000—2016 年间户籍制度的变化进行了量化分析，构建了中国城市落户门槛评价指标体系。城市落户门槛指数包括城市综合落户门槛指数（后文称“综合指数”）、高端就业指数、

普通就业指数、投资指数、购房指数五类，其中综合指数是基于全部指标采用投影法、等权重法和熵值法计算出的。综合指数越大，代表城市落户门槛越高。本文直接选取了他们计算的 120 个地级市在 2000—2013 年间的综合指数作为控制变量，回归结果如表 6 所示。结果表明，在控制综合指数后，基本公共服务均等化指数仍在 1% 的水平上显著，系数为负，这验证了基准回归结果的稳健性。

表 6 控制城市落户门槛指数的回归结果

变量	投影法	等权重法	熵值法
基本公共服务均等化指数	-0.228*** (0.016)	-0.223*** (0.016)	-0.228*** (0.016)
综合指数	-0.005 (0.005)	-0.037* (0.019)	-0.016 (0.016)
个体特征	已控制	已控制	已控制
家庭特征	已控制	已控制	已控制
城市特征	已控制	已控制	已控制
观测值数量	61989	61989	61989

注：①***和*分别表示 1% 和 10% 的显著性水平，括号内为稳健标准误。②表中观测值数量较基准回归大幅减少，是因为本文使用的 CMDS 数据所覆盖的城市（326 个城市）与综合指数所覆盖的城市（120 个城市）并非一一对应关系。

（二）内生性的讨论

根据前文分析，基准回归结果可能会受到反向因果导致的内生性的影响。为缓解这一问题，本文选取各个地级市的财政透明度作为工具变量。政府财政公开透明是各级政府参与资本市场的前提，也是建立高效政府的有效途径。本文使用 2015 年财政透明度的数据，数据来源于《2016 年中国市级政府财政透明度研究报告》^①，该报告根据政府财政透明度的国际标准并结合中国的实际情况，提出了用于衡量中国政府财政透明度的全口径指标体系，以评价中国市级政府的财政公开情况。

之所以将财政透明度作为工具变量主要有两方面原因：一是相关性，即财政透明度与基本公共服务均等化水平高度相关。从理论上来看，通过恰当的财政制度安排提高基本公共服务财政资金使用效率及公平性将有助于推进基本公共服务均等化，而政府财政信息披露使得公众可以有效监督地方政府收支活动，从而激励地方政府优化财政支出结构，将财政资金更多地配置在基本公共服务项目上（张德钢等，2021）。二是外生性。财政透明度是指政府详尽和及时地向公众公开政府结构和职能、财政政策倾向、公共部门账户和财政规划等信息，提高财政透明度能够有效缓解政府与公众的信息不对称问题，有利于农民工表达对基本公共服务项目的真实需求并参与到基本公共服务的供给项目中去，通过改变地方政府对基本公共服务的供给行为进而对农民工的相对贫困产生影响。由于农民工并没有直接获得地方政府提供的财政转移支付，因此财政透明度是通过影响地方政府基本公共服务供给行为对农民工的相对贫困产生间接影响。考虑到财政透明度可能受到城市地理位置、文化、制度等方面的影响，本文在工具变量两阶段回归中均控制了城市固定效应。

^①数据来源网址：<https://www.sppm.tsinghua.edu.cn/info/1119/7161.htm>。

表 7 报告了使用工具变量后两阶段最小二乘（2SLS）估计结果。第一阶段的结果表明，财政透明度越高，基本公共服务均等化指数越高，说明两者存在显著的正相关关系，即满足工具变量的相关性要求^①。第二阶段的回归结果显示，基本公共服务均等化指数在 1%的水平上显著，系数为负，且基本公共服务均等化指数每增加 1 个单位，农民工陷入相对贫困的概率将下降 2.7%，与前文结果一致，这进一步验证了基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解作用。

表 7 两阶段最小二乘（2SLS）估计结果

变量	第一阶段	第二阶段
基本公共服务均等化指数		-0.027*** (0.003)
财政透明度	0.977*** (0.041)	
个体特征	已控制	已控制
家庭特征	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制
F 统计值	572.72	
观测值数量	84977	84977

注：***表示 1%的显著性水平，括号内为稳健标准误。

（三）基本公共服务获取份额临界值取值变化

本文的基准回归中，将基本公共服务获取份额临界值 k 取值为 30%来定义基本公共服务的多维获取状态。为了检验结果的稳健性，本文尝试将 k 取值扩大，分别取 40%、50%和 60%，表示农民工基本公共服务获取份额逐渐增加，重新回归的结果如表 8 所示。从表 8 的系数变化来看，随着 k 取值增大，基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解效应会逐渐增强，前文的回归结果稳健。

表 8 不同 k 取值下的回归结果

变量	$k = 40\%$	$k = 50\%$	$k = 60\%$
基本公共服务均等化指数	-0.125*** (0.020)	-0.161*** (0.023)	-0.185*** (0.027)
个体特征	已控制	已控制	已控制
家庭特征	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值数量	94898	94898	94898

注：***表示 1%的显著性水平，括号内为稳健标准误。

^①本文还做了两个回归验证工具变量的外生性。首先，以财政透明度为解释变量，农民工相对贫困状况为被解释变量进行回归，财政透明度变量在 5%的水平上显著，系数为负；其次，将基本公共服务均等化指数纳入回归模型中，发现财政透明度变量不显著，基本公共服务均等化指数在 1%的水平上显著，系数为负，表明财政透明度是通过基本公共服务均等化对农民工相对贫困产生影响。由于篇幅有限，本文未报告检验结果，若读者感兴趣，请向作者索取。

（四）相对贫困标准变化

本文基准回归中所采用的相对贫困标准为 2015 年地级市层面城镇常住居民人均可支配收入的 50%，本文尝试将相对贫困标准替换为 2015 年地级市层面城镇常住居民人均可支配收入的 60% 和 40% 做稳健性检验，回归结果如表 9 所示。结果表明，无论是 60% 还是 40% 的相对贫困标准，基本公共服务均等化指数对农民工相对贫困状况的影响均在 1% 的水平上显著，系数为负，表明基准回归结果是稳健的。

表 9 不同相对贫困标准的回归结果

变量	60%的标准	40%的标准
基本公共服务均等化指数	-0.091*** (0.021)	-0.081*** (0.015)
个体特征	已控制	已控制
家庭特征	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制
观测值数量	94898	94898

注：***表示 1% 的显著性水平，括号内为稳健标准误。

六、进一步讨论：异质性分析

（一）不同规模城市差异

本文按照人口规模将城市分为大城市、中等城市和小城市，进一步探索基本公共服务均等化对农民工相对贫困缓解效应的城市规模异质性，回归结果如表 10 所示。结果表明，基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解效应在大城市更为突出，与假说 H2 相符。可能的原因是，与中小城市相比，大城市人口密度更高，规模经济效应和经济集聚效应使得财政资源、优质的基础设施和基本公共服务资源越来越向大城市集中，使得基本公共服务对农民工相对贫困的缓解效应得到大幅度释放。

表 10 基本公共服务均等化对农民工相对贫困影响的城市规模异质性检验结果

	大城市	中等城市	小城市
基本公共服务均等化指数	-0.154*** (0.023)	-0.035 (0.041)	0.084 (0.051)
个体特征	已控制	已控制	已控制
家庭特征	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值数量	55026	19515	14152

注：***表示 1% 的显著性水平，括号内为稳健标准误。

（二）农民工群体差异

1. 流动范围差异。根据前文的理论分析，本文将农民工群体按照流动范围分为跨省流动农民工、省内跨市流动农民工和市内跨县流动农民工，并探索基本公共服务均等化对农民工相对贫困影响的流

动范围异质性，回归结果如表 11 所示。结果表明，基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解效应主要存在于跨省流动和省内跨市流动的农民工群体中，基本公共服务均等化并没有缓解市内跨县流动农民工的相对贫困，与假说 H3 相符。可能的解释是，中国一些县城基本公共服务供给总量不足、质量不高，县级医疗卫生服务体系不完善，医院和疾控中心防控救治能力不强，基础教育、养老托育、文化体育等公共服务难以满足人民群众需要（高强等，2022）。

表 11 基本公共服务均等化对农民工相对贫困影响的农民工流动范围异质性检验结果

	跨省流动	省内跨市流动	市内跨县流动
基本公共服务均等化指数	-0.168*** (0.027)	-0.064** (0.032)	0.017 (0.044)
个人特征	已控制	已控制	已控制
家庭特征	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值数量	43673	33061	17575

注：***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平，括号内为稳健标准误。

2. 农民工代际差异。基于不同年龄段农民工对基本公共服务需求的差异，本文分析了基本公共服务均等化对农民工相对贫困缓解效应的代际差异，回归结果如表 12 所示。结果表明，相较于新生代农民工，基本公共服务均等化对老一代农民工相对贫困的缓解作用更大，与假说 H4 相符。相较于新生代农民工，老一代农民工对基本公共服务的获取能力相对低，甚至因体力和工作效率下降出现失业、工作和收入不稳定等现象，他们对基本社会保险服务、基本医疗卫生服务等有更高的需求。

表 12 基本公共服务均等化对农民工相对贫困影响的农民工代际差异检验结果

	新生代农民工	老一代农民工
基本公共服务均等化指数	-0.047 (0.030)	-0.096*** (0.021)
个人特征	已控制	已控制
家庭特征	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制
观测值数量	39231	55667

注：***表示 1%的显著性水平，括号内为稳健标准误。

七、结论与建议

本文利用 2016 年中国流动人口动态监测调查数据，从基本公共服务均等化视角出发，研究了基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解效应及异质性。本文研究发现：第一，基本公共服务均等化显著降低了农民工陷入相对贫困的概率，在控制城市落户门槛指数、使用财政透明度作为工具变量、调整基本公共服务获取份额临界值以及替换相对贫困标准后，结果依然稳健；第二，基本医疗卫生服务均等化和基本社会保险服务均等化对农民工相对贫困的缓解作用较为突出，基本公共教育服务均等

化没有显著缓解农民工的相对贫困，基本劳动就业服务均等化和基本住房保障服务均等化反而加剧了农民工的相对贫困。第三，基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解效应在大城市更为凸显，且主要缓解了跨省流动农民工和省内跨市流动农民工、老一代农民工群体的相对贫困。

本文研究结论的政策启示包括：第一，农民工相对贫困治理要以新型城镇化为主要抓手，要关注健全的基本公共服务均等化体系在农民工收入再分配中的重要作用。加快大城市、特大城市户籍制度改革，按照常住人口覆盖范围增加基本公共服务供给，为农民工提供水平和质量更高的基本公共服务。第二，发挥不同类型基本公共服务的收入再分配作用。流入地政府应继续推动医疗卫生服务的均等化，加强对农民工家庭教育负担、医疗负担、养老负担、劳动权益保护、住房保障等问题的关注。建立对弱势农村随迁儿童的教育补偿机制，推进城乡医疗保险、养老保险一体化建设和全国统筹；加强对农民工的职业技能培训，健全农民工劳动权益保障机制；增加农民工保障性住房供给，以减轻农民工家庭的支出负担，更好地发挥基本公共服务均等化对农民工相对贫困的缓解作用。第三，要将老一代农民工首先纳入基本公共服务均等化的覆盖范围，同时应继续加大对他们的劳动就业服务、基本医疗卫生服务的投资，促进这部分农民工人力资本积累和可行能力提高，缩小他们与城镇居民的收入差距。

参考文献

- 1.戴芸、王永钦，2022：《基本公共服务均等化如何促进了个人创业——来自医保改革的证据》，《财贸经济》第2期，第39-53页。
- 2.都阳，2019：《积极就业政策的新内涵》，《劳动经济研究》第1期，第3-8页。
- 3.高强、程长明、曾恒源，2022：《以县城为载体推进新型城镇化建设：逻辑理路与发展进路》，《新疆师范大学学报（哲学社会科学版）》第6期，第7-17页。
- 4.郭凤鸣、张世伟，2021：《签订劳动合同有助于缓解农民工过度劳动吗？》，《世界经济文汇》第6期，第1-16页。
- 5.郭君平、谭清香、曲颂，2018：《进城农民工家庭贫困的测量与分析——基于“收入—消费—多维”视角》，《中国农村经济》第9期，第94-109页。
- 6.韩俊强，2013：《农民工住房与城市融合——来自武汉市的调查》，《中国人口科学》第2期，第118-125页、第128页。
- 7.李超、万海远、田志磊，2018：《为教育而流动——随迁子女教育政策改革对农民工流动的影响》，《财贸经济》第1期，第132-146页。
- 8.李华、董艳玲，2020：《基本公共服务均等化是否缩小了经济增长质量的地区差距？》，《数量经济技术经济研究》第7期，第48-70页。
- 9.李永友、沈坤荣，2007：《财政支出结构、相对贫困与经济增长》，《管理世界》第11期，第14-26页、第171页。
- 10.李中建、袁璐璐，2017：《务工距离对农民工就业质量的影响分析》，《中国农村经济》第6期，第70-83页。
- 11.梁文泉、陆铭，2015：《城市人力资本的分化：探索不同技能劳动者的互补和空间集聚》，《经济社会体制比较》第3期，第185-197页。
- 12.吕炜、王伟同，2008：《我国基本公共服务提供均等化问题研究——基于公共需求与政府能力视角的分析》，《财

政研究》第5期，第10-18页。

13. 缪小林、王婷、高跃光，2017：《转移支付对城乡公共服务差距的影响——不同经济赶超省份的分组比较》，《经济研究》第2期，第52-66页。

14. 缪小林、张蓉，2022：《从分配迈向治理——均衡性转移支付与基本公共服务均等化感知》，《管理世界》第2期，第129-149页、第14页。

15. 宁光杰、马俊龙，2019：《农民工子女随迁能够提高其教育期望吗？——来自CEPS2013—2014年度数据的证据》，《南开经济研究》第1期，第137-152页。

16. 钱雪亚、宋文娟，2020：《城市基本公共服务面向农民工开放度测量研究》，《统计研究》第3期，第33-47页。

17. 钱文荣、李宝值，2013：《初衷达成度、公平感知度对农民工留城意愿的影响及其代际差异——基于长江三角洲16城市的调研数据》，《管理世界》第9期，第89-101页。

18. 童光辉、赵海利，2014：《新型城镇化进程中的基本公共服务均等化：财政支出责任及其分担机制——以城市非户籍人口为中心》，《经济学家》第11期，第32-36页。

19. 王桂新、潘泽瀚、陆燕秋，2012：《中国省际人口迁移区域模式变化及其影响因素——基于2000和2010年人口普查资料的分析》，《中国人口科学》第5期，第2-13页、第111页。

20. 王鸿儒、成前、倪志良，2019：《卫生和计划生育基本公共服务均等化政策能否提高流动人口医疗服务利用》，《财政研究》第4期，第91-101页。

21. 王瑜、汪三贵，2018：《基本公共服务减贫：理论概念、现实关切与评估建议》，《贵州社会科学》第9期，第164-168页。

22. 徐海东、周皓，2021：《过度劳动、健康损耗与收入补偿》，《劳动经济研究》第3期，第3-26页。

23. 鄢洪涛、杨仕鹏，2021：《农村医疗保险制度的相对贫困治理效应——基于贫困脆弱性视角的实证分析》，《湖南农业大学学报（社会科学版）》第1期，第48-55页。

24. 杨帆、庄天慧，2018：《父辈禀赋对新生代农民工相对贫困的影响及其异质性》，《农村经济》第12期，第115-122页。

25. 于新亮、严晓欢、上官熠文、于文广，2022：《农村社会养老保险与家庭相对贫困长效治理——基于隔代照顾的视角》，《中国农村观察》第1期，第146-165页。

26. 曾红颖，2012：《我国基本公共服务均等化标准体系及转移支付效果评价》，《经济研究》第6期，第20-32页、第45页。

27. 张德钢、郭皓皓、陆远权、黄巍瑶，2021：《财政透明度对基本公共服务均等化的影响研究》，《宏观经济研究》第11期，第5-16页、第111页。

28. 张吉鹏、卢冲，2019：《户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析》，《经济学（季刊）》第4期，第1509-1530页。

29. 张锦华、陈博欧，2021：《子女随迁对农村家庭基础教育支出的影响研究——基于2019年千村调查数据的实证分析》，《农业技术经济》第9期，第83-101页。

30. 周力、邵俊杰，2020：《非农就业与缓解相对贫困——基于主客观标准的二维视角》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第4期，第121-132页。

31. 周云波、黄云，2021：《基本医疗保险制度能否改善农民工的相对不平等》，《财经科学》第10期，第84-97页。

- 32.祝仲坤, 2021:《公共卫生服务如何影响农民工留城意愿——基于中国流动人口动态监测调查的分析》,《中国农村经济》第10期,第125-144页。
- 33.Alkire, S., and J. Foster, 2007, “Counting and Multidimensional Poverty Measurement”, *Journal of Public Economics*, 95: 476-487.
- 34.Jiang, S., M. Lu, and H. Sato, 2012, “Identity, Inequality and Happiness: Evidence from Urban China”, *World Development*, 40(6): 1190-1200.
- 35.Knight, J., and R. Gunatilaka, 2010., “Great Expectations? The Subjective Well-being of Rural-Urban Migrants in China”, *World Development*, 38(1): 113-124.
- 36.Tiebout, C. M., 1956, “The Pure Theory of Local Expenditures”, *The Journal of Political Economy*, 64(5): 416-424.

(作者单位: ¹南京财经大学经济学院;

²南京财经大学粮食和物资学院)

(责任编辑: 胡 祎)

Can Equalization of Basic Public Services Alleviate the Relative Poverty of Migrant Workers?

WANG Dazhe ZHU Honggen QIAN Long

Abstract: This article uses data of China Migrants Dynamic Survey in 2016 to empirically analyzes the mitigation effect and heterogeneity of the equalization of basic public services on the relative poverty of migrant workers. The baseline regression results show that the equalization of basic public services significantly alleviates the relative poverty of migrant workers. The conclusion remains robust after the study is reexamined by controlling the settlement threshold index, using fiscal transparency as an instrumental variable, adjusting the critical value of basic public service access, and replacing different relative poverty standards. This study also explores the impact of equalization of basic public services in different dimensions. The results show that the equalization of basic medical and health services and of basic social insurance services plays a prominent role in alleviating the relative poverty of migrant workers. The equalization of basic public education services has not significantly alleviated the relative poverty. The equalization of basic employment services and of basic housing security services has exacerbated the relative poverty of migrant workers. Furthermore, this study analyzes the heterogeneity of mitigation effect and finds that the mitigation effect is more prominent in larger cities, and it mainly alleviates the relative poverty of inter-provincial and intra-provincial migrant workers and the older generation of migrant workers.

Keywords: Equalization of Basic Public Service; Migrant Worker; Relative Poverty

中国实现种业科技自立自强面临的 主要“卡点”与政策思路*

程 郁¹ 叶兴庆¹ 宁 夏¹ 殷浩栋¹ 伍振军¹ 陈凯华²

摘要：本文通过对育种科学家、种业企业以及国家作物种质库的深度调研访谈，并利用论文和专利大数据对中国种业创新全链条进行系统的诊断分析，发现制约中国种业科技自立自强的主要“卡点”集中在种质资源、育种技术、育种人才和海外专利技术布局四个领域。形成这些“卡点”的主要原因在于中国种业创新投入不足与投入结构不合理、育种科研力量各自为战、创新链条脱节和断链、种业企业创新能力不强、育种知识产权保护和创新激励不足等。促进中国种业科技自立自强，需瞄准存在的主要“卡点”，着力突破关键制约因素，系统谋划种业创新体系和创新环境建设方案。应以新型举国体制构建全产业链种业创新体系，完善种质资源的收集鉴定、扩繁利用机制，支持种业企业做强做大并强化产业整合优势，加快布局智慧育种的研发体系，健全种业创新市场激励机制。

关键词：种业科技 自立自强 卡点 创新体系

中图分类号：F323.3 G306.7 **文献标识码：**A

一、引言

种子被誉为农业的“芯片”，是农业现代化的关键。2020年12月召开的中央经济工作会议和中央农村工作会议、2021年中央“一号文件”均强调，要开展种源“卡脖子”技术攻关，打好种业翻身仗。2021年7月，习近平总书记在主持中央全面深化改革委员会第二十次会议审议《种业振兴行动方案》时指出：“农业现代化，种子是基础，必须把民族种业搞上去，把种源安全提升到关系国家安全的战略高度，集中力量破难题、补短板、强优势、控风险，实现种业科技自立自强、种源自主可控。”^①促进种业科技自立自强需要找准面临的主要“卡点”及其形成原因，以攻坚主要“卡点”为核心，以补齐种业创新体系的短板为着力点，重塑种业创新体系，全面提升种业自主创新能力。

*本文通讯作者：叶兴庆。

^①详见《人民日报》2021年7月10日第1版相关报道，<http://qh.people.com.cn/n2/2021/0710/c182753-34814224.html>。

本文通过对 11 名育种科学家、5 家种业企业以及国家作物种质库的深度调研访谈^①，对种业创新全链条进行系统的诊断分析，从种质资源、育种技术、育种人才、海外专利技术布局四个维度分析中国种业创新面临的主要“卡点”，考察了这些“卡点”背后的深层原因。本文瞄准生物育种和智慧育种两大前沿竞争领域，经咨询生物育种科学家，确定了生物育种和智慧育种创新的关键词，在 Web of Science 搜索出 1903 年以来的 194165 篇生物育种和 43183 篇智慧育种论文，在 Incopat 和德温特专利数据库中搜索出 1926 年以来的 98649 件生物育种和 16053 件智慧育种专利，分析中国在种业科技创新竞争中面临的机遇与挑战^②。从文献和专利数量看，中国在生物育种和智慧育种创新领域实现了快速发展，已成为仅次于美国的育种创新大国，但在核心论文和核心专利上仍明显落后于美国，特别是在具有实际应用价值的创新上差距更为明显，在新一代智慧育种技术轨道上，中国存在更为突出的短板。这既是创新实力差距的结果，更是创新体制差距的反映，中国在种业创新投入、创新体系结构、产业体系结构、创新政策环境以及人才培养等方面仍面临一系列关键制约因素。全球育种科技创新已从单点创新转向复杂功能、跨学科、多流程的综合集成创新，要实现种业科技自立自强，中国必须以新型举国体制重构种业全产业链创新体系，前瞻布局、集聚力量、整合资源突破主要“卡点”，抢占关键核心技术制高点，促进基础研究、应用开发和产业化应用有机衔接。

二、中国实现种业科技自立自强面临的主要“卡点”

目前中国农业用种安全总体水平较高，农作物特别是粮食自主选育品种种植面积占 95%以上，畜禽和水产核心种源自给率分别达到 75%和 85%^③，种业科技快速发展。但也应看到，种猪、奶牛、白羽鸡、牧草等的核心种质资源对外依存度高达 70%以上（孔祥智，2021；金京波等，2021），育种核心技术与前沿国家相差甚远。应立足底线思维，清醒认识到中国种业科技既存在不能“自立”的问题，也存在“自立”而不能“自强”的问题。本文通过种质资源、专利技术格局、育种方法体系等维度的国际比较发现，中国实现种业科技自立自强面临以下主要“卡点”。

（一）种质资源上存在的“卡点”

与其他技术创新不同，种业创新是对已有动植物和微生物遗传资源的改良，种质资源是基础性条件。种质资源多样性、优质性以及性状鉴定信息的丰富性，直接决定着以此为基础改良创制新品种的效率和品质。中国种质资源库保存的优质和特异品种不多、来源多元化不足、精准鉴定比例不高，种质资源交流共享机制不健全，使中国种业创新面临基础材料的“卡点”。

^①访谈的育种科学家包括李家洋、曹晓风、万建民、陈化榜、田志喜、赖锦盛、赵久然、张健、张世平、王喜庆和王红武，调研企业包括先正达集团中国、袁隆平农业高科技股份有限公司（简称“隆平高科”）、大北农集团、岳麓山种业创新中心有限公司和华智生物技术有限公司。

^②本文中所用数据，除单独标注来源的之外，皆为本文作者对 Web of Science 论文和 Incopat、德温特专利数据分析得到。

^③详见 2021 年 2 月 22 日农业农村部副部长张桃林在国务院新闻办公室举行的新闻发布会上的介绍，http://www.gov.cn/xinwen/2021-02/23/content_5588394.htm。

一是种质资源的优质性和多样性不足。2020年，中国国家农作物种质资源库农作物种质资源存量突破52万份，居世界第二，仅次于美国。但种质资源来源结构较为单一，优质、特异资源较少。中国国家农作物种质资源库中来自国外的资源仅占24%，而欧美长期在全世界搜集种质资源，美国国家植物种质体系（NPGS）共保存了600419份种质资源，其中72%来自国外，种质资源遗传多样性更为丰富（郑怀国等，2021）。一些起源于国外的蔬菜品种种质资源在中国国家农作物种质资源库保存的蔬菜种质资源中所占比例仅为6.4%，世界上许多抗病、抗逆、优质育种材料中国还未收集到^①。

二是基因性状功能的精准鉴定不足。在中国保存的52万份农作物种质资源中，完成精准鉴定的不到1.5万份^②。以玉米为例，玉米种质资源经过重要农艺性状鉴定评价的仅占10%，真正得到商业化利用的只有1%左右，而美国近10万份玉米种质资源中约有20%经过精准性状鉴定，企业保存的种质资源经过性状鉴定后可直接进行商业化利用^③。大量种质资源未能得到精准鉴定，给作物种质资源的利用带来困难，中国作物种质资源利用率仅为3.0%~5.0%，有效利用率仅为2.5%~3.0%（郑怀国等，2021）。

三是种质资源交流共享机制不健全。中国国家农作物种质资源库由于单品种保存量少、性状信息不充分以及合作开发机制不健全，向相关研究人员提供种质资源的能力与动力均不足。而企业、大学和科研院所自有的种质资源没有公开信息，相当部分还分散在科研人员手中，难以建立起种质资源交换流动、共享开发的广泛协作机制。

（二）育种技术上存在的“卡点”

一是在生物育种原始创新和前沿核心技术上存在明显差距，使中国处于核心技术引不来、应用上受知识产权约束的被动地位。在生物育种技术方面，中国和美国累计论文数的全球占比分别达到14.2%和36.4%，累计申请专利的全球占比分别达到33.2%和60.4%。自2015年起，中国当年申请专利数已持续超过美国。在差距较大的生物育种基础研究领域，中国与美国的差距也在缩小，2020年中国发表论文达到3891篇，仅比美国少213篇（见图1）。中国虽然在每年论文发表和专利申请数量上已赶超美国，但深入对比发现，双方长期积累下来的数量差距依然十分明显，尤其是在高质量研究和高价值专利上的存量差距依然很大。在全球1713篇高引论文中，中国只有403篇，而美国为921篇，是中国的2.3倍；在全球8379件高价值核心专利^④中，中国只有461件，而美国有6035件，是中国的13.1倍（见图2）。中国的有效专利数量少，占比呈下降趋势。截至2019年底，中国累计有效专利只有6044件，比美国少7207件；中国有效专利占申请专利的比例从2014年的34%下降至33%，同期美国

^①资料来源：《中国种业“卡脖子”卡在哪？》，<http://wap.nfncb.cn/show-1224-1202388-1.html>。

^②详见《打好这场种业翻身仗——访中国农业科学院副院长万建民》，<http://country.people.com.cn/n1/2021/0131/c419842-32017835.html>。

^③数据来源：本文作者调研访谈中了解到的情况。

^④核心专利根据专利类型、有效状态、权利要求数量、是否发生许可、是否发生转让等21项指标评价筛选，将各指标对价值度的影响力作为调整因子，因而核心专利也被认为是高价值专利。

从 38% 上升至 40%。核心专利和有效专利不足，表明中国生物育种创新的实用价值不高，能够产业化利用的不多；高引用论文缺乏，表明中国具有突破性贡献的研究较少。在当前生物育种普遍应用的基因编辑技术方面，虽然中国科学家拥有最多的 CRISPR 专利，但 CRISPR 原始核心专利主要为美国、德国和韩国拥有，在 CRISPR 基因编辑技术的优先权上中国大大落后于美国（宋秀芳等，2020）。而且拜耳已买断 CRISPR/Cas12 的专利所有权，中国应用这一技术如不支付专利费可能面临侵权风险。

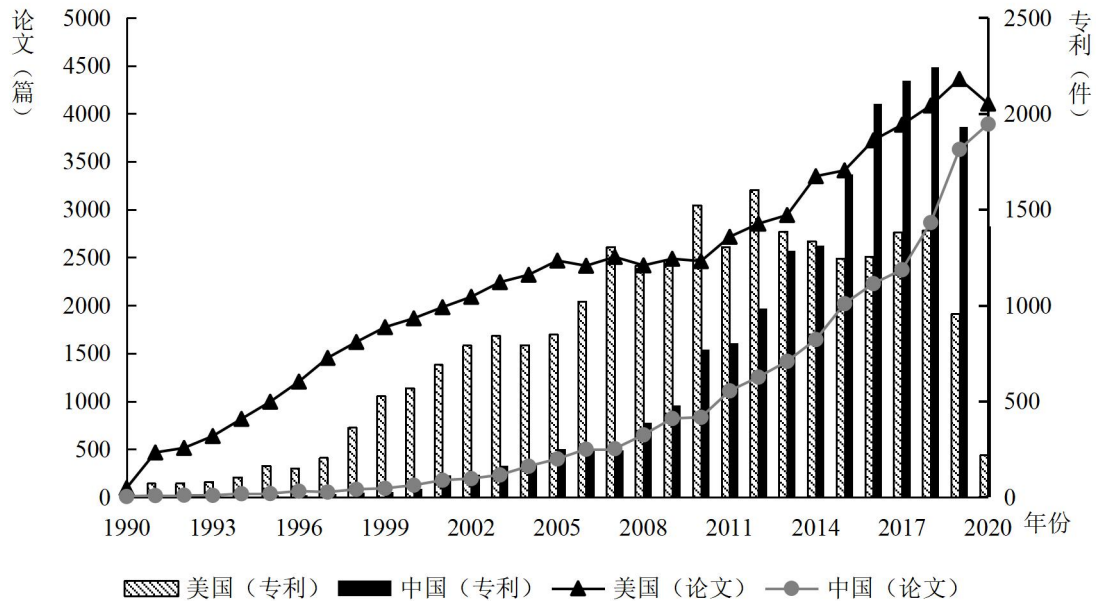


图1 中美生物育种领域的论文和专利数量比较

注：专利申请信息要在 18 个月至 3 年后才逐步公开，因此 2018—2020 年数据不能充分反映真实情况。

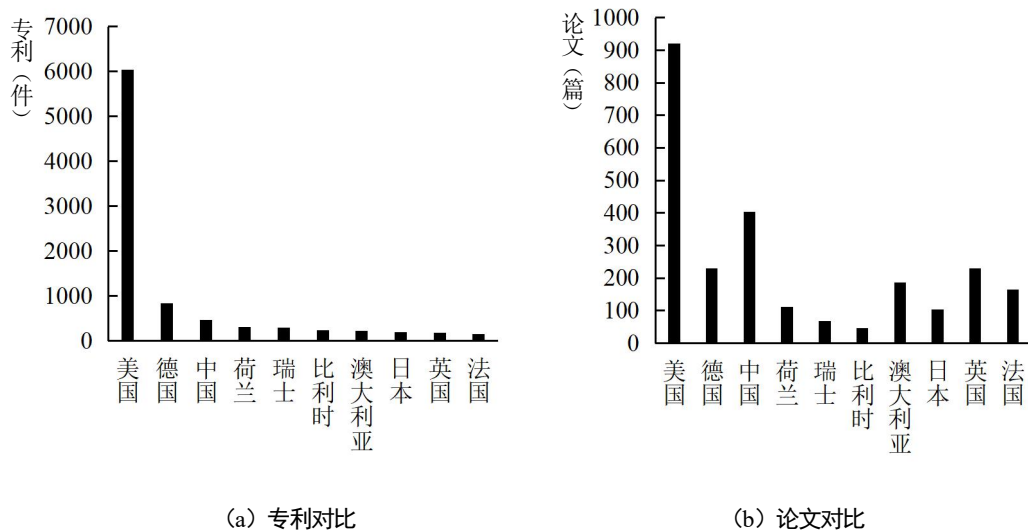


图2 生物育种领域核心专利与高引论文数量的国别比较

二是在重要实用功能基因的发现方面存在较大差距，会使中国在优良基因和优质育种材料的应用上受到限制。随着国家投入力度的加大和海外高层次人才的回流，中国在生物育种科技创新和专利发明方面取得明显进步，在部分细分领域与以美国为代表的发达国家的差距明显缩小，在某些方面甚至已经超越发达国家。例如，在与生物育种有关的基因组技术上，中国累计获得专利 6002 件，与美国仅差 504 件（见图 3）。其中，在全基因组方面，中国累计获得专利 752 件，已大幅超过美国。但需要清醒地看到，在更具应用价值的基因性状功能的科学研究和专利发明等方面，中国与美国的差距依然十分明显。例如，在全球 55725 篇有关基因表达的论文中，中国占 16%，美国占 45%；在全球 31868 篇有关基因性状的论文中，中国占 22%，美国占 38%。这种局面将影响中国在基因表达和基因性状应用研究方面的赶超步伐。又如，在与基因性状功能相关的专利中，中国为 3409 件，美国高达 12930 件（见图 3）。其中，在与等位基因相关的专利中，中国为 1018 件，美国为 1899 件。精确鉴定基因性状功能、发现优良等位基因和创制相关育种材料是生物育种的关键。这方面的差距不仅会使中国缺乏创制优良品种的基础材料，而且一旦被别国抢先申请专利，轻则需要支付专利费、增加育种成本，重则被禁止使用、成为受制于人的“卡点”（盖钧镒等，2015；靖飞等，2021）。在实用性技术方面，中国与美国的差距也非常明显，这会使中国在实用性技术的综合集成应用上也受到制约。以玉米为例，美国在产量、品质、养分利用方面的论文数量分别是中国的 1.9 倍、2.1 倍和 1.8 倍，在产量、品质、抗虫等重要性状方面的专利数量分别是中国的 2.5 倍、8.0 倍和 16.2 倍，尤其是抗除草剂性状专利数量是中国的 33.9 倍（见图 4）。中国在重要经济性状形成的生物学基础及调控机制，品质、产量与抗性协调改良以及非生物逆境与作物发育的相互作用机理等方面研究薄弱，极大制约了玉米创新品种的综合性能提升（戴景瑞和鄂立柱，2010）。

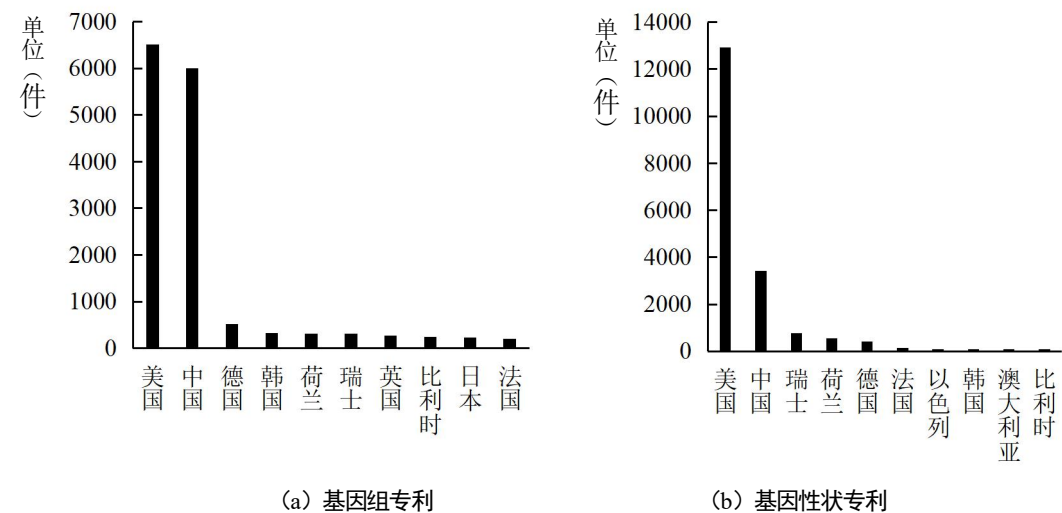


图 3 基因组与基因性状专利数量的国别比较

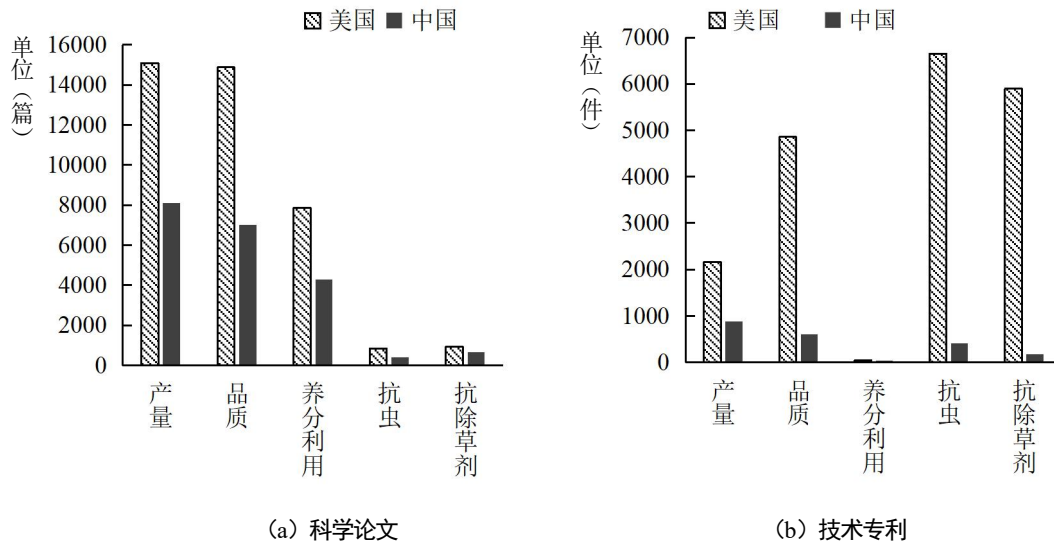


图4 中国和美国玉米重要实用技术科学论文和技术专利数量的比较

三是育种科研工具与仪器设备高度依赖进口，部分技术设备仍无法从国外获得。由多源传感器、立体交叉平台和分析数据三部分组成的植物高通量表型平台是未来育种技术竞争的关键环节。而中国尚缺乏此方面的自主知识产权技术，大部分表型组设备和技术依赖进口。比如，传感器、数据分析软件大多数需从国外引进，表型—基因型育种平台设备、生态育种平台设备等主要来自德国、美国、荷兰和捷克等国。基因芯片是设计育种的关键技术手段，但中国基因芯片尚处于空白。基因芯片技术被美国昂飞公司（Affymetrix Inc.）垄断，并作为技术秘密不对外提供和转让。种子自动微创取样技术与高通量分子检测技术相结合，可从数万粒种子中选出含有目标基因的种子用于育种，成倍提高育种效率，但高通量种子微创取样技术及种子切片机一直被国外公司垄断，并且不对外提供任何技术服务和技术转让。不能获得最先进的育种科研工具和设备，恐将抑制中国育种技术的升级。

四是育种技术与国际先进水平存在明显代际差距。育种技术进步大致可以分为四个阶段：“1.0时代”是驯化选育，“2.0时代”是杂交育种，“3.0时代”是分子育种，“4.0时代”是生命科学、信息科学与育种科学深度融合的智慧育种（王向峰和才卓，2019；种康和李家洋，2021）。智慧育种利用农作物基因型、表型、环境及遗传资源等大数据为核心基础，通过人工智能技术，培育出适合特定地理区域和环境的品系品种。智慧育种技术能以较小群体为基础实现性状的精准定向改良，可将育种周期从5~10年缩短为2~3年，而且育种的精准性、环境的适应性得到大幅提升（郭庆华等，2018）。国际种业巨头均建立了基于基因型—表型—环境数据采集与模拟分析的智慧育种研发体系，并已从温室表型技术拓展到大田表型技术，每年研发数据处理能力均在成倍增长。比如，孟山都2013年收购气象大数据公司，2014年分别收购了Solum公司的土壤分析板块和精密种植公司；2021年拜耳推出了数字农业平台Climate FieldView；杜邦2017年收购了农场管理软件公司Granular；巴斯夫2017年与欧洲航天局签署合作协议，利用卫星数据为农业生产提供服务，同年收购了美国的数字农业公司Zedx，2018年收购拜耳全套数字化农业平台xarvio。这些整合，一方面提升了公司的后端集成技术服务能力，

以服务强化产品的市场竞争力，另一方面更广泛地收集农场生产的各类数据，以生产实践大数据强化对研发的检验和进一步优化育种算法。而中国育种大多处在以杂交选育和分子技术辅助选育为主的2.0时代至3.0时代之间，育种质量、效率以及品种地域适应能力等与国际先进水平还存在较大差距。从智慧育种的科学论文来看，截至2020年底美国发表论文共16104篇，中国仅5586篇（见图5），而在552篇高引用论文中，美国占到了51%，中国仅占15%。从全球智慧育种专利申请人的国别分布来看，美国共有10093件，占全球的比例为53%，中国只有7662件，占全球的比例仅为40%（见图6）。中国在具有实用价值的核心专利上的差距更加明显，美国共有5885件，占全球的比例为75%，中国仅有171件、占全球的比例仅为2.2%，还落后于德国、荷兰、加拿大、瑞士。

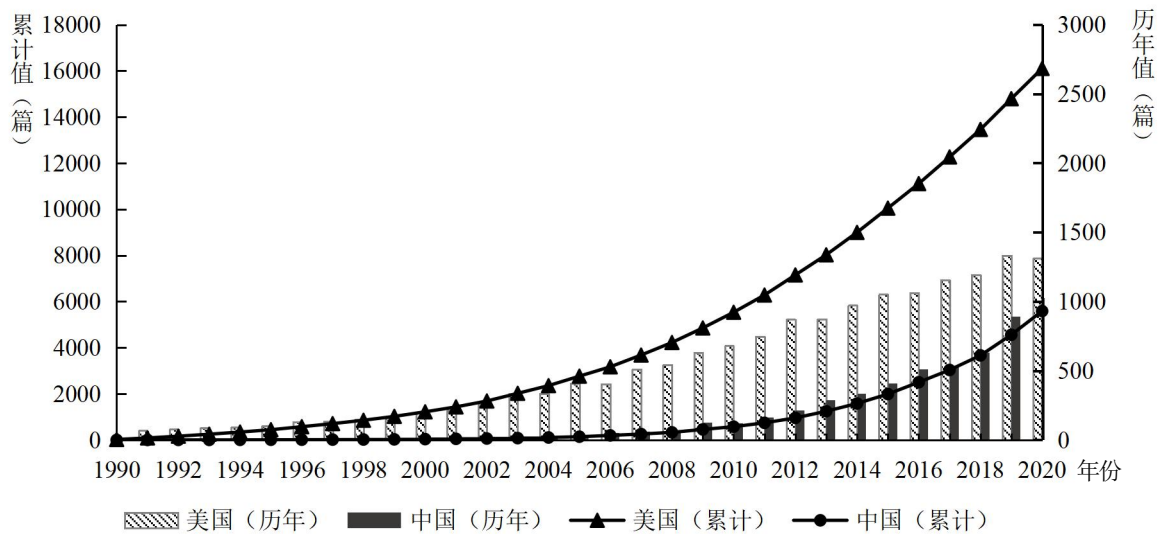


图5 中美智慧育种论文数量的比较

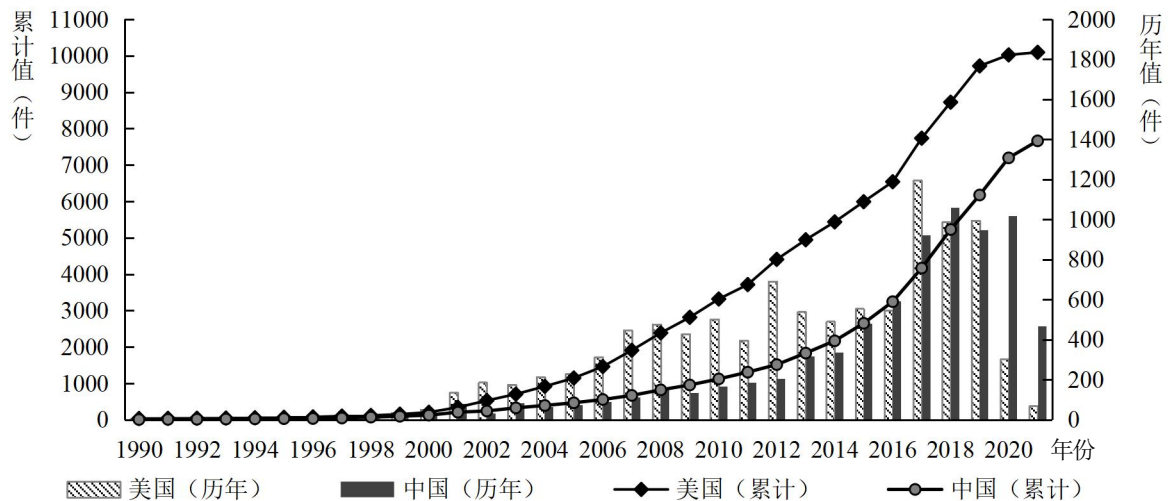


图6 中美智慧育种专利申请数量的比较

注：专利申请信息要在18个月至3年后才逐步公开，因此2018—2020年数据不能充分反映真实情况。

（三）育种人才培养面临“卡点”

中国育种科研领军人才大部分是在国外培养的。随着美国等西方国家对中国科技的遏制、对人才流动的限制，未来人才培养及其知识更新恐成为“卡点”。中国生物育种科技的快速发展主要得益于大量海外留学人才的回归，特别是生物育种前沿技术的领军人才绝大多数是从海外引进的。比如，李家洋、邓兴旺、朱健康、张启发、韩斌、赖锦盛等最优秀的生物育种科学家都是国外培养的人才。中国科学院遗传与发育研究所从事育种相关研究的研究员 92.6%均有海外留学、访学经历^①。美国等西方发达国家仍占据生物育种科技人才培养的绝对领先优势，在 2021 年全球大学 QS 专业排名中，生物科学类前 25 名均为国外大学，其中 14 所为美国大学。2017 年以来，美国政府多次宣布限制中国学生进入美国大学 STEM 类专业学习，在美国国土安全部公布的 STEM 专业列表中就包括农作物、园艺作物和动物育种，欧洲等发达国家也有跟进限制中国学生进入科技类专业学习的趋势。因此，未来可能会由于生物育种领域交流、学习、合作的限制，导致从海外引进、培养相关领域的人才日益困难，难以通过人才的培养、交流获得最前沿的生物育种理论、方法等知识更新。

（四）中国进口农产品被限制使用相关技术的“卡点”

