

数字经济背景下的乡村交易和产业转型*

刘守英¹ 郑旭媛² 刘承芳^{3,4}

摘要: 本文基于中国乡村社会“差序格局”的特征事实，分析了数字经济背景下中国乡村交易内涵的演变以及产业转型的逻辑，并基于可得数据开展相关实证研究。研究结果表明，长期以来在乡土中国熟人社会中形成的局限于信任半径内的交易习惯，限制了乡村产业规模的扩张与市场价值的实现。数字经济的兴起，一方面，能够从地域、品牌、口碑和直觉等方面提高陌生人之间的信任程度，拓展乡村的交易半径与信任经济的范畴，有助于乡村交易的内涵从“熟人社会的人际交易”向“熟悉社会的非人际交易”转变；另一方面，数字技术可以通过发挥在信息传递、商品流通和资金流动方面的优势，推动乡村传统产业的智能化升级、产业链延长和服务业拓展，从而促进乡村产业从“土”到“特”的转型升级。

关键词：熟人社会 数字经济 乡村交易 乡村产业转型

中图分类号：F321 **文献标识码：**A

一、引言

21世纪以来，以5G、互联网、人工智能、大数据等数字技术的应用为核心内容的数字经济兴起，给全球经济与人民生活带来了全面冲击（孙俊娜等，2023）。《全球数字经济白皮书（2023年）》显示，中国的数字经济规模连续多年稳居世界第二^①。2022年，中国数字经济规模为50.2万亿元，占GDP的41.5%^②。2023年，中国农村网络零售额为2.49万亿元，全国农产品网络零售额则为0.59万亿元^③。2024年国家发展改革委和国家数据局印发《数字经济促进共同富裕实施方案》，明确指出要“深

*本文研究受到国家自然科学基金重大项目“乡村振兴情景动态模拟与路径探索”（编号：42293273）的资助。本文通讯作者：刘承芳。

^①资料来源：《全球数字经济白皮书（2023年）》，http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202401/t20240109_469903.htm。

^②资料来源：《2022年我国数字经济规模达50.2万亿元》，https://www.gov.cn/yaowen/2023-04/28/content_5753561.htm?eqid=c853fd4e0000109a00000006648d2e23。

^③资料来源：《商务部电子商务司负责人介绍2023年我国电子商务发展情况》，<http://ca.mofcom.gov.cn/article/xwfb/202401/20240103468129.shtml>。

入发展‘数商兴农’”^①。2024年的中央“一号文件”再次强调“持续实施数字乡村发展行动”^②，数字乡村建设成为全面推进乡村振兴的重要力量。

值得关注的是，数字技术是否会重构中国基于血缘、地缘等关系而构建起来的传统乡村社会网络？正如费孝通所言，乡土中国的典型特征是“差序格局”（费孝通，2012）。乡土社会的交易表现为以人情关系为主要机制的内圈交易和以市场价格为主要机制的外围交易（罗必良，2017；仇童伟和罗必良，2022）。由于信息较为闭塞和非人际竞争机制的缺乏，乡土社会的大部分交易属于内圈交易，农民习惯在信任关系的网络中进行交易。在没有外部力量冲击时，村民们遵循互惠原则开展内圈交易。这意味着，农产品或手工艺品的生产接近自给自足。一旦有外部市场力量的渗透，内圈交易便延伸到外围交易。但是，由于地域间物理性阻隔造成的小农户参与市场的高昂交易成本，以及小农户面对市场时力量的不足，乡村的市场交易比较依赖熟人圈。这大大限制了农业生产规模的扩大，并会进一步制约农业发展和乡村转型。

数字技术在农村的发展能否打破上述困境？随着乡村数字化水平的不断提高，学术界对数字经济、电子商务或互联网发展如何影响农产品交易已经进行了一些探索，发现它们的发展会通过以下几个方面推动农产品交易的变革。一是通过“去中间化”，改变产品交易模式（汪阳洁等，2022），并起到稳定销售渠道、规避农产品价格大幅波动风险的作用，改善传统销售模式下价格波动的“长鞭效应”（赵大伟等，2019；郭朝先和苗雨菲，2023）；二是通过降低信息不对称程度，提升农民的市场交易能力（Song et al., 2020；齐秀琳和江求川，2023）；三是通过节约交易双方进行搜寻、决策和监督等的交易成本，提高产品交易效率（齐文浩等，2021；陆镜名等，2023）。也有部分研究关注了数字经济对乡村产业发展的影响，认为数据要素不仅能够赋能传统农业、改造传统农业、突破农业发展“瓶颈”（夏显力等，2019；李丽莉等，2023），还可以推动传统农业与第二、第三产业的融合发展，促进农业产业结构升级（王定祥等，2023）。此外，数据要素还可以激活农村各类要素的活力，催生新型乡村产业形态，进而实现乡村的价值增值（赵佳佳等，2023；林海等，2023）。