中国种业专利的海外布局不足，极端情形下如果美国限制使用其专利的农产品出口到中国，将导致中国进口农产品的供应链中断。2020 年中国大豆 83.7% 依靠进口，进口大豆 97.3% 来自巴西、美国、阿根廷^②，这些国家均采用包含孟山都抗除草剂技术专利的转基因大豆品种。而中国育种技术的海外专利较为缺乏，难以短期内形成自主知识产权的替代品种保障供应链安全（陈燕娟等，2013）。在生物育种技术方面，中国通过世界知识产权组织申请的专利仅 521 件，美国达到 4274 件。而且相比欧美在中国积极进行专利布局，中国在主要农产品贸易伙伴国申请的专利很少。美国和德国在中国申请专利分别为 1599 件和 767 件，而中国在美国和德国申请的专利仅分别为 183 件和 2 件。在巴西、阿根廷、加拿大、俄罗斯和澳大利亚，中国申请的专利分别仅为 12 件、4 件、10 件、3 件和 10 件，而美国分别为 668 件、323 件、521 件、209 件和 647 件，德国分别为 180 件、103 件、136 件、38 件和 39 件。

三、中国种业科技自立自强主要“卡点”的体制机制性原因

在中国种业科技自立自强主要“卡点”背后，存在着深层次体制机制性原因。这些体制机制性原因主要集中在种业创新投入、创新体系结构、产业体系结构、创新政策环境以及人才培养等方面。

（一）创新投入不足与投入结构不合理

一个优良品种的开发往往需要几年甚至十几年的持续投入。国际上一个生物育种品种的平均研发投入为 1.36 亿美元，其中基因发现和性状功能鉴定的投入占比达 23%，测试验证投入占比达 51%，周期平均需要 13.1 年（McDougall, 2011）。除水稻、小麦品种外，中国政府和企业对育种的创新投入

^①数据来源：本文作者对中国科学院遗传与发育研究所的调研。

^②数据来源：《中国农产品贸易发展报告 2021》。

力度明显不足，尤其是企业规模小、实力弱，对后端产业化开发的投入力度与国外种业公司差距巨大，制约了其承接大学、科研院所创新成果进行产业化开发的功能。2019年拜耳作物科学事业部年度研发投入超过23亿欧元，其中种子与性状研发方面的投入超过12亿欧元；科迪华农业科技公司的研发投入为11.47亿美元。而2019年中国规模种业企业（注册资本≥3000万元）的研发投入累计才36.05亿元，其中10家A股上市公司的研发支出仅为6.69亿元人民币（农业农村部种业管理司等，2020）。从投入结构看，中国在基因性状功能鉴定和测试验证方面的投入比例明显偏低。对基因性状功能的挖掘不足、品种环境适应性试验不充分，制约了中国品种综合性能的提升。

（二）育种科研力量各自为战、难以整合

种业科技创新链条长、关联学科多、涉及主体多、受时间空间影响大，需要多方协作、各环节配套、各地方联合来系统组织推进。尤其是在中国种业科技创新基础薄弱、创新资源分散、创新主体势力不强的条件下，要适应种业科技跨学科、全产业链综合集成创新的新趋势和新要求，中国需积极利用举国体制优势聚力整合资源，推进从种质资源搜集鉴定、前沿育种技术研发到大范围扩繁制种与区域试验的全流程跨部门、跨区域的大协作科技攻关。

美国等种业强国在育种科研和产业应用的不同环节，形成了国家种质资源库、大学、公益性研究机构同商业公司紧密衔接的分工协作。拜耳、科迪华等跨国种业公司，本身掌握大量种质资源和全球顶尖的育种专家，并在全世界广泛布局育种试验基地，形成了以行业龙头企业为主导的全球种业创新资源整合机制。中国曾经在育种领域建立起以政府为主导、全国大协作为主要形式的举国体制。在协作过程中，各单位集中抽调人力物力资源、无私交流种质资源与技术成果，个人利益服从国家需要。这种举国体制的特点是强调科研工作的全国一盘棋，尽管存在对个人创新积极性认识与激励不足等缺陷，但能够组织多单位、多学科、多层次就重点品种、重大技术开展协作攻关，“集中力量打歼灭战”，取得了三系法杂交水稻育种技术等一系列重大创新成果。

中国20世纪80年代以来推行的农业科技体制改革促进了科技与经济的结合，提高了科研机构的自主性，激发了科研人员的创新活力，但原有举国体制的组织协调优势难再发挥。一是科研单位、项目负责人被赋予了更多自主权，但各个科研院所甚至各个课题组却陷入各自为战的局面。中国种业相关的公立科研机构包括中国科学院系统22个涉农研究所、中国农业科学院系统47个相关研究单位、中国水产科学研究院20个相关研究单位、61家涉农高校，以及各地省、市级农科院所。以水稻育种为例，就有中国农科院下属的中国水稻研究所，湖南农科院、安徽农科院等地方农科院下属的水稻研究所，以及涉农高校下属的水稻研究所等。全国布局的农业院所本来是中国农业科技创新的优势，但过于强调各自自主发展，使各家分立、分散的机构难以结成协同的创新网络和高效能的创新系统。二是国家和地方科研资源缺乏有效整合、科研项目缺乏系统设计。科研资金被分散到众多研究主体，在项目竞争压力下，相互之间的合作貌合神离，信息交流、育种资源共享不充分，大量研究属于低水平重复，造成科研资源的巨大浪费。三是为促进产学研合作，政策上鼓励科研人员创业，却加剧了行业的分散性，也影响了科研人员与种业龙头企业合作的积极性。各家研究单位、各个课题组甚至研究人员个人创立众多小种业企业，有的甚至开发一个品种就创立一个公司，未能统筹考虑对市场的合理布

局和系统开发，容易导致市场恶性竞争。个人利益最大化目标的驱动，使得科研人员更愿意自己办公公司转换成果，或者一次性转让成果，而不愿意与龙头企业长期紧密合作开发，带来新品种市场应用不成熟的问题，包括品种不适应需求、缺乏关联生产技术配套以及后续服务跟不上等，科研人员创立企业的活跃生命周期也较短。此外，中国种业企业研发能力和经济实力均较弱，无力以市场化机制引进高层次人才，实现种业研发资源的协作和整合。

（三）创新链脱节断链、创新成果产业化转化难

全球育种创新的一个显著特征，是以企业为创新主体，而中国的种业创新却是以大学、科研院所为主体。从全球专利申请人的排名看，科迪华（原陶氏杜邦）、原孟山都、先正达、拜耳、巴斯夫五大跨国公司占绝对优势^①，合计专利申请数达到 14060 件。中国科学院、中国农业科学院、农业大学、浙江大学和西北农林科技大学虽然分别位居全球第 6 至第 10 位，但合计专利申请数仅 2076 件。尽管中国化工集团收购先正达使中国企业创新实力得到加强，但短期内难以改变中国种业专利以科研院所为主的格局。在中国累计申请的专利中，大学和科研院所占 60%，企业仅占 33%。美国的专利申请以企业为主，进入全球专利排名前 17 位的大学和科研院所只有加州大学。科研院所缺乏开发下游应用环节基因性状功能的积极性和投入能力，企业参与创新不足，是制约中国种业发展的关键。

以企业为主体的创新体系，其研发活动是以实用为导向，而中国以科研院所为主的创新体系则是以论文为导向。种业企业的研究方向主要是实用导向的抗虫、抗除草剂、养分利用、性状功能等，着力解决生产中的实际问题。而科研院所的研究方向则有明显追逐热点问题、追求理论化形式、迎合项目需要的特征，科研人员的目标相当程度上是为了申请项目和发表文章。科研项目主要来自于政府资助，政府资助项目的方向主要由院士专家提出建议，因为对实际问题 and 需求缺乏足够了解，不能很好地切合现实需求，有实用需求的方向往往得不到资助，研究与应用脱节使创新成果缺乏实际应用价值和市场前景。以论文为导向的科研评价机制和不充分的创新收益分享机制也使科研人员不愿意与企业共同从事后端的产业化开发研究，而目前中国企业的科研能力尚不足以支撑产业化前期共性技术和中试试验开发，因为中间链条的断链而难以实现转化应用。在欧美种业创新强国，企业与大学、科研院所是紧密合作的，相当部分研究是由企业资助并提出研究方向，研究成果的优先序也是先注册专利、再发表论文，并在知识产权价值分享的基础上与企业联合进行产业化应用开发。

（四）种业企业小而分散、创新能力不强、育繁推一体化机制不健全

全球种业兼并重组加快，种业已进入到规模化、一体化发展的新阶段，产业的集中度和一体化程度大幅提高。与国际种业的发展相比，中国种业还存在明显的差距。

一是产业市场集中度低。国内种业企业同质化竞争激烈，行业集中度持续下降。从市场占有率看，

^①五大公司的申请专利数是基于并购、调整前的统计。陶氏杜邦已将所有农业相关业务剥离出来成立独立的科迪华。拜耳已收购孟山都，剥离蔬菜、花卉、棉花等种子业务给巴斯夫，但由于这些收购和调整后的专利归属细节不明，本文未做相应调整。Crop Design N V 是巴斯夫旗下的功能基因挖掘公司，其专利并入巴斯夫。

2019 年中国种子企业 CR5^① 仅为 9.6%，而全球 CR5 已高达 53.1%。其中，隆平高科最高，但市场占有率仅为 3.7%；垦丰种业和荃银高科分别只有 1.8% 和 1.5%；登海种业和农发种业位列第四、第五，分别为 1.3% 和 1.2%（农业农村部种业管理司等，2020）。中国玉米种业市场更为分散，国内现有经营玉米种子的企业 1587 家，其中前三强企业全国市场占有率仅为 4.36%。而国际种业经过激烈市场竞争与淘汰兼并，已形成以拜耳、科迪华、先正达等少数跨国生物科技公司主导的寡头垄断格局。2019 年，全球种子行业市场中，排名前几位的公司依次为拜耳（孟山都）、科迪华（陶氏杜邦）、先正达、巴斯夫、利马格兰，市场份额依次为 23.2%、16.5%、6.7%、3.5% 和 3.2%^②。

二是品种集中度低。据全国农技中心对 7 种主要农作物分品种推广面积的统计，2019 年推广面积在 10 万亩以上品种有 2357 个，其中 1000 万亩以上品种有 10 个。尤其玉米品种的分散化程度更高，与国际玉米品种集中度的差距更为突出。2016—2020 年中国共审定玉米品种 7337 个，2019 年推广面积在 10 万亩以上的玉米品种有 915 个。2019 年前五大品种推广面积占全国种植面积的比重仅 19.3%，为 2000 年以来最低水平，推广面积最大的郑单 958 仅占 6.68%（农业农村部种业管理司等，2020）。国内市场玉米品种多、杂、乱，品种模仿严重、内部竞争激烈，这不仅分散了市场，而且导致种业企业获利能力低，削弱了企业的研发投入能力。相比之下，美国杜邦先锋公司占据全球玉米种子 20% 的市场份额，其先玉 335 进入国内市场 5 年就占据了全国 1/10 的玉米种植面积。

三是产业链一体化程度低。中国种业企业大多以销售公司为主，具备科研、扩繁制种、推广与技术服务能力的少；经营区域化小品种的多，实现全国范围广覆盖、经营全国统一大品种的少。2020 年全国 6393 家种子企业中，有自主研发能力的企业不超过 100 家，有效经营范围覆盖全国的繁推一体企业仅有 97 家（农业农村部种业管理司等，2020）。而杜邦、孟山都等大型跨国公司，已实现从科研育种、扩繁制种到销售推广的纵向一体化，瞄准市场需求和实际生产需要进行靶向育种，使品种性状功能达到口感、营养、抗逆等理想目标，生产能够适应农户田间环境与农机农艺要求^③。并且，作为横跨多领域的综合性农业科技公司，推广销售的不仅是种子，还包括与种子相配套的一系列农化产品与农事服务，根据用户需求量身定制农场生产综合解决方案，并采取多种方式培训和教育农户（靖飞和李成贵，2011）。

（五）育种知识产权保护不充分、产业化激励不足

一是新品种认定标准低，对创新的保护不足。中国过去一直执行《国际植物新品种保护公约》（简称 UPOV）1978 年文本，而美国、欧盟、日本等主要发达国家成员均早已执行 UPOV1991 文本。UPOV1991 文本制定了实质性派生品种保护规则，强化了对原始品种育种者的保护。中国 2021 年修订《中华人民共和国种子法》后才成为国际植物新品种保护联盟中第 69 个实行实质性派生品种制度

^①CRn（行业集中率）是指某行业的相关市场内前 n 家最大的企业所占市场份额的总和。

^②数据来源：《2021 年中国种子安全研究报告》，<https://bg.qianzhan.com/report/detail/2107141544484029.html#read>。

^③例如，美国杜邦公司先玉 335 品种就具备收获前籽粒自动干燥的性状特点，方便机械化采收籽粒。

的国家^①。由于中国长期以来保护标准低、保护范围窄，导致模仿创新对原始创新产生挤出效应，雷同品种多、优质原创品种少。农业农村部科技中心利用国家标准《植物品种鉴定 MNP 标记法》检测了 4994 个申请保护的水稻品种，若将遗传相似度大于 90% 作为阈值，存在实质性派生关系的占 55%；检测的 3208 个申请保护的玉米品种，存在实质性派生关系的占 34%（刘振伟，2022）。更严重的是，由于品种权保护取证难、鉴定难、执行难，侵权成本低，维权成本高，造成国内市场窃取、仿冒泛滥。品种侵权现象普遍，导致对育种家和育种企业创新的激励不足，愿意投入时间和精力开发原创性品种的越来越少，而通过边际改良开发新品种快速投入市场的越来越多，使得品种原创性不足、综合性能不高、环境适应性较差。此外，这给引入优异特质品种带来负面影响，跨国种业公司已将中国划为严格限制先进新品种流入的“红区”，中国也难以通过引进最新的品种来提高生产性能（李菊丹，2019）。

二是生物育种产业化进展缓慢，创新价值难以实现，抑制投入发展的积极性。2020 年 12 月召开的中央经济工作会议和 2021 年中央“一号文件”均提出：“尊重科学、严格监管，有序推进生物育种产业化应用。”但支持生物育种产业化的配套政策尚未出台，科研人员专注生物育种前沿和关键技术创新仍有所顾虑，种业企业投资生物育种产业化开发的积极性仍然不高，能够形成有良好综合性能和经过成熟试验验证的生物育种品种还非常有限。

（六）缺乏培养交叉学科、跨界人才的机制和环境

未来生物与信息技术融合发展的趋势将更加明显，在育种 4.0 时代更需要多学科的复合型人才。智慧育种是跨学科、多交叉的技术体系，涵盖生命科学领域的基因组技术、表型组技术、基因编辑技术、生物信息学、系统生物学、合成生物学以及信息领域的人工智能技术、机器学习技术、物联网技术、图像成像技术等，需要将数据信息采集、分析和模拟嵌入融合到育种创新的全流程中，对多学科人才和学科交叉研究能力要求较高。但中国大学和研究所的智慧育种研究刚刚起步，大多还停留在引进相关设备阶段。在组织功能上，各相关研究机构尚未建立起专业化的育种大数据研究支撑部门；在人才结构上，难以吸引最优秀的信息科学人才，缺乏既懂生物育种又懂信息技术、既懂作物栽培又懂工程技术、既懂软件编程又懂硬件设计的复合型人才；在创新实践上，面临数据采集缺乏标准化和系统性、数据整合共享不足、设备的适用性不强、先进的数据挖掘方法尚未能充分应用等问题。

以品种为牵引的综合技术集成是未来农业生产力提高的必然途径，良种良法相配套越来越成为种业推广的要求。但中国种业的市场推广仍以产品销售为主，还未能形成支撑良种实现综合性状最优化的技术服务体系，相应地能够将品种技术与相适应的农业生产技术集成融合的机制和人才非常缺乏。受消费者需求变化、生产组织方式变化以及应对气候变化挑战等多重影响，种业创新正在由技术驱动为主向市场驱动为主转变。尤其是进入定向设计育种时代后，新品种需要以需求为导向进行设计，新品种市场推广的效果取决于对需求变化趋势的准确把握程度，而中国在种业领域既懂技术又懂市场的人才非常缺乏。

^①详见《刘振伟：保护原始创新，打好种业“翻身仗”》，<http://www.people.com.cn/32306/436854/436906/436970/index.html>。

四、突破中国种业科技自立自强主要“卡点”的政策思路

实现中国种业科技自立自强必须瞄准主要“卡点”，针对突出矛盾和关键制约因素，系统谋划种业创新体系和创新环境建设方案，综合施策打一场漂亮的种业翻身仗。

（一）完善种质资源的收集鉴定、扩繁利用机制

一是加大种质资源搜集保存力度，不断扩大优质种质资源的库存量。开展国内动植物和微生物种质资源普查，加强对国内地方、特色、珍贵种质资源的保护和繁育以及研究力度。积极引进国外优质种质资源，充分利用政府间协议交换、企业和个人合作交流等多种渠道引进种质资源，支持国内种业企业在全球布局种质资源收集、保存和研究力量。对种质资源的引进实行便利化的检验检疫和入关流程，充分发挥海南自贸港全球动植物种质资源引进中转基地的功能，支持先正达、隆平高科等种业企业将其海外优势种质资源引进国内。

二是加强对种质基因性状功能的精准鉴定，建立完善的种质资源性状数据库和优质品种扩繁利用机制。创新种质基因性状功能联合鉴定评价机制，通过招标、定向委托等方式联合大学、科研院所开展性状功能的精准鉴定、利用评价、特殊性状优异材料的研发创制工作，丰富完善种质资源数据库。联合地方种质资源库和相关科研力量组建全国性协作组，分地区、分品类围绕产业发展需求，针对性开展相关性状的精准鉴定和深入评价。建立全国统筹的种质资源交流合作平台。根据鉴定评价结果，筛选构建核心种质群，与种业龙头企业合作推进优质核心种质资源的扩繁和特殊性状优异材料、不同遗传材料的创制，扩大开放共享，增强种质资源供应服务能力。强化种质资源库的公益服务职能，对种质资源库的评价不以论文和其他科研产出等作为标准，而应以创制和分发种质资源、对创新体系的支撑服务作用为导向。

（二）以新型举国体制构建全产业链种业创新体系

一是以新型举国体制突破战略前沿和关键核心技术研究。抓紧建立聚焦种业创新的国家实验室，以此为平台，整合多层次科技资金和分散在各机构的科研人才，加强对基因编辑技术、高效制种技术等“卡脖子”技术的协作攻关，加快布局表型组技术、基因芯片、种子微切、大数据与智慧育种等前沿空白领域，努力创立自主的育种技术方法体系、突破“卡脖子”环节、填补关键技术空白以及抢占新一代育种技术的前沿高地。加快创建种业领域的国家实验室，加大国家生物育种科技重大专项支持，鼓励地方相关科研项目协同支持本地科研人员参与国家种业实验室的项目，建立起国家和地方种业相关科研资金的集中投入机制，支持以重点攻关目标为导向整合科研项目资金，以稳定支持、长效评价、柔性管理的方式支持原创方法、原创工具和原创材料研究，以揭榜挂帅的方式支持具体目标导向的研究任务，形成适合不同类型研究的多元化、多层次科研资助机制。采取任务导向的委派机制组织国内最优秀的专家和企业开展联合攻关，立足于服务总体攻关目标的实现，加强任务协同，建立分岗、分责的多元化评价考核体系，对应用技术、数据及模拟、测试试验等不适合以文章、专利呈现工作成果的支撑性服务，应以工作任务完成进度、质量等进行评价考核，强化对产业化应用成果的认定，并提升其绩效考核权重，促进实现各个团队、各类人才各展其长的全国大协作。

二是重塑以企业为主体的全产业链种业创新体系。聚焦种业创新的国家实验室应根据不同的产业应用方向与企业成立联合技术研发中心,以此为基础支持龙头企业分领域创建国家种业技术创新中心,以企业实用性需求为导向进行共性技术开发以及产业化的试验评价、环境模拟等。考虑到中国种业企业实力还不够强,难以独立支撑新品种开发,可由财政投入、种业企业、投资机构等联合出资设立种业创新基金,以企业提出的应用需求为导向设立专项,向国家实验室和种业技术创新中心发起研究任务招标,推动建立包括资源收集、基因发现、功能鉴定评价、基因标记、材料创制、选系组配、测试比较等在内的专业化分工的全链条创新流水线。强化国家实验室与各专项品种技术创新中心体系有机衔接,形成国家实验室前沿引导和难题突破、技术创新中心产业化开发的分工协作,建立健全技术创新中心产业化成果收益的分享与反哺机制,强化对各环节相关科研人员的创新激励,以利益共享机制强化基础研究、应用开发、试验评价、数据模拟等创新链的组织效率。

（三）强化产业整合优势，支持种业企业做强做大

一是引导产业整合,支持种业企业做强做大。加强行业管制,改变当前种业市场小、散、乱的局面。渐进式提高行业门槛,有序将育繁推一体化作为种业经营的行业准入标准,强化种子企业对其推广品种指导种植的责任,加大对因种子质量问题、技术指导不到位造成生产者损失的追责赔偿,逐步淘汰创新不足、技术不强、服务不力的企业。支持企业兼并整合,做强做大、做专做精,打造一批具有较强创新能力、产业带动力的领军企业,提升企业品牌影响力和市场竞争力,提高企业和品种集中度。

二是加强综合服务,提升产业链整合能力。引导种业企业通过延伸服务、合作服务、横向一体化整合等方式,完善与种子相配套的农机、农艺、田间管理等综合服务体系,促进良种良法配套,建立起以种子为核心的成套技术解决方案。支持种业企业通过延伸发展、与各类农业技术服务组织深度合作等多种形式,强化对农户和各类新型农业经营主体的嵌入式服务支持,提供从种子销售、播种、田间管理、收获到销售等的指导、技术支持和托管的全方位全过程的个性化服务。一方面通过服务强化客户粘性,增强种业企业的市场竞争力,另一方面通过深度服务,实现对销售品种生长过程的全程监测,基于生产实践数据的分析及时发现新问题和新需求,进一步强化研发与实际生产的良性互动。

（四）加快布局育种 4.0，构建适应智慧育种的研发体系

一是加强智慧育种基础平台建设,推进向育种 4.0 升级。加快布局建设多维组学大数据与分子设计育种重大科技设施,在各重点实验室、重点育种基地装备高通量、自动化、智能化的动植物表型采集系统,实现在田间和人工可控环境下表型数据实时采集,构建全生育期、多尺度、多生境和多模态表型大数据,为种业精准设计、精准组装、精准测试提供可靠的基础数据支撑。依托国家种业实验室建设智慧育种大数据研究中心,建立育种数据采集和标记的标准化规范,系统采集、分类、储存、分析各育种基地、各研究机构的各类育种相关数据,提供数据分析、建模、优化算法以及智能辅助设计育种等支持服务。建立基因组、转录组、代谢组、表型组大数据决策分析平台,整合数据资源开展多维组学分析、解码基因功能,揭示基因型-表型-环境交互作用关系,强化对基因功能、表型性状鉴定的有效支撑;开展基于组学大数据的结构-功能模拟研究,构建基因型-表型-环境多维大数据驱动的精

准育种决策、理想株型的智能设计系统，为育种科学家提供高效的智慧育种决策支持服务。

二是建立国家育种大数据平台，推动育种数据资源的整合。由智慧育种大数据研究中心负责国家育种大数据平台运行维护，要求各级政府资助科研项目的育种相关数据导入平台，系统收集国内外公开发表论文的基因组、表型组等数据，将种质资源及其遗传信息、表型图像、农业环境以及农事操作等信息进行数字化、标准化整理，实现对各相关研究机构和重点育种基地的种质资源、基因组测序、转录组测序与分子标记、代谢组、作物表型监测、田间生长与环境等数据的充分整合。构建互惠共赢的数据开放共享机制，通过以数据换数据、以服务换数据、资助性状功能鉴定评价与数据标记以及购买数据等多种方式，引导种业企业共享数据，引入国际育种数据资源，丰富数据来源，并不断优化育种数据质量和结构。

三是创新人才引进和管理机制，促进交叉学科融合创新。对智慧育种大数据研究中心人才给予特殊薪资待遇，采取以算法精准识别效果、模型契合效果、服务支撑质量与效率等实用性标准对人才进行考核评价和职称评定，吸引一批高水平的数据科学家，提升基因型-表型-环境多维大数据算法优化和智能模拟分析的能力。设立协调沟通岗位，选拔具有交叉学科背景的专业人才，负责沟通协调各专业领域合作研发的相互需求。加强生物信息学学科建设，设立生物育种与信息科学的双学位，培育一批具有交叉学科背景的新型育种人才。建立与超算中心、云平台的合作研发机制，强化运算能力和数据传输效率对生物育种海量数据分析的支撑。

（五）优化种业市场环境，健全种业创新市场激励机制

中国种业已从品种引进、简单仿制逐步转向自主创新的新阶段，需要改变过去那种为便利引进利用而弱化知识产权保护的做法。应通过加强种业知识产权保护，理顺种业创新价值的实现机制，以创新链推动产业链，以产业链拉动创新链，促进产业链和创新链深度耦合。

一是加强种业知识产权保护的配套技术和执法手段。《中华人民共和国种子法》和《中华人民共和国植物新品种保护条例》的修订，已经将 UPOV1991 文本的实质性派生品种保护规则引入。建议配合法律的修订，具体明确各类产品实质性派生品种的标准，特别是在对实质性派生品种的保护方面，必须做到相关条款语义明确、可执行性强。加强对相关部门完善技术检测方法的支持，充分发挥基因检测和大数据技术在新品种审定和查处知识产权侵权等方面的作用，加大打假执法和惩处的力度。

二是优化品种审定和管理制度。修订现行主要农作物品种审定标准，提高育种独创性要求，加强企业自主研发品种保护，在新品种审定环节尽可能排除低水平模仿的品种。逐步清理已审定品种中的高仿品种，引导缺乏实质创新的品种有序退出市场，更多向体现自主、高水平、高价值创新的品种倾斜。

三是完善多层次的种业知识产权转让制度，强化对育种创新的激励。建立生物育种功能基因、育种方法等专利技术、育种材料、种质资源的产权交易和交换交流机制，促进育种各环节创新资源的活跃流动和自由组合，以市场化机制提高联合创新效率。通过优化大学、科研院所的激励机制，确保育种科学家能够通过创新技术的产权交易获得创新收益。

五、结论

中国政府已认识到实现种业科技自立自强的重要性和紧迫性，正为此而采取行动。要有效实现种业科技自立自强，必须通过与种业科技发达国家的比较来识别制约中国种业科技自立自强的主要“卡点”，分析这些“卡点”背后的体制机制性原因，针对这些原因提出相应的政策思路。

本文通过对中国育种科学家、种业企业以及国家作物种质库的深度调研访谈，并利用论文和专利大数据对中国种业创新全链条进行系统的诊断分析发现，中国在种质资源的数量、结构和开发利用上与发达国家相比仍有较大差距，在前沿核心技术、重要实用技术和关键育种设备上存在明显短板，在育种人才培养上高度依赖国外，在重要农产品进口来源国的专利布局不充分。这些短板弱项都可能成为中国种业科技自立自强的“卡点”。之所以形成这些“卡点”，原因主要在于中国种业创新投入不足与投入结构不合理、育种科研力量各自为战、创新链条存在脱节和断链问题、种业企业创新能力不强、育种知识产权保护和激励不足等。促进中国种业科技自立自强，需瞄准这些主要“卡点”深化体制机制改革，着力破除关键制约因素，系统谋划种业创新体系和创新环境建设方案。应以新型举国体制构建全产业链种业创新体系，完善种质资源的收集鉴定和扩繁利用机制，支持种业企业做强做大并强化产业整合优势，加快布局智慧育种的研发体系，健全种业创新市场激励机制。

参考文献

- 1.陈燕娟、袁国保、秦路、邓岩，2013：《我国种业知识产权海外布局战略研究》，《农业经济问题》第4期，第95-101页、第112页。
- 2.戴景瑞、鄂立柱，2010：《我国玉米育种科技创新问题的几点思考》，《玉米科学》第18期，第1-5页。
- 3.盖钧镒、刘康、赵晋铭，2015：《中国作物种业科学技术发展的评述》，《中国农业科学》第17期，第3303-3315页。
- 4.郭庆华、杨维才、吴芳芳、庞树鑫、金时超、陈凡、王秀杰，2018：《高通量作物表型监测：育种和精准农业发展的加速器》，《中国科学院院刊》第9期，第940-946页。
- 5.金京波、王台、程佑发、王雷、张景昱、景海春、种康，2021，我国牧草育种现状与展望》，《中国科学院院刊》第6期，第660-665页。
- 6.靖飞、李成贵，2011：《跨国种子企业与中国种业上市公司的比较与启示》，《中国农村经济》第2期，第52-59页、第73页。
- 7.靖飞、王玉玺、宁明宇，2021：《关于农作物种源“卡脖子”问题的思考》，《农业经济问题》第11期，第55-65页。
- 8.孔祥智，2021：《必须彻底解决种质资源“卡脖子”问题》，《农村工作通讯》第6期，第55-57页。
- 9.李菊丹，2019：《我国农业植物新品种保护问题与对策研究——以品种权申请授权数据统计为基础进行分析》，《知识产权》第5期，第70-82页。
- 10.刘振伟，2022：《努力提高种业知识产权保护法治化水平——关于〈中华人民共和国种子法〉修改》，《农村工作通讯》第1期，第20-24页。
- 11.农业农村部种业管理司、全国农业技术推广服务中心、农业农村部科技发展中心，2020：《2020年中国农作物种

业发展报告》，北京：中国农业科学技术出版社，第 54-74 页。

12.宋秀芳、魏雪梅、郑丽丽、赵亚娟、张可心、刘春光、胥伟华，2020：《基因编辑的技术分析与思考》，《中国科学院院刊》第 12 期，第 1510-1524 页。

13.王向峰、才卓，2019：《中国种业科技创新的智能时代——“玉米育种 4.0”》，《玉米科学》第 1 期，第 1-9 页。

14.郑怀国、赵静娟、秦晓婧、贾倩、齐世杰，2021：《全球作物种业发展概况及对我国种业发展的战略思考》，《中国工程科学》第 4 期，第 45-55 页。

15.种康、李家洋，2021：《植物科学发展催生新一轮育种技术革命》，《中国科学：生命科学》第 10 期，第 1353-1355 页。

16.McDougall, P., 2011, “The Cost and Time Involved in the Discovery, Development and Authorisation of A New Plant Biotechnology Derived Trait: A Consultancy Study for Crop Life International”, https://croplife.org/wp-content/uploads/pdf_files/Getting-a-Biotech-Crop-to-Market-Phillips-McDougall-Study.pdf.

（作者单位：¹ 国务院发展研究中心农村经济研究部；

² 中国科学院科技咨询战略研究院）

（责任编辑：胡 玮）

The Main “Stumbling Blocks” and Policy Suggestions for China’s Seed Industry to Achieve Self-reliance and Self-improvement in Science and Technology

CHENG Yu YE Xingqing NING Xia YIN Haodong WU Zhenjun CHEN Kaihua

Abstract: This article conducts a comprehensive diagnosis of China’s seed innovation system through in-depth investigation and interviews with breeding scientists, seed industry enterprises and National Crop Germplasm Banks. The big data analysis on scientific papers and patents indicates that there are four “stumbling blocks” restricting scientific and technological self-reliance of China’s seed industry in the four fields of germplasm resources, breeding technology, breeding talents and overseas layout of technology patent. In terms of innovation system, there are some constraints in China, such as insufficient R&D investment and unreasonable structure, segmentation of research agents and disconnection of innovation chain, weak innovation ability of seed industry enterprises, and insufficient protection of breeding intellectual property rights. To promote the self-reliance and self-improvement of China’s seed industry in science and technology, it is necessary to aim at solving the above-mentioned “stumbling blocks” and strive to break through the key constraints. It highlights the necessity of establishing a whole-chain seed innovation system with China’ new type of whole nation system with concentrated efforts, improving the collection, identification, expansion and utilization mechanism of germplasm resources, supporting breeding enterprises to become stronger and bigger and strengthening the advantages of industrial integration, speeding up the construction of smart breeding R&D system, and improving the incentive mechanism of seed industry innovation market.

Key Words: Seed Science and Technology; Self-reliance and Self-improvement; Stumbling Block; Innovation System

农业公司化是农业现代化必由之路*

李 静¹ 陈亚坤²

摘要: 中央已明确到 2035 年实现农业现代化,但对于谁是农业现代化的微观主体和谁能带领小农户进入现代化这一重大问题还没有明确答案。本文基于农业现代化基本理论对已有的小农户基础论、合作社论、农业公司论做了述评,认为小农户和合作社不能够担负现代化的责任,只有农业公司才是实现现代化的微观主体,也是小农户进入现代农业的衔接纽带。本文还对公司与农户的关系演变做了分析,认为只有将公司与农户的市场交易关系转变为系统内纵向一体化分工关系,才能真正形成公司与农户间的合理利益联系机制,因此,中国需要推进农业公司发展,数字技术有助于这一进程的加快,从而加速中国农业现代化的实现。

关键词: 农业现代化 农业公司 公司加农户

中图分类号: F320.1 **文献标识码:** A

2018 年,《乡村振兴战略规划(2018—2022 年)》明确提出,到 2035 年,乡村振兴取得决定性进展,农业农村现代化基本实现^①。2021 年,“十四五”规划再一次明确了 2035 年实现农业现代化的目标^②。从目前到 2035 年只有 13 年的时间,时间紧,任务重^③,但目前中国农业现代化面临着一个重大问题:中国特色农业现代化的最重要的微观主体应该是什么?或者说谁能够带领和推动小农户与现代农业发展有机衔接?这一问题也是“习近平总书记提出的重大课题,近几年各方面做了很多探索,但还没有完全破题。‘十四五’要加大力度,争取有所突破”^④。本文基于农业现代化基本理论和笔

*本文是中国社会科学院农村发展研究所创新项目“面向 2035 年中国反贫困和促进共享繁荣发展战略与政策研究”的一部分研究成果。

^①《中共中央 国务院印发〈乡村振兴战略规划(2018—2022 年)〉》, http://www.gov.cn/zhengce/2018-02/04/content_5263807.htm。

^②《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》,《人民日报》2021 年 3 月 13 日,第 1 版。

^③《中国农村发展报告 2018》指出,到 2016 年,中国农业现代化仅完成了 47.21% (魏后凯和闫坤,2018),《中国农村发展报告 2021》认为,中国离农业现代化的农业强和农民富的目标还有巨大差距 (魏后凯和杜志雄,2021)。

^④唐仁健:《从讲政治的高度看‘三农’抓‘三农’推动‘十四五’农业农村工作开好局起好步——在全国农业农村厅局长会议上的讲话》, http://www.moa.gov.cn/nybg/b/2021/202104/202110/t20211021_6380024.htm。

者十几年来在国内外大量实地调研的体会，在总结前人研究的基础上分别从宏观和微观两个层面对这一问题提出个人的观点。

一、关于农业现代化微观主体的观点评述

农业现代化是指传统农业向现代农业转化的过程 and 手段，农业现代化尽管有各种定义，但综观世界现代化发展理论和农业现代化发展历程，可以发现农业现代化是经济现代化的一部分，有两个核心驱动力：一是市场机制，二是科技进步。亚当·斯密证明了个人出自利己的动机通过市场自由竞争，可以让产品更加丰富、成本更低、社会资源分配更有效率，从而使整个社会财富增加。市场机制和工业革命导致的科技进步使人类进入了财富快速增长的现代文明时代，尤其是进入 20 世纪以来，科技进步与市场机制的结合使人类财富进入了一个可持续的累进增长状态。中国 40 多年来的改革开放历史也证明了这一点，依靠市场机制和科技进步，中国迅速实现了生产力高速发展、人民生活水平迅速提高和综合国力的世界第二。相比之下，中国农业和农村的现代化水平明显落后，小农户、小规模土地经营依然是农业经营的主流，因此，党的十九大强调要促进小农户和现代农业发展有机衔接。农村改革以来，家庭农场、农业产业化龙头企业、农业公司、农业合作社、社会化服务组织等新型农业经营主体不断涌现和发展，并为中国农业和农村发展做出了各自的贡献，但是，这些新型农业经营组织能够成为中国农业现代化最重要的微观主体，并带领小农户进入现代化吗？对此学界也开展了广泛的研究，多年来基本有三种观点：小农户基础论、农业合作社论、农业公司论。

（一）小农户基础论

这一观点认为，“大国小农”是中国的基本国情、农情。在相当长的一段时间里，小农户还会占中国农业经营主体的大多数，是保障国家粮食安全和农产品有效供给的基础。随着越来越多的农民进入城市，未来部分劳动资源将逐渐退出农业生产，因此，发展多种形式的农业生产经营，是现代农业的发展方向，但也是一个长期的过程，要通过为小农户提供社会化服务来实现小农户与现代农业发展的有效衔接（国务院发展研究中心农村经济研究部课题组等，2021）。这一观点是目前的主流观点，也成为中央农业政策的出发点，即“坚持小农户家庭经营为基础与多种形式适度规模经营为引领相协调，坚持农业生产经营规模宜大则大、宜小则小，充分发挥小农户在乡村振兴中的作用，按照服务小农户、提高小农户、富裕小农户的要求，加快构建扶持小农户发展的政策体系，促进传统小农户向现代小农户转变，让小农户共享改革发展成果，实现小农户与现代农业发展有机衔接，加快推进农业农村现代化”^①。

“小农户基础论”既受中国历史和国情的制约，也受到舒尔茨《改造传统农业》理论的影响。舒尔茨认为，可通过对农户的人力资本投资改变传统小农户，实现现代化（舒尔茨，1999）。中国农经学者普遍接受了这一观点，认为中国的农民类似舒尔茨的“小农户”，即中国多数农户的行为特征是

^①参见《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈关于促进小农户和现代农业发展有机衔接的意见〉》，http://www.gov.cn/zhengce/2019-02/21/content_5367487.htm。

合乎“舒尔茨假定”的，农民能在权衡长、短期利益之后，为追求最大利益做出合乎理性的反应（发展研究所综合课题组，1988），因此，中国农户经营的基础上可以实现中国农业和农村的现代化，农户可以被改造成为现代农业的微观主体，改造的手段也是像舒尔茨说的那样，增加对农业和农民人力资本的投资，而且这个投资主要靠政府投入。这一观点是坚持家庭承包制长期不变的理论基石。改革开放以来前 30 多年的实践也说明这一战略是奏效的，通过高投入，实现了高产出。

但是，舒尔茨理论所受到的批评却没有得到国内农经学者和相关部门的重视，速水佑次郎和拉坦认为，舒尔茨理论没有充分体现新型投入的供给和生产资源的分配问题，新型投入的主体不仅仅是政府，而是应由农业革新者、社会研究机构和农业公司组成。在这一过程中，非农业部门具有重要作用，非农业部门（即工业部门）是现代农业投入的主要供给者，非农业部门的投入可以替代农业生产中的土地和劳动，新型技术知识的不断创新和体现这一创新的工业投资流入是现代农业发展的必要条件，这一过程中的关键因素是有效的市场体系，即农民、社会研究机构、私营农业公司、要素市场和产品市场间的信息联系，这些市场组成因素相互推动，这是任一发展中国家成功实现农业现代化的关键（速水佑次郎和拉坦，2014）。中国农业产业化龙头企业的发展历程证明了这一结论的正确性，即中国几乎所有产业化龙头企业的投资都来自非农部门，包括回乡创业的企业家。可以说，舒尔茨理论可以解释中国农村改革早期的农业成就，而速水佑次郎和拉坦的理论可解释中国农业近些年在产业化方面所取得的成就，尤其是近些年来，随着工业化、城镇化的快速发展，农村最重要的人力资本已经转移到非农和城市，农村基本上只剩下了老弱病残的劳动力。这样的小农户和建立在小农户基础上的家庭农场不可能成为市场主体，靠这样的小农户也不可能实现农业现代化。随着小康社会的全面建成，中国农业和农村发展已进入新阶段，需要新的发展理念和发展战略，农业现代化需要新的生产经营主体，而这一新型主体不应是小农户，小农户需要新的经营主体带动才能进入现代化。

（二）农业合作社论

这一观点认为，中国小农户的出路在于将小农户组织起来，成立农业合作社，通过合作社将小农户和现代农业有机衔接，合作社是农业现代化的主体。农民专业合作社可以保护小农户的利益，并推动农业高质量发展和实现农业现代化（张晓山，2020；苑鹏，2017；任大鹏，2021；孔祥智，2008；张天佐，2021）。黄宗智也指出中国如今需要走的仍然是“小而精”的东亚农业合作化道路（黄宗智，2016）。“农业合作社论”的理论来源有两个：

一是马克思的合作化理论。19 世纪中期，为了对抗资本主义的发展，欧洲出现了合作社形式，包括生产合作社和消费合作社，并逐渐形成社会运动。对此，马克思和恩格斯认为，合作社不仅是改造传统小农户的形式，而且是改造资本主义制度下农业的主要组织形式，因而是建设社会主义向共产主义过渡的中间环节（王贵宸，2006）。从实践中看，教条地运用马克思合作化理论改造传统小农的实践不论是在苏联还是在中国计划经济时期均告失败。改革开放以来，中国对马克思的合作化理论进行了创新与发展，认为应该将马克思合作化理论与中国实际相结合，主要表现在，农村改革后不久，中央政策上认为家庭承包制具有合作制性质，1983 年 1 月 2 日，中共中央印发《当前农村经济政策的若

干问题》（1983年的“一号文件”）^①认为，“联产承包制采取了统一经营与分散经营相结合的原则，使集体优越性和个人积极性同时得到发挥。这一制度的进一步完善和发展，必将使农业社会主义合作化的具体道路更加符合我国的实际。这是在党的领导下中国农民的伟大创造，是马克思主义农业合作化理论在我国实践中的新发展”，并批评了对合作经济的“一些错误观念：一讲合作就只能合并全部生产资料，不允许保留一定范围的家庭经营；一讲合作就只限于按劳分配，不许有股金分红；一讲合作就只限于生产合作，而把产前产后某些环节的合作排斥在外；一讲合作就只限于按地区来组织，搞所有制的逐级过渡，不允许有跨地区的、多层次的联合”。提出要“适应商品生产的需要，发展多种多样的合作经济”。此后，中央连续16个“一号文件”都对农民专业合作社的发展提出了明确要求，在2006年还出台了《中华人民共和国农民专业合作社法》，以法律形式推动农民专业合作社的发展。该法总则中第二条明确规定“农民专业合作社是在农村家庭承包经营基础上，同类农产品的生产经营者或者同类农业生产经营服务的提供者、利用者，自愿联合、民主管理的互助性经济组织。农民专业合作社以其成员为主要服务对象，提供农业生产资料的购买，农产品的销售、加工、运输、贮藏以及与农业生产经营有关的技术、信息等服务。”^②由此可见，马克思的合作化理论通过中国农村改革实践已实现了理论创新，合作社也成为小农户的专业经济组织。

二是国际合作社联盟所代表的合作社理论。这一合作社理论承认私有产权，认为合作社是建立在私人产权上的私人自愿组织，是另一种企业形式。从发达国家实践看，合作社早期背景是保守的欧洲教会为了反对工商资本和社会主义而将农村的政治倾向与经济利益结合在一起而发起的运动并取得了成功，因此，合作社带有明显的政治和宗教色彩。如在比利时，教会利用农村合作社对抗社会主义者，而消费者联盟和工会则支持社会主义者。在意大利，部分合作社要求农民出示信仰证明才予贷款（韦伯，1997）。早期的合作社之所以成功是因为小农自耕农在劳动密集型农业生产方面具有优势，优于大型农场主，一旦农业生产由劳动密集变成资本密集，上述小耕作的优势便告消失（韦伯，1997）。随着合作社发展壮大，合作社市场竞争优势的丧失由政治上的优势和特权所取代，合作社成为影响政府政策的压力集团，其保护农民利益的方式已不是通过合作获得规模优势等市场竞争手段，而是通过影响政府决策，利用税收减免、财政补贴、信贷优惠等政策手段而取得。因此，在西方发达国家一直有经济学家对合作社提出批评，比较著名的是米塞斯，他对合作社的批评主要有以下三点：第一，合作社是基于错误的理论。即合作社运动基于十分流行但完全错误的观念：利润是商人对顾客征收的一笔不公平的费用，商人不应当索取高于商品成本的价格。合作社就是作为全面废除高价销售的恶劣做法的工具而设计出来的经济组织，但合作社从来不能解释为什么不能与私人企业平等竞争。第二，合作社生存依赖于特权和寄生。人们还没有看到过合作社不靠政府照顾而经受住私人企业竞争的事情。在世界上所有国家，合作社运动的发展和目前的扩张，不管到何种水平，都要归功于税收减免，廉价的信贷和其它特权，而不是其自身的经营实力。从公众福利的角度看，这是有害的。第三，合作社没

^① 《1983年1号文件：当前农村经济政策的若干问题》，<http://finance.sina.com.cn/g/20100201/13327346425.shtml>。

^② 《中华人民共和国农民专业合作社法》，http://www.gov.cn/jrzq/2006-10/31/content_429182.htm。

有创新和进步。私人企业尽管承担着合作社不用缴纳的沉重税负，但年复一年地改进产品质量，提高产量，将前所未有的新产品投入到市场中，而合作社却一无贡献，推动经济进步的不是合作社，而是那些被人横加指责的利润追逐者（米塞斯，2007）。

另外，主张农业合作社论的人们忽视了一个事实，即不论是欧美大农场制下的合作社还是日韩小农制下的合作社都不是一成不变的，而是都在不断发展变化中，其共同的变化趋势是农业公司化和合作社公司化。一是农业公司直接进入农业生产领域，尤其是养殖业，如日本南部地区有公司直接进入奶牛养殖业，其效益远好于传统的“奶农+合作社”，二是传统农业合作社已进行公司化转制，如德国、法国、新西兰、以色列、美国等，尤其是最近这些年，合作社公司化更趋明显，如新西兰的恒天然集团等。令人深思的是，这些国家合作社改制原因除了如米塞斯所言的各种弊病外，中国日益强大的消费市场也是这些国家合作社公司化的重要推动力量，即为了增加对中国出口而突破合作社原有的配额限制和区域限制。三是农户开始脱离合作社组织直接与公司签订合同，如在法国、日本等国，乳品加工企业有一半左右不属于合作社所有，这些公司的奶源除了自有奶源多来自脱离合作社的奶农。因为奶农从合作社得到的利益越来越少，牛奶出售给公司与给合作社的价格也基本一样，与公司的关系比与合作社的关系更加简单直接^①。

从现实看，中国合作社在某些方面也存在着类似的问题：合作社需要政策上的支持和保护。《中华人民共和国农民专业合作社法》规定“国家通过财政支持、税收优惠和金融、科技、人才的扶持以及产业政策引导等措施，促进农民专业合作社的发展”^②。2021年7月27日国务院出台的《中华人民共和国市场主体登记管理条例》已经明确了合作社与公司、企业法人、个体工商户等均为以营利为目的的市场主体^③，而合作社无法回答同为市场主体为什么需要保护。另外，中国合作社还存在一个特有的问题，即“假”“空”“弱”。“假”即很多运行中（主要是运营得比较好的）的合作社并不是规范的合作社，而是由工商资本还有基层乡村干部入股成立的私营公司或股份公司，也就是一些人所说的公司领办的合作社。这些实质上的公司以合作社名义是为了套利，真正意义上的合作社几乎很少见到（刘玉满和李胜利，2012）。“空”即很多合作社成立的目的不是帮助和保护农民，而是享受政府的优惠政策或申请财政项目等，因此存在着大量的空壳合作社，空壳社现象在各地普遍存在，且比例较高，至少在1/3以上，一些地区甚至达到了60%以上（苑鹏等，2019）。“弱”即合作社多停留在为农户提供简单的市场信息和技术服务，处于价值链低端，没有营销市场渠道，也不能实现农产品增值（侯淑霞等，2017）。

2019年，针对这些问题，中央农办、农业农村部等11个部门和单位联合先后印发了《开展农民专业合作社“空壳社”专项清理工作方案》和《关于开展农民专业合作社规范提升行动的若干意见》，清理和整顿的结果是绝大多数合作社已逐步转型为以土地经营权租赁或者入股进而转制为以要素投入为

^①笔者作为国家奶牛产业技术体系奶业经济研究室成员在日本、法国、德国、新西兰调研所见。

^②《中华人民共和国农民专业合作社法》第十条，http://www.xinhuanet.com/politics/2017-12/28/c_1122176566.htm。

^③《中华人民共和国市场主体登记管理条例》，http://www.gov.cn/zhengce/content/2021-08/24/content_5632964.htm。

重点的土地股份合作社，即合作社由劳动合作转为要素合作，合作社属性发生变迁，合作社与公司已没有多大区别（任大鹏，2021）。2020年7月22日习近平总书记在吉林省考察时明确指出，“合作社的路子怎么走，我们一直在探索”“要鼓励全国各地因地制宜发展合作社，探索更多专业合作社发展的路子来”^①，这一指示大有深意，不仅指出了合作社发展的不足，也为合作社未来指明了方向，即合作社发展不能只有一种模式，而是应因地制宜多样化发展。实际上，合作的称号不应是合作社所独有，人类迄今为止所取得的一切伟大成就和人类文明的扩展，都是人类合作的产物（赫拉利，2014）。在人类进入现代市场经济的今天，市场机制就其本质而言就是劳动分工之下的社会合作，各种专业化的企业和产业部门彼此合作，生产出消费者满意的商品和服务。从这一角度看，市场经济制度就是一个覆盖广泛的合作机制，其中的每个人都通过服务他人而享有自己的财富。

（三）农业公司论

农业公司论的基本逻辑是现代化有两大推动力，一是市场机制，二是科技进步，只有公司和企业才是市场的主体，也是科技进步和创新的主体。早在1945年张培刚在其博士论文《农业与工业化》中就提出工业化是包含着农业现代化的工业化理论。张培刚强调企业家和劳动力在工业化和经济发展中的作用，他认为工业化的发动因素是企业家的创新才能（张培刚，2013）。农业现代化自然也需要企业家。早见雄次郎和拉坦认为现代农业发展的必要条件是新型科技知识持续不断的出现和工商业资本的投入，而市场机制是保证这一必要条件的关键因素。他们还批评了二战以后的发展理论、发展研究和发展政策都过多集中于宏观层次，忽视了微观经济过程和经济行为，尤其是家庭和企业行为（速水佑次郎和拉坦，2014）。

中国农村改革后，周其仁早在1988年在《改革面临制度创新：后包产到户阶段的深化改革》一书中就指出，农业经济持续增长的条件是需要一个组织载体，这一组织载体不是政府部门，因为政府农业部门不能遵守市场经济原则，也不是农民的自组织，如合作社，因为农民自组织的有效性一旦超出了集贸市场的狭小范围，便因外部风险过大而明显降低，而是需要发展把产品和要素转化为商品的市场组织即公司（发展研究所综合课题组，1988）。李周等也提出农业现代化的两个推动力是科技进步和市场机制，而且认为技术进步依赖于要素和产品等市场机制作用的发挥，通过市场机制诱导农业技术变革，市场机制中最重要的是企业家和企业家的创新精神（李周等，1990）。1993年，山东潍坊市率先提出了“确立主导产业，实行区域布局，依靠龙头带动，发展规模经营”的思路，随后农业领域出现了农业产业化理论和大力发展农业产业化龙头企业的政策实践。农业产业化理论的代表人物是牛若峰，他概括了农业产业化的特点是生产专业化、布局区域化、经营一体化、服务社会化和企业管理企业化（牛若峰，1997）。从这个定义看，农业产业化的实质就是农业公司化。“公司+农户”实现了小农户与大市场的有效对接，是一条件符合国情的现代化发展道路（黄连贵等，2008）。由于产业化龙头企业主要集中于农业生产的产前、产后环节，农业生产环节的组织问题还存在分歧，有人认为农业生产也应该企业化。例如，姜长云认为现代农业首先是市场化农业，必须是有国际竞争力的农业，是

^①习近平：《发展合作社要因地制宜》，http://www.gov.cn/xinwen/2020-07/23/content_5529335.htm。

企业化、组织化农业。因此，现代农业的微观基础应从以家庭经营为基础转到以企业化、组织化经营为基础。应引导农民分化，使一部分农民转变为现代农业企业家，另一部分转变为现代农业工人（姜长云，2011）。何秀荣也认为，中国未来现代农业的微观组织形态应是公司农场，而不是合作社（何秀荣，2009）。合作社不能作为现代农业的微观组织形态，因为合作社不能解决生产领域的农场规模问题，小农经营也有明显而又久不能克的缺陷，而工商资本经营的农场规模往往较大，资本雄厚、技术和管理先进、有较高土地生产率和产品竞争力（何秀荣，2017）。但主张农业公司论的一些人中，虽然认为中国农业现代化应以公司为主，但他们又担心公司会损害农民利益。何秀荣认为工商资本进入农业建立的农场遵循的是企业化经营方式，所以必然会带有工商企业的通常问题，企业与农民会存在矛盾，在看到工商企业进入农业带来好处的同时，也必须看到和预见到可能的问题（何秀荣，2017）。李周也认为农业公司必然会对小农生产形成替代，在农村社会保障体系不健全的情形下，这种替代会对小农户的就业和增收形成冲击（李周，2021）。

综上所述，小农户基础论和农业合作社论都是从保护小农户利益而不是从实现农业现代化的角度来讨论问题，似乎农业现代化是一个只要加大政府投资就可实现的自然过程，在这一过程中最重要的是保护小农户利益，忽视了农业现代化不仅需要进行制度推动和建设，还需要合格的微观市场主体。本文认同农业公司论，认为工商资本和企业家进入农业有利于提高农业竞争力和规模经营，只有公司才是农业现代化起引领作用的重要微观主体，也是小农户与现代农业发展有机衔接的推动者。从中国目前农业现代化实践看，越是公司化生产和经营为主的产业，其现代化程度就越高。如养殖业，尤其是蛋鸡、肉鸡、生猪、奶牛业等。对公司损害小农户利益的担心没有必要，小农户与农业公司不是天然存在着利益冲突，相反，公司与农户可以形成利益共同体。实际上，市场机制是一个不断调整、纠错和创新的动态过程，市场竞争机制所能做的事情比凭理性和经验所想象的要多得多。从现实中可以看到，公司可以参与农户家庭经营中的分工和专业化，如公司对农户提供各种社会化服务，农户也可以加入公司经营的专业化与分工，如成为农业工人或成为公司种养车间和基地等，农户与公司之间并不必然是利益冲突的关系。另外，小农户基础论、农业合作社论和担心小农户利益受损的公司论者只想着要保护小农户，担心小农户破产，而没有看到小农户不利于现代化的一面，更没有看到改革开放以来，众多农村劳动力和家庭离开农业和农村进入非农部门和城市，不是因为公司损害了小农户的利益或政策没有保护好小农户而导致了小农户破产，而是小农户为了追求美好生活而主动选择离开收入低下的农业和农村。在人口出生率下降和体力劳动力短缺，以及农村社会保障制度已经基本建立的今天，更应该担心的不是小农户利益保护，而是农业现代化如何实现。现代化目的是提高农业生产率，更好满足人民的需求，建设强大、富裕的国家，而不是为了保护小农户。没有现代化，没有共同富裕，小农户也不可能得到有效保障。保护农民利益应该更多采用社会政策，而不是经济政策。另外，现在农民并非只有务农一条生路，而是有多种选择。

二、农业公司化是中国特色农业现代化的必然选择

长期以来，人们一直认为农业现代化就是发达国家的现代化，亦即两种模式：一是欧美大农场制，

二是日韩合作社制，但大家忽略了一点：中国国情是否适合这两种模式？对此，习近平明确指出，中国现代化既有各国现代化的共同特征，更有基于国情的中国特色，是中国式现代化。“中国共产党将团结带领中国人民深入推进中国式现代化，为人类对现代化道路的探索作出新贡献”^①。实际上，习近平早在2007年任浙江省委书记时就指出：“我国农业人口多、耕地资源少、水资源紧缺、工业化城镇化水平不高的国情，决定了发展现代农业既不能照搬美国、加拿大等大规模经营、大机械作业的模式，也不能采取日本、韩国等依靠高补贴来维持小规模农户高收入和农产品高价格的做法，而必须探索一条具有中国特色的现代农业发展之路”^②。小农户与现代农业发展有机衔接是中国农业现代化的重要特色，而农业公司化则是实现这一战略的最好选择。

（一）农业公司化是发挥中国后发优势的主要选择

中国特色的农业现代化道路应在借鉴国内外农业现代化发展经验和教训基础上，充分利用后发优势，实施有为政策，避免西方国家走过的弯路，从而快速推进农业现代化的发展。西方国家农业现代化过程中最大弯路是对农业合作社过度保护和支持政策，使合作社成为垄断力量。西方国家为合作社提供了大量的税收优惠、财政补贴、信贷补贴等措施，其合作社依然竞争不过农业公司，既不能提供创新与进步，也没能实质性地保护农民，所以西方国家合作社才在近些年纷纷转向公司化发展。我国合作社发展虽然有强大的理论支持，但不论是在计划经济时期，还是在目前的市场经济时期，经典意义上合作社的表现都差强人意。所幸的是目前绝大多数合作社都是基于股份基础上的合作，即实质上是公司。因此，只需要政策上防止对合作社的模式化或规范化干预，鼓励合作社因地制宜地多样化发展，就可促使合作社作为市场主体与农业公司平等竞争，成为公司性质的合作社。实际上，新修订的《中华人民共和国农民专业合作社法》（2017年）已体现了鼓励合作社的多样化发展，如“第十三条 农民专业合作社成员可以用货币出资，也可以用实物、知识产权、土地经营权、林权等可以用货币估价并可以依法转让的非货币财产，以及章程规定的其他方式作价出资”和“第十八条 农民专业合作社可以依法向公司等企业投资，以其出资额为限对所投资企业承担责任”^③。

（二）农业公司化是推动小农户与现代农业有机衔接主要载体

随着工业化、城镇化的发展，我国绝大多数小农户已经不再是小而全的经营单位，不仅农户间发生了分化，农户家庭内部各生产要素也发生了分离，全面参与了社会分工与合作。如工资收入已占农户家庭收入主要部分，参与流转的土地也越来越多，农户与农业公司实现了多种形式的联结与合作。一方面，农户家庭的生产过程出现了由公司承接的外包和服务，即生产的社会化服务，实现了由土地规模经营转向服务规模经营（罗必良，2017）。另一方面，农户也参与了公司生产和服务的外包，一些龙头企业通过订单收购、保底分红、二次返利、股份合作、吸纳就业、村企对接等多种形式带动农

^①习近平：《加强政党合作共谋人民幸福——在北京出席中国共产党与世界政党领导人峰会的主旨讲话》（2021年7月6日），http://www.gov.cn/gongbao/content/2021/content_5625991.htm。

^②习近平：《走高效生态的新型农业现代化道路》，《人民日报》2007年3月21日第9版。

^③《中华人民共和国农民专业合作社法》，http://www.xinhuanet.com/politics/2017-12/28/c_1122176566.htm。

户共同发展，与农户形成利益共同体，使农户避免了直接面对市场风险。目前这些“公司+农户”比较多也比较成熟的主要在养殖业和设施农业，如鸡鸭、生猪和奶牛养殖以及大棚蔬菜等，但在大田种植业也开始出现，如国家级龙头企业河南省想念集团，在地方政府帮助下，与农户在资产收益、订单扶贫、转移就业、产业链带贫、服务外包等五个方面形成了分工合作关系。

（三）农业公司化是中国新发展阶段走高质量发展道路的必然选择

农业公司不仅指目前所有的主要分布在加工和销售环节的农业产业化龙头公司，也包括进入生产和生产服务环节的各种公司、在农村从事旅游、民宿、文化等第三产业的公司，以及近几年新出现的与新业态、新产业相关的各种公司。支持发展上述各类公司是我国新阶段走高质量发展道路的必然选择。就农业和农村来说，新发展阶段有以下特点：

1.脱贫攻坚胜利和小康社会建成。中国对贫困农民已建立一套基本社会保障制度，这一制度保障了农民基本生活水平和权利，使农民不会再陷入绝对贫困。因此，中国农业农村现代化不必从保护小农户出发，而应从建设富强中国、实现共同富裕出发，公司制度从来都是实现经济增长和繁荣的关键。

2.中国已是世界第一消费大国。中国已经有一个庞大的中等收入群体，“十四五”规划要求“深化供给侧结构性改革，以创新驱动、高质量供给引领和创造新需求，建设强大国内市场”。这要求农产品及加工品生产不能从生产者出发，而应从市场、从消费者需求和权利出发，生产出高质量、标准化、多样化的消费品，而规模化、高质量、标准化生产只有现代化公司才能实现，小农户和合作社不可能满足这些需求。

3.人口断崖和劳动力尤其是蓝领劳动力的短缺。这种状况一方面会制约我国经济增长，需要寻求新的发展动力，如通过发展各类农业公司来提高农业劳动生产率，只有提高劳动生产率，才会形成共同富裕的经济基础（蔡昉，2021），才能进一步提高农民收入和消费。但另一方面会使劳动力成为短缺资源，农村劳动力工资收入会大幅增长，这就使得我国在农业现代化过程中不用担心失业问题和小农户破产。

4.国家实施“创新驱动”发展战略。科技创新的本质是节约劳动、节约成本，提高劳动生产率和土地产出率，只有企业家才有动力去实现技术创新和运用新技术。企业家是科技创新的主体，因此，实施“创新驱动”要强化企业家创新的主体地位，发挥企业家在技术创新中的主体作用，促进创新要素向企业集聚，这不是靠管理部门坐在办公室里就能想出来的。什么技术该发展，什么技术发展不了，什么是前沿、超前了多少，这些问题企业家更清楚（谢伏瞻，2021）。中国农业现代化也需要创新驱动，也需要企业家。

5.破解种子等“卡脖子”问题迫在眉睫。农业农村部已经提出要以企业为主体，一体化配置资金、项目、人才、技术等创新要素，搭建规模化技术集成应用平台，建立健全商业化育种体系。要让更多优势企业牵头承担种业科研攻关任务，要着力培育一批具有较强研发能力、产业带动力和国际竞争力的种业重点龙头企业，发展一批具有差异化竞争优势、专业化服务能力强的“专精特新”企业（唐仁健，2021）。

6.“十四五”规划对农业农村提出新发展目标。如“推进农牧业产业数字化转型，加快发展智慧

农业，推进农业生产经营和管理服务数字化改造”、“强化以工补农、以城带乡，推动形成工农互促、城乡互补、协调发展、共同繁荣的新型工农城乡关系，加快农业农村现代化”，以及“推进农村一二三产业融合发展，延长农业产业链条，发展各具特色的现代乡村富民产业”、“完善利益联结机制，通过‘资源变资产、资金变股金、农民变股东’，让农民更多分享产业增值收益”等。这些目标都需要以公司为主体，只有公司才能承担起这些发展任务，依靠小农户和合作社不可能实现这些目标。

（四）以农业公司为主体的地区和行业的现代化水平都处于国内甚至国际前列

从地区看，浙江省是中国农业现代化水平和农村发展水平最高的省份（魏后凯和杜志雄，2021），2021年初，浙江被赋予“高质量发展建设共同富裕示范区”的光荣使命，率先探索促进全体人民共同富裕之路。浙江共同富裕最主要经验就是市场化比较彻底，不论是在非农领域，还是在农业农村领域，公司都是最主要的市场主体。在农业生产经营领域，浙江很早就开始了由传统农业的小生产、经验作业和靠天吃饭状态提升为规模化、标准化、设施化和生态化的现代农业。在微观上，既表现为农业生产的设施化，也表现为农业经营的企业化（王景新等，2009）。早在2004年，义乌市委、市政府就下发了《义乌市农业企业化行动方案》，明确了农业企业化的核心是重塑经营方式和经营主体的改变，形成“企业+基地+农户”的模式。近些年，浙江省村集体经济也实现了“股份化改造”和“公司化经营”，形成集体经济与私营经济共同发展，走出共同富裕之路。2020年，浙江农村人均收入首次突破了3万元，连续36年位居全国各省区第一，所有县农民收入均超过全国平均水平；浙江城乡居民收入比为1.96:1，首次降至“2”以内，远低于全国平均水平的2.56，城乡收入差距越来越小^①。

以行业来看，养殖业是中国农业现代化水平最高的产业，一些龙头公司如中粮集团、新希望集团、温氏集团、现代牧业、牧原集团等带领下，畜牧业的标准化、规模化、自动化养殖水平已达到相当高的水平，多数已达到国际领先。2020年全国畜禽养殖规模化率达到67.5%，畜牧养殖机械化率达到35.8%，养殖主体格局发生深刻变化，小散养殖场（户）加速退出，规模养殖快速发展，呈现龙头企业引领、集团化发展、专业化分工的发展趋势，组织化程度和产业集中度显著提升。2020年全国肉类、禽蛋、奶类总产量分别为7748万吨、3468万吨和3530万吨，肉类、禽蛋产量继续保持世界首位，奶类产量位居世界前列。饲料产量2.53亿吨，连续十年居全球第一^②。

三、农业公司化是小农户与现代农业有机衔接的解决方案

学者们反对工商资本下乡和担心农业公司发展的一个重要理由是公司发展会损害农户利益，这有一定的现实依据，但这一担心忽视了另一个现实，即公司与农户的关系不是静止不变的，应该看到，随着市场发展以及科技进步，中国产业化龙头公司与农户关系正从不平等的市场交易关系转向利益一体化的纵向分工合作关系，即公司或雇用农业工人直接从事生产，如牧原集团，或将生产分包给农户或其他小公司（包括合作社），公司负责销售和开拓市场，如新希望、温氏等，实现了科斯所说的企

^①数据来源：国家统计局网站（<http://www.stats.gov.cn>）和浙江省统计局网站（<http://tjj.zj.gov.cn>）。

^②参见《“十四五”全国畜牧兽医行业发展规划》，http://www.moa.gov.cn/govpublic/xmsyj/202112/t20211220_6385081.htm。

业代替市场，这方面在畜牧业生产中尤其明显。

（一）“公司+农户”交易性关系存在的问题

自 20 世纪 90 年代山东潍坊出现了农业产业化实践以来，“公司+农户”就是农业产业化最主要的形式，农业农村部也对农业产业化企业进行了大力推进，截至 2020 年底，全国有县级以上龙头企业 9 万家，其中国家重点龙头企业 1547 家，省级以上近 1.8 万家，市级以上近 6 万家。其中，前 100 强的产业化龙头企业，主营业务收入 2.32 万亿元，占 1547 家国家重点龙头企业主营业务收入的 68%，平均每家企业带动农户 25 万户；聘用农民工 80 多万人，占职工总数的 58.5%，多数推行产加销一体化、贸工农一条龙经营模式，新业态产值占比达 7.8%^①。在这些龙头企业中，尽管与农户的关系多种多样，如公司+农户，公司+合作社+农户，公司+基地+农户、公司+市场+农户等，但其最本质的关系都是公司与农户的关系。从现实中看，公司与农户的关系可分为两类：一是公司内部纵向一体化关系，二是市场上的交易关系。按照严格的产业化定义，即“产业化的本质是农工贸一体化、产供销一条龙，外部经济内部化”（牛若峰，1997），前者才是真正的产业化关系，而后者只是市场交易关系。自农业产业化兴起以来，我国早期的农业产业化企业与农户的关系多数是后者的市场交易关系，这导致了以下的问题：

1. 公司与农户契约关系不稳定。双方很容易撕毁合约，造成双方利益损失。一方面，龙头企业利用市场地位压级压价，损害农民利益，另一方面，农户掺杂使假，损害公司利益。三聚氰胺事件则是这方面最典型的案例。

2. 双方地位不平等。这一点张培刚早就讲过，即小农户不是不能面对市场，而是面对的是不平等的市场，即小农在市场上面对两个阻力：一是收购他产品的商人不是像他那样分散的小商人，而是已经联合起来的商人，二是他买生产资料的时候，那些制造农业生产资料的也是大公司，不是小公司。所以说，小农户在这样一个不完全的市场当中，他们的利益会受到损害（张培刚，2013）。

3. 地方政府有时会站在企业一边。一些地方政府为招商引资和政绩，往往对引进的企业做出各种承诺，以保证企业利益，这使农户与企业利益有冲突的时候，政府不能作为客观公正的第三方进行调节，反而对农户进行打压。例如，利诱或者强迫农民进行某一品种的种植或养殖，在成熟时节在公路上围追堵截，强迫农户产品只能卖给龙头企业，也不允许其他企业来此地收购，至于强制征收土地则是各地的普遍现象。这一情形在近些年才有所减少，在以前则是屡见不鲜。

鉴于以上问题，多年来专家和政府有关部门一直在呼吁公司与农户之间建立合理的利益联结机制，甚至于一段时间内反对工商资本下乡，以保护农户的利益，这也成为发展合作社的最重要理由。但是什么才是合理的利益联结机制？专家们并没有明确答案。实际上，只要是市场交易关系，龙头公司就一定在市场交易中占主导地位，不只是在与农户的关系中是这样，在与合作社甚至公司与公司的关系中也是如此。以奶业为例，在 2008 年前，中国奶业主体是分散的小奶农，大规模牧场几乎没有，脏、

^①农业农村部：“2020 年农业产业化龙头企业 100 强和专项 10 强名单发布”，http://www.xccys.moa.gov.cn/nycyh/202104/t20210426_6366634.htm。

乱、差是当时奶业的基本特点，龙头公司利用市场地位压级压价或哄抢奶源，奶农则是掺杂使假，直到导致了“三聚氰胺”事件。此后，“龙头企业+奶站+小奶农”产业化模式在政府推动下改变成为“公司+合作社（奶业小区）”模式，但依然不能改变合作社在与公司交易中的不利地位，“倒奶杀牛”事件依然发生^①。再后来，原农业部推动规模化牧场建设，并发展一批大规模现代化牧场，如现代牧业、圣农高科等，但规模化牧场在与乳品加工龙头企业的博弈中依然处于下风，牧场经常亏损，而大型乳品加工业则是利润高速增长。近几年，规模化牧场基本上都纳入乳品加工企业集团，成为乳品集团的自有牧场，与乳品龙头企业形成内部纵向分工关系，至此才真正形成了利益共同体，奶业的现代化也算真正实现。从效果上看，尽管中国奶业生产成本远高于发达国家，但奶业现代化水平和乳品行业现代化水平已达到甚至超过发达国家，更使牛奶消费实现了普及。目前，即使在最偏远的农村也能买到牛奶，真正使在我国居民在乳制品消费方面实现了共享。从中国奶业的现代化过程可以得到以下启示：

一是市场是一个不断纠错和扩展的过程，企业家可以不断发现并纠正市场的错误，并从市场中学习和进步。因此，不能静态地看待市场的问题，人为干预并不能解决市场的问题。

二是小农户和合作社都不能形成对龙头企业的平等竞争，规模化牧场也不能，这是由其产品特性和市场地位所决定的。只有与龙头企业形成产业内部一体化的纵向分工，才能够解决产业链中各环节之间合理的利益分配问题。

三是现代经济的核心竞争力不完全取决于生产成本的高低，而是市场规模大小和市场开拓能力的高低或者说是企业家能力的高低，中国奶业和乳品行业在生产成本极其不利的情况下实现了现代化，应主要归功于企业家的贡献。

四是市场不是天然存在的，也不是一个有形的集贸市场，而是一个需要大量投资去不断发现和扩展的无形市场。消费者也不是天生的，而是需要去发现和开发的，只有企业家才有积极性和能力去开拓和扩大市场，小农户和合作社均不具备这个能力。以伊利为例，2020年销售费用达215.4亿，公司服务的乡镇村网点近109.6万个^②。正是这些投资，才使得牛奶由原来极少数人消费得起的高级营养品变成成为偏僻农村村民也消费得起的最普通食品。

五是现代市场经济一个重要特点是大规模生产和大规模交易。这完全不同于小商品经营和集市贸易。现代市场的交易主体不是小业主、小农户或小商小贩，而是企业家，需要的不是小富即安的小农思想，而是企业家精神和商业精神。在现代市场经济中，经济增长多半是交易出来的，而不仅仅是生产出来的（韦森，2009）。近些年，数字技术和互联网进一步放大了规模效应。

（二）“公司+农户”纵向一体化关系的特点

近些年养殖业的“公司+农户”关系发生了由市场交易关系向纵向一体化分工关系的转变，实现

^① “奶农‘倒奶杀牛’政府岂能袖手旁观”，http://www.xinhuanet.com/politics/2015-01/11/c_1113951395.htm。

^② 《内蒙古伊利实业集团股份有限公司2020年年度报告》，http://static.sse.com.cn/disclosure/listedinfo/announcement/c/new/2021-04-29/600887_20210429_8.pdf。

了产加销一体化、贸工农一条龙。比较明显有肉鸡、蛋鸡、生猪等，这里也有两种模式，一是自建养殖场，如牧原、中粮，通过雇用劳动，使农民成为产业工人，如牧原雇用了 10 多万农民养猪；二是与农户合作，农户负责生产，公司负责销售。这方面比较著名的公司有温氏集团、新希望等，其典型模式是：公司帮助农户投资建立饲养圈棚，提供种苗、自动化饲养技术、饲料等，农户提供一定的资金、场地和劳动，到期向公司交付产品，公司与农户之间签订固定销售合同或协议，农户只与公司产生关系，不与市场发生关系，不承担价格变动或市场风险，只承担生产产品的风险，市场风险由公司承担。在这种关系中，农户收入由两部分组成：一是劳动收入，这部分收入由其生产的产量和质量决定，相当于计件工资。二是地租和利息收入，农户利用自己的资金、土地或房屋建造大棚或饲养场，相当于公司将生产场地或生产车间转移到农户家里，公司节省了租地费用，农户增加了资产收入。通过这两种模式，这些产业的现代化水平和规模化水平以及农户收入水平都得到了大幅提高，农户和公司实现了双赢。“公司+农户”关系变化主要有以下特点：

1.从市场风险看，在“公司+农户”的市场交易关系中，农户承担了主要风险。农户不仅承担了生产风险还承担了交易风险和市场风险，更由于市场地位不平等，使得农户利益经常得不到保护，加入合作社或发展规模化家庭农场并不能改变市场地位不平等和利益受损的情况。公司不承担生产风险，承担了经营风险，与农户交易费用高且不稳定。从短期看，公司由于拥有市场入口的垄断权和定价权，可以把经营风险转移给农户，故公司常常能获得超额利润。但从长期看，公司原料供应和生产基地经常不稳定，从而影响了公司的可持续稳定发展。在公司与农户的纵向一体化关系中，公司与农户交易费用低，农户不承担市场风险，只承担生产风险，而且随着科技进步，生产风险也日趋减少。公司不承担生产风险，只承担市场风险。

2.从利益关系看，在公司与农户的市场交易关系中，二者基本是零和博弈。农户与公司利益关系不紧密，甚至是利益冲突关系，农户收入低且不稳定。而在公司与农户一体化关系中，二者关系紧密，形成了利益共同体，农户收入高，且稳定可持续。其主要表现在，农户不仅仅是公司产品的生产者，如生产鸡、猪等，还是公司产品如种苗、各种技术、设备、饲料、添加剂等的消费者或顾客，公司利益与农户深度绑定，公司承担市场风险，公司收入不稳定。

3.数字技术助推了公司与农户由市场交易关系转向纵向一体化关系。纵向一体化的“公司+农户”之所以成功和迅速发展，与近些年迅速发展的科技进步，尤其是数字技术等密切相关。数字技术使得公司与农户之间的交易费用、监督管理费用、技术培训费用等大幅下降，使公司低成本地实现了对农户标准化投资和对一体化模式的不断复制和扩张。

（三）数字技术与“公司+农户”关系的纵向一体化

网络与数字技术带来经济和社会结构的重大变化，并使现有市场秩序、秩序背后的逻辑以及逻辑背后的价值判断都面临根本性挑战（江小涓，2019）。如著名的科斯问题在数字化时代也受到了挑战，科斯认为企业是为了减少市场交易成本而出现的一种合约组织。但科斯没有回答企业内部能否像市场竞争那样产生激励？企业内部的监督管理成本如何降低？阿尔钦和德姆塞茨认为企业理论的主要问题就是如何提高企业内部有效激励，企业内部要素贡献者的计量和监督是企业的一个重要问题（阿尔钦，

德姆塞茨, 1999)。这一问题不仅是企业内部的问题, 也是所有产业纵向一体化中要解决的主要问题。陈锡文也认为“老板们如果能解决好农业劳动力劳动的监督 and 劳动的计量问题, 绝对可以获得诺贝尔奖。没有人解决得了对农业劳动力的监督和计量的问题, 如果靠公司能解决这个问题, 我坦率说一句, 人民公社就没有必要解散”(陈锡文, 2015)。

实际上, 数字技术和自动化技术近乎解决了这一问题。在一些农业领域, 通过数字化改造, 使自动化技术取代劳动力, 智能技术取代监督。如机器人挤奶对人工挤奶的代替, 自动喂养技术对人工喂养的取代, 无人机喷洒农药对人工的代替, 数字技术的实时监督和提醒等, 都使得监督和计量不再成为问题。以蛋鸡和肉鸡养殖业为例, 一个农户只需要 1 个人就能养殖 10 万只鸡, 农户所需要做的就是看着仪器仪表, 监控鸡棚的温度变化。这一养殖模式有以下特点: 第一, 数字化技术可以轻松解决计量和计算问题。第二, 农户收入不是按市场价格而是以最终产量计算, 类似计件工资, 农户收入稳定易计算, 这使农户有充分积极性, 不需要额外监督激励。第三, 高度自动化和标准化节约了劳动力, 降低了劳动强度, 如养鸡设施、饲料、兽药、技术、粪污处理都由公司按标准化流程提供, 这使劳动力从传统繁重且耗时的体力劳动中解放出来, 因而没有了偷懒的动机。第四, 鸡棚的仪器仪表与公司网络联通, 农户手机与公司有软件联通, 公司也会实时对鸡棚实行监控, 一旦发现问题会及时告知农户及时处理。以上四方面的原因使得科斯问题和陈锡文问题, 即公司内部监督和激励问题基本得到解决。

科斯问题的另一含义是交易费用如果下降, 会使市场替代企业。如果交易费用为 0, 企业就没有存在必要。数字技术发展使科斯这一问题受到挑战, 数字技术使得公司内部分工和专业化的激励和监督问题得到解决的同时, 市场上交易费用也得到有效下降, 如淘宝和拼多多平台公司等极大地促进了买卖双方的信息交流, 通过大数据、互联网, 所有交易成本都大幅度下降, 那么, 在市场交易费用大幅度下降的情况下, 是否会出现市场替代公司的情况? 江小涓认为是可以的, 她认为技术可以解构企业、乐队、医院、银行等很多组织, 可以实现以企业为中心的生产转到了以产品为中心的生产, 并使生产过程的效率一直延伸到供应链和客户端, 大大提高了整个生产过程的效率(江小涓, 2020)。

本文认为, 数字技术虽然降低了交易成本, 带动了新要素贡献的提升, 扩展了生产可能性边界, 也能解构一部分组织, 如合作社大部分功能完全可以被淘宝、拼多多等平台企业所取代, 因为合作社主要功能就是提供信息, 降低购买价格, 寻找市场等, 这些功能在平台公司完全可以实现, 但数字技术还不能完全解构企业, 实现以市场来完全取代企业。最主要的原因是企业不仅仅是为了节约交易成本而存在, 更是为了创新而存在(熊彼特, 2000): 一是创新新产品, 即创造一种新的前所未有的新产品。二是创新新技术, 即创造一种更有效率的生产技术提高生产率。三是发现新市场, 即开拓扩大市场的边界。四是开发新产业。如农村现在出现的各种新业态。五是创造新生产方式, 比如对传统产业进行数字化改造等。六是创造新组织形式。如淘宝、拼多多等新平台型公司形式。因此, 数字技术可以改变传统的生产方式、组织形式以及交易方式, 但不会改变公司的性质。公司会永远是市场的经营主体和创新主体。随着数字技术的发展和运用, “公司+农户”联结方式可能还会进一步改进和创新, 因为数字技术会使农户的土地、劳动力、房屋等要素在时间和空间上进行细分。小农户作为一个

家庭经营单位可能不再持续，但家庭生产要素会越来越多地进入产业链中的各种专业化分工与合作中去，从而得到更高效率的利用和回报。除了劳动收入外，各种财产性收入也会大幅提高。从目前情况看，小农户有三种方式进入分工，一是以劳动进入分工，成为农业工人，二是以土地进入分工，或出租，或入股，三是以房屋进入分工，或出租，或入股，例如农村旅游公司。这样在公司的带动下，小农户可以同步实现现代化，也同步实现共同富裕。

四、结论与政策建议

中国目前农业发展和乡村振兴依赖政府提供大量的各种补贴和投入，2020年财政支农投入达23948.46亿元，占财政支出已达9.7%^①，在各省均是财政赤字的情况下，面临着财政支农不可持续的问题。中国农业现代化不能依靠依赖补贴才能生存的小农户和合作社，而应依靠不需要政府补贴还能政府提供税收、为社会提供就业、为经济提供财富的各种农业公司。因此，农业公司化是新发展阶段下实现中国特色农业现代化道路的必由之路，也是推动小农户与现代农业发展有机衔接的必然选择。现在距2035年只有不到15年的时间，须转变观念，建立起支持和促进农业公司发展的政策体系，推进农业现代化的快速发展。

（一）解放思想，转变观念

1.破除对农业合作社的教条主义观念。合作社在欧洲的发展与基督教会发展密切相关，农业合作社多起源于教士去农村组织农民进行合作以反抗工商资本或达成其他社会目标，这些教士或知识分子承担了合作社的组织成本和管理成本。中国不具备这种土壤，绝大多数合作社都是大户也就是企业家领办的合作社，合作社只是壳，实质是股份合作公司。在合作社已基本上是股权合作和公司化的今天，应改变合作社只能是经典意义上劳动合作社的观念，更应停止对合作社进行经典合作社规范化的冲动，允许合作社因地制宜多样化发展。另外，应取消对合作社的特殊优惠政策，使之与农业公司进行平等竞争。

2.破除对小农户的民粹主义思想。不能以保护小农户作为农业现代化政策的出发点，更不能静态地看待公司与农户的关系。应该看到，市场是连续不断的动态调整、纠错、创新过程，市场竞争和技术进步已经引起公司与农户关系的改变和利益联结机制的调整。现代市场经济的最大特点是生产者也是消费者，小农户作为生产者，工商资本希望其能生产出物美价廉的产品，作为消费者，工商资本希望其有足够的购买力。公司与农户之间关系也是如此，随着市场调整和纠错，公司与农户日益成为利益共同体，农户既是其产品的消费者，也是其产品的生产者，共同为满足全球最大的消费市场而供给各种优质农产品及加工品。另外，小农户退出和消亡并不是工商资本剥削的结果，更不是悲剧，改革开放以来，中国几乎每年都强调保护农民利益，并投入大量资金和资源支农、惠农，但并不能阻止农村劳动力转入城市和非农产业，所以，小农户消亡是历史的进步，也使劳动力资源得到有效配置。

3.破除对市场的简单化理解。一般对市场的理解有两个简单化倾向：一是简单地理解为地理含义

^①数据来源：国家统计局网站（<http://www.stats.gov.cn>）。

的市场，即划一块地进行交易的场所，如传统的农贸市场，二是把市场简单理解为亚当·斯密意义上看不见的手，市场机制自行发挥作用，政府不应干预。实际上，市场不是天生存在的，是需要大量投资去发现和开拓的。一方面，这一市场拓展过程中有大量风险，只有企业家才有积极性去投资和发现市场机会并承担风险，这是小农户和小农合作社无法想象和承受的。另一方面，市场离不开政府的作用，还需要政府在基础设施建设、交易公平等方面发挥主导性作用。

（二）从战略上明确农业公司是中国特色农业现代化最重要的主体

应明确农业公司（包括已是公司化的合作社）是各种新型农业主体中最重要的主体，是联结其他主体和小农户的唯一载体，是带动小农户进入农业现代化的主导力量，是乡村产业振兴和实现“十四五”规划农业农村发展目标和到2035年实现农业现代化的主体。要改革不利于农业公司化和工商资本下乡的各种体制障碍，建立促进农业公司发展的政策体系。

1.改革户籍制度，建立企业家人才市场。改革开放以来，我们看到很多发展比较好的农村、乡镇企业或者社区合作社，都是由一个能人、大户或企业家带动。当地农民的命运也与这些能人（书记、劳模、人大代表等）息息相关，但由于农村社区封闭，没有企业家市场，使得这些社区企业（合作社、村庄）的命运只能与这个特定的企业家命运绑在一起，其发展往往没有可持续性，兴衰只在几年间。改革户籍制度，实行村庄开放，使企业家人才自由进出农村，享受居住地投资权利，就会吸引外部的企业家人才进入村庄，实现村庄企业的可持续发展。

2.推动农村土地集体所有制的公司化改革。农村集体所有制来自计划经济，城乡二元体制同社会主义市场经济统一市场、要素自由流动的要义是相悖的（楼继伟，2019），应推广浙江集体所有制进行公司化经营的经验，通过股份化改造，实现土地要素的自由流动和更有效率的配置。

3.在税收、补贴、信贷等方面公平对待农业公司。使农业公司在市场上与合作社或其他主体进行公平的市场竞争。

（三）建设数字中国，推进农村产业数字化

促进数字技术与农村各项产业深度融合，赋能农业产业链转型升级，催生新产业、新业态、新模式，推动“公司+农户”由市场交易关系转型为纵向一体化分工合作关系，与农户建立稳定的利益联系机制，带动小农户一起推动农业现代化加速发展，同步实现农村农业现代化和共同富裕。

参考文献

- 1.蔡昉，2021：《共享生产率成果的中国方式》，《数量经济技术经济研究》第11期，第3-7页。
- 2.陈锡文，2015：《中国农业发展的焦点问题》，《农机科技推广》第7期，第4-7页。
- 3.德姆塞茨，1999：《所有权、控制与企业》，段毅才等译，北京：经济科学出版社，第146页。
- 4.发展研究所综合课题组，1988：《改革面临制度创新：后包产到户阶段的深化改革》，上海：上海三联书店，第20页。
- 5.国务院发展研究中心农村经济研究部课题组、叶兴庆、程郁，2021：《新发展阶段农业农村现代化的内涵特征和评价体系》，《改革》第9期，第1-15页。

- 6.何秀荣, 2009:《公司农场: 中国农业微观组织的未来选择?》,《中国农村经济》第11期,第4-16页。
- 7.何秀荣, 2016:《关于我国农业经营规模的思考》,《农业经济问题》第9期,第4-15页。
- 8.赫拉利, 2014:《人类简史》,王卉译,北京:中信出版社,第36页。
- 9.侯淑霞,钟敏,姜海燕,王雪瑞, 2017:《农民专业合作社经济组织营销渠道力——基于纵向关系的西部地区研究》,北京:经济管理出版社,第53-54页。
- 10.黄连贵、张照新、张涛, 2008:《我国农业产业化发展现状、成效及未来发展思路》,《经济研究参考》第31期,第23-33页。
- 11.黄宗智, 2016:《东亚农业合作化历史经验及其借鉴意义》,《中国经济时报》8月12日, A10。
- 12.江小涓, 2019:《网络时代的政府与市场: 边界重组与秩序重构》,《比较》第2期, <https://bijiao.caixin.com/2019-04-18/101405924.html>。
- 13.江小涓, 2020:《我来回答科斯之问》, <http://finance.sina.com.cn/china/gncj/2020-11-26/doc-iiznezxs3712345.shtml>。
- 14.姜长云, 2011:《转型发展: 中国“三农”新主题》,合肥:安徽人民出版社,第145页、第172页。
- 15.孔祥智, 2008:《崛起与超越——中国农村改革的过程与机理分析》,北京:中国人民大学出版社,第222-223页。
- 16.李周、蔡昉、金和辉、张元红、杜志雄, 1990:《论我国农业由传统方式向现代方式的转化》,《经济研究》第6期,第39-50页。
- 17.李周, 2021:《李周自选集》,太原:山西经济出版社。第75页。
- 18.刘玉满、李胜利, 2012:《中国奶农专业合作社调查研究》,北京:中国农业出版社,第79-86页。
- 19.楼继伟, 2019:《破除城乡二元体制,推进供给侧结构性改革》,《比较》第5期, <https://bijiao.caixin.com/2019-10-29/101476564.html>。
- 20.罗必良, 2017:《论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化》,《中国农村经济》第11期,第2-16页。
- 21.米塞斯, 2007:《货币、方法与市场过程》,戴忠玉、刘亚平译,北京:新星出版社,第281页、第282页、第283页、第245页。
- 22.牛若峰, 1997:《农业产业一体化经营的理论框架》,《中国农村经济》第5期,第4-8页。
- 23.诺斯, 1992:《经济史上的结构与变革》,厉以平译,北京:商务印书馆,第158页。
- 24.任大鹏, 2021:《党的十八大以来农民合作社的转型与发展》,《中国农民合作社》第7期,第13-14页。
- 25.舒尔茨, 1999:《改造传统农业》,梁小民译,北京:商务印书馆,第110页、第115页。
- 26.唐仁健, 2021:《全力以赴推进种业振兴》,《农民日报》9月8日,第1版。
- 27.王贵宸, 2006:《中国农村合作经济》,太原:山西经济出版社,第120页。
- 28.王景新、车裕斌等, 2009:《从传统到现代——浙江农业农村经济发展60年》,杭州:浙江人民出版社,第215页。
- 29.威廉姆森、温特, 2007:《企业的性质》,姚海鑫、邢源源译,北京:商务印书馆,第18页、第58页。
- 30.韦伯, 1997:《民族国家与经济政策》,甘阳译,生活·读书·新知三联书店,第115、第120页、第281页。
- 31.韦森, 2009:《经济理论与市场秩序》,上海:上海人民出版社,第150页。
- 32.魏后凯、闫坤, 2018:《中国农村发展报告2018》,北京:中国社会科学出版社,第41页。

33. 魏后凯、杜志雄, 2021: 《中国农村发展报告》(2021), 北京: 中国社会科学出版社, 第45页、第94页。
34. 谢伏瞻, 2021: 《准确把握“十四五”规划的几个重大问题》, 在清华大学的主题演讲, <https://news.ifeng.com/c/89Vb6ZIMoIP>。
35. 熊彼特, 2000: 《经济发展理论》, 何畏、易家详、张军扩、胡和立、叶虎译, 北京: 商务印书馆, 第73-74页。
36. 苑鹏, 2017: 《农民合作社: 引导小农生产进入现代农业轨道》, 《中国农民合作社》第7期, 第16-17页。
37. 苑鹏、曹斌、崔红志, 2019: 《空壳农民专业合作社的形成原因、负面效应与应对策略》, 《中国合作经济》第5期, 第7-13页。
38. 速水佑次郎、拉坦, 2014: 《农业发展: 国际前景》, 吴伟东、瞿正惠、卓建伟、胡平译, 北京: 商务印书馆, 第6页、第8页。
39. 张培刚, 2013: 《农业与工业化》, 武汉: 武汉大学出版社, 第100-107页。
40. 张天佐, 2021: 《加快构建现代农业产业组织体系的思考》, 《农村工作通讯》第1期, 第31-33页。
41. 张晓山, 2020: 《乡村振兴战略——城乡融合发展中的乡村振兴》, 广州: 广东经济出版社, 第185页。

(作者单位: ¹ 中国社会科学院农村发展研究所;

² 中国社会科学院大学应用经济学院)

(责任编辑: 陈静怡)

Agricultural Corporatization is the Only Way to Agricultural Modernization in China

LI Jing CHEN Yakun

Abstract: China is poised to realize agricultural modernization by 2035, and it is necessary to clarify who can lead small farmers into agricultural modernization. Based on the theory of agricultural modernization, this article reviews relevant theories including smallholder theories, cooperative theories and agricultural company theories. It proposes that only agricultural companies can play a leading role in the modernization of smallholder agriculture. The study also analyzes the evolution of the relationship between companies and farmers and comes to the conclusion that only by transforming the market transaction relationship between the two sides into a vertical integrated labor division relationship within the system, can a reasonable interest linkage mechanism be truly formed. Therefore, China needs to promote the development of agricultural companies, and digital technology will help speed up this process so as to accelerate the realization of China's agricultural modernization.