上述研究为理解数字经济背景下乡村交易的变迁提供了参考。但是，现有研究对数字经济发展中农村市场特征的考虑并不充分。中国农民处在“差序格局”中，进行的多数是熟人交易。在这种交易中关系和信任机制的作用强于市场逻辑（仇童伟和罗必良，2022），大量乡村交易并非纯粹的市场行为。若忽略了这一人格化情境下乡村交易的逻辑起点，就难以诠释数字技术为何以及如何影响乡村交易的内涵和乡村交易的转型。

根据以上现实，本文基于中国乡村“差序格局”的特征事实，从信任范围和市场半径视角出发，探讨数字经济对乡村交易和产业转型的影响。具体而言，尝试回答如下问题：随着乡村数字经济的发

^①参见《国家发展改革委 国家数据局关于印发〈数字经济促进共同富裕实施方案〉的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/202401/content_6924631.htm。

^②参见《中共中央 国务院关于学习运用“千村示范、万村整治”工程经验有力有效推进乡村全面振兴的意见》，https://www.gov.cn/gongbao/2024/issue_11186/202402/content_6934551.html。

展，乡土中国的市场交易和产业特征发生了怎样的转变？熟人社会中进行的“人际交易”是否会在数字经济背景下被赋予新的交易内涵？这种交易内涵的转变又会对乡村交易和产业转型产生何种影响？

二、数字经济背景下的乡村交易变迁和产业转型：理论基础与演变逻辑

在乡村传统市场中，交易往往建立在个人相互了解的基础上，呈现“人际交易”的特点。这种狭小的信任范围与交易半径，制约了经济活动的规模，使乡村产业难以规模化，农产品竞争力不强。伴随数字技术进入乡村程度的不断提升，乡村交易的时空范围也不断扩大，乡村交易的方式逐渐由“人际交易”转向“非人际交易”。农民通过平台、重复交易和信用记录建立起以地域信任、品牌信任、口碑信任和直觉信任为基础的信任，农村地区形成了一种类似于熟人社会的“熟悉社会”。这样，农户就敢于在数字生态下从事非人际交易，本文将这种交易称为“熟悉社会的非人际交易”。由此，乡村社会的信任范围得以扩大，交易半径得以拓宽，对乡村产品的需求也随之增加。增加的需求推动了农业生产的发展，带动了农业智能化程度的提高、乡村产业链的延长和服务业的发展，进而促进乡村产业转型与发展。

（一）乡村熟人社会的传统交易类型与产业特征

熟人社会是传统社会基于宗法、姻亲和邻里关系形成的地方性关系网络（周晓宁，2013）。这一关系网络里的成员生于斯、长于斯，彼此相互熟悉、帮衬和依赖。在这种既依赖于土、又束缚于土的农耕经济中，形成了独特的交易和产业特性。

韦伯（1999）发现，在中国社会，一切商业关系明显地建立在亲缘或准亲缘的纯粹个人关系基础之上。这是一种建立在私人关系、家族或准家族关系之上的特殊信任。这种信任以关系网络为基础，同属于一个关系网络的群体共享全知性信息，身处其中的成员会因顾虑名誉而守信（杨慧，2020）。在乡土社会的农耕经济中，一切交易源于对规矩熟悉到不假思索状态下的行为（费孝通，2012），熟人信任是交换得以运行的核心机制（周怡，2013），“熟悉”是人际信任的重要来源（卢曼，2005）。这种在熟悉基础上的认知，不需要契约的约束，具有不假思索的可靠性。因此，熟人社会里的交易比较容易达成，甚至还形成了彼此依赖，即只在熟人之间进行交易，形成“熟人社会的人际交易”。诺思（2014）将其称为“人际交易”，即具有人格化交易特征的交换形式，是一种与小规模生产以及地方性交易相联系的人际关系化的交换，具有重复交易、文化同质（具有共同的价值观）以及缺少第三方实施（事实上也不需要第三方实施）的特点。在这种“人际交易”中，每项交易的参与者很少，交易双方具有完全信息，不需要正式制度来约束人们的交易。