Keywords: Agricultural Modernization; Agricultural Company; Company + Farmer

信贷可得性、水权确权与农业节水技术投资*

——基于水权确权试点准自然实验的证据

马九杰¹ 崔 怡² 董 翀³

摘要：本文首先通过构建一个两期动态投融资的理论框架，探讨信贷可得性对农户节水技术投资与资源开采投资行为的影响，以及水权确权在其中发挥的作用及其机制；然后基于2007年、2012年和2017年对内蒙古和河北2省（区）马铃薯种植户的追踪调查数据，采用双向固定效应模型和三重差分模型，分析水权确权对农户利用信贷资金进行灌溉投资的影响。研究发现，在未进行水权确权的情况下，信贷可得性并未显著促进农户的节水技术投资行为，而是促进农户对地下水的开采投资行为；在水权确权的作用下，信贷可得性对农户的节水技术采纳与投资行为和强度产生显著的正向影响，对农户资源开采投资行为则产生抑制作用。机制分析表明，水权确权会导致灌溉成本提高和灌溉水交易增加，进而促使农户采纳和投资节水技术。最后，本文提出“加快水权确权、完善水权交易机制”和“完善绿色转型金融体系”以促进农业节水技术投资的“双管齐下”的政策方向。

关键词：信贷可得性 水权确权 农业节水技术 三重差分模型

中图分类号：F323.3 **文献标识码：**A

一、引言

金融发展和金融生态环境建设对提升信贷效率（王秀丽等，2014）、降低投资者风险（陈诗一等，2021）和促进绿色投融资（苏冬蔚和连莉莉，2018）具有重要意义。在农业生产中，资金投入与信贷支持同样是决定资本形成（Kumar et al., 2013）、农业投资（Carter and Olinto, 2003）和技术采纳（Giné, 2011; Shiferaw et al., 2015）的关键因素。近年来，环境问题成为社会关注的焦点，利用金融工具推进农业绿色发展已成为政策导向。2017年，农业部与中国农业银行联合印发的《关于推进金融支持农业绿色发展工作的通知》中指出，金融是推动农业绿色发展的重要手段。2018年，农业农村部印发《农

*本文研究受到国家自然科学基金项目“数字金融发展在农村金融空间配给缓解和实体经济金融普惠中的作用研究”（编号：71973146）、国家社会科学基金重大项目“乡村振兴背景下数字乡村发展的理论、实践与政策研究”（编号：20&ZD164）、北京工商大学青年教师科研启动基金项目“水资源使用权确权、取水许可与农户节水行为”（编号：QNJJ2022）的资助。感谢匿名评审专家对本文提出的修改意见，文责自负。本文通讯作者：崔怡。

业绿色发展技术导则（2018—2030 年）》，在制度保障方面指明，要吸引金融机构、风险投资、社会团体等资本，促进绿色技术创新，发展壮大农业绿色产业。2021 年《“十四五”全国农业绿色发展规划》提出，适度扩大农业绿色发展金融投入规模。习近平在 2021 年中央经济工作会议和中央农村工作会议中强调，要加强农村生态文明建设，加大对绿色发展的金融支持。

金融与信贷可得性对农业绿色发展的影响也引起了研究者的关注。国外学者对发展中国家农村金融市场的研究显示，农业的长期投资高度依赖外部融资，故农户的绿色技术投资行为、风险应对和创收能力取决于金融服务可得性（Conning and Udry, 2007）。一些研究发现，信贷约束导致农户无法通过投资绿色技术实现生产效率提高，即信贷显著影响农户的绿色技术投资行为（Jia et al., 2015）、绿色技术采纳行为和其他有助于实现收入最大化的生产选择行为（Conning and Udry, 2007；贾蕊和陆迁，2017），所以，改善信贷渠道可以提高小农户的绿色技术投资（Tarozzi et al., 2015）、技术采纳率、农业生产率或福利（Nakano and Magezi, 2020）。另一些研究则显示，信贷对各类技术采纳的促进作用不同。例如，魏昊等（2020）发现，信贷与非农收入对资金需求大的绿色技术采纳行为影响显著，对资金需求小的绿色技术采纳行为影响不显著。此外，资本与信贷的扩张还可能带来外延式增长^①，刺激农户的掠夺性资源开采行为，造成资源过度消耗，对农业绿色发展与资源保护产生反作用。例如，Nakano and Magezi（2020）通过理论分析和实证检验发现，信贷增加了不易获得灌溉用水的农户过度利用资源的行为。

过去，中国农业长期依赖资源消耗的发展方式，造成了水土资源的严重透支和生态环境的持续恶化（张雪靓和孔祥斌，2014）。其中，地下水超采问题已经产生严重的生态影响。据统计，2020 年，中国地下水超采区总面积达 28.7 万平方公里，年均超采量 158 亿立方米，引发地面沉降、河湖萎缩、生态退化等问题^②；同时，局部地区地下水超采现象严重，水资源濒临枯竭。水资源短缺对农业的约束作用日趋凸显，成为倒逼中国农业转型的重要因素之一。在此背景下，《乡村振兴战略规划（2018—2022 年）》对农业绿色发展作出部署。因此，推广农业节水技术对实现水资源约束下的农业发展具有重要的现实意义，是促进资源节约与环境保护、提高农业对国民经济支撑能力的必然选择。

然而，正如前文所述，一方面，农户节水技术投资的回报期较长，投资收益不确定，高度依赖外部融资；另一方面，外部融资带来的金融与信贷资金扩张很可能鼓励农户外延式扩大再生产，反而加剧对资源的消耗。那么，如何才能实现信贷与农业绿色发展有机融合，既加快农村信贷发展，又促进农业绿色技术投资，从而利用信贷资金促进农业绿色转型，就成为一个关键问题。

针对农业水权改革与农业地下水资源保护问题，政界和学界都有很多新的探索。自 2014 年起，水利部启动了全国水权试点工作，河北、山西、新疆等省（区）也开展了省级水权试点工作。经过各地

^①在本文中，农业领域的外延式增长是指通过增加水资源、土地等要素的投入来实现农业增长。例如，农户在获得信贷资金后，有能力通过开凿更多的机井获取水源、开垦更多的土地实现粮食增产和农业增收。

^②数据来源：《国新办举行〈地下水管理条例〉国务院政策例行吹风会》，<http://www.tba.gov.cn/slbthlyglj/zxft/content/01bb0c2a-710b-4810-8bd6-5d65a0d11772.html>。

积极有效的探索实践，水权试点在水资源使用权（简称“水权”）确权、交易和制度建设等方面取得诸多进展。有研究指出，水权确权政策有利于激励农户采纳节水技术，提高水资源利用效率（马九杰等，2021）。那么，在金融和信贷资金的支持下，水权确权政策将如何影响农户的资源开采行为或节水技术投资行为？水权确权政策是否会改变农户对信贷资金的使用和投资倾向？金融发展和水权确权政策是否共同促进了农业节水技术投资？其中的作用机理是什么？对于上述问题，鲜有学者展开深入讨论。

合理引导农户采纳具有灌溉效率提升作用的农业节水技术对于缓解地下水超采至关重要，但学界关于信贷是促进掠夺性自然资源开采还是促进节水技术投资，研究结论各异，且尚未充分考虑自然资源产权特别是水权确权在其中发挥的作用。鉴于上述研究不足，本文将尝试分析以下问题：当前信贷可得性提高引发的资本投入增加是否加剧了农户的资金密集型地下水资源开采行为，如开凿灌溉机井？信贷可得性能否激励农户投资节水技术，进而提高水资源利用效率，促进可持续农业？在何种条件下，信贷可得性将对农户的节水技术投资行为产生促进效应？水权确权政策是否在其中发挥作用？对这些问题的回答，有助于认识金融工具在帮助农户化解资源环境风险方面的作用，厘清金融工具对农户节水技术投资行为影响的潜在机理，对于缓解地下水超采、支持农业可持续发展和维系良好生态环境具有重要作用。

二、政策背景、理论模型与研究假说

（一）政策背景

自2014年起，中国积极推进地下水治理与保护工作，2014—2021年历年中央“一号文件”均提出要开展地下水超采综合治理。为降低农业灌溉对地下水资源的消耗，2014年，水利部在宁夏、江西、湖北、内蒙古、河南、甘肃、广东等7个省份率先开展了水权试点。同年，河北省开展省级水权改革探索，将沧州市东光县和献县、衡水市桃城区和安平县、邢台市临西县和任县（现任泽区）、邯郸市成安县和邱县等8个县（区）确定为全省首批水资源使用权确权试点县，先期启动水权确权工作，并在随后的3年里，将试点范围扩大到全省的115个县（市、区）。2015年河北省出台的《河北省水权确权登记办法》规定了水权确权政策的施行方案：首先，确定县域内可分配水总量；然后，核定农业用水户的水权额度。前者要低于最严格水资源管理制度确定的地下水开采总量；后者根据农户的灌溉耕地面积和亩均耕地可分配水量核算（其中，亩均耕地可分配水量按县域内农业可分配水总量平均分配）。自2015年起，内蒙古自治区也开始划定地下水超采区，并针对部分超采区试点水权确权与交易政策。

中国的农业水权制度包含诸多内容，水权确权政策是其中的重要组成部分。水权确权政策是在认真核定县域内可分配水量的前提下，将全县水量划分到生活、工业、农业、生态和预留水量等不同领域，并将水资源使用权确权到用水户，从而为下一步全面启动水价综合改革和建立水权市场奠定基础。水权确权政策试点地区的农户获得“水权证”，证书上注明每户的亩均水权额度。试点地区探索和推行了若干促进节水的市场机制，例如：设置灌溉用水总量，当水权额度有节余时，农户有权出售节余

水权并获取收益；当用水总量超过水权额度时，农户需对超额用水部分支付更高的水价；通过“一提一补”政策（即提高水价，并将提价多收的水费用于节水补贴）让用水多的农户承担高水价（刘静等，2018）。

综上，中国农村地区水权确权政策的主要内容包括确定亩均水权额度，并规定农户可有偿转让节余水权。因此，该项政策在确认农户水资源使用权的同时，有助于鼓励农户节约灌溉用水，防止地下水过度开采。这一政策的节水效果在理论上得到了很多学者的认可。但也有研究指出，水权确权政策在实际施行中面临诸多挑战，尤其是在“关系水权”发挥灌溉水资源运作主导作用的发展中国家（石腾飞，2018），因为“关系水权”通常是依托当地环境建立的，可能与水权确权政策相悖。还有研究认为，产权私有化并没有缓解“公地悲剧”（Feder and Feeny, 1991），反而由于农户理性的提高和“技术外部性”的存在，导致了更严重的资源消耗（Clark, 1980）。因此，一些学者仍然质疑在自然资源领域建立个人产权的可操作性和必要性。本文将通过构建理论模型，分析水权确权政策在“信贷促进农户节水技术投资”这一逻辑链条中发挥的作用。

（二）理论模型与研究假说

在理论研究方面，与本文相关的主要有信贷对农户投资影响、农户技术选择等模型。譬如，有学者从理论上分析金融约束对农户农地流转与农机投资的影响（柳凌韵和周宏，2017）。在农户技术选择模型的分析上，Saha et al. (1994) 以农户利润最大化和预期效应最大化为目标构建了农户技术采纳模型。上述研究有助于理解农户技术采纳行为的决策逻辑，但没有为信贷可得性对农户技术采纳行为的影响提供一个适用的理论框架。对此，本文试图通过构建一个两期动态投融资模型来讨论这一命题。

参考已有文献（例如魏昊等，2020），本文假设农户风险偏好为风险中性，构建一个两期动态模型，具体为：在时期0，农户的现金投入总量为 Q_0 ，单位面积土地上的灌溉投资（包括两类，其一是降低资源消耗的节水技术投资，其二是增加资源消耗的资源开采投资）为 I_0 ，劳动力投入为 L ，贷款为 H_0 ， D_0 为时期0的收入， D_1 为时期1的收入。在时期1，农户将农业收入用于偿还贷款 H_0 （假设贷款利率为 r ）。假定农户的生产函数为 $f(I_0)$ ，且 $f'(I_0) > 0$ ， $f''(I_0) < 0$ ，即生产函数为凸函数且边际产出递减。为简化分析，假设农户的生产函数为规模报酬不变的柯布-道格拉斯函数：

$$f(I_0) = AI_0^\alpha L^{1-\alpha} \quad (1)$$

（1）式中， A 表示技术水平， I_0 表示与灌溉相关的投资金额， L 表示投入的劳动力数， α 表示投资金额产出的弹性系数， $1-\alpha$ 表示劳动力产出的弹性系数， $\alpha \in (0, 1)$ 。

那么，农户在不同时期的净收入分别为：

$$D_0 = Q_0 + H_0 - I_0 \quad (2)$$

$$D_1 = AI_0^\alpha L^{1-\alpha} + BI_0 - (1+r)H_0 \quad (3)$$

（3）式中， B 是可能影响节水技术投资收益与资源开采投资收益（或成本）的因素，在本文中具体指农户是否参与水权确权政策； BI_0 是农户投资节水技术或投资资源开采所获取的额外收益（或

成本)，假设 $0 \leq |B| < 1$ ，即当期的投资收益（或成本）不高于投资金额。（3）式也反映了农户面临的净收入限制。

设定农户目标函数为各期净收入的总期望值，具体来说，将（2）式和（3）式两期净收入相加，得到农户的总期望净收入。本文假设农户追求两期净收入之和的最大值，则农户净收入最大化目标函数为：

$$\max_{\{I_0^*, H_0^*\}} \psi = E\left(\sum_{t=0}^1 D_t\right) = AI_0^\alpha L^{1-\alpha} + Q_0 + BI_0 - I_0 - rH_0 \quad (4)$$

基于上述理论框架，面对不同的信贷可得性条件，农户在净收入最大化目标函数下的最优投资决策存在显著差异。对于获得信贷的农户，所有可以提升农户净收入的灌溉投资项目都能够获得信贷资金；对于信贷可得性为零导致信贷需求完全被抑制的农户，有限的资金只能覆盖一部分灌溉投资，可能难以满足农户净收入最大化的资金需求。本文将对（1）～（3）式构成的净收入函数求解，从而通过对比分析来识别信贷可得性对农户灌溉投资的影响。

首先，分析在信贷可得条件下农户的最优灌溉投资。假设农户的灌溉投资金额全部或部分来自信贷资金，则农户在时期 0 的信贷约束条件（即信贷限制）为：

$$0 \leq H_0 \leq g I_0 \quad (5)$$

（5）式中， $g \in (0, 1]$ ，表示农户所获得的信贷资金占灌溉投资金额的比例。当不存在信贷约束时，贷款 H_0 可以全部覆盖农户的灌溉投资金额 I_0 ，农户以净收入最大化目标决定其最优灌溉投资，此时有：

$$g = 1, H_0 = I_0 \quad (6)$$

当存在信贷约束时，贷款 H_0 不足以全部覆盖灌溉投资金额 I_0 （即 $0 < g < 1$ ， $H_0 < I_0$ ），假设农户会将时期 0 的净收入尽可能配置给时期 1，以实现较优投入；同时，农户会最大限度地发挥其借贷能力，此时有：

$$D_0 = 0; H_0 = g I_0 \quad (7)$$

分别将（6）式和（7）式代入（4）式求解。农户在信贷可得条件下的最优灌溉投资为：

$$I_{\text{available}}^* = \left[\frac{\alpha A}{(1+r)g - B} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \cdot L \quad (8)$$

然后，分析在信贷不可得情况下农户的最优灌溉投资。对于完全无法获得信贷资金的农户而言，同样地，他们会将时期 0 的净收入尽可能配置给时期 1，此时有：

$$D_0 = 0; H_0 = 0 \quad (9)$$

将（9）式代入（4）式求解得到农户最优的灌溉投资金额为：

$$I_{\text{unavailable}}^* = \begin{cases} Q_0, B > 0 \\ 0, B \leq 0 \end{cases} \quad (10)$$

根据（2）式和（7）式可知，当存在信贷约束时， $I_0 = \frac{Q_0}{1-g}$ 。故当 $g \in (0,1)$ 时，有

$$I_{\text{available}}^* = \left[\frac{\alpha A}{(1+r)g - B} \right]^{\frac{1}{(1-\alpha)}} \cdot L = \frac{Q_0}{1-g} > Q_0。$$

当不存在信贷约束，即 $g=1$ 时， $I_{\text{available}}^*$ 达到最大值。由此得到：

$$I_{\text{available}}^* > I_{\text{unavailable}}^* \quad (11)$$

在水权确权政策施行前，无论农户投资节水技术还是投资资源开采，均有 $B \geq 0$ （前者通过提高灌溉效率和节约灌溉成本增加农业收入；后者通过开凿灌溉机井获取水源以维持或增加灌溉水量，从而提高农业产量和增加农业收入）。根据（11）式，与无法获得信贷的农户相比，获得信贷的农户将投资更多资金用于节水技术或资源开采。在节水设备和灌溉机井投资成本相近的条件下，风险厌恶的农户更倾向于将信贷资金投资于资源开采，以实现短期收益最大化的目标。

而在水权确权政策施行后，水权价值被强化，农户的水资源使用权由县级政府统一配置，资源开采投资（在本文中特指用于开凿灌溉机井的投资，后文简称“凿井投资”）无法改变农户当年的农业水权额度，且灌溉成本随水资源使用量的提高而呈现阶梯式上升，此时 D_1 期农户需要对超额用水部分支付一个更高的灌溉成本 BI_0 （ $B < 0$ ），进一步增加信贷约束下的投资与生产成本。但当农户投资节水技术时，其节余的水权可在 D_1 期流转交易，故 D_1 期将获得额外水权出售收益 BI_0 （ $B \geq 0$ ），缓解已有的信贷约束，同时实现长期农业生产收益的最大化。

由此可以看出，信贷可得性本身并不能界定农户对信贷资金的使用用途；若无市场化引导，农户反而可能利用信贷资金进行掠夺性资源开采投资。理论上讲，水权确权政策有助于引导农户利用信贷资金投资节水技术。第一，水权证的发放为节余水权交易和超额水价等市场化机制的施行奠定了基础，从而提高了水权交易价值和灌溉用水成本（Schlager and Ostrom, 1992），进而促进节水。相关文献表明，水权确权政策界定了水资源初始分配权与使用权，从而有助于提高资源配置利用效率（陈艳萍和吴凤平，2010）。第二，水权确权政策将增强农户对用水权和灌溉设施产权的长期稳定预期，有利于激励农户投资节水技术，以通过灌溉设施长期回报弥补短期投资成本（Green et al., 1996）。第三，水权确权政策有助于提升耕地价值，从而激励农户节约用水和保护耕地（董小菁等，2020）。综合上述分析，本文提出假说 H1、H2 和 H3。

H1：在水权确权政策施行前，信贷可得性会刺激农户投资资源开采。

H2：水权确权政策会改变信贷可得性对农户灌溉投资决策的影响，在水权确权政策的作用下，获得信贷的农户将资金从资源开采投向节水技术。

H3：水权确权政策对获得信贷农户投资节水技术的促进作用，是通过灌溉水资源价值提高和灌溉水交易增加等机制实现的。

三、研究设计与数据来源

（一）变量选取

1.被解释变量。被解释变量为农户节水技术投资或资源开采投资方面的变量。①节水技术采纳，为虚拟变量，当农户采纳节水技术（包括大型喷灌、微型喷灌、滴灌等）时赋值为1，否则为0。②节水技术投资，为连续变量，衡量农户的亩均节水技术投资金额。③灌溉机井产权，为虚拟变量，当农户使用其个人私有产权的灌溉机井时赋值为1，否则为0。④凿井投资，为连续变量，衡量农户开凿灌溉机井的总投资金额。

2.核心解释变量。①水权确权试点。本文将水权确权政策施行时间发生在课题组最后一轮调查之前的样本村定义为试点村，将截至课题组最后一轮调查时仍未施行水权确权政策的样本村定义为非试点村^①。②农户是否参与政策。试点村中那些不使用灌溉、完全采用旱作方式的农户将不受水权确权政策的影响，故并非所有试点村中的农户都参与了水权确权政策。此变量将试点村中使用灌溉的农户定义为真正参与政策的样本，将非试点村农户和试点村中未使用灌溉的农户定义为未参与政策的样本。③政策施行前后。本文将样本村尚未施行水权确权的调查年份定义为水权确权政策施行前，将水权确权施行之后的调查年份定义为政策施行后。④信贷可得性，衡量农户是否获得信贷（包括正规信贷和非正规信贷）。⑤正规信贷可得性，衡量农户是否获得正规信贷。

3.调节变量。①灌溉水交易，衡量农户是否为他人提供有偿灌溉服务。②平均灌溉水价，衡量农户的亩均灌溉成本。

4.控制变量。参照相关文献以及理论上可能影响农户节水技术采纳行为或凿井行为的因素，本文选取灌溉相关信息、地块禀赋特征、户主个人信息和家庭层面信息、村庄特征的一系列变量作为控制变量。①灌溉相关变量（Caswell and Zilberman, 1985; Olen et al., 2016），包括凿井投资补贴、节水投资补贴。②地块特征变量（Koundouri et al., 2006; Brasselle et al., 2002; Place and Migot-Adholla, 1998），包括土壤质量、地块面积、地块承包期限、亩均种植成本、土壤类型、地形特征。③户主个人信息和家庭特征变量，包括户主年龄、户主受教育程度、户主是否参加技术推广、平均家庭财富、家庭年收入、马铃薯收入占比、务农收入占比、工资收入占比和劳动力占比。④村庄特征变量，包括村级机井数量、村级年均降水量。

（二）数据来源与变量描述性统计

本研究所使用的数据来源于课题组对河北、内蒙古两省（区）马铃薯种植户开展的农户追踪调查，三期样本数据调查年份分别为2007年、2012年和2017年。具体调查地点为河北省张家口市涿鹿县和康保县，内蒙古自治区呼和浩特市武川县、乌兰察布市察哈尔右翼中旗和四子王旗。在样本地区，与

^①各试点村开始施行水权确权政策的年份不完全一致。在本文样本中，试点村的政策施行年份集中在2015年和2016年（样本中未观察到政策施行年份为2017年的村庄）。考虑到样本村中水权确权政策施行时间较为接近，且试点村均要求本村所有农户参与，因此，本文未进一步区分政策施行年份不同所带来的异质性处理效应。

莜麦、玉米等常见作物相比，马铃薯需水较多，且马铃薯产量很大程度上取决于灌溉用水量。根据当地农户的描述，采用旱作方式（即仅依靠自然降水，不使用灌溉）种植的马铃薯亩均产量仅有 3000 斤左右，而使用灌溉则能够将亩均产量提升至 6000 斤以上。因此，与灌溉相关的投资决策对马铃薯生产和地下水治理具有重要影响。

基期调查的抽样方法是：在内蒙古自治区和河北省选取 3 个马铃薯经济总量较大的地级市，然后在 3 个地级市马铃薯种植规模较大的县（旗）中随机抽取 5 个县（旗），在每个县（旗）随机抽取 2 个乡镇，在每个乡镇随机抽取 5 个行政村，在每个村马铃薯种植户中随机抽取 10~15 个农户，详细统计每个马铃薯种植户自有面积最大地块与自有面积第二大地块的生产信息。3 次调查共获取有效的地块样本 1051 个。与本文相关的调查内容包括：地块层面信息、马铃薯生产与灌溉和农业灌溉投资及补贴等信息、户主个人信息和家庭层面信息、村级层面信息等。

在本文所用数据中，“村级年均降水量”变量数据来源于国家气象站对降水量的统计，其他变量数据均来源于对马铃薯种植户的微观调查。结合问卷调查地区的情况，本研究选取了与样本地区距离最近的 8 个气象站点（张北、怀来、朱日和、四子王、希拉穆仁、化德、呼和浩特、集宁），获得了 2002—2012 年 10 年的气象数据。

表 1 汇报了变量的描述性统计结果。由表 1 可见，样本地区农户节水技术采纳率约为 30%；存在信贷约束的农户占比达到 50%，存在正规信贷约束的农户占比接近 80%，样本地区农户仍然面临较大的信贷约束问题。

表 1 变量描述性统计 (N=1051)

变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差
节水技术采纳	农户是否采纳节水技术：采纳=1；未采纳=0	0.30	0.46
节水技术投资	地块灌溉设备投资成本/该地块面积，单位：元/亩	39.52	113.16
灌溉机井产权	是否使用个人私有产权的灌溉机井：是=1；否=0	0.11	0.31
凿井投资	农户开凿灌溉机井的总投资金额，单位：万元	0.70	2.07
水权确权试点	该村 2017 年调查之前是否为水权确权政策试点村：是=1；否=0	0.11	0.31
农户是否参与政策	农户是否参与水权确权政策：是=1；否=0	0.07	0.25
政策施行前后	试点期间虚拟变量：试点期间=1；非试点期间=0	0.33	0.47
信贷可得性	信贷可得性虚拟变量：获得信贷=1；未获得信贷=0	0.50	0.50
正规信贷可得性	正规信贷可得性虚拟变量：获得正规信贷=1；未获得正规信贷=0	0.22	0.41
灌溉水交易	农户是否为他人提供有偿灌溉服务：是=1；否=0	0.47	0.50
平均灌溉水价	灌溉成本，单位：元/亩·小时 ^a	0.57	0.74
凿井投资补贴	凿井获得的政府总补贴/机井井深，单位：元/米	20.08	104.00
节水投资补贴	地块灌溉设备政府补贴/地块面积，单位：元/亩	27.74	84.12
土壤质量	地块土壤质量：贫瘠=1；一般=2；肥沃=3	1.91	0.65
地块面积	地块面积，单位：亩	7.64	6.32
地块承包期限	地块承包期限，单位：年	14.33	5.21

(续表 1)

亩均种植成本	除水资源以外的其他生产要素（如种子、农药、化肥、农机等）投入成本，单位：元/亩	293.00	246.92
户主年龄	户主年龄，单位：岁	52.62	9.36
户主受教育程度	户主受教育年限，单位：年	6.48	3.07
户主是否参加技术推广	户主是否参加政府组织的技术推广活动：是=1；否=0	0.31	0.46
平均家庭财富	人均家庭财富 ^b ，单位：元	16191.30	35203.36
家庭年收入	所有家庭成员的年收入之和，单位：元	48504.11	60383.39
马铃薯收入占比	马铃薯收入占总收入比重	0.36	0.32
务农收入占比	务农收入占总收入比重	0.84	0.29
工资收入占比	工资性收入占总收入比重	0.13	0.26
劳动力占比	劳动力人数占家庭总人口比重	0.86	0.17
村级机井数量	该村灌溉机井数量，单位：口	16.68	24.65
村级年均降水量	该村过去 10 年的年平均降水量，单位：毫米	317.73	63.05

注：限于篇幅，地块土壤类型和地形特征等控制变量的描述性统计结果从略。a 在实践中，有些地区按照灌溉时长收取水费，有些地区根据灌溉面积收取水费，有些地区根据灌溉电费的 20%收取水费。本文结合灌溉时长与灌溉面积，将平均灌溉水价的计量单位折合成“元/亩·小时”，即农户在灌溉 1 亩地时，平均每小时支付的金额。b 家庭财富为现有房产、车辆、大型农机、存栏牲畜等资产折算的金额。

图 1 和图 2 分别为非试点村和试点村农户关于节水技术采纳的三重差分平行趋势^①。图中的虚垂线所标记的 2014 年，是中国水利部提出水权确权政策试点的年份，以此为分界点，本文样本调查年份可分为非试点期间（2007 年、2012 年）和试点期间（2017 年）。图 1 显示，非试点村中，在获得信贷的农户与未获得信贷的农户之间，采纳节水技术的农户比例随时间变化呈现平行趋势，即在 2014 年水权确权政策施行前后，非试点村获得信贷与未获得信贷农户节水技术采纳比例的变化相近。而图 2 显示，在试点村，水权确权政策施行前，获得信贷与未获得信贷农户采纳节水技术的比例近似于平行趋势（且均处于比较低的水平）；而在水权确权政策施行后，与未获得信贷的农户相比，水权确权政策对获得信贷的农户采纳节水技术的促进作用更为明显。综合图 1 与图 2 可以看出，从 2007 年到 2012 年（水权确权政策施行前），试点村与非试点村获得信贷农户的节水技术采纳比例的上升趋势基本呈现平行状态；但从 2012 年到 2017 年，在水权确权政策的影响下，试点村获得信贷农户采纳节水技术的比例显著提升，而在非试点村，无论农户是否获得信贷，其采纳节水技术的比例提升趋势均相对平缓。尽管非试点村农户在 2007 年和 2012 年（水权确权政策施行前）的节水技术采纳比例均高于试点村农户，但在 2017 年（水权确权政策施行后），试点村获得信贷农户的节水技术采纳比例已超过了非试点村农户，侧面验证了水权确权政策对试点村获得信贷农户的节水技术采纳行为具有良好促进效果。

^①节水技术投资金额的平行趋势图所呈现的结论与节水技术采纳比例相似，限于篇幅，不再展示。

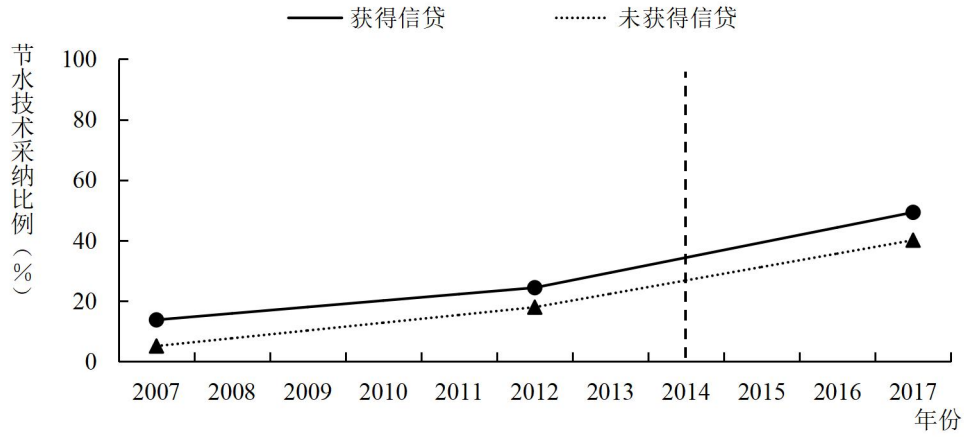


图1 非试点村农户的节水技术采纳比例

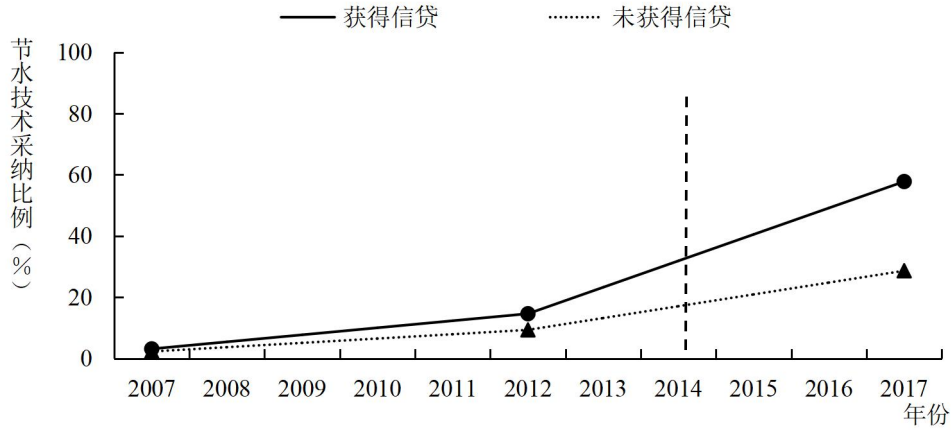


图2 试点村农户的节水技术采纳比例

（三）研究设计

本文对河北、内蒙古2省（区）484个农户的967个地块进行3次追踪调查，其中，在水权确权政策施行前调查了2次，水权确权政策施行后调查了1次。在实践中，除了水权确权政策外，地下水超采区同时开展严格的取水许可制度（具体表现为禁止农户开凿灌溉机井）政策试点。为了避免其他政策对本文结论的干扰，故在实证研究中剔除了2014—2017年施行严格取水许可制度的试点村，仅保留了水权确权政策的试点村和未施行任何地下水超采综合治理政策的非试点村。剔除样本后，剩余176个农户的351个地块信息，形成三期非平衡面板数据，并纳入了当地降水量等客观数据。实践中，省（区）政府根据县域缺水情况来确定水权确权政策试点县；而具体到村级层面，各村开始实行政策的时间有差异。截至2017年，样本村中既有已施行水权确权政策的试点村，也有尚未施行水权确权政策的非试点村，这为本文研究提供了良好的准自然实验。笔者选择试点村参与水权确权政策的农户作为处理组，其余农户作为控制组，考察政策施行对处理组和控制组影响的差异。同时，为了解决不同信贷条件下的异质性效应，本文构建三重差分模型，比较不同农户在水权确权政策施行前后灌溉投

资行为的变化。

根据前文理论分析,在水权确权政策施行前,农户利用信贷资金进行灌溉投资的方向主要有两种,一是投资节水技术,二是投资资源开采。在水权确权政策施行后,投资于资源开采的农户将面临更高的灌溉成本,而投资于节水技术的农户可从中获益。本文将分别检验在有无水权确权政策的条件下,信贷可得性对农户节水技术投资与凿井投资的影响(前者代表节水行为,后者代表资源开采行为),并进一步分析二者的节水效果。

首先,本文构建信贷可得性对农户灌溉投资行为影响的面板双向固定效应模型,使用水权确权政策试点之前的数据集,评估在尚未施行水权确权政策的条件下,信贷可得性对农户灌溉投资行为的影响。模型设定如下:

$$y_{ihvt} = \alpha_0 + \alpha_1 Credit_{hvt} + \theta X_{ihvt} + \gamma_h + \sigma_c + \xi_t + \varepsilon_{ihvt} \quad (12)$$

(12) 式中, y_{ihvt} 表示在 t 年村庄 v 中农户 h 对地块 i 的灌溉投资情况,具体包括:①节水技术采纳 ($Technology_{ihvt}$), 虚拟变量, 衡量在 t 年农户 h 对地块 i 的灌溉方式, 若农户采纳节水技术(例如大型喷灌、微型喷灌、滴灌等)则赋值为 1, 若未采纳节水技术则赋值为 0; ②节水技术投资 ($Equipcost_{ihvt}$), 连续变量, 衡量在 t 年农户 h 对地块 i 的亩均节水灌溉技术投资金额; ③灌溉机井产权 ($Wellproperty_{ihvt}$), 虚拟变量, 衡量在 t 年农户 h 用于地块 i 的灌溉机井是否为农户个人私有, 若是则赋值为 1, 否则为 0; ④凿井投资 ($Wellcost_{ihvt}$), 连续变量, 衡量在 t 年农户 h 对地块 i 的凿井金额。 $Credit_{hvt}$ 衡量农户 h 是否获得信贷(包括正规信贷与非正规信贷), 若是则为 1, 否则为 0。 X_{ihvt} 是一组控制变量, θ 为控制变量的系数, α_0 为常数项, γ_h 、 σ_c 、 ξ_t 和 ε_{ihvt} 分别代表农户固定效应、县域固定效应、年份固定效应和随机误差项。

其次,本文构建估计农户农业节水技术投资行为影响因素的模型,以比较已受到水权确权政策影响的农户和尚未受到政策影响的农户农业灌溉投资行为的差异。传统的三重差分模型形式如下:

$$\begin{aligned} y_{ihvt} = & \alpha_0 + \alpha_1 Credit_{hvt} + \alpha_2 Treat_v + \alpha_3 Post_t \\ & + \alpha_4 Credit_{hvt} Treat_v + \alpha_5 Credit_{hvt} Post_t + \alpha_6 Treat_v Post_t \\ & + \alpha_7 Credit_{hvt} Treat_v Post_t + \theta X_{ihvt} + \gamma_h + \sigma_c + \xi_t + \varepsilon_{ihvt} \end{aligned} \quad (13)$$

(13) 式中, $Treat_v$ 为水权确权试点虚拟变量,具体而言,若村庄在本文 2017 年调查之前已施行水权确权政策,赋值为 1,若村庄截至 2017 年仍未施行水权确权政策,赋值为 0。 $Post_t$ 为政策施行前后变量,衡量样本调查年份是否在水权确权政策试点期间,即当样本调查年份为 2007 年或 2012 年时,视为非试点期间,赋值为 0,当样本调查年份为 2017 年时,视为试点期间,赋值为 1。其他变量的含义与(12)式相同。该模型假设水权确权政策试点村中的所有农户都受到政策影响,用来检验水权确权政策试点村选择带来的净效应,衡量处理组和控制组的均值差异。然而,有些试点村的农户可能选择不使用灌溉,从而并不会受到水权确权政策施行影响,所以传统的三重差分模型可能会低估水权确权政策的效果。

为此,本文构建针对真正参与水权确权政策农户的处理效应(treatment on the treated, TOT)模型

（下文简称“真实处理效应模型”），该模型用来衡量参与和未参与水权确权政策的农户灌溉投资情况差异。模型设定如下：

$$\begin{aligned} y_{ihvt} = & \alpha_0 + \alpha_1 Credit_{hvt} + \alpha_2 TakeTreat_v + \alpha_3 Post_t \\ & + \alpha_4 Credit_{hvt} TakeTreat_v + \alpha_4 Credit_{hvt} Post_t + \alpha_6 TakeTreat_v Post_t \\ & + \alpha_7 Credit_{hvt} TakeTreat_v Post_t + \theta X_{ihvt} + \gamma_h + \sigma_c + \xi_t + \varepsilon_{ihvt} \end{aligned} \quad (14)$$

（14）式中， $TakeTreat_{hv}$ 为农户是否参与政策虚拟变量，当农户参与水权确权政策时赋值为 1，否则为 0。其他变量的含义与（12）式、（13）式相同。真实处理效应模型能够评估真正被水权确权政策作用的试点村农户的行为变化，所以能够反映水权确权政策的真实影响。本文将对真实处理效应模型进行估计和分析。

但是，由于农户使用灌溉并参与水权确权政策的行为具有自选择效应，本文借鉴 Chetty et al. (2016) 的做法，使用水权确权试点（ $Treat_v$ ）变量作为农户是否选择参与水权确权政策（ $TakeTreat_{hv}$ ）这一内生变量的工具变量，并采用两阶段最小二乘法估计（15）式、（16）式，以缓解内生性问题。

$$TakeTreat_v = \beta_0 + \beta_1 Treat_v + \theta X_{ihvt} + \gamma_h + \sigma_c + \xi_t + \varepsilon_{ihvt} \quad (15)$$

$$\begin{aligned} y_{ihvt} = & \alpha_0 + \alpha_1 Credit_{hvt} + \alpha_2 TakeTreat_v + \alpha_3 Post_t \\ & + \alpha_4 Credit_{hvt} TakeTreat_v + \alpha_4 Credit_{hvt} Post_t + \alpha_6 TakeTreat_v Post_t \\ & + \alpha_7 Credit_{hvt} TakeTreat_v Post_t + \alpha_8 Treat_v + \theta X_{ihvt} + \gamma_h + \sigma_c + \xi_t + \varepsilon_{ihvt} \end{aligned} \quad (16)$$

综上，本文利用三重差分法和工具变量法估计真实处理效应模型，检验参与水权确权政策对获得信贷农户灌溉投资情况（因变量）的影响，并在村庄层面对标准误进行聚类。

四、模型估计结果与分析

（一）基准回归结果

首先，本文利用分样本回归检验了信贷可得性对不同水权环境下农户灌溉投资情况的影响。为了评估在未施行水权确权政策背景下信贷可得性对农户节水技术投资或资源开采投资行为的影响，本文选取水权确权政策施行前（即 2007 年和 2012 年）的数据集，构建子样本，使用面板数据双向固定效应模型进行估计。信贷可得性与正规信贷可得性对子样本农户灌溉投资行为影响的回归结果如表 2 所示。基于子样本的回归结果，在水权确权政策施行前，信贷可得性对农户的节水技术采纳和投资行为没有显著影响，反而提高农户的凿井投资。如（3）列和（4）列所示，信贷可得性一方面促进农户使用私有产权的灌溉机井，另一方面提高农户的凿井投资金额，即信贷可得性加剧农户对水资源的掠夺性开采。类似地，（5）列估计结果显示，在水权确权政策非试点村中，获得正规信贷反而抑制农户的节水技术采纳行为，即正规信贷可得性对农户节水产生负向影响。综上，在水权确权政策施行前，信贷可得性整体上促进农户的灌溉机井投资行为，对其节水技术投资行为则具有负向影响，与节水目标相悖。以上结果验证了本文的研究假说 H1。

表 2 信贷可得性对农户灌溉投资影响的面板固定效应模型回归结果

变量名称	节水技术采纳	节水技术投资	灌溉机井产权	凿井投资
	(1)	(2)	(3)	(4)
信贷可得性	-0.0151 (0.0281)	-0.0193 (0.1995)	0.1105* (0.0634)	0.2839* (0.1578)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	702	702	702	702
组内R ²	0.4258	0.9792	0.1104	0.5154
	(5)	(6)	(7)	(8)
正规信贷可得性	-0.0433* (0.0234)	1.3920 (1.8550)	0.1323 (0.0984)	0.1133 (0.6310)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	702	702	702	702
组内R ²	0.4472	0.9792	0.1060	0.5112

注：①*表示 10%的显著性水平；②括号中为稳健标准误；③控制变量与表 3 相同。

然后，为了检验水权确权政策施行后，信贷可得性对农户节水技术投资的影响，本文采用三重差分模型对样本数据进行回归，具体结果如表 3 所示。其中，（1）列和（2）列是真实处理效应模型的估计结果，（3）列和（4）列是使用工具变量法估计真实处理效应模型的回归结果。表 3（1）列结果显示，三重差分交互项在 1%的统计水平上显著且系数为正。考虑到样本中农户使用地下水进行农业灌溉从而参与水权确权具有自选择效应，因此，若不使用工具变量法估计 TOT 模型，可能会低估政策的影响。当本文利用工具变量法处理解释变量的内生性后，（3）列结果显示，三重差分交互项在 1%的统计水平上显著且系数为正，表明在水权确权政策试点村中，获得信贷的农户采纳节水技术的概率显著上升。根据（4）列结果，三重差分交互项在 5%的统计水平上显著且系数为正，意味着在水权确权政策试点村中，信贷可得性提高农户的节水技术投资金额。本文对（3）列和（4）列结果进行工具变量不可识别检验和弱工具变量检验，其中，Kleibergen-Paap rk LM 统计量的 P 值为 0.0000，即在 1%显著性水平上拒绝“工具变量识别不足”的原假设；Cragg-Donald Wald F 统计量为 215.06，远大于 10%显著性水平上的 Stock-Yogo 临界值 16.38，说明本文的工具变量与内生变量具有较强的相关性^①。

^①表 4 至表 7、表 9 和表 10 中的回归结果均通过了工具变量不可识别检验和弱工具变量检验，限于篇幅，后文的检验具体结果从略。

表 3 信贷可得性对农户节水行为影响的三重差分模型回归结果

变量名称	TOT		TOT (工具变量法)	
	节水技术采纳	节水技术投资	节水技术采纳	节水技术投资
	(1)	(2)	(3)	(4)
三重差分交互项 (信贷可得性×农户是否参与政策×政策施行前后)	0.3488*** (0.1114)	38.9128 (46.2192)	1.2964*** (0.3959)	39.1247** (15.3336)
信贷可得性×农户是否参与政策	-0.0284 (0.0858)	12.9706 (24.6143)	-0.3586** (0.1493)	-6.1752 (6.7795)
信贷可得性×政策施行前后	-0.1544*** (0.0476)	-16.3974 (11.4394)	-0.1903*** (0.0494)	-6.9912 (5.4445)
农户是否参与政策×政策施行前后	-0.1623* (0.0973)	-29.1804 (29.4326)	-0.6064*** (0.1947)	-49.7888*** (8.7310)
信贷可得性	0.0295 (0.0288)	-7.9176 (7.0388)	0.0476* (0.0283)	2.1944 (2.9304)
农户是否参与政策	-0.0785 (0.0805)	1.8484 (18.2059)	-0.0149 (0.0826)	-15.0742*** (5.5700)
政策施行前后	0.1275** (0.0614)	30.9582** (15.1639)	0.1978*** (0.0631)	11.4550** (5.6671)
平均灌溉水价	0.1151*** (0.0177)	8.3497** (4.1598)	0.1197*** (0.0163)	3.6870* (1.9371)
凿井投资补贴	0.0009*** (0.0001)	0.9565*** (0.0324)	0.0009*** (0.0001)	0.9693*** (0.0084)
节水投资补贴	0.0001 (0.0001)	0.0077 (0.0309)	0.0001 (0.0001)	-0.0105 (0.0132)
土壤质量	-0.0275 (0.0223)	-3.9029 (5.1880)	-0.0249 (0.0204)	4.6794** (2.0614)
地块面积	-0.0032 (0.0021)	-0.7003 (0.4772)	-0.0035* (0.0019)	-0.3284* (0.1919)
地块承包期限	-0.0071** (0.0035)	-0.2060 (0.8501)	-0.0091*** (0.0034)	1.5731*** (0.2621)
亩均种植成本	0.0002*** (0.0000)	0.0024 (0.0109)	0.0002*** (0.0000)	0.0065 (0.0041)
土壤类型-盐碱土	0.0745 (0.0455)	13.7750 (10.5481)	0.1027** (0.0415)	4.1495 (3.9197)
土壤类型-粘土	0.1227*** (0.0434)	12.3414 (10.0609)	0.1438*** (0.0395)	-4.4563 (3.9250)
土壤类型-沙土	0.2022*** (0.0525)	32.4329*** (12.2202)	0.2340*** (0.0479)	-7.6029 (5.1563)

(续表3)				
土壤类型-壤土	-0.0149 (0.0777)	7.9614 (17.9081)	-0.0230 (0.0702)	2.8562 (6.1061)
土壤类型-黄土	-0.0804** (0.0403)	0.6683 (9.3879)	-0.0676* (0.0370)	-0.6331 (4.0995)
地形特征-平原	-0.1027** (0.0450)	10.2670 (10.5930)	-0.1130*** (0.0417)	-5.8629 (3.9979)
地形特征-丘陵	-0.0124 (0.0474)	-1.2573 (11.1262)	-0.0221 (0.0438)	2.4500 (4.1970)
户主年龄	0.0019 (0.0030)	0.1392 (0.7386)	0.0013 (0.0029)	-0.0426 (0.2295)
户主受教育程度	-0.0024 (0.0074)	0.7440 (1.8087)	-0.0026 (0.0071)	-1.8165*** (0.5818)
户主是否参加技术推广	0.0091 (0.0387)	-6.4723 (9.1026)	0.0252 (0.0357)	0.6666 (3.9842)
平均家庭财富	0.0052 (0.0120)	-2.3928 (2.9094)	0.0027 (0.0115)	-1.6239 (1.1447)
家庭年收入	-0.0185 (0.0134)	-1.5202 (3.2487)	-0.0217* (0.0128)	-0.3580 (1.2097)
马铃薯收入占比	0.1222** (0.0491)	34.0603*** (11.9333)	0.1266*** (0.0468)	0.5334 (1.7473)
务农收入占比	0.0305 (0.0929)	10.0811 (22.4842)	0.0482 (0.0891)	2.3930 (7.1281)
工资收入占比	0.0360 (0.0531)	1.5574 (12.8586)	0.0429 (0.0508)	-0.6294 (4.7515)
劳动力占比	0.1141 (0.1029)	88.3411*** (25.0285)	0.1468 (0.0991)	9.8064 (8.2860)
村级机井数量	0.0009 (0.0013)	0.1297 (0.2939)	0.0014 (0.0012)	0.0015 (0.0788)
村级年均降水量	-0.0003 (0.0005)	-0.0488 (0.1302)	-0.0003 (0.0005)	-0.0218 (0.0382)
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	1051	1051	1051	1051
组内R ² /调整的R ²	0.5801	0.6417	0.63467	0.9188

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号中为稳健标准误；③在回归中，土壤类型以“土壤类型-黑土”为参照组，地形特征以“地形特征-山地”为参照组。