基于人际关系的交易制约了乡村市场的发育和产业的发展。一方面，受物理距离阻隔、流通设施不发达与信息闭塞等的限制，城乡之间的商品供需信息难以对接，商品仅在一定的血缘、地缘范围内进行小范围交易，市场规模受到限制，生产规模也难以扩大；另一方面，有限的市场需求与较落后的传统农业技术水平叠加，使得农产品的经济效益上升空间受阻。而且，同一地域的农产品同质化程度高，作为生产者的农户普遍存在交易范围小、生产规模小和收入低的情况。

20世纪80年代以来，随着持续的经济增长与结构变迁，农民与土地和村庄的关系也在变化，维系熟人社会的制度出现蜕变（刘守英和王一鸽，2018）。进城务工的农村劳动力在现代化城市中的见识不断增加，撼动了他们在乡村形成的那些根深蒂固的观念，乡村熟人社会的“人际交易”在减少。虽然如此，乡村产品在进入市场的过程中仍然面临较高的交易成本，例如严重的信息不对称（汪阳洁等，2022）、高昂的谈判成本（邓宏图等，2020）和由薄弱的交通基础设施导致的高流通成本（张在一和毛学峰，2020），小农户在激烈的市场竞争中陷入高成本、低价值的困局。此外，农产品市场发展的不充分也影响了农业的转型与升级。基于以上分析，提出如下假说。

H1：村庄的内部信任程度越高，农村居民越倾向于选择与熟人进行交易。

（二）数字经济下乡村交易内涵演变：从“熟人社会的人际交易”到“熟悉社会的非人际交易”

现代经济发展的标志是人类社会从“人际交易”转型为“非人际交易”。随着生产分工和专业化程度的提高，商品交易形式由人格化的简单交换转向非人格化的交易。“非人际交易”（*impersonal exchange*）是一种在匿名社会或大群体里进行的非人际的、非个人化的、非面对面的、非关系型的交易。这种交易参与者众多，信息不对称程度高（诺思，2014）。诺思（2014）假定“非人际交易”中的交易双方缺乏了解，具有极高的交易不确定性，所进行的交易往往是一次性的交易，因而容易引发道德风险。

数字技术形成了一种新的交易信任。这是以地域信任、品牌信任（口碑信任）和直觉信任为起点的信任经济，此时的“非人际交易”更倾向于一种“熟悉社会的非人际交易”。具体而言，新的交易信任主要体现在以下三个方面：

第一，数字技术使地域信任显性化。农产品往往带有很强的地域特色。数据显示，截至2022年2月，全国共有3510种地理标志农产品^①。以苹果为例，山东省、四川省和新疆维吾尔自治区的地理标志产品认定数量较多。在网络交易平台上，带有产地标识的苹果更容易得到消费者对产品质量的信任。互联网平台汇集了全国各地的产品信息，有助于增强地域信任在农产品销售中的作用，而数字技术可以使这种地域信任日益显性化。

第二，数字技术加速品牌信任（口碑信任）。农产品的品牌繁多，但是知名度高的品牌较少，更多的农产品是知名品牌甚至没有品牌。虽然农民在网络交易平台上能够获得更多的市场参与机会，但是仍然面临实体经济中品牌效应低、议价能力弱的难题。多数互联网交易平台建立了包括用户评论、信誉评价、信用查询等一系列反馈机制，能够帮助卖家在消费者中建立信誉，以更好的口碑增进对产品的品牌信任。

第三，数字技术使直觉信任生动化。当品牌或产品的各类信息不明朗时，交易的信任便主要来自直觉，消费者会根据有限的商品信息和博弈过程中卖家传递的信息对产品进行判断。数字技术则将这部分信息生动化。以直播带货为例，直播带来了消费的平权，消费者通过商家的演示与情感渲染，可

^①资料来源：《全国农产品地理标志登记汇总表（查询数据截至2022年2月）》，<http://www.greenfood.agri.cn/xxcx/dlbzcx/>。