采用同样的方法，本文检验了农户参与水权确权政策后，信贷可得性对其资源开采行为的影响，表 4 汇报了回归结果。（1）列和（2）列中，真实处理效应模型核心解释变量的系数均不显著。由此可见，在水权确权政策施行后，信贷可得性对参与水权确权政策的农户开凿灌溉机井等地下水资源开采投资不再具有促进作用。在利用工具变量法处理解释变量的内生性问题后，农户的凿井投资显著降低，如（4）列所示，在水权确权政策施行后，信贷可得性会降低参与水权确权政策农户的凿井投资金额。

表 4 信贷可得性对农户资源开采行为影响的三重差分模型回归结果

变量名称	TOT		TOT（工具变量法）	
	灌溉机井产权	凿井投资	灌溉机井产权	凿井投资
	(1)	(2)	(3)	(4)
三重差分交互项（信贷可得性×农户是否参与政策×政策施行前后）	0.0502 (0.0853)	-0.4225 (0.3004)	0.2167 (0.3241)	-0.0479* (0.0280)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	1051	1051	1051	1051
组内R ² /调整的R ²	0.2414	0.3634	0.4464	0.6093

注：①*表示 10%的显著性水平；②括号中为稳健标准误；③控制变量与表 3 相同。

最后，本文考察了正规信贷可得性对农户采纳节水技术的影响，采用三重差分模型对样本数据进行回归，具体结果如表 5 所示。其中，（1）列和（2）列是 TOT 模型的估计结果，（2）列结果显示，三重差分交互项在 5%的统计水平上显著且系数为正。这意味着正规信贷可得性同样有助于提高农户的节水技术投资金额。（3）列和（4）列是 TOT 模型利用工具变量处理内生性问题后的估计结果。（3）列结果显示，三重差分交互项在 5%的统计水平上显著且系数为正，表明政策施行后，获得正规信贷的农户采纳节水技术的概率显著提升。

表 5 正规信贷可得性对农户节水技术采纳和节水技术投资影响的三重差分模型回归结果

变量名称	TOT		TOT（工具变量法）	
	节水技术采纳	节水技术投资	节水技术采纳	节水技术投资
	(1)	(2)	(3)	(4)
三重差分交互项（正规信贷可得性×农户是否参与政策×政策施行前后）	0.1814 (0.1205)	35.0362** (42.1053)	2.0417** (0.9742)	37.3862 (61.5179)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	1051	1051	1051	1051

(续表 5)

组内R ² /调整的R ²	0.6297	0.6468	0.6033	0.6933
-------------------------------------	--------	--------	--------	--------

注：①**表示 5%的显著性水平；②括号中为稳健标准误；③控制变量与表 3 相同。

采用同样的方法，本文检验了在水权确权政策施行后，正规信贷可得性对农户资源开采投资的影响，表 6 汇报了估计结果。结果显示，TOT 模型和利用工具变量处理后的 TOT 两阶段模型中核心解释变量的回归结果均不显著。由此可见，在水权确权政策施行后，正规信贷可得性对农户的地下水资源开采投资行为不具有显著的正向影响。表 3 至表 6 的回归结果验证了本文的研究假说 H2。

表 6 正规信贷可得性对农户资源开采行为影响的三重差分模型回归结果

变量名称	TOT		TOT (工具变量法)	
	灌溉机井产权	凿井投资	灌溉机井产权	凿井投资
	(1)	(2)	(3)	(4)
三重差分交互项 (信贷可得性×农户是否参与政策×政策施行前后)	-0.0546 (0.1520)	-0.5503 (0.9286)	-0.0533 (0.2235)	-0.3924 (1.3567)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	1051	1051	1051	1051
组内R ² /调整的R ²	0.2357	0.3590	0.4426	0.5537

注：①括号中为稳健标准误；②控制变量与表 3 相同。

(二) 稳健性检验

首先，考虑到节水技术采纳只发生在使用灌溉的农户群体中，采用旱作方式的农户并不会投资节水技术，本文把样本限制为使用灌溉的农户再次进行回归，表 7 汇报了估计结果。结果表明，当处理组被替换为使用灌溉的试点村农户，并利用工具变量法处理内生性问题后，获得信贷的农户采纳节水技术的概率显著提升，且其亩均节水设备投资金额也得到提高。本文同样检验了在使用灌溉的子样本中，信贷可得性对农户开采投资的影响，以及正规信贷可得性对农户节水投资和开采投资的影响，所得到的估计结果分别与表 4、表 5 和表 6 类似。限于篇幅，估计结果从略。

表 7 信贷可得性对使用灌溉农户技术采纳和节水技术投资影响的三重差分模型回归结果

变量名称	TOT		TOT (工具变量法)	
	节水技术采纳	节水技术投资	节水技术采纳	节水技术投资
	(1)	(2)	(3)	(4)
三重差分交互项 (信贷可得性×农户是否参与政策×政策施行前后)	1.1597*** (0.3372)	1.4662*** (0.5568)	133.1834* (78.2393)	104.6584*** (27.8416)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制

(续表 7)

农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	468	468	468	468
组内R ² /调整的R ²	0.6014	0.6244	0.9336	0.9286

注：①***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平；②括号中为稳健标准误；③控制变量与表 3 相同。

其次，考虑到可能有很多因素会影响水权确权政策试点村的选取，试点村与非试点村在基础条件、水资源禀赋等方面可能存在差异；同时，在非试点村中，即使农户自身有意愿，也无法参与水权确权政策，因此，理论上讲只有在试点村中，才能考察农户对参与水权确权政策的自主选择情况。为此，本文将样本限制为水权确权政策试点村，比较试点村中参与水权确权政策和未参与水权确权政策农户灌溉投资行为的差异。表 8 汇报了试点村中水权确权政策参与对农户灌溉行为影响的回归结果。从（1）列结果可以看出，在试点村中，当获得信贷资金后，参与水权确权政策的农户采纳节水技术的概率显著高于未参与水权确权政策的农户；从（4）列结果可以看出，参与水权确权政策能在一定程度上降低获得信贷农户的凿井投资金额。以上结果亦与本文的基准回归结果一致。

表 8 信贷可得性对试点村农户灌溉投资影响的三重差分模型回归结果

变量名称	节水技术采纳	节水技术投资	灌溉机井产权	凿井投资
	(1)	(2)	(3)	(4)
三重差分交互项（信贷可得性×农户是否参与政策×政策施行前后）	0.2223*** (0.0401)	8.8963 (9.0802)	-0.0764 (0.0870)	-0.0042*** (0.0011)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	114	114	114	114
组内R ²	0.8478	0.7572	0.3935	0.6157

注：①***表示 1%的显著性水平；②括号中为稳健标准误；③控制变量与表 3 相同。

（三）安慰剂检验

本文对基准回归结果进行安慰剂检验。首先，假设水权确权政策施行时间为 2012 年（即当样本调查年份为 2007 年时，虚拟的政策施行前后变量赋值为 0；当样本调查年份为 2012 年或 2017 年时，虚拟的政策施行前后变量赋值为 1），重新对三重差分模型进行回归。表 9 中的估计结果显示，信贷可得性对农户节水技术投资金额的影响不显著，对农户节水技术采纳行为具有显著的负向影响。由此验证在水权确权政策真正施行以前（2012 年），处理组农户的节水技术采纳率并不存在高于控制组农户的预先趋势，而处理组农户的实际节水技术采纳率比控制组农户更高，是施行水权确权政策的结果。这在一定程度上说明本文基准回归结果是稳健的。

表 9 安慰剂检验结果（假设水权确权政策施行时间为 2012 年）

变量名称	TOT（工具变量法）	
	节水技术采纳	节水技术投资
	(1)	(2)
三重差分交互项（信贷可得性×农户是否参与政策×虚拟的政策施行前后）	-4.8825** (2.3615)	-11.0260 (46.5296)
控制变量	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制
观测值数	1051	1051
调整的R ²	0.3212	0.6889

注：①**表示 5%的显著性水平；②括号中为稳健标准误；③控制变量与表 3 相同。

其次，本文随机设定水权确权政策的处理组农户，重新估计三重差分 TOT 模型。表 10 估计结果显示，信贷可得性对虚拟的政策处理组农户节水技术投资金额的影响不显著，对虚拟的政策处理组农户技术采纳行为具有显著负向影响，由此排除了其他偶然因素对三重差分结果的影响，进一步验证了本文基准回归结果的稳健性。

表 10 安慰剂检验结果（随机选择政策处理组样本）

变量名称	TOT（工具变量法）	
	节水技术采纳	节水技术投资
	(1)	(2)
三重差分交互项（信贷可得性×虚拟的政策处理组×政策施行前后）	-1.8952* (1.0041)	65.1742 (237.2480)
控制变量	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制
观测值数	1051	1051
调整的R ²	0.6512	0.6800

注：①*表示 10%的显著性水平；②括号中为稳健标准误；③控制变量与表 3 相同。

（四）机制分析

为了检验水权确权政策是否对灌溉成本和灌溉水交易产生影响，进而改变农户获得信贷后的节水技术采纳行为，本文分别检验灌溉水价和农户灌溉水交易的机制效应。首先，根据平均灌溉水价，将平均灌溉水价低于 0.5 元/亩·小时的样本划归低水价组，反之划归高水价组，以评估在水权确权政策施行前后信贷可得性对两组农户节水技术采纳行为的影响；然后，根据农户是否为他人提供有偿灌溉服务，将样本划分为未进行灌溉水交易组和进行灌溉水交易组，以评估水权确权政策施行前后信贷可

得性对农户技术采纳行为的影响。回归结果如表 11 所示。(1) 列结果显示, 三重差分交互项的系数不显著, 意味着对于参与水权确权政策的农户而言, 信贷可得性并未显著影响低水价组农户的采纳节水技术的概率; 但对于高水价组农户而言, 当农户参与水权确权政策后, 其采纳节水技术的概率显著提升。水权确权政策通过提高灌溉成本, 影响获得信贷农户的节水技术采纳行为。(3) 列和(4) 列结果显示, 在参与水权确权政策的农户中, 信贷可得性对两组农户的节水技术采纳行为影响均显著, 但(4) 列三重差分交互项的系数大于(3) 列, 说明在水权确权政策施行后, 获得信贷对进行灌溉水交易组农户的影响较大, 对未进行灌溉水交易组农户的影响较小, 即水权确权政策通过促进农户的灌溉水交易行为, 影响获得信贷农户的节水技术采纳行为。以上机制分析结果验证了研究假说 H3。本文采用同样的方法检验了正规信贷可得性对异质性群体节水技术采纳行为的影响, 估计结果与表 11 类似。限于篇幅, 估计结果从略。

表 11 机制分析: 信贷可得性对异质性群体节水技术采纳行为影响的三重差分模型回归结果

变量名称	节水技术采纳		节水技术采纳	
	低水价组	高水价组	未进行灌溉水交易组	进行灌溉水交易组
	(1)	(2)	(3)	(4)
三重差分交互项(信贷可得性×农户是否参与政策×政策施行前后)	0.1917 (0.1219)	0.5417** (0.2551)	0.2975*** (0.0994)	1.3068*** (0.3493)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	542	509	562	489
调整的R ²	0.4336	0.5673	0.5767	0.5490

注: ①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平; ②括号中为稳健标准误; ③控制变量与表 3 相同。

五、研究结论与启示

本文从农户微观视角构建两期动态投融资模型, 从理论上分析了信贷(包括正规信贷与非正规信贷)可得性对农户节水农业技术采纳行为的影响, 并基于三重差分模型和工具变量法进行实证分析, 得到以下研究结论: 水权确权政策有助于促进获得信贷的农户投资节水技术。具体而言: 第一, 在水权确权政策施行前, 对于普及程度不高、资金需求略大的节水技术而言, 获得信贷并未显著促进农户的节水技术采纳与投资行为, 反而刺激农户投资资源开采, 即通过开凿机井获取灌溉水源。第二, 在水权确权政策施行后, 水权确权和灌溉水交易得以实现, 农户获得信贷资金后进行节水技术投资的概率显著提高, 说明信贷可得性有助于促进参与水权确权政策农户的节水行为。并且, 正规信贷资金和非正规信贷资金对水权确权政策下农户节水行为的影响近似。由此可见, 水权确权政策影响了农户利用信贷资金进行灌溉投资的方向, 即从资源掠夺性投资转向绿色的节水技术投资。第三, 机制分析结果显示, 水权确权政策带来的灌溉水价提高和灌溉水交易, 是驱使农户投资节水技术、抑制农户投资

资源开采的原因。

基于上述结论可知,促进农户采纳节水农业技术,不仅要关注农户的信贷可得性和农户信贷渠道的拓展,还需要完善水权确权制度与水交易市场,在市场机制的作用下,农户将自发将信贷资金用于绿色生产。本文的研究结论具有如下政策启示:为促进节水技术投资和农业绿色转型,实现资源的可持续利用,需要完善金融体系和完善自然资源资产产权制度“双管齐下”。一方面需要完善金融体系、创新金融产品和服务,发展农业绿色转型金融,增进信贷供给,在提升农业生产经营主体的信贷可得性的同时,引导其利用信贷资金进行绿色投资,避免资源掠夺性投资;另一方面也需要完善自然资源资产的产权制度,明确自然资源资产产权主体,推进自然资源资产所有权确权,健全自然资源资产产权体系和流转交易市场,充分发挥市场机制对农户绿色技术投资行为的促进作用。对于促进农业节水技术投资和节水技术采纳而言,一是要通过多种方式拓宽农户获得信贷资金及绿色金融的渠道,解决农户的信贷约束问题;二是要进一步深化农村水权确权改革与水权制度建设,完善水权交易机制,提高水资源的交易价值,从而鼓励农户通过灌溉水交易等方式获取长期收益,减少农户过度开采资源、追求短期收益的行为。

参考文献

- 1.陈诗一、张建鹏、刘朝良,2021:《环境规制、融资约束与企业污染减排——来自排污费标准调整的证据》,《金融研究》第9期,第51-71页。
- 2.陈艳萍、吴凤平,2010:《基于演化博弈的初始水权分配中的冲突分析》,《中国人口·资源与环境》第11期,第48-53页。
- 3.董小菁、纪月清、钟甫宁,2020:《农业水价政策对农户种植结构的影响——以新疆地区为例》,《中国农村观察》第3期,第130-144页。
- 4.贾蕊、陆迁,2017:《信贷约束、社会资本与节水灌溉技术采用——以甘肃张掖为例》,《中国人口·资源与环境》第5期,第54-62页。
- 5.刘静、陆秋臻、罗良国,2018:《“一提一补”水价改革节水效果研究》,《农业技术经济》第4期,第126-135页。
- 6.柳凌韵、周宏,2017:《正规金融约束、规模农地流入与农机长期投资——基于水稻种植规模农户的数据调查》,《农业经济问题》第9期,第65-76页。
- 7.马九杰、崔怡、孔祥智、陈志钢,2021:《水权制度、取水许可管理与农户节水技术采纳——基于差分模型对水权改革节水效应的实证研究》,《统计研究》第4期,第116-130页。
- 8.石腾飞,2018:《“关系水权”与社区水资源治理——内蒙古查村的个案研究》,《中国农村观察》第1期,第40-52页。
- 9.苏冬蔚、连莉莉,2018:《绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为?》,《金融研究》第12期,第123-137页。
- 10.王秀丽、鲍明明、张龙天,2014:《金融发展、信贷行为与信贷效率——基于我国城市商业银行的实证研究》,《金融研究》第7期,第94-108页。
- 11.魏昊、夏英、李芸,2020:《信贷需求抑制视角下农户环境友好型农业技术采纳行为分析》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第1期,第56-66页、第164页。

- 12.张雪靓、孔祥斌, 2014: 《黄淮海平原地下水危机下的耕地资源可持续利用》, 《中国土地科学》第5期, 第90-96页。
- 13.Brasselle, A. S., F. Gaspart, and J. P. Platteau, 2002, "Land Tenure Security and Investment Incentives: Puzzling Evidence from Burkina Faso", *Journal of Development Economics*, 67(2): 373-418.
- 14.Carter, M. R., and P. Olinto, 2003, "Getting Institutions 'Right' for Whom? Credit Constraints and the Impact of Property Rights on the Quantity and Composition of Investment", *American Journal of Agricultural Economics*, 85(1): 173-187.
- 15.Caswell, M. F., and D. Zilberman, 1985, "The Choices of Irrigation Technologies in California". *American Journal of Agricultural Economics*, 67(2): 224-234.
- 16.Chetty, R., N. Hendren, and L. F. Katz, 2016, "The Effects of Exposure to Better Neighborhoods on Children: New Evidence from the Moving to Opportunity Experiment". *American Economic Review*, 106(4): 855-902.
- 17.Clark, C. W., 1980, "Restricted Access to Common-Property Fishery Resources: A Game-Theoretic Analysis". in P. Liu (ed.) *Dynamic Optimization and Mathematical Economics*, New York: Plenum Press, 117-132.
- 18.Conning, J., and C. R. Udry, 2007, "Rural Financial Markets in Developing Countries", *Handbook of Agricultural Economics*, 3: 2857-2908.
- 19.Feder, G., and D. Feeny, 1991, "Land Tenure and Property Rights: Theory and Implications for Development Policy", *World Bank Economic Review*, 5(1): 135-153.
- 20.Giné, X., 2011, "Access to Capital in Rural Thailand: An Estimated Model of Formal vs. Informal Credit", *Journal of Development Economics*, 96(1): 16-29.
- 21.Green, G., D. Sunding, and D.Zilberman, 1996, "Explaining Irrigation Technology Choices: A Microparameter Approach", *American Journal of Agricultural Economics*, 78(4): 1064-1072.
- 22.Jia, X., H. Luan, J. Huang, and Z. Li, 2015, "A Comparative Analysis of the Use of Microfinance and Formal and Informal Credit by Farmers in Less Developed Areas of Rural China", *Development Policy Review*, 33(2): 245-263.
- 23.Koundouri, P., C. Nauges, and V. Tzouvelekas, 2006, "Technology Adoption under Production Uncertainty: Theory and Application to Irrigation Technology", *American Journal of Agricultural Economics*, 88(3): 657-670.
- 24.Kumar, C. S., C. G. Turvey, and J. D. Kropp, 2013, "The Impact of Credit Constraints on Farm Households: Survey Results from India and China", *Applied Economic Perspectives & Policy*, 35(3): 508-527.
- 25.Nakano, Y., and E. F. Magezi, 2020, "The Impact of Microcredit on Agricultural Technology Adoption and Productivity: Evidence from Randomized Control Trial in Tanzania", *World Development*, 133(C): 104997.
- 26.Olen, B., J. J. Wu, and C. Langpap, 2016, "Irrigation Decisions for Major West Coast Crops: Water Scarcity and Climatic Determinants", *American Journal of Agricultural Economics*, 98(1): 254-275.
- 27.Place, F., and S. E. Migot-Adholla, 1998, "The Economic Effects of Land Registration on Smallholder Farms in Kenya: Evidence from Nyeri and Kakamega Districts". *Land Economics*, 73(3): 360-373.
- 28.Saha, A., H. A. Love, and R. Schwart, 1994, "Adoption of Emerging Technologies Under Output Uncertainty". *American Journal of Agricultural Economics*, 76(4): 836-846.
- 29.Schlager, E., and E. Ostrom, 1992, "Property-Rights Regimes and Natural Resources: A Conceptual Analysis", *Land*

Economics, 68(3): 249-262.

30. Shiferaw, B., T. Kebede, M. Kassie, and M. Fisher, 2015, "Market Imperfections, Access to Information and Technology Adoption in Uganda: Challenges of Overcoming Multiple Constraints". *Agricultural Economics*, 46(4): 475-488.

31. Tarozzi, A., J. Desai, and K. Johnson, 2015, "The Impacts of Microcredit: Evidence from Ethiopia", *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(1): 54-89.

(作者单位: ¹ 中国人民大学农业与农村发展学院;

² 北京工商大学经济学院;

³ 中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 柳 荻)

Credit Availability, Water Rights Confirmation and Water-saving Technology Investment: Evidence Based on Quasi-natural Experiment in Water Rights Confirmation Pilots

MA Jiujie CUI Yi DONG Chong

Abstract: This article constructs a two-stage dynamic theoretical framework of investment and financing and discusses the impact of the availability of credit on farmers' investment in water-saving technology and water resource exploitation, as well as the role and mechanism of water rights confirmation. Based on the micro paneltracking survey data of potato growers in Inner Mongolia and Hebei Province in 2007, 2012 and 2017, it then adopts the two-way fixed effect model and the difference-in-difference-in-differences model to analyze the impact of water rights confirmation on farmers' irrigation investment in water-saving technology with credit funds. The results show that without water rights confirmation, credit availability does not significantly increase farmers' investment in water-saving technology, but increases their investment in groundwater exploitation. Under the implementation of water rights confirmation, however, credit availability has a significant positive impact on farmers' water-saving technology adoption as well as investment intensity, while it has a restraining effect on their investment in groundwater exploitation. Mechanism analysis shows that water rights confirmation will increase irrigation costs and irrigation water resources transactions, and thus affect encourages farmers' to adopt and invest in water-saving behavior technology. Finally, this study puts forward the policy suggestions of "accelerating water rights confirmation, improving water price and water rights trading mechanism", and "improving green transformation financial system" to promote the investment in agricultural water-saving technology.

KeyWords: Credit Availability; Water Rights Confirmation; Agricultural Water-saving Technology; Difference-in-difference-in-differences Approach

互联网使用与偏远地区农户家庭生产要素配置*

——基于西南山区农户面板数据

吴佳璇¹ 闵 师² 王晓兵³ 程国强¹

摘要：基于2013年、2015年和2019年对中国西南山区612户农户追踪调查的三期面板数据，本文采用内生转换Probit模型和反事实分析法，实证检验互联网使用对偏远地区农户家庭成员非农就业和土地流转的影响及其作用机制。研究结果表明：互联网使用显著促进了偏远地区农户非农就业和土地转出，且对不同年份、不同土地规模和不同海拔村庄的农户家庭生产要素配置的影响效果不同。随着时间的推移，互联网使用在促进农户非农就业和土地转出方面发挥的作用越来越显著，特别是对于土地规模较小、居住地海拔较低的农户产生了较大的影响。同时，农户非农就业促进了土地流转。本研究发现，互联网使用在促进农业生产要素市场化配置中发挥了积极作用，该正向作用主要是通过促进农户信息获取这一机制得以实现的。

关键词：互联网使用 生产要素配置 非农就业 土地流转 内生转换Probit模型

中图分类号：F32 **文献标识码：**A

一、引言

盘活农业生产要素，优化生产要素配置，是增加农民收入、助力乡村振兴、实现共同富裕的重要基础（陈斌开等，2020）。土地、劳动力和资本等生产要素的错配严重制约了以小农户个体经营为主的农业经营方式的转型升级。近年来，中央及地方政府实施的一系列支持“三农”发展的政策，例如农村土地“三权分置”、农村无息贷款等，有效推进了农业生产要素的优化配置，对农民增收与农村减贫起到了重要作用。在乡村振兴战略实施背景下，进一步推动农户之间生产要素的自由流动以及农户家庭内部生产要素的优化配置，将直接关系到农民增收长效机制的建立和共同富裕长远目标的实现

*本文研究得到中央农办 农业农村部乡村振兴专家咨询委员会软科学课题“‘移动互联网+’对推进农业农村现代化的影响机理及效果研究”（编号：RKX202002A）、国家自然科学基金国际（地区）合作与交流项目（SFC-DFG（中德））“中国西南天然橡胶生产区的农村经济转型研究”（编号：71761137002）、国家自然科学基金重点项目“乡村振兴战略实施中政府与市场的关系及协调研究”（编号：71933004）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：闵师。

（杜鑫，2021）。

家庭劳动力和土地是农户的两大基础性生产要素，而非农就业和土地流转是衡量农户家庭生产要素配置的重要指标。从劳动力要素配置的角度来看，持续增加的非农就业促进了农村剩余劳动力转移到城镇和非农部门，既满足了中国工业化与城镇化对劳动力的需求，又缓解了中国农村严重的隐性失业现象，提升了农村劳动力的总体就业率，为助力农民增收和农村减贫做出了重要贡献（胡祎等，2022）。从土地要素配置的角度来看，近年来中国农村土地流转的规模和速度呈明显增长趋势，显著提高了土地有效利用率，促进了农业生产结构调整和农地适度规模经营，对于保证国家粮食安全和农业现代化建设的意义深远（李长生和刘西川，2020）。

在数字经济时代，互联网使用通过改变信息获取途径、增加社会资本等方式深刻影响着农户家庭生产要素配置。尤其是对于偏远地区的农户而言，以“网络扶贫”“互联网教育医疗”和“电商网购”为代表的网络覆盖行动更是解决了农村信息闭塞的核心问题，进而改变了山区农民的生产生活方式。首先，互联网使用不仅促进了农村居民就业（赵羚雅和向运华，2019），而且显著提升了农民的创业绩效和收入水平（Ma et al., 2020）。其次，互联网的广泛应用显著提高了农户的技术效率，并促进了中国农业全要素生产率的增长（朱秋博等，2019）。最后，互联网使用显著促进了农民消费潜力的释放和消费结构的优化，推动了农村消费升级（张永丽和徐腊梅，2019）。

以往的大量研究为理解互联网使用与农业农村发展的关系提供了重要参考，然而有关互联网使用影响农户家庭生产要素配置的研究在以下几方面还有待进一步提升。首先，多数文献采用倾向得分匹配方法解决可观测变量所导致的选择性偏误问题（例如 Kirui et al., 2013），但是该方法不能解决由于不可观测变量所带来的选择性偏误问题。其次，也有一些研究采用内生转换模型、处理效应模型等方法进一步控制不可观测变量所带来的选择性偏误，但普遍采用截面数据进行分析（例如姜维军等，2021），因而无法观测到互联网使用的动态影响，不能有效控制时变因素的影响。再次，以往研究多以智能手机或电脑等单一途径使用互联网为例，探究其在农业和农村发展中的作用（例如 Aker and Ksoll, 2016），这种做法无法观测到农户通过智能手机和电脑等多种途径使用互联网所带来的综合效应。最后，尽管有部分研究关注了经济较发达的平原地区或具有全国代表性的典型地区互联网使用对农户非农就业或土地流转的影响（例如 Min et al., 2020；张卫东等，2021），但并未解答互联网使用是否影响以及在多大程度上影响偏远地区农户家庭的生产要素配置。

为了实证检验互联网使用对偏远地区农户家庭劳动力与土地要素配置的影响，本文基于中国云南省西双版纳傣族自治州农户追踪调查数据，使用工具变量法及内生转换 Probit 模型解决样本自选择和内生性问题，并应用反事实分析法估计互联网使用对农户非农就业和土地流转的处理效应。尽管本研究的样本局限于西南山区的西双版纳，但研究结果对于中国其他偏远地区农户家庭的生产要素配置也有着一定的参考意义。本文利用面板数据识别互联网使用在偏远地区农户家庭生产要素配置中发挥的作用，进一步补充了相关研究领域的成果；同时，本文研究有助于理解互联网扩张背景下中国农业生产要素的流动与配置，可为相关农业经济政策制定提供参考。

本文余下内容安排如下：第二部分基于理论分析和已有研究，构建互联网使用对农户非农就业和

土地流转影响的理论框架，阐述其中的作用机理，并提出研究假说；第三部分汇报本文使用的数据来源，介绍用于估计互联网使用对农户家庭生产要素配置的处理效应的方法以及变量定义和描述性统计；第四部分报告并讨论实证模型的估计结果；最后，第五部分对全文进行总结。

二、理论分析与研究假说

（一）理论分析

假设农户对于互联网使用与生产要素配置的决策是根据预期家庭收入最大化原则进行的，借鉴 Min et al. (2017) 的研究，本文假设农户家庭收入由三部分组成，即务农收入、非农就业收入和通过土地流转获得的财产性收入，则预期收入最大化问题可以表示如下：

$$\begin{aligned} \text{Max } pf(a_i, l_{ia}, A_i, M_i) + [wl_{i0} - IC_i(M_i)] - I_i^{\text{in}} \left\{ (A_i - \bar{A}_i) [r + TC_i^{\text{in}}(M_i)] \right\} \\ + I_i^{\text{out}} \left\{ (\bar{A}_i - A_i) [r - TC_i^{\text{out}}(M_i)] \right\} \\ \text{s.t. } l_{ia} + l_{i0} \leq \bar{L}_i \end{aligned} \quad (1)$$

(1) 式中： A_i 代表农户 i 耕种的土地数量； l_{ia} 和 l_{i0} 分别代表农户 i 分配给务农和非农就业的劳动力； M_i 为互联网使用（农户 i 使用互联网取 1，否则取 0）； $\bar{A}_i$ 和 $\bar{L}_i$ 分别代表农户 i 的土地禀赋和劳动力禀赋； $f(a_i, l_{ia}, A_i, M_i)$ 是一个农业生产函数，该函数的假设条件为互联网使用影响农户家庭的农业信息获取成本从而影响其农业生产，其中， a_i 代表农户 i 的务农能力，通常受到家庭禀赋的影响； p 是农产品价格； w 是外生的工资率； r 是竞争市场上的土地租金； I_i^{in} 和 I_i^{out} 分别是土地转入（转入取 1，否则取 0）和土地转出（转出取 1，否则取 0）的指示函数； $IC_i(M_i)$ 、 $TC_i^{\text{in}}(M_i)$ 和 $TC_i^{\text{out}}(M_i)$ 分别是寻找工作的信息成本、土地转入和转出的交易成本。本文假设互联网使用可以有效降低农户在寻找工作和土地流转过程中的信息不对称，从而减少其寻找工作的信息成本和土地流转的交易成本，即 $\frac{\partial IC_i(M_i)}{\partial M_i} < 0$ ， $\frac{\partial TC_i^{\text{in}}(M_i)}{\partial M_i} < 0$ ， $\frac{\partial TC_i^{\text{out}}(M_i)}{\partial M_i} < 0$ 。

通过求解 (1) 式的收入最大化问题，可以推导出非农就业、土地转入和土地转出的简化方程，表达式如下：

$$l_{i0} = g[\bar{L}_i, \bar{A}_i, l_{ia}, a_i, w, r, IC_i(M_i)] \quad (2)$$

$$I_i^{\text{in}} = k[\bar{L}_i, \bar{A}_i, l_{ia}, l_{i0}, a_i, w, r, TC_i^{\text{in}}(M_i)] \quad (3)$$

$$I_i^{\text{out}} = h[\bar{L}_i, \bar{A}_i, l_{ia}, l_{i0}, a_i, w, r, TC_i^{\text{out}}(M_i)] \quad (4)$$

进一步地，互联网使用影响农户寻找工作的信息成本进而对其非农就业产生的边际影响可以通过

对（2）式求导得出：

$$\frac{\partial g(M_i)}{\partial M_i} = \frac{\partial g[IC_i(M_i)]}{\partial IC_i(M_i)} \times \frac{\partial IC_i(M_i)}{\partial M_i} \quad (5)$$

理论上，寻找工作的信息成本增加将会提高非农就业的难度，因此寻找工作的信息成本对非农就业的边际影响为负（ $\frac{\partial g[IC_i(M_i)]}{\partial IC_i(M_i)} < 0$ ），结合上文假设（ $\frac{\partial IC_i(M_i)}{\partial M_i} < 0$ ），可以判断（5）式大于0。这说明，互联网使用可以通过减少农户寻找工作的信息成本促进其非农就业。

类似地，互联网使用影响农户土地流转的交易成本进而对其土地转入和转出产生的边际影响可以分别通过对（3）式和（4）式求导得出：

$$\frac{\partial k(M_i)}{\partial M_i} = \frac{\partial k[TC_i^{in}(M_i)]}{\partial TC_i^{in}(M_i)} \times \frac{\partial TC_i^{in}(M_i)}{\partial M_i} \quad (6)$$

$$\frac{\partial h(M_i)}{\partial M_i} = \frac{\partial h[TC_i^{out}(M_i)]}{\partial TC_i^{out}(M_i)} \times \frac{\partial TC_i^{out}(M_i)}{\partial M_i} \quad (7)$$

（6）、（7）式中，土地流转的交易成本对土地转入和转出的边际影响在理论上也是负向的（即 $\frac{\partial k[TC_i^{in}(M_i)]}{\partial TC_i^{in}(M_i)} < 0$ ， $\frac{\partial h[TC_i^{out}(M_i)]}{\partial TC_i^{out}(M_i)} < 0$ ），结合上文假设（ $\frac{\partial TC_i^{in}(M_i)}{\partial M_i} < 0$ ， $\frac{\partial TC_i^{out}(M_i)}{\partial M_i} < 0$ ），可以判断：（6）式和（7）式大于0。这说明，互联网使用可以通过减少农户土地流转的交易成本促进其土地转入和转出。

（二）研究假说

随着互联网技术的快速发展，越来越多的农村居民开始使用互联网。互联网使用对农户非农就业与土地流转的影响机理及影响效果越来越受到国内外学者的关注（例如 Ma et al., 2020; Min et al., 2020; 张卫东等, 2021）。根据上述理论分析可知，农户使用互联网会通过影响寻找工作的信息成本和土地流转的交易成本进而影响其非农就业和土地流转。

首先，互联网使用通过促进信息获取推动农户非农就业。第一，互联网使用促进农户获取就业信息，改善劳动力市场信息不对称的状况，降低劳动力供需双方搜寻匹配的交易成本，提高农户从事非农工作的概率（Karanasios and Slavova, 2018; 张卫东等, 2021）。第二，互联网使用促进农户构建社会网络，促使农户更便捷地获取亲朋好友的信息并与家人保持紧密联系，由此降低外出务工者的心理成本，在一定程度上缓解农户非农就业的顾虑，并提高其务工积极性（赵羚雅和向运华, 2019）。第三，互联网使用促进农户获取新知识、掌握新技能，由此提高自身的人力资本，从而有助于进入非农部门工作（马俊龙和宁光杰, 2017）。最后，互联网使用促进农户获取新思想，使其视野更加开阔、

思想更加开放,也促使其更加渴望走出农村、从事非农工作以提高生活品质(朱红根和宋成校,2020)。综上所述,本文提出如下假说。

H1: 互联网使用可以促进农户非农就业。

其次,互联网使用通过促进信息获取推动农户土地流转。第一,互联网使用促进农户获取土地流转信息,缓解土地转出者与转入者之间的信息不对称。以往农户主要在本村内部流转土地,并依靠亲戚、朋友和村干部等获取土地流转信息,然而这些信息在时效性与传播范围方面都存在局限性。互联网平台为农户提供全新的获取信息途径,使得农户能够获取到更大范围和更及时可靠的土地流转信息,从而促进土地流转契约的达成(张景娜和张雪凯,2020;刘子涵等,2021)。第二,互联网使用提高农户非农就业的概率(Lu et al., 2016; Dettling, 2017),进而减少农户对土地的依赖,促进土地转出(Huang et al., 2012; 张景娜和张雪凯,2020; 胡祎等,2022)。第三,互联网使用促进农户获取亲朋好友和陌生人的信息,不仅强化了“强关系”,也为“弱关系”的建立提供了更多可能(Mckenna and Bargh, 2000; Ellison et al., 2014),从而拓展农户的社会资源,提高农户达成土地流转契约的效率(陈浩和王佳,2016)。据此,本文提出如下假说。

H2: 农户非农就业可以促进土地流转。

H3: 互联网使用可以促进农户土地流转。

综上所述,本文进一步构建互联网使用通过促进信息获取进而推动农户非农就业与土地流转的理论分析框架,具体如图1所示。

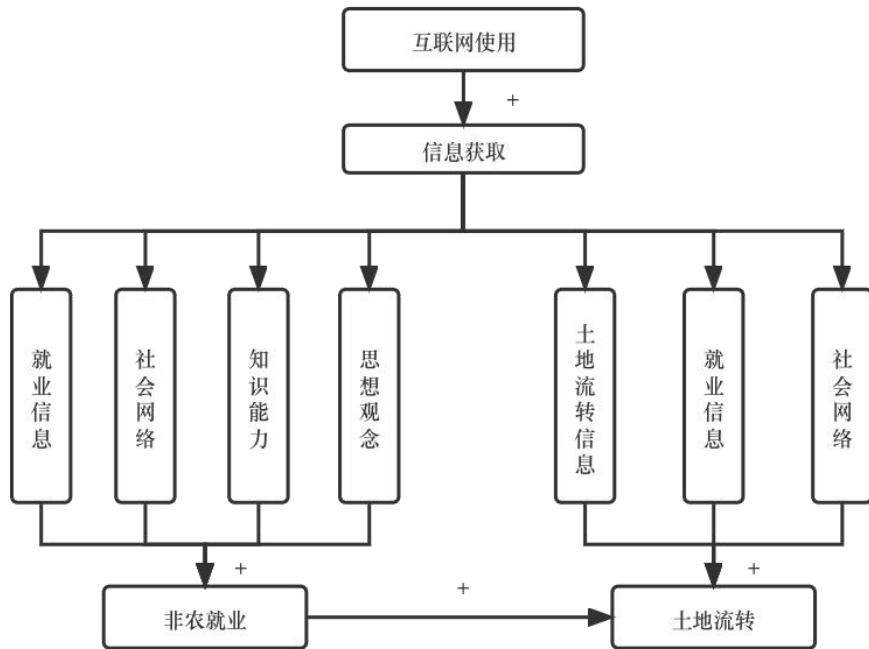


图1 互联网使用对农户非农就业和土地流转的影响路径

三、数据来源、模型构建与变量选取

（一）数据来源

本文所使用的数据来自北京大学中国农业政策研究中心在中国云南省西双版纳傣族自治州开展的三期农户追踪调查。西双版纳位于中国西南边陲，95%的土地为山地丘陵，其地形地貌特征在中国西南山区具有一定的代表性。第一期为基线调查，调查时间是2013年3月，采用分层随机抽样法，在西双版纳的景洪市、勐海县和勐腊县3个县（市）抽取8个样本乡镇共42个样本村，对612户农户采用面对面访谈的形式进行问卷调查。调查问卷包括村级调查问卷和农户调查问卷，其中，村级调查问卷的受访者是自然村的村民组长或其他了解全村情况的人，农户调查问卷的受访者是户主或家庭主要决策者。研究团队分别于2015年3月和2019年4月对基线调查的样本村和样本农户进行了两次追踪调查，除1户样本农户由于搬出原来的自然村无法取得联系外，其余611户农户都参与了追踪调查。

三期调查收集了样本村和样本农户在2012年、2014年和2018年的家庭信息、耕地情况、种植情况等，还收集了样本农户通过互联网获取与使用相关信息、非农就业以及土地转入与转出等一系列详细情况。该调查数据为分析互联网使用对非农就业和土地流转的影响提供了重要的数据基础。由于一些数据的缺失，本文最终所使用的样本包括2013年调查的612户农户、2015年调查的609户农户和2019年调查的607户农户，共1828个观测值。基于这些样本，本文构建了一个非平衡的面板数据集。

（二）模型构建

考虑到互联网使用可能存在选择性偏误及内生性问题，本文参考Lokshin and Glinskaya（2009）和Min et al.（2020）的研究设计，采用内生转换Probit模型估计互联网使用对农户非农就业和土地流转的影响。在此基础上，本文进一步开展反事实分析，估计农户互联网使用对非农就业和土地流转的处理效应。

1. 内生转换Probit模型。首先，为了分析农户互联网使用的影响因素，本文借鉴Lokshin and Sajaia（2011）对内生转换Probit模型的设定，构建互联网使用选择方程，表达式如下：

$$M_i^* = \gamma Z_i + \mu_i \quad (8)$$

$$M_i = 1[M_i^* \geq 0] = 1[\gamma Z_i + \mu_i \geq 0] \quad (9)$$

（8）、（9）式中， M_i^* 为潜变量，代表农户使用互联网的倾向， M_i 表示观测到的农户互联网使用情况。 $1[\cdot]$ 是一个指标函数：如果 $M_i^* \geq 0$ ，则 $M_i = 1$ ；否则， $M_i = 0$ 。 Z_i 是解释变量向量，包括户主、家庭和村庄层面的特征变量； γ 是待估参数向量； μ_i 是随机误差项。

其次，在使用与未使用互联网两种情境下，本文假设农户*i*的非农就业决策方程和土地流转决策方程为：

$$R_{iMj}^* = \beta_{Mj} X_i + v_{iMj} \quad (10)$$

$$R_{iMj} = 1[R_{iMj}^* \geq 0] = 1[\beta_{Mj}X_i + v_{iMj} \geq 0] \quad (11)$$

(10)、(11) 式中, 下标 M 指代农户的互联网使用情况, $M=1$, 表示农户使用互联网的情境; $M=0$, 表示农户未使用互联网的情境。下标 j 指代农户非农就业或流转土地, $j=1$, 表示农户家庭中至少有一位成员参与非农就业; $j=2$, 表示农户家庭存在土地流转行为。 R_{iMj}^* 表示未观测到的农户非农就业或土地流转倾向, R_{iMj} 表示观测到的农户非农就业或土地流转决策。 β_{Mj} 是待估计参数向量; X_i 是户主、家庭和村庄层面的特征变量向量^①; v_{iMj} 是随机误差项。

假设 (9) 式和 (11) 式中的误差项 (μ_i , v_{i0j} , v_{i1j}) 服从均值为 0 的联合正态分布, 相关矩阵表示为:

$$\Omega_M = \begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 \\ & 1 & \rho_3 \\ & & 1 \end{bmatrix} \quad (12)$$

(12) 式中, ρ_1 为 v_{i0j} 和 μ_i 之间的相关系数, ρ_2 为 v_{i1j} 和 μ_i 之间的相关系数, ρ_3 为 v_{i0j} 和 v_{i1j} 之间的相关系数。由于 R_{i0j} 和 R_{i1j} 不能够同时被观测到, 因此无法识别 (v_{i0j} , v_{i1j}) 的联合分布并估计 ρ_3 。参考 Lokshin and Sajaia (2011) 的研究, 本文假设: $\rho_3=1$ 。

进一步地, 本文参考 Lokshin and Sajaia (2011), 将 (9) 式和 (11) 式构成方程组并采用完全信息极大似然法估计, 从而得到内生转换 Probit 模型中各参数的估计值。

2. 平均处理效应 (ATT)。在估计内生转换 Probit 模型的参数后, 进一步运用反事实分析法, 可以将真实情境与反事实情境下使用互联网与未使用互联网的农户的非农就业和土地流转行为进行比较, 来估计互联网使用的平均处理效应。参考 Lokshin and Glinskaya (2009) 和 Lokshin and Sajaia (2011) 的研究, 农户互联网使用对其非农就业或土地流转的处理效应可以表示为:

$$\begin{aligned} TT(x) &= \Pr(R_{i1j} = 1 | M_i = 1, X_i = x) - \Pr(R_{i0j} = 1 | M_i = 1, X_i = x) \\ &= \frac{\Phi_2(X_i\beta_{1j}, \gamma Z_i, \rho_2) - \Phi_2(X_i\beta_{0j}, \gamma Z_i, \rho_1)}{F(\gamma Z_i)} \end{aligned} \quad (13)$$

(13) 式中, $\Phi(\cdot)$ 为二元正态分布的累积函数, $F(\cdot)$ 为单变量正态分布的累积函数。 $M_i=1$, 表示农户 i 实际使用互联网; $X_i = x$, 表示农户 i 具有观察特征 x ; $R_{i1j}=1$, 表示在农户使用互联网的情境下 (即真实情境) 观测到的农户存在非农就业或土地流转行为; $R_{i0j}=1$, 表示在假设农户未使用互联网的情境下 (即反事实情境) 观测到的农户存在非农就业或土地流转行为。处理效应 $TT(x)$ 表示, 与假设未使用互联网的情境相比, 实际使用互联网且具有观察特征 x 的农户使用互联网对其非农

^① X_i 包含于 Z_i , Z_i 比 X_i 至少多一个变量作为工具变量。

就业或土地流转的影响。在(13)式的基础上,通过对使用互联网的农户样本($N_{M_i=1}$)的 $TT(x)$ 取平均值,可以得到平均处理效应(ATT),表达式如下:

$$ATT = \frac{1}{N_{M_i=1}} \sum_{M_i=1} TT(x) \quad (14)$$

(三) 变量定义与描述

1.被解释变量。为衡量农户家庭的劳动力与土地要素配置,本文设置农户家庭成员非农就业和土地转出两个被解释变量^①。非农就业表示农户家庭中是否至少有一位成员从事非农工作;土地转出表示农户是否将土地出租给他人,无论是否收取租金,只要将土地的经营权交予他人即设定为土地转出。

表1汇报了样本农户在不同年份的非农就业与土地流转情况。2012~2018年,参与非农就业的农户比例总体趋势是上升的。2012年,约20.4%的农户至少有一位家庭成员从事非农工作;2014年,该比例增加到31.8%;2018年,该比例为46.2%。参考Wang et al. (2017)的研究,参与非农就业的农户比例提高可能是由不断增加的工资所导致的。同期,土地流转的规模和比例也呈现显著变化。一方面,土地转出与转入的规模呈增长趋势;另一方面,土地流转以土地转出为主,2012年约有26.6%的农户将土地出租给他人,2018年这一比例增长至55.0%,而土地转入的农户占比很小。

2.核心解释变量。农户使用手机或电脑上网都属于使用互联网的范畴。借鉴朱红根和宋成校(2020)的研究,本文衡量农户互联网使用情况的具体做法如下:①互联网使用(手机),根据问卷中的“你家是否使用手机上网”定义,若回答是,取值为1,否则取值为0;②互联网使用(电脑),根据问卷中的“你家是否使用电脑上网”定义,若回答是,取值为1,否则取值为0;③互联网使用(手机或电脑),使用手机或电脑上网,取值为1,否则取值为0。其中,互联网使用(手机或电脑)是本文所关注的核心解释变量。

表1显示,2012~2018年,使用手机、电脑上网的农户比例呈上升趋势。特别是使用手机上网的农户比例快速增加,从2012年的50.7%增加到2018年的98.5%,这意味着超过98%的农户家庭至少拥有一部智能手机。与此同时,使用电脑上网的农户比例也增长迅速,从2012年的8.3%增加到2018年的59.4%。总体而言,2012年以来中国西南山区农户互联网使用(包括使用手机、电脑等设备上网)的比例快速提高,到2018年,超过98%的农户使用互联网^②。

3.控制变量。根据既有研究,非农就业作为农户家庭劳动力要素配置的重要衡量指标,受到户主个人特征、家庭特征等内部因素(魏众,2004;蒋乃华和卞智勇,2007;Min et al., 2020)以及政策、环境等外部因素(辛岭和蒋和平,2009;Dedehouanou et al., 2018)的影响;土地流转作为土地要素

^①根据调查数据,2012年、2014年、2018年分别仅有3.9%、6.1%和6.4%的农户样本存在土地转入的情况。由于土地转入的样本太少,模型回归时难以识别,因此本文在估计土地流转模型时只关注农户的土地转出情况。

^②本文中,农户家庭中只要有一位成员使用互联网就认为该农户使用互联网。因此,本文中农户使用互联网的比例明显高于官方基于个人层面对农村互联网的统计数据。

配置的重要体现形式，同样受到户主个人特征、家庭特征和村庄特征等内部因素（史清华和贾生华，2002；Rahman, 2010；Huang et al., 2012）以及制度、市场和环境等外部因素（冀县卿和钱忠好，2018；杨青等，2022）的影响。根据上述文献，本文选取户主个人特征、家庭特征和村庄特征等 14 个变量以及乡镇层面的虚拟变量作为控制变量^①。其中，户主个人特征包括户主的性别、年龄、受教育年限、民族、婚姻状况和健康状况；家庭特征包括家庭成员数量、儿童比例、老人比例和土地规模；村庄特征包括海拔、就业机会、到乡镇距离和交通状况。

值得一提的是，从户主婚姻状况看，一般认为已婚的户主由于承担较大的家庭开支压力，较有可能选择非农就业以提高家庭收入，从而增加土地转出的概率。从户主健康状况看，户主健康状况较差可能导致其自身无法从事农业生产或非农工作，同时由于户主需要被其他家庭成员照顾，有可能降低家庭成员参与农业生产或非农工作的概率，从而影响该农户家庭土地转出的概率（张景娜和张雪凯，2020）。家庭成员儿童比例和老人比例代表了一个家庭的生命周期，儿童比例越高、老人比例越低代表家庭青壮年劳动力越多，农户家庭成员越有可能外出务工；而儿童比例低、老人比例高代表家庭人口老龄化，农户可能没有能力继续从事农业劳动，从而转出土地（钱龙和洪名勇，2016）。土地规模反映了农户家庭的土地禀赋，一方面土地规模越大就越有可能进行规模化经营，从而有利于农业生产，进而减少外出非农就业和土地转出；另一方面农户也可能因土地富余而增加土地转出（张景娜和张雪凯，2020）。不同海拔的村庄之间地理位置、气候条件和交通条件存在差别，这对于农户务工和农业生产的影响是多元的（Jin et al., 2021）。

4.工具变量。参考赵羚雅和向运华（2019）等的研究，本文采用村级层面的“宽带普及率”作为“互联网使用”的工具变量。直观来看，宽带普及率可以反映本村宽带网络的发展情况，这可能会影响本村农户的互联网使用；同时，村级宽带普及率对农户家庭生产要素配置没有直接影响，而是通过影响农户的互联网使用对其生产要素配置产生间接影响。从逻辑上判断，“宽带普及率”满足作为工具变量的相关性和外生性条件。

表 1 汇报了变量的定义和描述性统计信息。

表 1		变量定义与描述性统计		
	定义及赋值	2012 年 (n=612)	2014 年 (n=609)	2018 年 (n=607)
被解释变量				
非农就业	农户家庭中是否至少有一位成员从事 非农工作：是=1，否=0	0.204 (0.016)	0.318 (0.019)	0.462 (0.020)
土地转出	农户是否将土地出租给他人：是=1，否 =0	0.266 (0.018)	0.476 (0.020)	0.550 (0.020)

^①在估计互联网使用对非农就业的影响时，使用该 14 个变量以及乡镇层面的虚拟变量作为控制变量。在估计互联网使用对土地转出的影响时，相关研究表明，非农就业对土地流转产生影响（Kung, 2002；黄枫和孙世龙，2015；王丽媛和韩媛媛，2020），因此，本文在家庭层面补充了“非农就业”变量，共计 15 个控制变量。

互联网使用与偏远地区农户家庭生产要素配置

(续表 1)				
核心解释变量				
互联网使用(手机或电脑)	农户是否通过手机或电脑使用互联网: 是=1, 否=0	0.534 (0.020)	0.822 (0.016)	0.987 (0.005)
互联网使用(手机)	农户是否通过手机使用互联网: 是=1, 否=0	0.507 (0.020)	0.800 (0.016)	0.985 (0.005)
互联网使用(电脑)	农户是否通过电脑使用互联网: 是=1, 否=0	0.083 (0.011)	0.196 (0.016)	0.594 (0.020)
控制变量				
户主特征				
性别	户主是否为女性: 是=1, 否=0	0.072 (0.259)	0.080 (0.272)	0.076 (0.265)
年龄	户主的年龄(岁)	47.977 (10.520)	47.790 (10.592)	49.970 (10.442)
受教育年限	户主的受教育年限(年)	4.377 (3.576)	4.458 (3.597)	4.860 (3.613)
民族	户主是否为少数民族: 是=1, 否=0	0.954 (0.209)	0.954 (0.210)	0.954 (0.210)
婚姻状况	户主是否已婚: 是=1, 否=0	0.979 (0.144)	0.943 (0.233)	0.942 (0.233)
健康状况	户主是否生病: 是=1, 否=0	0.141 (0.348)	0.207 (0.405)	0.239 (0.427)
家庭特征				
家庭成员数量	家庭成员人数(人)	5.114 (1.458)	5.261 (1.478)	5.082 (1.494)
儿童比例	家庭成员 16 岁及以下人口比例	0.167 (0.247)	0.185 (0.151)	0.170 (0.153)
老人比例	家庭成员 60 岁及以上人口比例	0.145 (0.177)	0.143 (0.177)	0.119 (0.170)
土地规模	家庭成员人均土地面积(亩/人)	13.356 (13.130)	14.227 (15.338)	14.018 (12.750)
村庄特征				
海拔	村庄海拔(米)	756.106 (160.268)	757.129 (165.102)	742.130 (165.875)
就业机会	该村是否有企业、公司或工厂: 是=1, 否=0	0.444 (0.497)	0.736 (0.441)	0.390 (0.488)
到乡镇距离	村到乡镇的距离(公里)	11.484 (11.578)	11.198 (11.535)	12.093 (11.834)
交通状况	村庄主要干道是否为泥路: 是=1, 否=0	0.564 (0.496)	0.381 (0.486)	0.092 (0.290)

(续表 1)

工具变量				
宽带普及率	村庄的宽带普及率 (%)	6.209 (0.004)	16.367 (0.007)	58.101 (0.008)

注：括号内为标准差。

四、实证结果分析

(一) 互联网使用对非农就业和土地流转的影响

1. 互联网使用对非农就业影响的内生转换 Probit 模型的基准回归结果。表 2 (1) 列是互联网使用选择方程的估计结果。其中，工具变量“宽带普及率”对农户使用互联网有显著的正向影响。因此，促进农村宽带普及能够使通信设备更加完善、网络使用更加便捷，对农户使用互联网具有积极的外部效应。为了验证“宽带普及率”作为“互联网使用”的工具变量是否满足相关性和外生性条件，本文采用证伪检验法。检验结果表明^①，宽带普及率与互联网使用相关，而非农就业和土地转出不相关。

(2)、(3) 列分别报告使用和不使用互联网的农户非农就业决策方程中各个变量的估计系数。表 2 中，Wald 检验结果显著非 0，表明模型的设定在统计上是有效的； ρ_1 和 ρ_2 的系数均不显著，表明本研究中互联网使用对非农就业的影响不存在选择性偏误（参见 Lokshin and Sajaia, 2004）。

由表 2 (1) 列可知，在控制变量中，年龄、受教育年限、家庭成员人数、老人比例和交通状况显著影响农户的互联网使用情况。具体而言，户主受教育程度越高的农户使用互联网的概率越大，这是因为教育能够提高农户的技能和知识储备，从而提高其对互联网技术的采纳概率，这与 Ma et al. (2018) 的研究结论相符。村庄的道路条件越差，农户越倾向于使用互联网，这主要是因为交通约束促使农户寻求其他与外界沟通交流的方式，提高了其使用互联网的概率。家庭成员人数的增加显著促进了互联网使用，原因可能是随着家庭成员的增多，农户更倾向于探索新的通信设备（例如手机），以维持成员间的相互联系，这与常理相符。而户主年龄与老人比例对互联网使用有显著的正向影响，可能的原因是：户主年龄较大、老人比例较高的农户家庭，其子女不与父母同住的可能性较大，出于与子女沟通交流等维系亲情的需求（例如视频聊天），具有上述特征的农户家庭较倾向于使用互联网。这与 Hübler and Hartje (2016) 的研究结论不同。这可能是由于两方面的原因：一是本研究的样本来自中国西南偏远地区，偏远和非偏远地区的要素约束条件差别可能造成研究结果有显著的地区差异；二是本研究控制了乡镇固定效应，而以往的研究很少控制到乡镇水平。

表 2 (2)、(3) 列的结果表明，在使用互联网与未使用互联网的农户之间，非农就业的影响因素存在明显差异。对于使用互联网的农户，户主性别、家庭成员人数、儿童比例、老人比例、到乡镇距离和交通状况对其非农就业具有显著影响。这说明，互联网使用和这些控制变量对农户非农就业存在交互影响。然而，对于不使用互联网的农户，只有就业机会对其非农就业有显著的正向影响。对于

^①限于篇幅，此处未汇报证伪检验的结果，感兴趣的读者可向笔者索取。

使用互联网且户主为女性的农户，其家庭成员更可能从事非农工作。这可能是由于女性户主更愿意学习互联网知识，对信息变化的敏感度高于男性，且女性户主更有可能将其通过互联网获得的非农就业相关信息分享给家庭成员，从而促进其家庭成员从事非农工作。因此，户主为女性的农户家庭更倾向从互联网获取就业信息并从事非农工作。该结论与郭建鑫和张峻峰（2017）的研究结果相符。

表 2 互联网使用对非农就业影响的内生转换 Probit 模型估计结果 (n=1828)

	互联网使用（手机或电脑） 选择方程	非农就业决策方程	
		使用互联网	不使用互联网
	(1)	(2)	(3)
宽带普及率	1.046** (0.429)		
性别	0.029 (0.142)	0.313** (0.133)	0.443 (0.276)
年龄	0.008* (0.004)	0.003 (0.004)	0.012 (0.013)
受教育年限	0.024** (0.012)	0.012 (0.011)	0.012 (0.029)
民族	-0.044 (0.182)	-0.086 (0.188)	0.429 (0.412)
婚姻状况	0.105 (0.187)	-0.071 (0.181)	-0.555 (0.343)
健康状况	-0.160 (0.101)	-0.010 (0.092)	0.201 (0.188)
家庭成员人数	0.145*** (0.003)	0.152*** (0.029)	0.132 (0.174)
儿童比例	-0.109 (0.318)	-1.678*** (0.326)	-1.496 (1.140)
老人比例	0.544** (0.272)	0.728*** (0.255)	0.889 (0.974)
土地规模	0.005 (0.003)	0.001 (0.003)	-0.006 (0.008)
海拔	-0.001 (0.0003)	0.001 (0.0003)	0.0004 (0.001)
就业机会	0.016 (0.088)	0.722 (0.081)	0.360* (0.204)
到乡镇距离	-0.004 (0.005)	-0.021*** (0.005)	0.001 (0.010)
交通状况	0.153* (0.086)	0.183* (0.095)	0.001 (0.010)
常数项	-0.995** (0.440)	-2.049*** (0.514)	-3.196** (1.491)
ρ_1 或 ρ_2		0.197 (0.355)	-0.693 (1.565)
Log-likelihood		-1704.123	
Wald χ^2		307.790***	
χ^2 ($\rho_1 = \rho_2 = 0$)		0.500	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为标准误；③控制了年份和乡镇固定效应，估计结果略。

2. 互联网使用对土地流转影响的内生转换 Probit 模型的基准回归结果。以往研究在分析农户土地流转问题时，一般都将“非农就业”作为一个重要的内生解释变量（例如 Huang et al., 2012）。借鉴钟甫宁等（2016）和尹志超等（2021）的做法，本文采用“本村劳动力中非农就业人数比例”作为“非农就业”的工具变量^①，采用 Probit 模型预测出“非农就业概率”来替换（10）、（11）式的“非农就业”。

^①在该内生转换 Probit 模型中，本文依然使用村级层面的“宽带普及率”作为“互联网使用”的工具变量。

表3中, (1)列是互联网使用选择方程的估计结果, (2)、(3)列分别报告了使用和不使用互联网的农户土地流转决策方程的估计结果。Wald 检验结果表明, 模型设定在统计上是有效的。依据Lokshin and Sajaia (2004), ρ_1 和 ρ_2 的系数均不显著, 表明可能不存在选择性偏误扭曲互联网使用对土地流转的影响。

(1)列互联网使用选择方程的估计结果表明, 仅宽带普及率和海拔对农户互联网使用产生了显著影响。宽带普及率仍显著促进农户的互联网使用, 而海拔对农户的互联网使用造成了负向影响, 这可能是由于高海拔阻碍了通信基础设施建设, 不利于高海拔地区的农户使用互联网。该结果与表2中互联网使用选择方程的估计结果存在明显差异。表3中, 在控制非农就业后, 年龄、受教育年限、家庭成员人数、老人比例和交通状况不再显著, 主要是因为上述变量是影响农户家庭非农就业的关键要素。

(2)、(3)列的结果表明, 对于使用和不使用互联网的农户, 其土地转出的影响因素存在明显差异。具体而言, 非农就业、性别、土地规模、海拔显著影响使用互联网的农户的土地流转, 这说明, 互联网使用和这些控制变量对农户土地转出行为存在交互影响。其中, 非农就业对使用互联网的农户的土地转出产生了显著的正向影响, 这一结果与张景娜和张雪凯(2020)的研究结果相符; 非农就业对没有使用互联网的农户的土地流转的影响并不显著, 这是由于没有使用互联网的农户样本中非农就业和土地流转的农户比例均较低, 在统计上难以确定其因果关系。此外, 户主的性别和婚姻状况显著影响了不使用互联网的农户的土地转出决策。老人比例对使用和不使用互联网的农户的土地转出均产生了显著的负向影响, 这可能是由于土地承包权对老人来说是一种社会保障和就业方式, 能够给他们带来安全感和归属感, 年龄越大越不倾向于转出土地。这一结果与钱龙等(2019)的研究结果一致。

表3 互联网使用对土地流转影响的内生转换 Probit 模型估计结果 (n=1828)

	互联网使用 (手机或电脑) 选择方程	土地转出决策方程	
		使用互联网	不使用互联网
	(1)	(2)	(3)
宽带普及率	1.350*** (0.400)		
非农就业概率	1.606 (1.148)	1.432** (0.725)	-0.798 (2.306)
性别	-0.179 (0.191)	-0.301** (0.160)	1.097*** (0.317)
年龄	0.006 (0.005)	-0.003 (0.004)	0.005 (0.009)
受教育年限	0.018 (0.013)	-0.005 (0.011)	-0.013 (0.025)
民族	-0.094 (0.189)	0.172 (0.178)	0.559 (0.341)
婚姻状况	0.178 (0.191)	-0.016 (0.172)	-0.671** (0.364)
健康状况	-0.147 (0.102)	-0.067 (0.091)	0.072 (0.202)
家庭成员人数	0.066 (0.057)	-0.038 (0.049)	0.022 (0.108)
儿童比例	0.631 (0.578)	0.608 (0.476)	-0.769 (1.115)
老人比例	0.158 (0.391)	-0.885*** (0.325)	-1.301* (0.754)
土地规模	0.005 (0.003)	-0.006** (0.003)	-0.007 (0.008)
海拔	-0.001* (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.000 (0.001)
就业机会	-0.056 (0.107)	0.035 (0.084)	0.293 (0.217)

(续表 3)

到乡镇距离	0.004 (0.007)	-0.005 (0.006)	-0.016 (0.013)
交通状况	0.092 (0.101)	0.129 (0.103)	0.107 (0.206)
常数项	-0.714 (0.479)	0.055 (0.555)	-0.727 (0.977)
ρ_1 或 ρ_2		-0.577 (0.327)	-0.196 (0.430)
Log-likelihood			-1757.259
Wald χ^2			285.980***
χ^2 ($\rho_1 = \rho_2 = 0$)			3.290

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为标准误；③控制了年份和乡镇固定效应，估计结果略。

(二) 互联网使用对非农就业和土地流转的处理效应及其异质性

基于内生转换 Probit 模型对非农就业和土地流转的估计结果，本文进一步运用反事实分析法，利用 (14) 式估计农户使用互联网对非农就业和土地流转的平均处理效应 (ATT)。表 4 表明，互联网使用在总体上促进了农户的非农就业和土地转出，验证了研究假说 H1 和 H3。具体来说，对于实际使用互联网的农户，与假设未使用互联网的情境相比，使用互联网使得其家庭成员参与非农就业的概率增加了 33.6%，同时使得土地转出的概率提高了 21.7%。互联网使用对于农户非农就业和土地转出的这一影响效果明显高于以往研究中的发现，原因可能包括几个方面。第一，以往调查数据多来自经济较发达或平原地区的农户家庭（例如朱红根和宋成校，2020；张卫东等，2021），本文的调查数据来自偏远地区的少数民族农户，信息不对称现象更为严重，因此互联网使用的影响效果更加明显。第二，以往研究多以户主的互联网使用情况作为一个家庭互联网使用的衡量指标（例如 Zhou and Li, 2017；张景娜和张雪凯，2020），本文以农户家庭为单位，家庭成员中至少有一人使用互联网就视该农户使用互联网，因此本研究中互联网使用对农户非农就业和土地流转的影响程度更大。第三，以往的研究以智能手机或电脑的单独使用作为农户互联网使用的衡量指标（例如 Min et al., 2020），本文的这一衡量指标涵盖了智能手机和电脑，因此对于互联网使用的测度更为全面，也修正了单一指标测度（智能手机或电脑）可能产生的估计结果偏误。第四，以往的研究多采用横截面数据，且数据较老、缺乏时效性（例如马俊龙和宁光杰，2017），本文采用 2012 年、2014 年和 2018 年三期面板数据，可以控制时变因素并反映互联网使用的发展趋势，使得互联网使用的影响效果相对凸显。

进一步地，本文分析互联网使用对于不同年份、不同土地规模和不同海拔村庄的农户非农就业和土地流转的处理效应的异质性。互联网技术发展日新月异，互联网的使用效果在不同年份可能并不相同，因此，本文首先按年份分组开展异质性分析。表 4 显示，农户使用互联网对家庭劳动力与土地要素配置的影响在不同年份存在异质性。从劳动力要素配置的角度来看，2012~2018 年，互联网使用对农户非农就业有正向的处理效应，且逐年增大。2012 年，对于实际使用互联网的农户，与假设未使用互联网的情境相比，使用互联网使其家庭成员从事非农工作的概率增加了 19.9%；到 2018 年，这一促进效果达到了 45.9%。从土地要素配置的角度来看，互联网使用对农户土地转出存在正向影响，且呈逐年增加趋势；到 2018 年，农户使用互联网使其转出土地的概率提高了 24.1%。

拥有不同土地规模的农户，其农业规模经营优势不同，务工、务农的成本和收入亦有所差别，即土地规模对于农户家庭劳动力和土地要素配置存在差异化影响（Min et al., 2020）。据此，本文考虑按土地规模分组进行异质性分析。由表 4 可知，与假设未使用互联网的情境相比，互联网使用对土地规模较小农户的非农就业和土地转出的影响大于其对土地规模较大农户的非农就业和土地转出的影响。具体来说，与假设未使用互联网的情境相比，互联网使用使得土地规模较小农户家庭成员参与非农就业的概率提高了 36.7%，转出土地的概率增加了 24.0%；但随着土地规模的增加，这一影响有所减弱。该结果表明，互联网使用对于土地规模较小农户的劳动力和土地要素配置产生了较大影响，这有利于缩小不同土地规模农户之间在生产要素优化配置方面的差距。

海拔不同，导致不同居住地的地理位置、气候条件和交通条件存在差别，对农户家庭务工和农业生产的影响也不同（Jin et al., 2021）。据此，本文基于海拔分组进行异质性分析。由表 4 可知，对于不同海拔村庄的农户而言，互联网使用对其非农就业和土地转出的处理效应存在差异。随着海拔的上升，互联网使用在农户家庭生产要素配置中发挥的作用逐渐减弱。与假设未使用互联网的情境相比，互联网使用对居住在较低海拔地区农户的非农就业和土地转出的影响较强，促使其非农就业的概率提高了 38.6%、转出土地的概率提高了 28.3%；但是对于居住在较高海拔地区的农户，互联网使用仅提高了 29.6%的非农就业概率和 14.3%的土地转出概率。这一结果表明，对于不同海拔村庄的农户，互联网使用在其家庭生产要素配置方面的影响具有差异性，暗示了互联网使用在推动非农就业和土地流转的同时也带来了数字鸿沟，扩大了偏远地区高海拔地区的农户与低海拔地区的农户之间的经济差距。

表 4 互联网使用对非农就业、土地转出的平均处理效应（ATT）

		非农就业	土地转出	样本数
全部样本		0.336***	0.217***	1428
按年份分组	2012 年	0.199***	0.188***	327
	2014 年	0.277***	0.207***	501
	2018 年	0.459***	0.241***	600
按土地规模分组	较小规模	0.367***	0.240***	473
	中等规模	0.330***	0.207***	479
	较大规模	0.310***	0.205***	476
按海拔分组	低海拔	0.386***	0.283***	503
	中海拔	0.320***	0.217***	484
	高海拔	0.296***	0.143***	441

注：①***表示 1% 的显著性水平；②按土地规模分组和按海拔分组均采用样本数三等份的方式分组。

（三）非农就业对土地流转的影响

表 3（2）列和（3）列分样本的估计结果表明，非农就业对使用互联网的农户的土地转出产生了显著的正向影响，但基于全部样本的农户非农就业对土地流转的影响仍有待进一步估计，以检验假设 H2。本文基于全样本，采用“本村劳动力中非农就业人数比例”作为“非农就业”的工具变量，同时

应用内生转换 Probit 模型与反事实分析法估计农户非农就业对其土地流转的处理效应^①。估计结果显示, ATT 为 0.500, 且在 1% 的水平上显著。这表明, 对于实际参与非农就业的农户, 与假设未参与非农就业的情境相比, 非农就业使其转出土地的概率提高了 50.0%, 验证了假说 H2。这一结果也与 Huang et al. (2012) 的研究结论相符。

(四) 机制检验^②

相关研究表明, 信息获取会促进非农就业和土地流转 (Dettling, 2017; 刘子涵等, 2021), 这可能是互联网使用推动农户非农就业和土地流转的一个潜在机制。本文进一步验证互联网使用促进农户信息获取这一机制。

在机制分析中, 被解释变量“农户信息获取”是一个虚拟变量, 表示农户是否主动获取与非农就业、土地流转相关的农业信息 (是=1, 否=0)。由于三期面板数据中仅 2018 年收集了农户的互联网信息获取相关数据, 因此, 本文采用 2018 年横截面数据, 使用内生转换 Probit 模型估计互联网使用对农户信息获取的影响。然而, 2018 年样本中仅有少量农户没有使用手机上网, 以 2018 年的“互联网使用 (手机或电脑)”或“互联网使用 (手机)”为解释变量会导致 (10)、(11) 式在估计时无法收敛, 因此, 本文采用两种方法进行机制检验。

第一, 以 2018 年的“互联网使用 (电脑)”作为解释变量, 以 2018 年的“农户信息获取”作为被解释变量, 估计互联网使用对农户信息获取的影响。估计结果显示, 互联网使用 (电脑) 对农户信息获取的平均处理效应 (ATT) 为 0.749, 且在 1% 的水平上显著。这表明, 对于实际使用互联网的农户, 与假设未使用互联网的情境相比, 使用互联网促使其主动获取非农就业、土地流转等信息的概率提高了 74.9%。

第二, 考虑互联网使用对农户信息获取影响的滞后性, 被解释变量农户信息获取仍采用 2018 年数据, 解释变量互联网使用 (手机或电脑)、控制变量和工具变量村宽带普及率则采用 2014 年数据。估计结果显示, 互联网使用对农户信息获取的平均处理效应 (ATT) 为 0.642, 在 1% 的水平上显著。这表明, 对于实际使用互联网的农户, 与假设未使用互联网的情境相比, 使用互联网促使其主动获取信息的概率提高了 64.2%。

(五) 稳健性检验^③

1. 互联网使用滞后项。上文中, 基准回归没有考虑农户的互联网使用与非农就业、土地转出的时间先后, 只是从一般意义上分析了互联网使用对两者的影响。若农户的互联网使用发生在非农就业和土地转出之后, 那么本文的假说 H1、H3 是难以验证的。因此, 为了提高研究逻辑的严谨性, 本文采用互联网使用的滞后项来估计其对农户非农就业和土地转出的影响。为了确保农户是在其非农就业与土地转出之前使用互联网, 本文基于内生转换 Probit 模型和反事实分析法, 进一步估计 2012 年农户互

^①限于篇幅, 估计结果省略, 感兴趣的读者可向笔者索取。

^②限于篇幅, 机制检验的估计结果省略, 感兴趣的读者可向笔者索取。

^③限于篇幅, 稳健性检验的估计结果省略, 感兴趣的读者可向笔者索取。

联网使用对其 2018 年非农就业和土地转出的平均处理效应（ATT），结果分别为 0.486 和 0.574，均在 1%的水平上显著。这表明，对于实际使用互联网的农户，与假设未使用互联网的情境相比，使用互联网使其家庭成员从事非农就业的概率增加了 48.6%，土地转出的概率提高了 57.4%。一方面，该结果验证了本文基准回归结果的稳健性；另一方面，该结果与表 4 估计结果相比较，说明互联网使用对农户非农就业与土地流转的影响存在时间累积效应。

2. 替换村级层面的控制变量。本文进一步将村级层面的控制变量“就业机会”以村级企业、公司或工厂的个数来衡量，并在控制变量中加入“村人均收入”变量，再对（10）式、（11）式重新估计。据此，本文估计出互联网使用对非农就业和土地转出的平均处理效应（ATT）分别为 0.217 和 0.150，均在 1%的水平上显著。这表明，对于实际使用互联网的农户，与假设未使用互联网的情境相比，使用互联网使其家庭成员从事非农就业的概率提高了 21.7%，转出土地的概率提高了 15.0%。一方面，该结果再次验证了基准回归结果的稳健性；另一方面，该结果与表 4 的估计结果相比有所减小，表明村庄层面的非农产业发展状况和经济发展情况对农户非农就业和土地流转有一定影响，忽略该影响将会高估互联网使用对农户非农就业和土地流转的促进作用。

3. 使用面板数据固定效应模型。本研究采用的是三期不平衡面板数据，接下来进一步采用面板数据固定效应模型估计互联网使用对非农就业和土地转出的影响^①。估计结果表明，互联网使用显著促进了农户非农就业与土地转出，使得农户非农就业的概率提高了 13.6%、转出土地的概率提高了 13.4%，再次验证了基准回归结果的稳健性。

五、结论与政策启示

本文基于中国西南山区农户面板数据，运用内生转换 Probit 模型和反事实分析法，实证检验了互联网使用对农户非农就业和土地流转的影响，并按照年份、土地规模和海拔分组进行了异质性分析，同时探索了互联网使用推动农户非农就业和土地流转的作用机制。研究发现：第一，户主个人特征、家庭特征和村庄特征均影响农户的互联网使用。具体来看，户主年龄越大、受教育程度越高、家庭成员人数越多、老人比例越高、村庄道路条件越差的农户越倾向于使用互联网。第二，对于使用与未使用互联网的农户，其非农就业和土地流转的影响因素存在差异。对于使用互联网的农户，户主为女性、家庭成员人数多、儿童比例低、老人比例高、村庄到乡镇的距离短以及村庄道路条件差的农户倾向于非农就业；户主为男性、家庭成员从事非农工作、老人比例低、土地规模小、村庄海拔低的农户倾向于转出土地。对于未使用互联网的农户，村里就业机会越多越能够提高其非农就业的概率；户主为未婚女性、家庭老人比例越低的农户越有可能转出土地。第三，互联网使用显著促进了农户非农就业和土地转出。异质性分析发现，互联网使用对不同年份、不同土地规模和不同海拔村庄的农户家庭生产要素配置的影响效果不同。具体来看，随着时间的推移，互联网使用在促进农户非农就业和土地转出方面发挥越来越大的作用；互联网使用对土地规模较小农户的非农就业和土地转出的促进作用最大，

^①感谢审稿专家的建议，本文采用面板数据固定效应模型进一步验证基准回归结果的稳健性。

随着土地规模的增加，这一影响效果有所减弱；对于居住在低海拔地区的农户，互联网使用对其非农就业和土地转出的正向影响最强，随着海拔的上升，互联网使用的影响逐渐减弱。第四，互联网使用通过促进农户信息获取进而推动非农就业和土地转出，且农户非农就业促进了土地流转。

互联网使用显著影响了偏远地区农户非农就业与土地流转，促进了农业生产要素的市场化配置，这对于实现偏远地区农民增收提供了一个新思路。农民收入的提高主要依靠非农收入的增加，非农就业通过增加非农工资性收入，提高了农户家庭的总收入。考虑到非农就业也促进了农户的土地流转，农户除了获取非农工资性收入，还可以通过转出土地获得租金从而增加财产性收入，并且非农收入与租金足以弥补农业经营性收入的减少（陈飞和翟伟娟，2015）。因此，互联网使用通过影响农户家庭劳动力和土地要素配置提高了偏远地区农户家庭总收入。

本文的研究结论补充了关于互联网使用在偏远地区农户家庭生产要素配置中发挥作用的经验证据，有助于理解互联网扩张背景下中国农村经济发展趋势，也为相关农业经济政策制定提供了参考。首先，切实落实“互联网+农业”政策，依靠互联网技术赋能传统农业，可以考虑设计和推广“互联网+就业服务”“互联网+农业市场信息”和“互联网+土地流转”等更具体的措施，进一步引导依托于互联网的非农就业和土地流转活动，在促进互联网带动农业和农村发展的过程中发挥实质性作用。其次，本研究注意到互联网使用对于不同土地规模和居住在不同海拔村庄的农户的影响存在异质性，如居住在较低海拔地区的农户在劳动力和土地要素配置方面受到互联网的影响更大，互联网的进一步推广应该考虑到这种群体间的差异性。因此，政府在制定相关农业经济政策时，除了考虑到互联网使用的重要性，也需要通过提前部署精准政策干预以减少偏远地区居住在高海拔地区与低海拔地区的农户间的数字鸿沟，增加互联网红利的群体包容性。最后，互联网使用通过促进农户家庭生产要素流动、优化生产要素配置，增加了农户家庭的总收入，这对于中国脱贫攻坚胜利后进一步建立农民增收长效机制、实现共同富裕长远目标提供了政策设计的参考依据。

参考文献

- 1.陈斌开、马宁宁、王丹利，2020：《土地流转、农业生产率与农民收入》，《世界经济》第10期，第97-120页。
- 2.陈飞、翟伟娟，2015：《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》，《经济研究》第10期，第163-177页。
- 3.陈浩、王佳，2016：《社会资本能促进土地流转吗？——基于中国家庭追踪调查的研究》，《中南财经政法大学学报》第1期，第21-29页、第158-159页。
- 4.杜鑫，2021：《当前中国农村居民收入及收入分配状况——兼论各粮食功能区域农村居民收入水平及收入差距》，《中国农村经济》第7期，第84-99页。
- 5.郭建鑫、张峻峰，2017：《新型城镇化背景下农民对互联网应用采纳决策的实证分析》，《江苏农业科学》第21期，第325-329页。
- 6.黄枫、孙世龙，2015：《让市场配置农地资源：劳动力转移与农地使用权市场发育》，《管理世界》第7期，第71-81页。
- 7.胡祎、杨鑫、高鸣，2022：《要素市场改革下农户非农就业的增收逻辑》，《农业技术经济》第4期，第1-18页。

- 8.蒋乃华、卞智勇, 2007: 《社会资本对农村劳动力非农就业的影响——来自江苏的实证》, 《管理世界》第 12 期, 第 158-159 页。
- 9.姜维军、颜廷武、张俊飏, 2021: 《互联网使用能否促进农户主动采纳秸秆还田技术——基于内生转换 Probit 模型的实证分析》, 《农业技术经济》第 3 期, 第 50-62 页。
- 10.冀县卿、钱忠好, 2018: 《如何有针对性地促进农地经营权流转? ——基于苏、桂、鄂、黑四省(区) 99 村、896 户农户调查数据的实证分析》, 《管理世界》第 3 期, 第 87-97 页、第 184 页。
- 11.李长生、刘西川, 2020: 《土地流转的创业效应——基于内生转换 Probit 模型的实证分析》, 《中国农村经济》第 5 期, 第 96-112 页。
- 12.刘子涵、辛贤、吕之望, 2021: 《互联网农业信息获取促进了农户土地流转吗》, 《农业技术经济》第 2 期, 第 100-111 页。
- 13.马俊龙、宁光杰, 2017: 《互联网与中国农村劳动力非农就业》, 《财经科学》第 7 期, 第 50-63 页。
- 14.钱龙、洪名勇, 2016: 《非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于 CFPS 的实证分析》, 《中国农村经济》第 12 期, 第 2-16 页。
- 15.钱龙、陈会广、叶俊焘, 2019: 《成员外出务工、家庭人口结构与农户土地流转参与——基于 CFPS 的微观实证》, 《中国农业大学学报》第 1 期, 第 184-193 页。
- 16.史清华、贾生华, 2002: 《农户家庭农地要素流动趋势及其根源比较》, 《管理世界》第 1 期, 第 71-77 页、第 153 页。
- 17.辛岭、蒋和平, 2009: 《农村劳动力非农就业的影响因素分析——基于四川省 1006 个农村劳动力的调查》, 《农业技术经济》第 6 期, 第 19-25 页。
- 18.王丽媛、韩媛媛, 2020: 《劳动力回流与土地流转相悖吗? ——论异质型非农就业如何影响土地流转》, 《经济问题》第 9 期, 第 18-26 页。
- 19.魏众, 2004: 《健康对非农就业及其工资决定的影响》, 《经济研究》第 2 期, 第 64-74 页。
- 20.杨青、彭超、许庆, 2022: 《农业“三项补贴”改革促进了农户土地流转吗? 》, 《中国农村经济》第 5 期, 第 89-106 页。
- 21.尹志超、刘泰星、严雨, 2021: 《劳动力流动能否缓解农户流动性约束——基于社会网络视角的实证分析》, 《中国农村经济》第 7 期, 第 65-83 页。
- 22.张景娜、张雪凯, 2020: 《互联网使用对农地转出决策的影响及机制研究——来自 CFPS 的微观证据》, 《中国农村经济》第 3 期, 第 57-77 页。
- 23.张卫东、卜偲琦、彭旭辉, 2021: 《互联网技能、信息优势与农民工非农就业》, 《财经科学》第 1 期, 第 118-132 页。
- 24.张永丽、徐腊梅, 2019: 《互联网使用对西部贫困地区农户家庭生活消费的影响——基于甘肃省 1735 个农户的调查》, 《中国农村经济》第 2 期, 第 42-59 页。
- 25.赵羚雅、向运华, 2019: 《互联网使用、社会资本与非农就业》, 《软科学》第 6 期, 第 49-53 页。
- 26.钟甫宁、陆五一、徐志刚, 2016: 《农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗? ——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析》, 《中国农村经济》第 7 期, 第 36-47 页。

- 27.朱红根、宋成校, 2020: 《互联网使用对家庭农场劳动力资源配置的影响》, 《农业技术经济》第8期, 第40-53页。
- 28.朱秋博、白军飞、彭超、朱晨, 2019: 《信息化提升了农业生产率吗? 》, 《中国农村经济》第4期, 第22-40页。
- 29.Aker, J., and C. Ksoll, 2016, “Can Mobile Phones Improve Agricultural Outcomes? Evidence from a Randomized Experiment in Niger”, *Food Policy*, 60(3): 44-51.
- 30.Dedehouanou, S. F. A., A. Araar, A. Ousseini, A. Harouna, and M. Jabir, 2018, “Spillovers from Off-Farm Self-Employment Opportunities in Rural Niger”, *World Development*, 105: 428-442.
- 31.Dettling, L. J., 2017, “Broadband in the Labor Market: The Impact of Residential High Speed Internet on Married Women’s Labor Force Participation”, *ILR Review*, 70(2): 451-482.
- 32.Huang, J., L. Gao, and S. Rozelle, 2012, “The Effect of Off-farm Employment on the Decisions of Households to Rent out and Rent in Cultivated Land in China”, *China Agricultural Economic Review*, 4(1):5-17.
- 33.Hübler, M., and R. Hartje, 2016, “Are Smartphones Smart for Economic Development?”, *Economics Letters*, 141(3): 130-133.
- 34.Jin, S., S. Min, J. Huang, and H. Waibel, 2021, “Falling Price Induced Diversification Strategies and Rural Inequality: Evidence of Smallholder Rubber Farmers”, *World Development*, 146(1):105604, <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2021.105604>.
- 35.Kung, K., 2002, “Off-farm Labor Markets and the Emergence of Land Rental Markets in Rural China”, *Journal of Comparative Economics*, 30 (2): 395-414.
- 36.Kirui, O. K., J. J. Okello, R. A. Nyikal, and G. W. Njiraini, 2013, “Impact of Mobile Phone-based Money Transfer Services in Agriculture: Evidence from Kenya”, *Quarterly Journal of International Agriculture*, 52(2): 141-162.
- 37.Lokshin, M., and Z. Sajaia, 2004, “Maximum Likelihood Estimation of Endogenous Switching Regression Models”, *The Stata Journal*, 4(3): 282-289.
- 38.Lokshin, M., and E. Glinskaya, 2009, “The Effect of Male Migration on Employment Patterns of Women in Nepal”, *World Bank Economic Review*, 23(3): 481-507.
- 39.Lokshin, M., and Z. Sajaia, 2011, “Impact of Interventions on Discrete Outcomes: Maximum Likelihood Estimation of the Binary Choice Models with Binary Endogenous Regressors”, *Stata Journal*, 11(3): 368-385.
- 40.Lu, Y., H. Xie, and L. Xu, 2016, “Telecommunication Externality on Migration: Evidence from Chinese Villages”, *China Economic Review*, 39: 77-90.
- 41.Mckenna, K. Y. A., and J. A. Bargh, 2000, “Plan 9 From Cyberspace: The Implications of the Internet for Personality and Social Psychology”, *Personality & Social Psychology Review*, 4(1): 57-75.
- 42.Min, S., H. Waibel, and J. Huang, 2017, “Smallholder Participation in the Land Rental Market in a Mountainous Region of Southern China: Impact of Population Aging, Land Tenure Security and Ethnicity”, *Land Use Policy*, 68: 625-637.
- 43.Ma, W., R. Q. Grafton, and A. Renwick, 2018, “Smartphone Use and Income Growth in Rural China: Empirical Results and Policy Implications”, *Electronic Commerce Research*, 20(4): 713-736.
- 44.Ma, W., P. Nie, P. Zhang, and A. Renwick, 2020, “Impact of Internet Use on Economic Well-being of Rural Households: Evidence from China” , *Review of Development Economics*, 24(2): 503-523.

- 45.Min, S., L. Min, and J. Huang, 2020, “Does the Application of ICTs Facilitate Rural Economic Transformation in China? Empirical Evidence from the Use of Smartphones among Farmers”, *Journal of Asian Economics*, 70(C), <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2020.101219>.
- 46.Rahman, S., 2010, “Determinants of Agricultural Land Rental Market Transactions in Bangladesh”, *Land Use Policy*, 27(3): 957-964.
- 47.Wang, X., J. Huang, and S. Rozelle, 2017, “Off-farm Employment and Agricultural Specialization in China”, *China Economic Review*, 42: 155-165.
- 48.Zhou, D., and B. Li., 2017, “How the New Media Impacts Rural Development in China: An Empirical Study”, *China Agricultural Economic Review*, 9(2): 238-254.

（作者单位：¹ 中国人民大学农业与农村发展学院；

² 华中农业大学经济管理学院；

³ 北京大学现代农学院）

（责任编辑：黄 易）

Internet Use and Production Factors Allocation of Rural Households in Remote Regions: An Analysis Based on the Panel Data of Rural Households in Mountainous Areas of Southwest China

WU Jiaxuan MIN Shi WANG Xiaobing CHENG Guoqiang

Abstract: Based on the panel data collected from 612 farmers in mountainous areas of southwest China in 2013, 2015 and 2019, this article empirically evaluates the impact and mechanism of Internet use on off-farm employment and land transfer of rural households in remote regions by using endogenous switching probit model and counterfactual analysis method. The estimation results show that Internet use significantly promotes off-farm employment and land transfer activities in remote regions, while the impacts of Internet use on production factors allocation of rural households are heterogeneous by time, land size and village elevation. With the passage of time, Internet use has played an increasingly important role in promoting off-farm employment and land transfer activities, particularly for farmers with a small land scale and those living in villages at a low altitude. In addition, farmers' participation in off-farm employment increases the probability of land rent-out activities. This study identifies the important role Internet use has played in promoting the market-oriented allocation of agricultural production factors including labor and land in rural households, which is mainly realized through the mechanism of promoting farmers' access to information.