以对产品形成可视化的认知，在模拟现场购物的“氛围感”中增加信息互通与信任，以生动、快捷、有人情味的方式熟悉卖家与产品，从而建立直觉信任。

乡村基于“熟人经济”建立起来的“人际交易”，经过与数字技术的融合，实现了“熟人经济”的破圈。行为主体交易的对象不再是“老熟人”，而是与陌生人社会的陌生人进行“非人际交易”。然而，这种交易也不完全等同于诺思意义上的“非人际交易”，因为这种交易发生在虚拟的交易世界，交易双方通过强大的信息流、口碑监督机制和第三方担保，在陌生人社会建立信任关系、培育熟人客户。乡村传统的交易从小卖部、村集市的熟人、半熟人信任场景过渡到网络交易平台。乡村交易的内涵从在以“己”为中心的差序格局中建立起来的“人际交易”，转变成以数字技术为手段建立起来的“熟悉社会的非人际交易”。

此外，数字技术和交易平台的发展为乡村交易从“人际交易”转向“非人际交易”提供了基础设施。吉登斯（2011）认为，在前现代社会，空间和地点总是一致的，对大多数人来说，在大多数情况下社会生活的空间维度都受“在场”（地域性活动）的支配。在“缺场”的虚拟交易场景中，人与人之间难以做到知根知底，即便是通过熟悉的渠道获得的信息也不一定可靠。数字经济下尽管产生了“时空分离”，但人们会在虚拟场景中形成新的社会群体，数字技术也使传统交易中的信任内涵发生变化，从熟人社会的“人际交易”转向“熟悉社会”的“非人际交易”，促进了交易对象范围的扩大、自主交易规模的增加，交易的确定性在增强，乡村交易的时空范围也得以拓宽。

一方面，数字经济的发展可以为农户提供对接外部市场的机会。互联网交易平台是数字经济时代最具代表性的交易载体之一，既能够改变农产品与生产要素的流通方式，也可以提升农产品市场的透明度和市场效率（Li et al., 2021），此外，还有助于增强生产者搜集和利用信息的能力，从而可以更好地引导生产（Baorakis et al., 2002）。随着直播电商、内容电商等新业态的蓬勃兴起，一些偏远地区的农产品也可以通过互联网交易平台进入城市市场，交易规模迅速扩大，农产品价值大幅提升，农产品由“土”变“特”。另一方面，数字技术不仅可以大幅降低乡村商品信息的传递成本，还有助于降低商品流通和资金流动的成本。电商平台往往与物流行业发展紧密结合，乡村商品可以通过平台自营物流或第三方物流完成配送。在电子商务兴起以前，涉足乡村商品物流的公司较少，乡村物流配送尤其是小件配送的成本比较高。随着互联网购物平台的快速发展，物流网点布局不断下沉，乡村配送网点数量大幅提高，乡村商品物流成本不断降低。不仅如此，平台还重构和简化了物流链，既减少了长链条流通过程中产生的农产品损耗，还避免了过多中间商的加价。在资金流动方面，传统交易中的现金支付和银行卡支付都可能面临地域、距离、网点和时间上的诸多限制，并会伴随一定的交易风险（王勇等，2019）。数字经济中第三方支付平台提供的支付服务，解决了交易的终端对接问题，降低了因支付产生的交易成本，保障了支付安全。

由以上分析可知，数字技术和交易平台的发展有可能打通农产品从熟人社会进入陌生人社会的“天堑”。基于上述分析，提出如下假说。

H2：村庄内部信任使村民偏向熟人交易的作用会随着数字经济的发展而减弱。

（三）数字要素促进乡村产业转型的可能

在乡村发展数字经济，最根本的是要通过数字技术与生产要素的组合，为乡村的产业融合和产业转型提供可能。传统的乡村产业面临第一产业生产效率低、劳动报酬低、二三产业基础薄弱、产业门类不全、新产业和新业态发展缓慢等问题（李国祥，2018；高帆，2019；黄宗智，2020）。数字要素只有进入农业的生产函数之中并不断彰显其生产力，才能拓展乡村经济发展新空间，促进乡村经济的转型升级。