Keywords: Internet Use; Production Factors Allocation; Off-farm Employment; Land Transfer; Endogenous Switching Probit Model

互联网使用、阶层认同与农村居民幸福感*

罗明忠 刘子玉

摘要：本文利用2019年中国社会状况综合调查（CSS2019）数据，对7031个农村居民样本的幸福感水平进行多维刻画，运用OLS方法和中介效应模型，实证检验互联网使用对农村居民幸福感的影响及其作用机制。结果表明，互联网使用显著提升了农村居民幸福感水平。相较于未使用互联网的农村居民，使用互联网的农村居民幸福感水平高0.138个单位。利用工具变量法再检验后，结论仍然稳健。机制检验表明，互联网使用通过阶层认同提升农村居民幸福感。进一步分析发现，使用互联网浏览信息、娱乐休闲和开展商务活动的频率对农村居民幸福感具有显著正向影响，其中，线上商务活动频率对农村居民幸福感影响最大。在不区分上网活动目的时，互联网使用对农村居民幸福感的提升效应在男性和具有较高人力资本的群体中表现更为明显。区分上网活动用途后发现，女性群体使用互联网浏览信息的频率越高，其幸福感的提升越明显；具有较低人力资本的群体线上娱乐休闲的频率越高，其幸福感的提升越明显。

关键词：数字技术 农村居民 幸福感 社会经济地位

中图分类号：F323.8 **文献标识码：**A

一、问题提出

为人民谋幸福是中国共产党不变的初心，也是新时代推动共同富裕的核心目标。“如何增进幸福感”不仅是社会各界关注的重点，而且是幸福经济学研究的一个重要话题。有研究表明，中国人的幸福感并未随着经济高速增长而显著提升（Easterlin et al., 2012；周绍杰等，2015）。这意味着经济增长与居民幸福感水平的转化，不是无条件和必然的，研究居民幸福感还应关注其他影响因素。目前中国已成为世界公认的网络和数字化大国，农村实现“村村通宽带”，农村和城市“同网同速”，农村居民的互联网可及性大幅度提升。互联网的普及深度重构了农村社会生产生活方式和收入结构，无可避免地改变着农村居民的生活乃至情感，也必然会对农村居民幸福感产生影响（Bao et al., 2021）。已有研究认为，互联网的生产性使用和生活性使用均能提升农村居民幸福感（张京京和刘同山，2020）。

*本文研究受国家自然科学基金面上项目“互联网信息、社会网甄别与耕地质量保护技术采纳——以南方稻农为例”（72173047）、广东省自然科学基金项目“社会化服务视角下小农户与现代农业发展的融合：作用机理与路径”（2020A1515011202）资助。感谢匿名审稿专家提出的建设性意见。作者文责自负。

互联网使用可触发农民创业新契机（张文武，2021）、丰富农村居民生活方式（彭希哲等，2019），且这一积极影响对掌握互联网技能的农村居民更为明显（邱泽奇和乔天宇，2021）。互联网使用通过提升社会信任水平（王伟同和周佳音，2019）、拓展社会网络（罗明忠和刘子玉，2022）、提高工作能力和工作灵活性（周烁和张文韬，2021）等作用机制，增进农村居民幸福感。可见，在互联网已全面渗透到农村的时代背景下，互联网使用成为影响农村居民幸福感不可或缺的因素，但已有研究对互联网影响农村居民幸福感的作用机制及异质性影响的分析仍不充分。

既往关于幸福感的研究涉及哲学、心理学、经济学和社会学等众多学科，主要关注幸福感的内涵及其影响因素。幸福感的哲学起源可追溯到古希腊时代，主要有阿里斯底波（Aristippus）哲学的快乐论（hedonic）及亚里士多德学派（Aristotelian）的实现论（eudemonia）两大流派。进入20世纪中期，有关幸福的争论由哲学转到心理学，并以1967年威尔逊（Wanner Wilson）撰写的《自称幸福感的相关因素》为标志，心理学对幸福感的研究开始纳入实证研究科学范畴，并且归纳出幸福感的三个组成部分：生活满意度、正向情感和缺乏负向情感（Andrews and McKennell, 1980）。多学科视角的互补与交融，统合而成幸福感的总体概念：幸福感是国家与社会民生发展的重要衡量指标，是由情感、认知组成的情绪体验，指人们基于生活状况，按照个体设置的标准进行综合性评价而产生的主观愉悦情绪（Diener, 2000）。

与此同时，经济学领域的学者们对幸福感的影响因素及其幸福效应进行了较为丰富的阐释。一部分文献重点关注影响幸福感的经济因素，如收入水平、消费、通货膨胀和房价等。其中，收入一直是研究重点，并出现了绝对收入论、相对收入论和收入不平等论等多种分析视角（吴菲和王俊秀，2017；杨晶等，2019）。“伊斯特林悖论”指出，收入与幸福感之间呈现正向关联，但幸福感不一定随着收入的增长而得到同步提升（Easterlin et al., 2010）。“是否存在‘伊斯特林悖论’”成为中国幸福感研究的重要视角，丰富了中国情境下收入与幸福感关系的研究，并得到不少颇具启发意义的结论：第一，绝对收入对幸福感存在正向影响，有助于满足个体的基本生理需求。因此，绝对收入是影响幸福感的主要因素之一（Veenhoven, 1991）。第二，相对收入对幸福感的影响大于绝对收入，个体幸福感很大程度上依赖于其参照群体的相对收入水平（吴菲和王俊秀，2017）。第三，“隧道效应”^①和“攀比效应”叠加决定了收入不平等对幸福感的最终影响（邢占军，2011；马万超等，2018）。收入差距扩大时，高收入者让低收入者产生更好的收入预期，形成“隧道效应”，促进其幸福感提升。但社会平均收入水平的上升则可能会引发“攀比效应”，抑制幸福感的提升。另一部分文献主要关注影响幸福感的非经济因素，如社会保险、公平与效率、村庄民主和环境污染等外在环境因素（陈前恒等，2014；程名望和华汉阳，2020；孙大鹏等，2022）和性别、年龄、教育程度、健康状况、婚姻状况、子女情况和非农就业等个体及家庭内在特征因素（Chapman and Guven, 2016；陆方文等，2017；罗明忠和项巧赞，2021）。同时，也有文献关注幸福感对个体的行为效应，认为幸福感对个人的消费储蓄、就业

^① “隧道效应”（tunnel effect）最初由 Hirschman and Rothschild（1973）提出，指在拥堵的隧道中，当你看到前面的车辆开动时，虽然你与他们的距离拉大，但是你意识到自己的车子不久也能开动，反而会感到高兴。

创业和隐性再就业等具有促进效应（Güven, 2012; 李树和于文超, 2020），并对个人工作效率等有重要影响（黄亮和彭璧玉, 2015）。

已有文献围绕幸福感的理论内涵、影响因素及其影响效应等进行了较为丰富的研究，为后续研究奠定了理论基础和分析依据。但在互联网已渗透到农村，无可避免地影响农村居民生产生活的时代背景下，互联网使用对农村居民幸福感的影响及其阶层认同作用机制，还需要进一步以经验证据予以分析。同时，既往研究对幸福感的测度大多采取单一变量法，容易导致较大的测量误差。鉴于此，本文在理论分析的基础上，使用2019年中国社会状况综合调查（CSS2019）数据，实证检验互联网使用对农村居民幸福感的影响及其作用机制，并对其影响效果的异质性特征加以检验。本文可能的边际贡献是：首先，将生活多维满意度纳入幸福感分析框架，对幸福感进行更为细致的刻画。其次，为互联网使用影响农村居民幸福感的作用机制提供了新的经验证据。不同于已有研究将社会资本、信息获取等作为中间传导机制，本文分析了互联网使用对农村居民幸福感影响的阶层认同作用机制，为进一步理解互联网使用和农村居民幸福感之间的关系提供了新的经验证据。最后，本文进一步探究上网活动用途及其使用频率对农村居民幸福感的异质性影响，选取上网浏览信息、休闲娱乐和开展商务活动的频率，回答了“如何使用互联网能获得更多幸福感”以及“谁从互联网使用中获得更多幸福感”的问题。

二、理论分析

（一）互联网使用与农村居民幸福感

相当长时期以来，中国坚持加快城乡互联网基础设施建设，迎接数字化时代到来，取得显著成绩。尤其是自2018年中央“一号文件”首次提出实施数字乡村战略以来，各地数字乡村建设如火如荼，全国行政村通光纤、通4G比例均超过99%，农村互联网普及率达57.6%，农村和城市实现“同网同速”^①。随着中国农村信息基础设施建设步伐不断加快，数字技术与农业农村发展深度融合，深刻改变了农业的发展方式，提升了农业的生产效率与发展质量。加快农村数字化转型，对农业农村经济社会发展战略性和全局性的影响开始逐渐显现（夏显力等, 2019; 朱秋博等, 2019）。数字技术进步催生农民广泛使用互联网，2018年，农村网民平均每天花费1小时18分钟上网^②，对互联网的依赖程度与日俱增。互联网前所未有地改变着农村居民的生活方式、时间安排和行为模式，对农村居民的幸福感受产生深刻影响。

信息化时代的主题是“幸福”，互联网发展的最终目标就是提高人们的福利水平（周广肃和孙浦阳, 2017）。首先，互联网使用能够促进信息获取与传播，创造线上休闲娱乐和网购消费等新活动，有助于提高农村居民的快乐感，提升主观福利水平（鲁元平和王军鹏, 2020）。其次，互联网使用有助于增加农村居民的价值感、公平感和满足感，提升其幸福感。作为信息媒介，互联网的使用有助于提高农村居民与社会的互动水平，提升自我评价和自我效能感，增加价值感（赵一凡, 2021）；同时，

^①数据来源：工业和信息化部《数字中国发展报告（2021年）》，http://www.cac.gov.cn/2022-08/02/c_1661066515613920.htm。

^②数据来源：《2018年全国时间利用调查公报》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201901/t20190125_1646796.html。

互联网以数字化的方式赋予农村居民所需的发展机会,通过网络政治参与拓展民主参与度,使农村居民获得更多公平感和满足感(陈鑫和杨红燕,2021)。最后,互联网使用通过改善农业绩效、增加农村居民非农就业机会,提升农村居民收入,提高其幸福感(Nie et al., 2021)。

但不可否认,互联网使用也可能对农村居民幸福感产生不良影响。社交媒体可能会排挤面对面的社交活动,并通过制造孤独和抑郁,降低个体幸福感(Bao et al., 2021)。尤其是互联网使用可能通过排斥信息获取的传统渠道,形成“信息茧房”现象,即人们关注的信息领域会习惯性地被自己的兴趣所引导,将自己桎梏于像蚕茧般的“茧房”中,使个体幸福感受损。此外,过度、不良的互联网使用,也可能降低个体心理健康水平,甚至诱发心理疾病(Kraut and Burke, 2015)。综合对比可知,农村居民的互联网使用更倾向于提高其幸福感。由此,提出本文第一个研究假说。

H1: 互联网使用有助于提高农村居民幸福感。

(二) 阶层认同在互联网使用影响农村居民幸福感中的作用

阶层认同与个人幸福感水平密切相关(王敏和王峰,2019)。美国社会学家杰克曼夫妇(Jackman and Jackman, 1973)将阶层认同定义为人们对自己在社会阶层结构中所占位置的感知,包括社会经济地位(socioeconomic status)和社会联结(social linkage)。农村居民以当下的阶层定位为基准,与身边人或与自身未来预期进行比较后,形成一种对自身境遇的判断,将深刻影响其幸福体验(吉木拉衣等,2021)。农村居民的阶层认同存在幸福效应,阶层认同越高的农村居民,其幸福感越强(Gallo and Matthews, 2003)。

与传统封闭社会不同,互联网构筑的“拟态环境”打破了固有的阶层壁垒,其匿名性与平等性的传播特征,赋予互联网使用者平等交流的权利。这使得互联网通过更迭话语空间与信息传播场域,影响着社会结构,重塑个体的阶层认同。一方面,互联网使用能够满足网络环境中个体的阶层想象与渴求,通过强化社会比较效应,重塑个体的社会经济地位(周葆华,2010)。互联网将个体的比较视野从熟人社会,拓宽至广袤的网络社会。农村居民与社会经济地位较低群体进行下行比较时,会获得“知足”的相对满足感,有利于提升其幸福感(崔巍,2019)。也有研究表明,互联网提供的公开参照信息会导致农村居民进行上行比较,进而低估自身实际社会经济地位。这也就意味着其他人社会经济地位提高,会形成对自身收入水平和社会经济地位也将上升的积极预期(Lohmann, 2015)。所以,农村居民进行上行比较时,会获得“隧道效应”的积极预期,幸福感反而会提高。

另一方面,互联网通过增强社会联结,提升农村居民幸福感。基于社会网络理论,互联网技术的进步拉近了人与人之间的距离,其“连通性”方便地打开了农村居民对外交往的大门。与传统社会联结所形成的“圈”式结构相比,互联网使用能够有效打破社群网络在地理位置上的固化问题,形成没有明确边界的“链”式关系链条。既有利于维系已有强关系,也能够形成新的弱关系,拓展了网络成员的社会联结(Kraut et al., 1998)。“关系”对农村居民幸福感具有增进效应(李树和陈刚,2012)。基于上述分析,提出本文第二个研究假说。

H2: 互联网使用通过重塑阶层认同,提升农村居民幸福感。

三、数据来源、变量设置与模型设定

（一）数据来源

本文研究选用 2019 年中国社会状况综合调查（Chinese Social Survey, CSS）的数据。CSS 是中国社会科学院社会学研究所主持的一项全国范围内的大型抽样调查项目，于 2005 年发起，每两年开展一次，采用概率抽样的入户访问方式，调查内容包括个人基础信息、劳动与就业、家庭经济情况与社会生活状况等内容。调查区域覆盖了全国 31 个省份 151 个县（区、市）604 个村（居委会）。2019 年中国社会状况综合调查访问了全国 10283 个家庭，通过样本可推论全国年满 18~69 周岁人口的情况。依据农村居民幸福感研究的需要，本研究仅保留农村样本进行分析，最终获得有效个人样本 7031 个。互联网普及率方面的数据来自中国互联网络信息中心。

（二）变量设置

1.被解释变量：农村居民幸福感。幸福感无法被直接观察和测量，在相关研究中往往通过生活满意度作为衡量主观幸福感的可视指标（邢占军，2011）。现有研究主要采取对个人生活满意度单变量进行打分的方式测量。但这一测量方式容易因受访者情绪波动，产生对个人生活满意度的一瞬间非真实评价，导致测量误差，这也是部分学者对幸福感研究持谨慎态度的原因。为此，本文采用多维度指标构建方法定义农村居民幸福感变量，将整体生活满意度解构为五个部分。参照 Tan et al.（2020）对幸福感的五维测度方式，结合数据的可得性，采用家庭关系、经济状况、受教育水平、休闲文娱和社交活动五个维度的综合满意度评价，测量农村居民幸福感。具体做法为，受访者用 1~10 分来表达对各维度的满意程度，分值越大表明受访者的满意程度越高，幸福感越强。再通过已有研究中普遍采用的等权重方法，计算五个维度满意度的均值，最终获得具有可比性的幸福感指标。农村居民幸福感各维度的定义、度量方式、均值和标准差见表 1。

表 1 农村居民幸福感的多维度指标构建及其描述性统计结果

变量	维度与指标	定义与度量	均值	标准差
农村居民幸福感	家庭关系自评	用 1~10 分赋值，分值越大表明对自身家庭关系的满意程度越高	8.660	1.951
	经济状况自评	用 1~10 分赋值，分值越大表明对自身经济状况的满意程度越高	5.474	2.485
	受教育水平自评	用 1~10 分赋值，分值越大表明对自身受教育水平的满意程度越高	5.227	2.770
	休闲文娱自评	用 1~10 分赋值，分值越大表明对自身休闲娱乐和文化活动的满意程度越高	5.203	2.924
	社交活动自评	用 1~10 分赋值，分值越大表明对自身社交活动的满意程度越高	6.615	2.648

2.核心解释变量：互联网使用。本文选取是否使用互联网进行刻画。依据受访者对问卷中“您平时上网吗？”的回答来度量。回答“上网”的赋值为 1，视为使用互联网，回答“不上网”的赋值为 0，视为未使用互联网。此外，为进一步探寻上网活动用途及使用频率对幸福感的影响，本文还选取了上网浏览信息、娱乐休闲和开展商务活动三个变量，依据受访者使用互联网进行上述活动的频率度量，“从不”赋值为 0，“每年几次”赋值为 1，“每月至少一次”赋值为 2，“每周至少一次”赋值为 3，“每周数次”赋值为 4，“几乎每天”赋值为 5。

3.中介变量：阶层认同。本文基于美国社会学家杰克曼夫妇对阶层认同的定义，从社会经济地位和社会联结两个维度，探寻阶层认同在互联网使用对农村居民幸福感的影响中扮演的角色。其中，社会经济地位的测量根据问卷中“您认为目前您本人的社会经济地位在本地大体属于哪个层次？”的回答，由低至高依次赋值为1~5，数值越大代表农村居民认为自身所属的阶层等级越高。社会联结采用“家庭人情往来支出”进行度量（取对数），数值越大代表农村居民的社会联结越强。

4.工具变量：2005年互联网普及率、村庄其他农民互联网使用的均值。由于幸福感是个体生活的核心诉求，生活中各种行为和情境可能对其幸福感产生影响，故幸福感的影响因素难以被全面观察与测度，不可避免地会出现遗漏变量所造成的内生性问题。同时，个体幸福水平可能会在一定程度上影响其互联网使用，即农村居民的幸福感可能会对其互联网使用产生影响，存在反向因果关系所造成的内生性问题。为了解决上述问题，本文借鉴相关研究（陈飞等，2021），选择使用“2005年互联网普及率”和“村庄其他农民互联网使用的均值”作为工具变量进行两阶段估计。2005年的互联网普及率越高，意味该省份互联网基础设施越完善。一个地区互联网发展状况与个体自身互联网使用情况具有密切的联系，因此对受访者的互联网使用产生影响，符合工具变量的相关性。同时，2005年样本所在省份的互联网普及率属于历史变量^①，反映的是过去时期的互联网发展状况，与当期农村居民幸福感没有必然的直接联系，并且地区互联网发展状况很难直接影响农村居民的幸福感，符合工具变量的外生性原则。此外，“同伴效应”广泛存在于农村居民的行为，受访者所在村庄内除受访者外其他个体的互联网使用情况，会对受访者个人的网络使用产生影响，符合工具变量的相关性。同时，村庄其他农民互联网使用的均值属于村庄层面的变量，与属于微观层面的农村居民幸福感变量分属不同观测层次，很难直接影响农村居民的幸福感，符合工具变量的外生性原则。当然，上述变量是否为有效的工具变量，还有待进一步检验。

5.控制变量：个体特征等。本文参照已有研究，设置个体层面、家庭层面以及社会层面等三类控制变量（罗明忠和刘子玉，2022）。其中，个体层面，控制了性别、年龄和受教育水平，同时纳入年龄的平方项，检验年龄对农村居民幸福感可能存在的非线性影响。家庭层面，控制了人均耕地面积、收支情况和家庭规模。社会层面，选取受访者对社会总体公平公正情况的感知和人与人之间信任水平的评价。进一步地，考虑到不同地区（省份）农村居民的互联网使用情况可能存在差异，故以各省的区域虚拟变量形式对地区（省份）效应进行控制。

（三）样本分析

由表2可知，农村居民幸福感均值为6.236，表明样本中农村居民对自身生活状况的综合满意程度处于较为满意状态，幸福感较高。样本农村居民中互联网使用的比例达59%，说明农村居民的互联网使用率较高。这一数据与中国互联网络信息中心公布的农村互联网普及率基本相当，再次证明样本具有全国代表性。统计结果显示，样本中使用互联网进行信息浏览频率的均值为3.206，使用互联网进行

^①将互联网普及率选定为“2005年”的主要依据是：一方面，2005年《国家信息化发展战略（2006-2020）》审议通过；另一方面，2005年以博客为代表的Web2.0出现，标志着中国互联网发展进入新阶段。

娱乐休闲频率的均值为 3.528, 表明农村居民使用互联网进行信息浏览和娱乐休闲的频率处于一周一次至一周数次之间; 使用互联网开展商务活动频率的均值为 1.661, 介于一年几次至一月至少一次之间, 相较于使用互联网进行信息浏览和娱乐休闲的频率, 农村居民通过互联网开展商务活动的频率更低。

表 2 变量定义及其描述性统计

变量	定义与度量	均值	标准差
被解释变量			
农村居民幸福感	多维度幸福感指标体系中, 5 个维度的满意度均值	6.236	1.790
解释变量			
互联网使用	是否使用互联网: 是=1; 否=0	0.590	0.492
浏览信息频率 ^a	上网浏览信息的频率: 从不=0; 一年几次=1; 一个月至少一次=2; 一周至少一次=3; 一周多次=4; 几乎每天=5	3.206	1.897
娱乐休闲频率 ^b	上网娱乐的频率: 从不=0; 一年几次=1; 一个月至少一次=2; 一周至少一次=3; 一周多次=4; 几乎每天=5	3.528	1.795
商务活动频率 ^c	上网开展商务活动或者工作的频率: 从不=0; 一年几次=1; 一个月至少一次=2; 一周至少一次=3; 一周多次=4; 几乎每天=5	1.661	2.119
中介变量			
社会经济地位	目前本人的社会经济地位在本地所属层次: 下=1; 中下=2; 中=3; 中上=4; 上=5	2.328	0.944
社会联结	家庭人情往来支出, 取对数形式	6.316	3.486
控制变量			
性别	受访者性别: 男=1; 女=0	0.423	0.494
年龄	受访者年龄 (岁)	46.723	14.197
年龄平方	年龄对农村居民幸福感可能存在非线性影响: 年龄平方/100	23.846	12.766
受教育水平	受访者受教育水平: 小学以下=1; 小学=2; 初中=3; 职高技校=4; 中专=5; 高中=6; 大学专科=7; 大学本科=8; 研究生=9	3.292	1.965
人均耕地面积	家庭承包耕地面积 (亩) / 家庭人数	1.150	3.573
收支情况	家庭上年度收支情况: 收小于支=1; 收支相抵=2; 收大于支=3	1.733	0.736
家庭规模	家庭人口数量 (人)	6.672	3.424
信任水平	受访者对人与人之间信任水平的评价: 用 1~10 分赋值, 分值越大表明其信任水平越高	6.356	2.221
公平感知	受访者对社会总体公平公正情况的评价: 用 1~10 分赋值, 分值越大表明其公平感知越高	7.304	1.950
工具变量			
2005 年互联网普及率	受访者所在省份 2005 年的互联网普及率 (%)	8.578	4.701
村庄其他农民互联网使用的均值	受访者所在村庄内除受访者外其他个体互联网使用的均值	0.590	0.208

注: a、b、c 3 个变量用于后文的异质性分析; 2005 年互联网普及率的数据来自中国互联网络信息中心《第十七次中国互联网络发展状况调查统计报告》, 参见 <http://www.cnnic.net.cn/hlwfyj/hlwzbg/200906/P020120709345358064145.pdf>。

表3显示了使用互联网和未使用互联网的两类样本在农村居民幸福感变量上的均值差异。结果表明，使用互联网的农村居民幸福感显著较高，与未使用互联网的农村居民相比，使用互联网的农村居民幸福感水平高0.166个单位。

表3 是否使用互联网的农村居民幸福感变量均值差异分析			
变量	使用互联网	未使用互联网	均值差异
农村居民幸福感	6.304	6.138	0.166***

注：***表示在 1% 的统计水平上显著。

为进一步观察互联网使用与农村居民幸福感的潜在关联，本文绘制图1，对比是否使用互联网的农村居民幸福感分布密度；绘制图2，对比不同幸福感水平下农村居民是否使用互联网样本的占比情况。图1和图2显示，在较不幸福（幸福感均值小于6）的样本中，未使用互联网的农村居民更多，而在较幸福（幸福感均值大于6）的样本中，使用互联网的农村居民更多。由此可以初步判断，互联网使用对增进农村居民幸福感有重要影响。

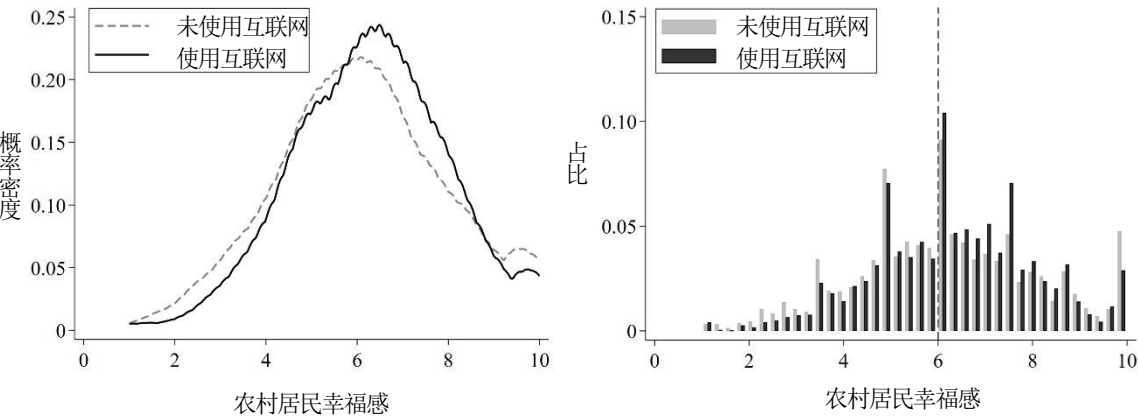


图1 是否使用互联网的农村居民幸福感的概率密度图 图2 不同幸福感水平下农村居民是否互联网使用样本占比图

（四）模型设定

1. OLS 模型。由于被解释变量农村居民幸福感是连续型变量，所以本文主要使用 OLS 模型进行分析，具体模型如下：

$$Happiness_i = c_0 + c_1 Net_i + c_{2n} Control_i + \varepsilon_i \tag{1}$$

（1）式中： $Happiness_i$ 为因变量，表示农村居民 i 的幸福感； Net_i 表示农村居民 i 的互联网使用情况， $Control_i$ 表示一系列影响农村居民幸福感的控制变量，包括个体、家庭、社会等层面的变量， c_0 为常数项， c_1 和 c_{2n} 为待估参数， ε_i 为随机扰动项。

2. 中介效应模型。为检验互联网使用对农村居民幸福感的作用机制，本文采用一般通用的中介效应检验方法，中介效应模型设定如下：

$$M_i = a_0 + a_1 Net_i + a_{2n} Control_i + \mu_i \tag{2}$$

$$Happiness_i = b_0 + c' Net_i + b_1 M_i + b_{2n} Control_i + \tau_i \tag{3}$$

(2) 式、(3) 式中: $Happiness_i$ 、 Net_i 、 M_i 分别表示农村居民幸福感、互联网使用与阶层认同; $Control_i$ 表示一系列影响农村居民幸福感的控制变量, 包括个体、家庭、社会等层面的变量; a_0 、 b_0 为常数项, a_1 、 b_1 、 c' 、 a_{2n} 、 b_{2n} 为待估参数; μ_i 、 τ_i 为误差项。

四、实证检验结果与分析

(一) 基准回归: 互联网使用对农村居民幸福感有显著正向影响

表 4 报告了互联网使用对农村居民幸福感影响的估计结果。其中: 回归 (1) 只考虑了互联网使用与农村居民幸福感的单变量关系; 回归 (2) 控制了其他可能影响农村居民幸福感的变量; 回归 (3) 进一步控制区域虚拟变量。在所有回归结果中, 互联网使用变量的系数均为正, 且在 1% 的统计水平上显著, 表明互联网使用有助于提升农村居民幸福感, 假说 1 得到验证。依据回归 (3) 可知, 使用互联网的农村居民幸福感要比其他农村居民高 0.138 个单位。受教育水平、收支情况、信任水平和公平感知对农村居民幸福感均具有显著的正向影响。性别、人均耕地面积和家庭规模对农村居民幸福感的影响未通过显著性检验。值得关注的是, 年龄对农村居民幸福感的影响呈 U 型。

表 4 互联网使用对农村居民幸福感影响的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
互联网使用	0.166*** (0.044)	0.152*** (0.051)	0.138*** (0.051)
性别		-0.027 (0.039)	0.001 (0.039)
年龄		-0.056*** (0.009)	-0.055*** (0.009)
年龄平方		0.070*** (0.010)	0.068*** (0.010)
受教育水平		0.146*** (0.012)	0.137*** (0.013)
人均耕地面积		-0.006 (0.005)	-0.004 (0.006)
收支情况		0.305*** (0.026)	0.279*** (0.026)
家庭规模		-0.004 (0.006)	-0.002 (0.006)
信任水平		0.211*** (0.011)	0.206*** (0.010)
公平感知		0.203*** (0.012)	0.197*** (0.012)
常数项	6.138*** (0.035)	3.297*** (0.243)	3.886*** (0.353)
区域虚拟变量	未控制	未控制	控制
样本量	7031	7031	7031
R ²	0.002	0.233	0.248

注: ***表示 1% 的显著性水平, 括号内为稳健标准误。

(二) 机制检验

基于前文分析, 本文根据 (1) 式、(2) 式、(3) 式进行逐步回归, 验证作用机制。模型估计结果如下:

1. 社会经济地位。首先, 利用 (2) 式分析互联网使用究竟是提升还是降低了农村居民的社会经济地位评价。由表 5 回归 (1) 的估计结果可知, 互联网使用对农村居民社会经济地位具有显著的正向

影响。表明互联网使用有助于提升农村居民对其个人社会经济地位的评价，使用互联网的农村居民对其个人的社会经济地位评价更高。其次，由表5回归（2）的结果可知，通过（3）式引入社会经济地位这一变量后，互联网使用对农村居民幸福感仍具有显著的正向影响，且社会经济地位变量对农村居民幸福感具有显著的正向影响，并通过1%的显著性检验。依据中介效应检验步骤可知，社会经济地位认同在互联网使用影响农村居民幸福感的关系中起着部分中介作用，中介效应占总效应的比重为28.18%（即 $0.084 \times 0.463 / 0.138 = 0.2818$ ）。这是由于互联网使用改变了过去相对封闭的社会经济地位比较范围，通过“隧道效应”让农村居民对自身社会经济地位评价产生了更积极的预期，进而提升其幸福感。

2. 社会联结。首先，利用（2）式检验互联网使用对农村居民社会联结的影响。由表5回归（3）的估计结果可知，互联网使用对农村居民社会联结具有显著的正向影响，表明互联网使用有助于增强农村居民的社会联结。其次，由表5回归（4）的结果可知，通过（3）式引入社会联结变量后，互联网使用对农村居民幸福感仍具有显著的正向影响，且社会联结变量对农村居民幸福感具有显著的正向影响，并通过1%的显著性检验。依据中介效应模型检验步骤可知，社会联结在互联网使用影响农村居民幸福感的关系中起着部分中介作用，中介效应占总效应的比重为57.30%（即 $0.746 \times 0.106 / 0.138 = 0.5730$ ）。可能的原因是，农村居民把网络作为额外的社交互动工具，从而形成更多元的沟通渠道，有助于增强社会联结，最终实现农村居民幸福感提升。

综上，互联网使用通过提升社会经济地位评价和拓宽社会联结，增进农村居民幸福感，研究假说2得到验证。

表5 互联网使用对农村居民幸福感影响的机制分析

变量	(1)		(2)		(3)		(4)	
	社会经济地位		农村居民幸福感		社会联结		农村居民幸福感	
互联网使用	0.084***	(0.029)	0.099**	(0.048)	0.746***	(0.104)	0.140***	(0.051)
社会经济地位			0.463***	(0.021)				
社会联结							0.106***	(0.040)
常数项	1.318***	(0.211)	3.275***	(0.348)	0.994	(0.815)	3.722***	(0.360)
控制变量	控制		控制		控制		控制	
区域虚拟变量	控制		控制		控制		控制	
样本量	7031		7031		7031		7031	
R ²	0.084		0.303		0.075		0.249	

注：**、***分别表示5%和1%的显著性水平，括号内为稳健标准误。

（三）异质性分析

1. 如何使用互联网能获得更多幸福感？随着互联网普及率提高，农村居民对互联网的可及性大幅提升，仅从是否使用互联网探寻互联网信息技术对农村居民幸福感的影响已显单薄。因此，本文继续

对上网活动用途及其使用频率进行更为详实的刻画,以揭示农村居民如何使用互联网能获得更高的幸福感。为此,选取使用互联网的4149个样本,考察具有代表性的上网活动(比如,信息浏览、娱乐休闲和商务活动等)及其使用频率,对农村居民幸福感产生的影响。

如表6所示,互联网使用频率对农村居民幸福感有显著的正向影响,表明使用互联网进行信息浏览、娱乐休闲和商务活动的频率对农村居民幸福感均具有正向效应。回归(3)的结果表明,线上商务活动频率对农村居民幸福感的影响系数最大,线上商务活动频率每增加一个单位,农村居民幸福感会提升0.069个单位,并通过1%的显著性检验。可能的原因是,以商务活动为目的的互联网使用属于“资本积累”行为,有助于拓宽农村居民商务活动的交易半径,获取更广泛的市场资源,提升经营收入和促进事业发展。而“资本积累”对农村居民阶层认同提升有积极效应,进而提升农村居民幸福感。

由回归(2)可知,线上娱乐休闲频率对提高农村居民幸福感的影响显著,并通过1%的显著性检验。线上娱乐休闲频率每增加一个单位,农村居民幸福感将会提升0.053个单位。可能的原因是,使用互联网休闲娱乐可以满足农村居民的闲暇需求,促进社会权利均等化,综合改善农村居民幸福感。

由回归(1)可知,线上信息浏览频率对农村居民幸福感具有显著的正向影响,并通过10%的显著性检验。线上信息浏览频率每增加一个单位,农村居民幸福感将会提升0.027个单位。这一影响的显著性及其系数都低于线上商务活动频率和娱乐休闲频率,表明信息浏览频率对增高农村居民幸福感的作用低于其他两项上网活动。不过,这一结果与预期相符,表明互联网使用可能通过排挤传统渠道信息浏览,形成“信息茧房”,导致对农村居民幸福感的影响受限。

表6 上网活动目的及其使用频率对农村居民幸福感的影响

变量	(1)	(2)	(3)
信息浏览频率	0.027* (0.014)		
娱乐休闲频率		0.053*** (0.014)	
商务活动频率			0.069*** (0.012)
常数项	4.261*** (0.436)	3.9445*** (0.440)	4.443*** (0.442)
控制变量	控制	控制	控制
区域虚拟变量	控制	控制	控制
样本量	4149	4149	4149
R ²	0.280	0.283	0.285

注: *、***分别表示10%和1%的显著性水平,括号内为稳健标准误。

2. 谁从互联网使用中获得更多幸福感? 为加深对互联网使用与农村居民幸福感之间关系的认识, 探析互联网使用对农村居民幸福感影响的群体特征, 下文将进一步考察哪类群体从互联网使用中获得更多幸福感。

①性别异质性。结果如表7回归(1)、回归(2)所示, 互联网使用仅对男性组的农村居民幸福感提升具有显著的正向效应, 通过1%的显著性检验。但回归(3)、回归(4)的结果表明, 信息浏览频率对女性组的农村居民幸福感具有正向影响, 且在5%的统计水平上显著, 信息浏览频率每增加一个单位, 女性组农村居民幸福感将会提升0.036个单位。对男性组农村居民幸福感的影响并未通过

显著性检验。回归（5）至回归（8）的结果显示，娱乐休闲频率和商务活动频率对男性组和女性组的农村居民幸福感均具有显著的正向影响，通过 1% 的显著性检验，且男性组的回归系数均大于女性组。具体而言，娱乐休闲频率每增加一个单位，男性组农村居民幸福感将会提升 0.058 个单位，女性组农村居民幸福感将会提升 0.051 个单位。商务活动频率每增加一个单位，男性组农村居民幸福感将会提升 0.086 个单位，女性组农村居民幸福感将会提升 0.048 个单位。上述结果表明，男性组农村居民在互联网使用中获得更多的幸福感提升。究其可能原因在于，男性在网民性别结构中占比较大。并且，男性是互联网最初接入中国的主要使用群体（邱泽奇等，2016）。因此，男性群体享有互联网对幸福感的积极作用更为深远持久，分享了更多由数字化产生的幸福红利。

表 7 互联网使用对农村居民幸福感的影响：性别的异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
互联网使用	0.237*** (0.075)	0.073 (0.069)						
信息浏览频率			0.002 (0.022)	0.036** (0.017)				
娱乐休闲频率					0.058*** (0.021)	0.051*** (0.019)		
商务活动频率							0.086*** (0.018)	0.048*** (0.016)
常数项	4.145*** (0.536)	3.676*** (0.476)	5.2245*** (0.777)	3.786*** (0.543)	4.850*** (0.804)	3.511*** (0.549)	5.375*** (0.820)	3.927*** (0.552)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区域虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2976	4055	1773	2376	1773	2376	1773	2376
R ²	0.242	0.256	0.285	0.288	0.289	0.289	0.295	0.289

注：**、***分别表示 5%和 1%的显著性水平，括号内为稳健标准误。

②人力资本异质性。人力资本水平的高低，是影响农村居民幸福感及互联网“使用鸿沟”的重要因素之一。参照张勋等（2019）的做法，基于受访者的受教育水平，将样本分为较低人力资本组（小学及以下）和较高人力资本组（初中及以上），考察互联网使用与上网活动用途及其使用频率对不同人力资本拥有者的影响。表 8 的回归（1）、回归（2）显示，互联网使用对具有较高人力资本组的农村居民幸福感具有正向影响，且在 1% 的统计水平上显著，具有较高人力资本的农村居民使用互联网，其幸福感将会提升 0.163 个单位。对较低人力资本组的影响并未通过显著性检验。该结论表明，互联网使用对农村居民幸福感的促进作用主要体现在较高人力资本组。这一结论也适用于回归（3）、回归（4）信息浏览频率和回归（7）、回归（8）商务活动频率对农村居民幸福感的影响，即使用互联网进行信息浏览和商务活动的频率越高，越有助于促进具有较高人力资本组农村居民幸福感的提升，具有

较高人力资本农村居民使用互联网进行信息浏览和商务活动的频率每增加一个单位，其幸福感将会提升 0.052 和 0.098 个单位。但回归（5）、回归（6）的结果显示，使用互联网进行娱乐休闲的频率对较低和较高人力资本组的农村居民幸福感，均具有显著的正向影响，通过 1% 的显著性检验。且娱乐休闲频率对较低人力资本组农村居民幸福感的影响更大，较低和较高人力资本农村居民使用互联网进行娱乐休闲的频率每增加一个单位，其幸福感将会提升 0.071 和 0.049 个单位。究其可能原因在于，受教育水平较高的农村居民更倾向于使用互联网进行“积累资本”获取经济收益而非单纯娱乐，而受教育水平较低的农村居民则更多地将互联网用于娱乐（Bonfadelli, 2002）。这一结果也验证了表 6 的研究结论，使用互联网进行某类特定上网活动的频率越高，越有助于幸福感提升。

表 8 互联网使用对农村居民幸福感的影响：人力资本的异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	较低人力资本	较高人力资本	较低人力资本	较高人力资本	较低人力资本	较高人力资本	较低人力资本	较高人力资本
互联网使用	0.115 (0.078)	0.163*** (0.071)						
信息浏览频率			0.017 (0.027)	0.052*** (0.071)				
娱乐休闲频率					0.071*** (0.027)	0.049*** (0.016)		
商务活动频率							0.033 (0.035)	0.098*** (0.013)
常数项	3.876*** (0.846)	3.948*** (0.408)	4.298*** (1.193)	5.667*** (0.448)	3.962*** (1.200)	5.409*** (0.461)	4.346*** (1.189)	5.804*** (0.458)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区域虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2910	4121	941	3208	941	3208	941	3208
R ²	0.209	0.275	0.221	0.275	0.227	0.275	0.222	0.287

注：***表示 1% 的显著性水平，括号内为稳健标准误。

（四）工具变量法

本文借鉴陈飞等（2021）的做法，选择“2005 年互联网普及率”及“村庄其他农民互联网使用的均值”作为个体互联网使用的工具变量。为确保工具变量选取的有效性，本文进行弱工具变量检验及过度识别检验。弱工具变量检验结果显示，Cragg-Donald Wald F 统计量为 52.277，远远大于 5% 偏误水平下的临界值 19.93，说明不存在弱工具变量问题。过度识别检验结果显示，工具变量检验所对应的 p 值分别为 0.1415 和 0.1418，无法在 10% 的显著性水平上拒绝“所有工具变量均外生”的原假设，说明工具变量满足外生性要求。因此，本文选取的两个工具变量是有效的。

本文采用扩展回归模型（ERM）^①和两阶段最小二乘（2SLS）^②进行工具变量法回归。表9回归（1）、回归（2）为内生线性模型（Eregress）估计结果，在第一阶段的内生变量回归中，“2005年互联网普及率”和“村庄其他农民互联网使用的均值”变量的估计系数均为正，且在1%的统计水平上显著，表明工具变量与互联网使用具有强相关性。在第二阶段的主回归中，纠正内生性问题后互联网使用变量的估计系数依然为正，且在1%的统计水平上显著，表明基准结果是稳健的。加入控制变量的回归（2）中，互联网使用的回归系数为0.317，相较于基准模型进一步扩大，这表明内生性问题将低估互联网使用对促进农村居民幸福感的影响效应。回归（3）、回归（4）采用两阶段最小二乘法（2SLS）进行估计，结果仍然显示互联网使用变量对农村居民幸福感具有显著的正向影响，表明上述结论依旧稳健。

表9 互联网使用对农村居民幸福感影响的工具变量检验

变量	Eregress		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
第二阶段				
互联网使用	0.389** (0.161)	0.317** (0.140)	0.458** (0.181)	0.971** (0.411)
常数项	6.004*** (0.100)	3.190*** (0.254)	5.963*** (0.109)	2.906*** (0.313)
第一阶段				
2005年互联网普及率	0.013*** (0.004)	0.012*** (0.004)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
村庄其他农民互联网使用的均值	1.462*** (0.079)	1.464*** (0.079)	0.546*** (0.027)	0.201*** (0.023)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
样本量	7031	7031	7031	7031

注：**、***分别表示5%和1%的显著性水平，括号内为稳健标准误。

五、结论与启示

本文运用CSS2019数据分析了互联网使用对农村居民幸福感的影响。结果表明：（1）互联网使用有助于提升农村居民幸福感。与未使用互联网的农村居民相比，使用互联网的农村居民幸福感水平高0.138个单位。（2）互联网使用通过提高农村居民社会经济地位、增强社会联结，进而增进农村居

^①扩展回归模型（Extended regression model, ERM）可同时处理内生变量、内生样本选择、内生处理指派、随机效应或多种情形组合的内生性问题。因为本文被解释变量为连续变量，所以选择ERM子模块中的内生线性模型（Eregress）。

^②以Eregress模型的回归估计结果作为工具变量检验的主要结果阐释，采用两阶段最小二乘（2SLS）确保工具变量回归结果的稳健性和可信性。

民幸福感。社会经济地位、社会联结在互联网影响农村居民幸福感的关系中，均起着部分中介作用，对农村居民幸福感的中介效应占总效应比重分别为 28.18%、57.30%。（3）进一步研究发现，农村居民的互联网使用频率对农村居民幸福感具有显著的正向影响。使用互联网进行信息浏览、娱乐休闲和商务活动的频率越高，越有助于提升农村居民幸福感。其中，线上商务活动频率对农村居民幸福感的影响最大，线上商务活动频率每增加一个单位，农村居民幸福感系数将会提升 0.069 个单位。（4）分样本研究发现，互联网使用对男性组和具有较高人力资本组的农村居民幸福感提升具有显著正向效应，对女性组和具有较低人力资本组农村居民幸福感的影响并未通过显著性检验。但是，线上信息浏览频率带来的幸福感提升效应主要表现在女性幸福感上，线上娱乐休闲频率对于具有较低人力资本组农村居民幸福感的影响系数大于较高人力资本组。基于本文的研究结论，可以得到如下启示：

让人民生活幸福是“国之大者”。扎实推动共同富裕，不断增强人民群众获得感、幸福感、安全感，是社会主义的本质要求，是实现 2035 年远景目标的重要任务。而网络技术的发展及其广泛运用，已经无可更改地影响着人们的生活，必须因势利导，促其成为提升农村居民幸福感的有效手段。积极利用互联网和数字化发展机会，既可以改善存量技能不足农村居民的社会经济地位，还能让其增强获得感，提升其幸福感。一方面，要重视互联网使用对农村居民幸福感提升的正向作用，以实施乡村建设行动为契机，通过改善互联网设施、普及互联网教育等方式进一步提高互联网的普及率。充分发挥网络技术的包容性增长特性，通过新技术的采用，缩小不同人群间既有的数字鸿沟，减少与“优势群体”在幸福感水平上的差距，有助于发展成果更多更公平惠及全体人民，朝着共同富裕方向稳步前进。另一方面，在推进平等获取网络技术的同时，还需提高农村居民运用网络信息的能力，差异化引导农村居民积极使用互联网。对于“弱势人群”，需培育其使用互联网的新观念，并为其接入互联网。对于大多数农村居民而言，需要重视上网用途的引导，如增加商务活动的互联网使用频率等。此外，增进农村居民幸福感还需注重平等赋权，关注个人主观感受，农村居民的社会阶层认同存在幸福效应，帮助农村居民确立正确的社会阶层理念和价值观念，着力帮助广大农村居民形成恰当的社会比较与阶层想象的同时，进一步提升个体权利行使能力。以理性合理的阶层认同，形成正确的生活评价和情绪体验，提升农村居民幸福感。

参考文献

- 1.陈飞、王友军、刘宣宣，2021：《互联网普及促进了农村经济转型吗？》，《财经问题研究》第12期，第85-96页。
- 2.陈前恒、林海、吕之望，2014：《村庄民主能够增加幸福吗？——基于中国中西部 120 个贫困村庄 1800 个农户的调查》，《经济学（季刊）》第 2 期，第 723-744 页。
- 3.陈鑫、杨红燕，2021：《互联网对农村居民主观幸福感的影响及作用机制分析》，《农林经济管理学报》第 2 期，第 267-276 页。
- 4.程名望、华汉阳，2020：《购买社会保险能提高农民工主观幸福感吗？——基于上海市 2942 个农民工生活满意度的实证分析》，《中国农村经济》第 2 期，第 46-61 页。
- 5.崔巍，2019：《居民幸福感的影响因素及时代演变》，《经济问题》第 10 期，第 19-25 页。

- 6.黄亮、彭璧玉, 2015: 《工作幸福感对员工创新绩效的影响机制——一个多层次被调节的中介模型》, 《南开管理评论》第2期, 第15-29页。
- 7.吉木拉衣、李涛、王政岚, 2021: 《比较心理对农民工幸福感的影响——基于收入和阶层定位的双重视角》, 《安徽农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第83-91页。
- 8.李树、陈刚, 2012: 《“关系”能否带来幸福?——来自中国农村的经验证据》, 《中国农村经济》第8期, 第66-78页。
- 9.李树、于文超, 2020: 《幸福的社会网络效应——基于中国居民消费的经验研究》, 《经济研究》第6期, 第172-188页。
- 10.鲁元平、王军鹏, 2020: 《数字鸿沟还是信息福利——互联网使用对居民主观福利的影响》, 《经济学动态》第2期, 第59-73页。
- 11.陆方文、刘国恩、李辉文, 2017: 《子女性别与父母幸福感》, 《经济研究》第10期, 第173-188页。
- 12.罗明忠、刘子玉, 2022: 《数字技术采纳、社会网络拓展与农户共同富裕》, 《南方经济》第3期, 第1-16页。
- 13.罗明忠、项巧赞, 2021: 《公平与效率视角下影响农民幸福感的因素分析》, 《学术研究》第10期, 第87-93页、第177页。
- 14.马万超、王湘红、李辉, 2018: 《收入差距对幸福感的影响机制研究》, 《经济学动态》第11期, 第74-87页。
- 15.彭希哲、吕明阳、陆蒙华, 2019: 《使用互联网会让老年人感到更幸福吗?——来自CGSS数据的实证研究》, 《南京社会科学》第10期, 第57-68页。
- 16.邱泽奇、乔天宇, 2021: 《电商技术变革与农户共同发展》, 《中国社会科学》第10期, 第145-166页、第207页。
- 17.邱泽奇、张树沁、刘世定、许英康, 2016: 《从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角》, 《中国社会科学》第10期, 第93-115页、第203-204页。
- 18.孙大鹏、孙治一、于滨铜、李阳, 2022: 《非农就业提高农村居民幸福感了吗?》, 《南方经济》第3期, 第17-36页。
- 19.王敏、王峰, 2019: 《农民社会阶层越高越幸福吗?——基于CGSS2010-2015年数据的微观分析》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第120-129页、第164-165页。
- 20.王伟同、周佳音, 2019: 《互联网与社会信任: 微观证据与影响机制》, 《财贸经济》第10期, 第111-125页。
- 21.吴菲、王俊秀, 2017: 《相对收入与主观幸福感: 检验农民工的多重参照群体》, 《社会》第2期, 第74-105页。
- 22.夏显力、陈哲、张慧利、赵敏娟, 2019: 《农业高质量发展: 数字赋能与实现路径》, 《中国农村经济》第12期, 第2-15页。
- 23.邢占军, 2011: 《我国居民收入与幸福感关系的研究》, 《社会学研究》第1期, 第196-219页、第245-246页。
- 24.杨晶、孙飞、申云, 2019: 《收入不平等会剥夺农民幸福感吗——基于社会资本调节效应的分析》, 《山西财经大学学报》第7期, 第1-13页。
- 25.张京京、刘同山, 2020: 《互联网使用让农村居民更幸福吗?——来自CFPS2018的证据》, 《东岳论丛》第9期, 第172-179页。

- 26.张文武, 2021:《数字经济时代的移动互联网使用与农民创业:传导机制和异质效应》,《中山大学学报(社会科学版)》第6期,第191-202页。
- 27.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。
- 28.赵一凡, 2021:《乡村振兴背景下互联网使用与农村居民生活福祉——基于CFPS面板数据的实证研究》,《江汉学术》第5期,第5-15页。
- 29.周葆华, 2010:《新媒体使用与主观阶层认同:理论阐释与实证检验》,《新闻大学》第2期,第29-40页。
- 30.周广肃、孙浦阳, 2017:《互联网使用是否提高了居民的幸福感知——基于家庭微观数据的验证》,《南开经济研究》第3期,第18-33页。
- 31.周烁、张文韬, 2021:《互联网使用的主观福利效应分析》,《经济研究》第9期,第158-174页。
- 32.周绍杰、王洪川、苏杨, 2015:《中国人如何能有更高水平的幸福感——基于中国民生指数调查》,《管理世界》第6期,第8-21页。
- 33.朱秋博、白军飞、彭超、朱晨, 2019:《信息化提升了农业生产率吗?》,《中国农村经济》第4期,第22-40页。
- 34.Andrews, F. M. and, A. C. McKennell, 1980, "Measures of self-reported well-being: Their affective, cognitive, and other components", *Social indicators research*, 8(2): 127-155.
- 35.Bao, T., B. Liang, and Y. E. Riyanto, 2021, "Unpacking the Negative Welfare Effect of Social Media: Evidence from A Large Scale Nationally Representative Time-Use Survey in China", *China Economic Review*, 69: 101650.
- 36.Bonfadelli, H., 2002, "The Internet and knowledge gaps: A theoretical and empirical investigation", *European Journal of communication*, 17(1): 65-84.
- 37.Chapman, B., and C. Guven, 2016, "Revisiting the Relationship Between Marriage and Wellbeing: Does Marriage Quality Matter?", *Journal of Happiness Studies*, 17(2): 533-551.
- 38.Diener, E., 2000, "Subjective Well-Being: The Science of Happiness and A Proposal for A National Index", *The American Psychologist*, 55(1): 34-43.
- 39.Easterlin, R. A., L. A. McVey, M. Switek, O. Sawangfa, and J. S. Zweig, 2010, "The Happiness-Income Paradox Revisited", *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 107(52): 22463-22468.
- 40.Easterlin, R. A., R. Morgan, M. Switek, and F. Wang, 2012, "China's Life Satisfaction, 1990-2010", *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 109(25): 9775-9780.
- 41.Gallo, L.C., and K. A. Matthews, 2003, "Understanding the Association Between Socioeconomic Status and Physical Health: Do Negative Emotions Play a Role?", *Psychological Bulletin*, 129(1): 10-51.
- 42.Guven, C., 2012, "Reversing the Question. Does Happiness Affect Consumption and Savings Behavior?", *Journal of Economic Psychology*, 33(4): 701-717.
- 43.Hirschman, A. O., and M. Rothschild, 1973, "The changing tolerance for income inequality in the course of economic development: With a mathematical appendix", *Quarterly Journal of Economics*, 87(4): 544-566.
- 44.Jackman, M. R., and R. W. Jackman, 1973, "An Interpretation of The Relation Between Objective and Subjective Social Status", *American Sociology Review*, 38(10): 569-582.

- 45.Kraut, R., and M. Burke, 2015, “Internet use and psychological well-being: Effects of activity and audience” *Communications of the ACM*, 58(12): 94-100.
- 46.Kraut, R., Patterson, M., Lundmark, V., Kiesler, S. and Scherlis, W., 1998, “Internet Paradox. A Social Technology that Reduces Social Involvement and Psychological Well-Being?”, *The American Psychologist*, 53(9):1017-1031.
- 47.Lohmann, S., 2015, “Information Technologies and Subjective Well-being: Does the Internet Raise Material Aspirations”, *Oxford Economic Papers*, 67(3): 740-759.
- 48.Nie, P., W. Ma, and A. Sousa-Poza, 2021, “The Relationship Between Smartphone Use and Subjective Well-being in Rural China”, *Electronic Commerce Research*, 21: 983-1009.
- 49.Tan, J. J. X., M.W. Kraus, N. C. Carpenter, and N. E. Adler, 2020, “The Association Between Objective and Subjective Socioeconomic Standing and Subjective Well-Being: A Meta-Analytic Review”, *Psychological Bulletin*, 146(11): 970-1020.
- 50.Veenhoven, R., 1991, “Is happiness relative?”, *Social Indicators Research*, 24: 1-34.

（作者单位：华南农业大学经济管理学院）

（责任编辑：陈静怡）

Internet Use, Class Identity and Rural Residents' Well-being

LUO Mingzhong LIU Ziyu

Abstract: This article uses 2019 Chinese Social Survey (CSS2019) data to describe the well-being level of 7031 rural residents in multiple dimensions and employs the OLS method and mediation effect model to empirically test the impact of Internet use on rural residents' well-being and its mechanism. The results show that Internet use significantly improves the level of rural residents' well-being. Compared with rural residents who do not use the Internet, the well-being level of the rural residents who use the Internet is 0.138 units higher. The conclusion remains robust after the results are retested with the instrumental variable method. The mechanism test shows that Internet use improves rural residents' well-being through class identity. Further analysis shows that the frequency of Internet use for information browsing, entertainment and leisure, and business activities has a significant positive impact on rural residents' well-being. Among them, the frequency of online business activities has the greatest impact on rural residents' well-being. Without distinguishing the purpose of online activities, the effect of Internet use on rural residents' well-being is more pronounced among men and groups with higher human capital. After distinguishing the purpose of online activities, it finds that the higher the frequency of women using the internet to browse information, the more obvious the improvement of their well-being. And the higher the frequency of online entertainment and leisure in the groups with lower human capital, the more obvious the improvement of their well-being.

Keywords: Digital Technology; Rural Resident; Well-being; Socio-economic Status

数字技术赋能乡村治理的制度分析与理论启示*

王亚华^{1,2} 李星光^{1,2}

摘要：在当代中国经济社会转型过程中，中国乡村治理面临规则缺失、规则不适、规则漠视等多重制度困境，而数字技术重塑了乡村治理的时代特征，为推进乡村治理体系和治理能力现代化创造了新机遇。本文构建乡村治理的制度分析框架，阐释数字技术全面赋能乡村治理的理论机制，并利用经验案例进行实证检验。研究发现，在规则供给方面，数字技术降低乡村治理规则集体选择和村规民约宣传修订的成本，提高乡村治理规则供给效率和适配性；在规则执行方面，数字技术改善监督与惩罚机制和冲突解决机制的运行效率，促进规则有效落地；在规则维护方面，数字技术促进乡村治理交流平台建设，为规则维护提供必要的软硬件支撑保障。本文的研究呈现了数字技术全面赋能乡村治理的机制，为推进数字时代背景下的乡村治理现代化提供理论启示。

关键词：乡村振兴 乡村治理 数字治理 制度分析

中图分类号：C912.82 **文献标识码：**A

一、问题提出和文献基础

改革开放以来，伴随中国经济社会迅速发展，社会事务日趋繁多，适应现代社会的治理体系亟须建立。党的十九届四中全会和党的十九届六中全会提出，健全党组织领导的自治、法治、德治相结合的城乡基层治理体系，畅通社会治理的渠道和途径，实现政府治理、居民自治和社会调节的良好协同。乡村治理是国家治理的重要组成部分，当前乡村治理体系具有党政主导色彩浓厚、上级行政力量与社会自治力量融合不够、基层治理能力偏弱等特征，但政府主导的政策措施难以充分考虑每个村庄的特点，无法有效处理日趋复杂的乡村社会事务，制约了乡村治理能力的提升，已成为中国实施乡村振兴战略的突出短板和薄弱环节（黄博，2021）。

随着人类社会进入数字时代，以移动互联网、云计算、大数据、人工智能和区块链为代表的数字技术（以下简称“数字技术”）蓬勃兴起，不断催生新模式、新产品和新业态，重新形塑了乡村治理的时代背景，为改善乡村治理体系和提升乡村治理能力创造了前所未有的机遇。为此，2018年《中共

*本文系国家社会科学基金重点项目“数字时代背景下推进农业农村现代化的战略、机制与政策研究”（编号：22AZD050）、国家自然科学基金创新群体项目“中国公共政策理论与治理机制研究”（编号：71721002）、清华大学中国农村研究院研究课题“数字乡村治理的公共政策问题研究”（编号：CIRS2021-13）的阶段性成果。

中央 国务院关于实施乡村振兴战略的意见》提出，实施数字乡村战略，大力发展数字农业；2019 年《数字乡村发展战略纲要》明确要求，以数字乡村建设作为乡村振兴战略的重要抓手，整体带动农业农村现代化发展；2020 年《关于开展国家数字乡村试点工作的通知》强调，积极推动数字技术在农村地区的应用和推广。然而，与城镇地区相比，农村地区数字技术发展较为落后，限制了数字技术在乡村治理领域的应用和推广，阻碍了乡村治理体系和治理能力现代化（殷浩栋等，2020）。作为典型的后发国家，中国不仅面临不同于发达经济体实现乡村有效治理的制度背景和环境条件，而且面临数字时代重大机遇和挑战。因而，探究数字技术全面赋能乡村治理的机制，是学术上很有价值的前沿课题。

围绕数字技术赋能乡村治理，已有一些文献的研究涉及数字技术赋能政府治理、村民自治、乡村社会组织和协同治理等方面。从数字技术赋能政府治理角度，数字时代的政府治理具有政务服务在线化、政务数据运营化和政务全流程数字化等特点，可实现互动沟通的扁平化、政务服务的协同共享、乡村治理决策的精准有效（沈费伟和诸靖文，2021；武小龙，2022）。数字技术构建了一个高效合作、富有创新性和集体理性的乡村社会结构，实现不同群组之间以及不同群组与政府行政机构之间常态化互动交流，进而形成乡村治理的新模式（陈明和刘义强，2019）。现有研究关注了数字技术变革政府行政治理的形式和路径，但忽视了政府法规规制供给、组织协调和监督治理等其他功能，尚未系统揭示数字技术赋能政府行政治理的机制。

从数字技术赋能村民自治角度，数字技术降低了乡村自主治理决策、监督与管理的成本，提高了乡村自主治理的透明性和科学性，完善了乡村自主治理的体制机制（赵秀玲，2019）。在数字技术与乡村自治趋于融合的情境中，数字技术不仅可以拓展乡村自主治理的空间场域，保障外出务工村民的治理权，还可激发村民参与自主治理的积极性（何阳和汤志伟，2021）。沈费伟和袁欢（2020）围绕行为动机、公共参与、监督机制、制度支持和资源供给等方面，阐释了现代信息技术对乡村治理的影响机制。李燕凌和陈梦雅（2022）以杭州市“映山红”计划为例，构建了“数字赋能-自主治理”的理论分析框架，解析了数字技术赋能村民自主治理的机制。然而，现有研究对数字技术赋能村民自治尚未形成系统认识，数字时代背景下的乡村治理的制度设计原则还有待探讨。

从数字技术赋能乡村社会组织和协同治理角度，数字技术推动了乡村治理由党政主导转向形成党委政府、社会组织和乡村精英等参与的“一核多元”治理格局，提升了乡村治理决策过程的科学性和准确性，实现乡村治理由事后治理向源头治理转变（赵敬丹和李志明，2020）。丁波（2022）研究发现，数字技术搭建的公共空间可以推动乡村治理信息共享、部门协作和上下联通，引导多元社会主体参与乡村治理，打造跨越空间限制的乡村治理共同体。综上可知，现有文献为分析数字技术赋能乡村治理的机制提供了基础，但还需要进一步探索数字技术全面赋能乡村治理的框架，为乡村治理实践提供有针对性的理论指导。

二、乡村治理的制度分析框架

作为公共治理和制度分析的经典分析工具，奥斯特罗姆提出的制度分析与发展（institutional analysis and development, IAD）框架被广泛应用于公共治理的各种场景，可为理解中国乡村治理提供

借鉴。IAD 框架结构化地阐释了各种制度安排中的主要变量及其关系。IAD 框架由外部变量、行动舞台、相互作用模式、评估准则和产出等部分构成,其核心组成部分是行动舞台中的行动情境,包括行动者、岗位、相关信息、行动者实施的控制、行动-潜在产出的链接、潜在产出、给定产出的净收益与成本等七个要件以及与七个要件相对应的七种规则(Ostrom, 2007)。借助 IAD 框架开展制度分析的关键在于阐释制度如何与其他因素共同影响行动者在特定行动情境中面临的激励结构,进而阐释这些激励如何通过影响不同行动者之间的相互作用方式决定特定的社会产出结果(王亚华和舒全峰, 2021)。

在公共事物自主治理过程中,如何有效解决新制度供给、可信承诺和相互监督这三个核心问题是人类社会实现集体行动的关键。奥斯特罗姆(2000)基于对公共池塘资源自主治理的制度分析,提出成功的公共事物自主治理的八项原则,包括清晰界定资源边界、供给和占用规则与当地条件相适应、监督、集体选择安排、冲突解决机制、分级制裁、对组织权最低限度的认可以及嵌套式层级组织。但由于各地制度环境各有不同,与当地条件相匹配的具体制度必然具有多样性。在中国情境中,公共事物自主治理的八项原则并不完全适用,有必要探索中国国情条件下的制度设计原则(Wang et al., 2019)。

从 IAD 框架提供的制度分析视角来看,中国乡村治理目前存在以下问题:其一,乡村治理规则缺失,即大量乡村治理问题在操作层面缺乏规则依据;其二,乡村治理规则不适,即解决现有问题的规则无法满足实践需要,治理规则亟须调整和完善;其三,乡村治理规则漠视,即现有规则难以发挥作用,基层干部漠视规则和选择性执法问题比较突出。这些问题在本质上反映了乡村治理过程中的制度设计、制度执行和制度变迁,无法适应经济社会转型过程中乡村社会迅速发展对乡村治理制度建设的巨大需求(王亚华和毛恩慧, 2021)。

从 IAD 框架提供的制度分析视角出发,结合当前中国乡村治理存在的问题,并借鉴奥斯特罗姆的制度设计原则理论,本文构建了乡村治理的制度分析框架,包括规则供给、规则执行和规则维护三大维度及其九个机制(见表 1)。下面从理论上对这个分析框架进行阐释,并对中国乡村治理问题展开理论透视,为分析数字技术全面赋能乡村治理的机制提供理论基础。

表 1 乡村治理的制度分析框架

维度	机制	机制含义
规则供给	集体选择	在村庄共同体内,围绕乡村各类公共事务,多元主体通过各种村庄议事机制,共同商定形成的各项操作规则和规程
	村规民约	在村庄共同体内,为实现自我管理、自我监督和自我服务的目标,村民之间长期形成的共同认可、共同遵守的行为规范
	法规规制	围绕乡村治理的各个领域,国家和地方出台的综合性法规以及多个领域或某个方面的规章文件
规则执行	相互监督	在村庄共同体内,政府行政机构工作人员、社会组织管理人员、乡村精英群体或普通村民等多元社会主体对其他社会主体参与乡村治理的监督行为
	渐进制裁	违反乡村治理规则的个体受到村庄共同体内其他个体、政府行政机构工作人员、社会组织管理人员或乡村精英群体的分级制裁,而制裁措施的严厉程度取决于违规行为的严重性和内容
	冲突解决	在村庄共同体内,政府行政机构工作人员、社会组织管理人员、乡村精英群体和普通村民借助当地公共论坛,及时合理地解决村民之间以及村民与政府行政机构工作人员、社会组织管理人员或乡村精英群体之间的矛盾

(续表 1)

规则 维护	嵌套组织	在政府组织结构下，对乡村公共资源占用和供给以及对乡村社会事务管理、协调、监督等活动进行组织，所形成的多层次组织架构
	交流平台	在村庄共同体内，为完成制定规则、相互监督、实施制裁和解决冲突等乡村治理的各项活动，构建的信息共享、沟通协商和意见反馈的平台或空间
	支撑保障	为实现乡村治理规则体系的顺利运行，提供的各种法规或规章支撑，各种软硬件设施，以及外部资源和资金投入等相关配套措施

在规则供给维度，集体选择、村规民约和法规规制是乡村治理规则的主要来源。IAD 框架不仅提供了通用制度规则、自然物质条件和经济社会属性等外部变量，还提供了多层次嵌套制度分析框架。多层次嵌套制度分析框架中，制度选择通常包括操作规则、集体选择规则和宪制规则三个层次，其中集体选择规则决定了如何确定或更改操作规则，而操作规则主要来自国家、区域或地方的正式集体选择舞台和自组织的集体选择舞台，从而最终决定行动者的实际行为（Ostrom，2005）。实践中，乡村治理规则主要包括以国家法规和规章为主要内容的正式规则、以村规民约为主要内容的准正式规则和以习惯法或其他乡村自治组织规则为主要内容的非正式规则（陈寒非，2018）。梳理新中国成立以来乡村治理体系的演进历程可以发现，乡村治理法治化进程持续推进，既有综合性法规颁布，又有多个领域、某个方面的规章文件出台；既有国家层面的法规制定，又有地区层面的制度安排，规范化法治化正规化建设使得涵盖乡村治理各个领域的规则体系趋于完备（丁志刚和王杰，2019）。特别是党的十八大以来，自治、法治、德治相结合的乡村治理体系不断健全，极大推动了共建共治共享的乡村治理新格局的形成（魏后凯和刘长全，2019）。总体来看，中国乡村治理实践中宪制规则层面的制度构建比较完善，但乡村自治能力不完备、集体选择机制缺乏有效性，导致乡村治理的操作规则供给机制存在缺陷。

在规则执行维度，完善的监督与惩罚机制和冲突解决机制，是乡村治理规则得以执行的基础。按照监督主体的不同，监督机制可以分为自我监督机制、当事双方相互监督机制和第三方监督机制等类型。奥斯特罗姆（2000）认为，在公共池塘资源治理过程中，资源占有者本人或对资源占有者负责的人有激励提供大量的监督行为。与此同时，有效的惩罚机制可以改变资源占有者行为决策的成本和收益。奥斯特罗姆（2000）还指出，违背公共池塘资源治理操作规则的相关条款可能受到其他资源占有者、相关行政机构工作人员等主体的分级制裁，进而影响占有者的行为选择。因而，建立健全监督与惩罚机制是乡村治理制度建设重点。此外，外部环境的复杂性和不确定性导致事前的规则安排难以有效处理乡村治理面临的新矛盾和新问题，而良好的冲突解决机制可以助推当事双方或行政机构工作人员低成本解决新矛盾和新问题，从而促进乡村治理规则的有序执行。总体来看，中国乡村治理过于依赖自上而下的第三方监督机制，乡村共同体内部的自我监督和相互监督机制运用不足。

在规则维护维度，乡村治理离不开多层次嵌套组织参与，也离不开以信息披露、信息传递和意见反馈为主要内容的交流平台建设，还离不开各种软硬件设施和资源资金投入的支撑保障。在中国科层体制下，乡村治理天然存在多层次嵌套组织，为乡村治理提供了有力的组织保障，也造成乡村治理带有浓厚的行政主导色彩。突出表现为，自上而下的行政力量发挥体制优势的同时，基层村级组织成为

乡镇政权的延伸，加剧了村民自治运行不畅，并导致很多村民处于被动参与的状态。换言之，强大的行政力量在乡村基层事务中发挥作用，抑制了村民主体作用的发挥，这是导致乡村治理陷入困境的重要原因之一，因而调动村民参与乡村治理的主动性和积极性成为改善乡村治理能力的必要条件（孙梹雄和仝志辉，2020）。塑造村民乡村治理主体地位的关键在于构建一个可供讨论、处理、评价、反馈乡村社会事务的交流平台，增强村民对村庄的归属感和身份认同感，为鼓励村民自主参与乡村治理提供必要的制度和技术等配套保障。

三、数字技术赋能乡村治理的理论机制

（一）数字技术概念界定与赋能途径

数字技术是以“比特”表征信息的技术，其关键作用在于有效降低信息搜寻、复制、传输、追踪和验证成本，从而深刻改变社会经济活动的具体形态，并呈现日新月异的形态（何玉长和王伟，2021；江小涓，2021）。在数字化情境中，以“比特”形式存储的信息不仅可使信息搜寻成本更低，扩大和提高搜寻对象的潜在范围和质量，助推平台经济发展，还可使信息复制成本和信息传输成本更低，促进先进产品和管理经验共享，突破社会经济活动的地理范围局限，降低信息追踪成本和信息验证成本，提高差异化商品和服务的市场供给效率，减少身份和声誉验证成本，最终重塑社会经济活动的形态和结构（Goldfarb and Tucker, 2017）。已有研究认为，数字经济包含三个方面的核心内容：其一，由硬件、软件和信息通信技术等构成的核心层；其二，狭义数字经济，涉及基于数据和信息网络的平台经济等新商业模式；其三，广义数字经济，涉及万物互联和精准农业等（Bukht and Heeks, 2017）。鉴于在乡村治理实践过程中，不同类型数字技术的应用和推广水平存在较大差异，本文探讨的数字技术包括核心层的移动互联网、大数据、云计算、人工智能、区块链等技术与狭义数字经济层的各种数据和信息网络平台等技术。

数字技术可有效降低信息搜寻、复制、传输、追踪和验证等方面的成本，从而为乡村治理全面赋能。第一，数字技术降低信息搜寻成本，可提高乡村治理相关规则条款的可得性，增强农村居民参与基层自主治理的积极性和主动性，提升乡村治理规则的适宜性。第二，数字技术降低信息复制成本，可减少乡村治理的信息共享成本与借鉴和应用先进社会管理经验的社会学习成本，完善乡村治理的形式、内容和领域，加快推动乡村治理体系变革。第三，数字技术降低信息传输成本，可提高乡村治理海量数据和信息要素的传递效率，拓展农村居民参与乡村治理的领域和深度，提高乡村基层精细化治理的能力。第四，数字技术降低信息追踪成本，可提高乡村治理相关信息的追踪效率，实时动态监测村民参与乡村治理的行为和绩效，提高乡村治理的公开透明性和实时动态性，推动乡村基层治理民主化。第五，数字技术降低信息验证成本，可提高对违背乡村治理规则相关条款行为的惩罚措施的精准性，增进乡村治理公平公正公开，推动乡村基层治理法治化。

（二）数字技术全面赋能乡村治理的机理

对于当前中国乡村治理面临规则缺失、规则不适和规则漠视等多重制度困境，在数字技术与乡村治理趋于融合的情境中，数字技术可为破解中国乡村治理面临的多重制度困境提供前所未有的机遇，

有助于拓宽乡村治理规则供给的渠道、促进乡村治理规则的有序执行并保障乡村治理规则的顺畅运行。数字技术全面赋能乡村治理的理论机制（见图1）在于，降低乡村治理制度设计、制度变迁和制度执行的成本，深刻改变乡村治理的规则、权力与制度，进而推进乡村治理体系和治理能力现代化。

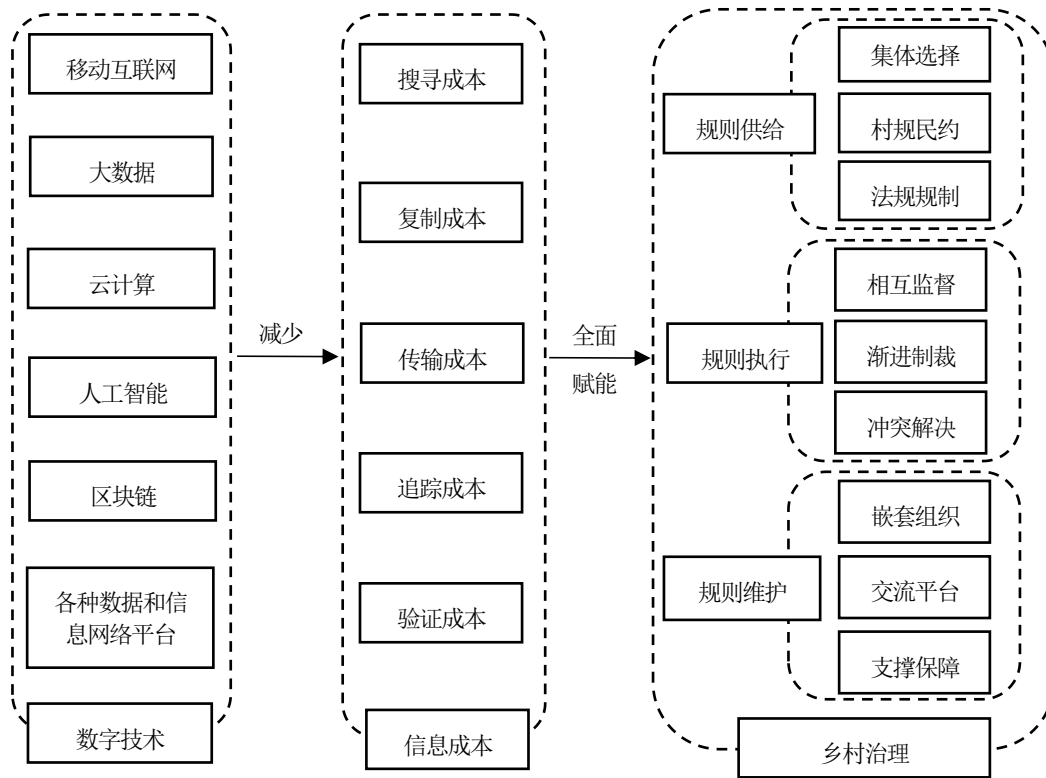


图1 数字技术全面赋能乡村治理的理论机制

1.规则供给维度：降低乡村治理规则集体选择协商成本，提高乡村治理规则供给效率和村规民约与法规的适配性。数字技术可突破地理范围的限制，降低多元主体参与乡村治理规则集体选择的协商成本和村规民约的宣传修订成本，增进乡村治理法规规制条款的可得性和适配性，提高乡村治理规则供给效率，助推乡村治理法治化和制度化。随着乡村社会持续转型和市场化改革加速推进，乡村社会事务的数量不断增加、复杂性不断提高，乡村不断涌现新矛盾和新问题，对乡村治理能力和治理体系提出新的要求（王晓毅，2016；王亚华等，2016），而数字技术可为改善乡村治理规则供给效率创造重要机遇。第一，数字技术可降低集体选择协商成本。数字技术减少了乡村治理规则集体选择的谈判协商成本，促进多元主体充分表达参与乡村治理的利益诉求，尽可能形成多数人满意的乡村治理规则。第二，数字技术提高乡村治理规则供给效率和村规民约与法规的适配性。数字技术的应用有助于实现多渠道、多形式展示宣传村规民约和乡村治理各个领域的法规规制，便于依据乡村治理实践需要及时补充、修改或完善相关规则条款，进而提高乡村治理规则供给效率。

2.规则执行维度：改善监督与惩罚机制和冲突解决机制的运行效率。数字技术可实现乡村治理全流程的公开透明化和动态可追溯，降低乡村治理实时监测的成本，增强乡村治理监督与惩罚机制的有

效性,提高化解乡村社会冲突和矛盾的效率,促进乡村治理规则有效落地,推动乡村治理民主化。乡村治理规则的执行效果依赖于监督与惩罚机制和冲突解决机制的有效性,而数字技术可为提高监督与惩罚机制和冲突解决机制的有效性全面赋能。第一,数字技术改善监督与惩罚机制的运行效率。与数字技术的推广应用相伴随的开放、连接、融合、参与和去中心化等优势,不仅可以推动不同层级政府行政机构之间高效便捷的互联互通,提高政府行政机构与村民群体之间双向互动交流的频率,促进乡村治理公开透明化(陈明和刘义强,2019),而且可以提高多元主体参与乡村自治治理的积极性和主动性,将乡村治理的问题、程序和权力交由村民自主管理(沈费伟,2021)。第二,数字技术提高冲突解决机制的有效性。数字技术的应用有助于实时搜集、准确记录和动态追溯多元主体参与乡村治理的具体行为,有助于科学合理地划分多元主体之间冲突或矛盾的行为责任,为实施渐进制裁提供合理依据,丰富制裁手段,易于达成各方满意的冲突解决方案,最终促进乡村治理规则有序执行。

3.规则维护维度:增强嵌套组织运行能力,提供交流平台等软硬件支撑保障。数字技术有助于提高信息传输、处理和反馈的效率,增强嵌套组织参与乡村治理的能力,降低搭建乡村治理交流平台的成本,为乡村治理规则维护提供工具性支撑和物质保障,推动乡村治理精细化和精准化。第一,数字技术增强嵌套组织的运行能力。数字技术可提高嵌套组织占用和供应乡村公共资源与组织乡村社会事务管理、监督、协调等活动的效率,增强党政体系组织领导乡村社会事务的能力。第二,数字技术提供交流平台等软硬件支撑保障。数字技术减少了搭建乡村治理交流平台的成本,可以实现线上线下乡村治理信息共享和动态交流,畅通乡村治理信息沟通渠道和途径,延伸乡村治理公共空间,使分散在各地的村民特别是外出务工村民及时知晓并掌握村庄最新发展动态,增强村庄共同体内村民的认同感和凝聚力(杨冬梅等,2021;鞠真,2019)。此外,数字技术可为乡村治理制度设计和运行、不同层级组织之间以及不同层级组织与村民之间交流平台的建设和维护,提供必要的技术保障和软硬件支持。

四、数字技术赋能乡村治理的实证检验

随着数字乡村发展战略的实施,数字技术在中国得到迅速应用和推广,各地积极探索数字技术赋能乡村治理的机制和路径。《中国数字乡村发展报告(2020年)》显示,农村地区数字化治理深入推进,数字技术的应用和推广在乡村人居环境整治和乡村社会事务治理等领域取得了明显进展,“互联网+政务和村务”服务平台促进乡村社会事务监督公开透明化^①。通过对近年来实践案例的观察发现,数字技术在乡村治理中的应用和推广已经展现诸多成效,提高了基层行政治理能力和自主治理水平,激发了乡村精英领导力,推动了乡村治理的制度化、法治化、民主化、精细化和精准化建设,有效提升了乡村治理体系和治理能力现代化水平。通过观察数字技术赋能乡村治理的实践案例,可以从实证意义上验证上文提出的理论机制。

(一) 规则供给维度:激发集体选择参与积极性,促进村规民约的制定和更新

实践中,数字技术的应用和推广激发了多元主体参与乡村治理的积极性,拓展了乡村治理规则供

^①资料来源:《中国数字乡村发展报告(2020年)》, <http://www.moa.gov.cn/xw/zwdt/202011/P0202011129305930462590.pdf>。

给的方式和渠道。政府行政治理依赖于高效、廉洁、精干的政府行政机构与完善的政策法规制定和执行系统（世界银行，1997），但僵化的科层结构和信息不对称问题导致政府行政治理难以及时回应乡村治理出现的新问题。在乡村精英权力缺乏有效约束的情境中，乡村精英治理极易带来“精英俘获”问题（仇童伟和罗必良，2019），而事前规则供给不足会导致村民自治无法公平合理地解决乡村治理出现的新矛盾。数字技术可以缓解乡村治理规则供给不足的问题，具体途径和案例如下。

第一，数字技术激发农户参与乡村治理规则集体选择的积极性。浙江省杭州市戴村镇开展了基于区块链理念和技术的“映山红”乡村治理试验，通过引入区块链技术建立公平合理的奖励机制，激励村民主动参与村庄人居环境整治议事决策^①。浙江省平湖市推出“股份分红+善治积分”的乡村治理新模式，将村庄集体经济分红和参与乡村人居环境整治的积分挂钩，激励村民主动参与乡村人居环境整治；随后推出的“善治宝”手机应用程序，可实时查询垃圾分类情况以及赋分得分情况，并据此开展“善治积分贷”工作，提升村民参与人居环境整治议事决策的积极性^②。第二，数字技术促进村规民约的制定和更新。越来越多的地区利用微信小程序或网络新媒体等数字化手段宣传和更新村规民约，扩大村规民约的影响力和知晓度（陈荣卓等，2021）。

（二）规则执行维度：村庄政务村务监督便捷化，有效化解乡村社会矛盾和冲突

实践中，数字技术的应用和推广有助于实现村庄政务村务全流程可视化，促进村庄政务村务信息公开透明化和监督便捷化，及时有效化解乡村治理中的各种矛盾和冲突。长期以来，中国乡村治理过于依赖外部监督，正式惩罚困难，导致乡村治理规则难以顺利执行，无法及时化解基层社会出现的问题和冲突。而数字技术的应用和推广可助推乡村治理规则有效落地，具体途径和案例如下。

第一，数字技术推动村庄政务村务监督便捷化。浙江省龙游县推出了“龙游通”服务平台，当地村民不仅可以使“村民信箱”功能及时反映基层实际情况，而且可以借助“三务公开”栏目及时了解并掌握村情^③。第二，数字技术有效化解乡村社会矛盾和冲突。湖北省宜城市借助“百姓通”数字化服务平台，不仅设置了涵盖村庄土地征用、农业补贴发放、集体资产管理、村庄资金使用和小微工程项目建设等信息的“宜汇说”模块，及时公开党务、村务和财务等村庄治理相关信息，促进乡村治理信息公开化，而且借助“宜汇管”模块，快速处理村庄内的“大事小事麻烦事”、“过去不知道找谁办的事”和“长时间处理不了的事”，实现乡村数字管理，有效化解矛盾和冲突^④。广东省兴宁市通过打造“智慧司法云”项目，打通线上平台与线下实体服务平台无缝衔接的新通道，将智能法律服务与人工法律服务相结合，配备网络电话及远程视频，让村民能够与律师、公证员、人民调解员等进行“语音通话”或“面对面沟通”，满足人民群众全区域全天候的法律服务咨询需求，实现人民调解、

^①资料来源：《当“区块链”走入乡村》，<http://blockchain.people.com.cn/n1/2020/0410/c417685-31669046.html>。

^②资料来源：《“小积分”撬动“大治理”——浙江省平湖市乡村治理创新》，<https://new.qq.com/rain/a/20211026A07ORW00>。

^③资料来源：《乡村振兴浙里寻 | 便民神器“龙游通”助力乡村治理》，<https://zj.zjol.com.cn/news/1018859.html?ismobilephone=1&t=1541422979664>。

^④资料来源：《数字乡村建设指南 1.0》，http://www.cac.gov.cn/2021-09/03/c_1632256398120331.htm，第 79-80 页。

公证业务、律师服务、社交监管等全业务在线申请、全流程在线追踪，让村民不出村就能享受基本公共法律服务，完善多元化纠纷解决机制，及时有效调处矛盾纠纷^①。

（三）规则维护维度：搭建乡村治理交流平台，提供技术支撑和物质保障

实践中，数字技术的应用和推广有助于降低村民参与交流讨论的门槛，拓展乡村治理信息披露、信息交流和意见反馈的公共空间。在中国科层体制下，上级政府对基层组织的行政、人事和财务的干预较多，造成乡村社会自主治理运行不畅。而数字技术的应用和推广为维护乡村治理规则提供了技术支撑和物质保障，具体途径和案例如下。

第一，数字技术搭建乡村治理交流平台，保障乡村治理规则的顺利运行。浙江省海宁市搭建了集信息公开发布、咨询沟通、社情民意反馈、基层党建等功能于一体的村级服务管理平台“村民E点通”（沈费伟，2021），助推乡村自主治理法治化、民主化、精细化和制度化。浙江省建德市依托“乡村钉”数字服务平台，设置美丽乡村、数字党建、本地生活、政务服务等模块，形成民情上报、村民议事、信息宣传、民生服务等应用场景，不断提高乡村治理效率（张文雅等，2021）。第二，数字技术提供乡村治理规则维护的技术支撑和物质保障。浙江省德清县依托“数字乡村一张图”平台，智能识别和自动发现垃圾随意堆放等人居环境污染问题，实现人居环境整治全流程可核查^②。江西省武宁县打造“一平台一中心一张图一个端”的人居环境整治管护模式，通过设置垃圾处理、污水处理、“厕所革命”、村容村貌、长效管护等模块采集、存储和处理人居环境整治大数据，实现村容村貌监控、垃圾桶满溢监测和厕所气味监测等功能^③。

五、理论启示与政策含义

随着人类社会迈入数字时代，以移动互联网、大数据、云计算、人工智能和区块链为代表的数字技术，能够有效降低乡村治理的信息搜寻、复制、传输、追踪和验证成本，为破解乡村治理面临的规则缺失、规则不适和规则漠视等多重制度困境提供机遇。现有文献讨论了数字技术赋能政府治理、村民自治、乡村社会组织和协同治理的机制，但忽视了赋能法规规制供给、组织协调和监督治理等机制，缺乏对数字时代背景下村民自治制度设计原则的深入探讨，尚未形成数字技术全面赋能乡村治理的框架。鉴于此，本文以奥斯特罗姆提出的公共事物自主治理理论为基础，结合当前中国乡村治理面临的多重制度困境，围绕规则供给、规则执行和规则维护等维度，创新构建了乡村治理的制度分析框架，从而拓展了公共事物自主治理制度设计原则的应用场景，为探索数字时代背景下的乡村治理制度体系提供了理论指引。

从制度分析视角审视，数字技术不仅降低了乡村治理规则集体选择和村规民约宣传修订的成本，提高了乡村治理规则供给效率和适配性，而且改善了监督与惩罚机制和冲突解决机制的运行效率，助

^①资料来源：《数字乡村建设指南 1.0》，http://www.cac.gov.cn/2021-09/03/c_1632256398120331.htm，第 84-85 页。

^②资料来源：《数字乡村建设指南 1.0》，http://www.cac.gov.cn/2021-09/03/c_1632256398120331.htm，第 9-10 页。

^③资料来源：《数字乡村建设指南 1.0》，http://www.cac.gov.cn/2021-09/03/c_1632256398120331.htm，第 58-59 页。

推乡村治理规则有效执行，还促进了乡村治理交流平台的建设，为规则维护提供软硬件支撑保障。这既厘清了数字技术赋能乡村治理的复杂机制，还为推动数字时代背景下的乡村治理现代化提供了理论启示。基于上述理论认识，本文选择了多个数字技术赋能乡村治理的实践案例，从实证上进一步验证了上述理论机制。上述理论与实证分析，提供了有益的理论启示和政策含义。

（一）规则供给维度：扩大和发展规则供给渠道和形式

第一，优化数字技术与村庄议事决策机制深度融合的制度设计，提高乡村治理规则供给效率。在数字时代推进乡村治理能力现代化是一项涉及体系优化、组织建构、能力改善、绩效评价的系统性工程（江维国等，2021）。在乡村社会事务日益复杂多变的情境中，多元社会主体要针对繁重的乡村社会事务共同制定、灵活修改相关治理规则，从而实现乡村治理各个领域的有规则可循。数字技术可降低多元主体参与乡村治理规则制定、修改和反馈的信息成本，但数字技术能否真正赋能乡村治理规则供给，则依赖于现有的体制机制能否实现与数字技术的有机融合。因此，有必要优化数字技术与村庄议事决策机制深度融合的制度设计，加快构建和完善乡村数字化治理标准体系，创新乡村治理规则供给的形式、内容和方式。

第二，促进村规民约和相关法规的制定和更新，提高乡村治理规则供给的适配性。村规民约是村庄共同体内长期形成的全体村民共同认可、共同遵守的行为规范，但随着乡村社会各种新问题和矛盾不断涌现，村规民约相关内容亟须补充、修改和完善。而数字技术的应用可实现村规民约创新性、生动化宣传和推广，有助于形成村民易于理解和记忆的规则内容，并可根据乡村治理的实践需要，及时补充、修改和完善村规民约。与此同时，数字技术的应用也可通过知识问答、游戏竞赛和沉浸式体验等多种形式宣传乡村治理的相关规则条款，增强乡村治理规则宣传的趣味性，帮助广大村民便捷有效地了解乡村治理规则，增强村民的规则意识和法治观念。

（二）规则执行维度：创新监督与惩罚机制，完善冲突解决机制

第一，构建乡村治理信息共享机制，创新乡村治理监督与惩罚机制。信息不对称和信息不充分制约了传统乡村治理监督与惩罚机制的运行效率。数字技术有助于低成本搜集、存储、处理、加工和反馈乡村治理各个领域的全流程信息，不仅可以推动乡村治理全流程信息共享和治理行为可视化，促进乡村治理监督公开透明，而且可以引入多元主体共同参与乡村治理全流程监督，激发多元主体参与乡村治理监督的自觉能动性。实践中可以通过乡村治理全流程数字化建设，推动乡村治理体系不断向公众参与监督和开放创新转型。

第二，借助数字技术向乡村社会赋权，鼓励多元主体协同处理乡村社会出现的矛盾和冲突。依托乡村治理全流程追溯信息，增进乡村治理过程中不同行为者交流互动，促进多元社会主体公平协商解决乡村社会各种冲突，积极化解乡村社会存在的各类矛盾，推动乡村治理规则的顺利执行。

（三）规则维护维度：重视乡村数字交流平台建设，提升软硬件支撑保障能力

第一，积极推动乡村治理信息交流平台建设，提高乡村治理过程中信息获取、传递、处理和反馈的效率。以普惠化智慧政务服务为抓手，积极搭建和完善“互联网+政务和村务”服务平台以及乡村治理微信群、QQ工作群等乡村治理信息交流平台，提高基层组织处理乡村社会事务的效率，及时回应

广大村民的诉求。依托乡村治理信息交流平台,不断扩展和延伸乡村治理公共空间,实现政府行政机构之间以及政府行政机构与不同群体之间的数字化互动,为村民自下而上民主参与乡村社会事务提供更多的渠道。

第二,加大乡村数字基础设施建设投入,全面提升乡村干群的数字化素养。数字基础设施是数字技术赋能乡村治理的物质保障,需要推动乡村道路、水利、电力、冷链物流、农业生产加工等重要基础设施的数字化转型升级改造工作,加快推进5G和千兆光网等新型基础设施建设,优化农村地区数字化设备,加大对落后地区数字基础设施建设的支持力度,消除城乡之间和不同地区之间的“数字鸿沟”。与此同时,数字化素养是指借助数字技术和配套设备,安全有效地创造、理解、传输、集成、管理和评价信息的能力(江维国等,2021)。在数字时代,良好的数字化素养是各类社会主体有效应用数字技术和相关设备的基础和前提,因而有必要加强对政府行政机构工作人员、涉农企业和农业合作社经营管理人员、乡村精英群体和普通村民等多元主体的数字意识培训和数字思维训练,帮助乡村治理人才建立与数字时代相适应的观念和能力。

最后需要指出的是,数字治理包括三层含义:一是用数字技术治理,二是对数字技术治理,三是数字社会治理^①。本文主要关注第一层面,即借助数字技术提升乡村治理能力的问题。未来的研究可以进一步探讨数字技术如何助力实现农业农村现代化,如何促进农民农村共同富裕,以及如何规避数字技术给农村带来的潜在风险和伦理问题,从而更科学地推进乡村数字治理,加快实现中国特色社会主义乡村振兴。

参考文献

- 1.埃莉诺·奥斯特罗姆,2000:《公共事物的治理之道——集体行动制度的演进》,金逊达、刘旭东译,上海:上海三联书店,第108-122页。
- 2.陈寒非,2018:《乡村治理中多元规范的冲突与整合》,《学术交流》第11期,第78-89页。
- 3.陈明、刘义强,2019:《交互式群治理:互联网时代农村治理模式研究》,《农业经济问题》第2期,第33-42页。
- 4.陈荣卓、李梦兰、马豪豪,2021:《国家治理视角下的村规民约:现代转型与发展进路——基于“2019年全国优秀村规民约”的案例分析》,《中国农村观察》第5期,第23-36页。
- 5.丁波,2022:《数字治理:数字乡村下村庄治理新模式》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第2期,第9-15页。
- 6.丁志刚、王杰,2019:《中国乡村治理70年:历史演进与逻辑理路》,《中国农村观察》第4期,第18-34页。
- 7.何阳、汤志伟,2021:《迈向技术型自治:数字乡村中村民自治的“三化”变革》,《宁夏社会科学》第6期,第71-79页。
- 8.何玉长、王伟,2021:《数字生产力的性质与应用》,《学术月刊》第7期,第55-66页。
- 9.黄博,2021:《数字赋能:大数据赋能乡村治理现代化的三维审视》,《河海大学学报(哲学社会科学版)》第

^①江小涓,2022:《数字平台治理的特性及难点》,《北京日报》8月15日第9版。

6期,第28-36页、第43页、第110页。

10.江维国、胡敏、李立清,2021:《数字化技术促进乡村治理体系现代化建设研究》,《电子政务》第7期,第72-79页。

11.江小涓,2021:《数字时代的技术与文化》,《中国社会科学》第8期,第4-34页、第204页。

12.鞠真,2019:《虚拟公共空间对基层治权的重塑——基于A镇实证调研》,《天府新论》第5期,第106-115页。

13.李燕凌、陈梦雅,2022:《数字赋能如何促进乡村自主治理?——基于“映山红”计划的案例分析》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期,第65-74页。

14.仇童伟、罗必良,2019:《“好”的代理人抑或“坏”的合谋者:宗族如何影响农地调整?》,《管理世界》第8期,第97-109页、第191页。

15.沈费伟,2021:《数字乡村的内生发展模式:实践逻辑、运作机理与优化策略》,《电子政务》第10期,第57-67页。

16.沈费伟、袁欢,2020:《大数据时代的数字乡村治理:实践逻辑与优化策略》,《农业经济问题》第10期,第80-88页。

17.沈费伟、诸靖文,2021:《数据赋能:数字政府治理的运作机理与创新路径》,《政治学研究》第1期,第104-115页、第158页。

18.世界银行,1997:《1997年世界发展报告:变革世界中的政府》,蔡秋生等译,北京:中国财政经济出版社,第30-38页。

19.孙梟雄、全志辉,2020:《村社共同体的式微与重塑——以浙江象山“村民说事”为例》,《中国农村观察》第1期,第17-28页。

20.王晓毅,2016:《乡村公共事务和乡村治理》,《江苏行政学院学报》第5期,第54-60页。

21.王亚华、高瑞、孟庆国,2016:《中国农村公共事务治理的危机与响应》,《清华大学学报(哲学社会科学版)》第2期,第23-29页、第195页。

22.王亚华、毛恩慧,2021:《城市基层治理创新的制度分析与理论启示——以北京市“接诉即办”为例》,《电子政务》第11期,第2-11页。

23.王亚华、舒全峰,2021:《公共事物治理的集体行动研究评述与展望》,《中国人口·资源与环境》第4期,第118-131页。

24.魏后凯、刘长全,2019:《中国农村改革的基本脉络、经验与展望》,《中国农村经济》第2期,第2-18页。

25.武小龙,2022:《数字乡村治理何以可能:一个总体性的分析框架》,《电子政务》第6期,第37-48页。

26.杨冬梅、单希政、陈红,2021:《数字政府建设的三重向度》,《行政论坛》第6期,第87-93页。

27.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。

28.张文雅、曾望、吴飞艳、乔婉霞,2021:《建德以“乡村钉”推进数字乡村治理的实践与思考》,《浙江农业科学》第8期,第1654-1657页、第1663页。

29.赵敬丹、李志明,2020:《从基于经验到基于数据——大数据时代乡村治理的现代化转型》,《中共中央党校(国家行政学院)学报》第1期,第130-135页。

30.赵秀玲,2019:《乡村善治中互联网运用及其价值》,《社会科学辑刊》第3期,第175-183页。

31. Bukht, R., and R. Heeks, 2017, "Defining, Conceptualising and Measuring the Digital Economy", University of Manchester. Global Development Institute, GDI Development Informatics Working Paper No. 68, http://hummedia.manchester.ac.uk/institutes/gdi/Publications/workingpapers/di/di_wp68.pdf.
32. Goldfarb, A., and C. Tucker, 2017, "Digital Economics", NBER Working Paper 23684, <http://pinguet.free.fr/nber23684.pdf>.
33. Ostrom, E., 2005, *Understanding Institutional Diversity*, Princeton, N.J.: Princeton University Press, 3-66.
34. Ostrom, E., 2007, *Institutional Rational Choice: An Assessment of the Institutional Analysis and Development Framework*, Boulder, Colorado: Westview Press, 21-64.
35. Wang, Y., M. Zhang, and J. Kang, 2019, "How Does Context Affect Self-governance? Examining Ostrom's Design Principles in China", *International Journal of the Commons*, 13(1): 660-704.

(作者单位: ¹ 清华大学公共管理学院;

² 清华大学中国农村研究院)

(责任编辑: 王 藻)

Institutional Analysis and Theoretical Enlightenment for the Impact of Digital Technology on Rural Governance

WANG Yahua LI Xingguang

Abstract: In the process of the great transformation of contemporary China, rural governance in China is confronted with multi-institutional dilemmas such as lack of rules, inappropriate rules and disregard for rules. But digital technology is re-shaping rural governance, which provides unprecedented major opportunities for improving the modernization of rural governance system and governance capacity. This article illustrates the influencing mechanisms of digital technology on rural governance by constructing an institutional framework of analysis and uses empirical cases to test the proposed influencing mechanisms. The results show that from the perspective of rule supply, digital technology reduces the costs of collective selection of rural governance rules and the costs of disseminating and revising village regulations and informal rules, which improves the supply efficiency and adaptability of rural governance rules; from the perspective of rule enforcement, digital technology improves the operational efficiency of supervision and punishment mechanism and conflict resolution mechanism, which enhances the effective implementation of rules; from the perspective of rule maintenance, digital technology enhances the construction of rural governance exchange platform, which provides necessary support and guarantee for rule maintenance. The study reveals the complex mechanisms of digital technology on rural governance and provides theoretical enlightenment for enhancing the modernization of rural governance in the digital age.

Keywords: Rural Revitalization; Rural Governance; Digital Governance; Institutional Analysis