第一，数字化为传统产业的改造升级提供了可能性。传统的农业生产依赖农民的经验判断，常常受到未知的气候与环境因素的影响，无法实现精准、高效生产。物联网、大数据、区块链、人工智能等数字技术与传统生产要素的融合，有助于实现农业生产过程的自动化、规范化和智能化，推动精准化种植与可视化管理，拓宽生产效率的边界。与此同时，以数字技术为基础的农产品质量追溯系统，可以倒逼农业产业的绿色化转型。此外，数字经济还有助于服务业的转型。随着城镇居民对田园风光、民俗文化体验需求的增加，乡村旅游成为新的经济增长点。在线上，直播、短视频、VR 实景可视化技术等新型营销方式能够将乡村旅游信息传递给有需求的消费者；在线下，可以借助大数据实现景区交通、餐饮、住宿的数字化管理。通过加强公共服务设施数字化建设力度，将线上高效服务与线下优质体验结合起来，可以打造“数字+美丽乡村”的智慧旅游模式。因此，提出如下假说。

H3：数字经济的发展会促进传统产业的改造升级。

第二，数字化推动乡村服务业的发展。数字经济推动了乡村产业的蓬勃发展，乡村商品可以通过互联网交易平台进入大市场，相应地也产生了与之相匹配的对服务业的需求。这种需求大致可以分为两个层次。第一层次是对物流、金融等服务的需求。在物流服务方面，在电商平台支持下数量快速增长的订单需要强有力的物流支持。物流支持的作用在生鲜和季节性农产品中表现得尤其明显，产品能否保值取决于能否及时运达消费端，因此，对运输的时效、运输条件和承载力的要求很高。为满足激增的乡村物流需求，国内物流企业不断寻求物流技术与设备的数字化和智能化，持续提高从下单到配送的全链条运作效率。截至 2020 年 9 月，全国建制村已经全部实现直接通邮，乡镇快递网点覆盖率达到 97%^①。在金融服务方面，相关需求主要来自两个方面，分别是支付需求和融资需求。随着互联网的不断发展，乡村经济释放出对金融服务的巨大需求。例如，数字化货币支付的需求，带动了网上支付业务的发展，银行卡、电子支票、电子现金、第三方支付平台等网上支付方式快速铺开。又如，在电商下乡过程中，“草根”网商普遍存在资金需求，但是他们在融资市场往往处于劣势地位。各大金融机构依托电商平台发展多种金融产品，电商平台中的商户可以从平台生态体系内直接获得来自网上银行、京东金融、苏宁金融等机构的交易担保与信贷支持。随着乡村商品线上交易量的不断增长，提升商品竞争力的需求也日益迫切。乡村电商的发展陆续产生了第二层次的服务业需求，即对研发设计、品牌管理、营销服务、技术援助、会计、法律保障等知识密集型、高附加值服务的需求，电商服

^①资料来源：《〈新闻联播〉：全国建制村实现直接通邮》，<https://www.spc.gov.cn/gjyzj/c100015/c100016/202009/6c19c3bcd2cc409bab72d9bf797d273f.shtml>。

务体系逐步完善。因此，提出如下假说。

H4：数字经济的发展会促进乡村服务业的发展。

第三，数字化为乡村产业链延链、补链提供可能性。互联网与电子商务降低了信息传播与商品分销的交易成本，使原本规模小且分散、容易被分销商抛弃的初级产品活跃在广阔的市场上。随着对农产品需求的增加、流通成本的下降与盈利空间的增大，农产品生产加工主体不再是简单地将单一产业链条的初级产品“搬”到网上，而是逐步向上游、中游、下游发展或合作，实现了从生产资料采购、种植养殖、产品加工、储运到销售的全产业链发展。制造业亦然。制造业的一些零售商开始转为分销商，从单纯的渠道商转为品牌商，逐步构建起从原料采购到设计、寻找厂家代工，再分销给小型网商的纵向产业链层级。不仅如此，在数字经济驱动下，产业的边界开始日益模糊，跨界合作逐渐成为常态，数字经济横向推动了农业与旅游、文化、教育、康养等产业的逐渐融合，形成了创意农业、观光农业、智慧农场等新业态。基于上述分析，提出如下假说。

H5：数字经济的发展会促进乡村产业链的延伸。

数字经济背景下乡村交易模式的变迁与产业转型过程具体如图1所示。

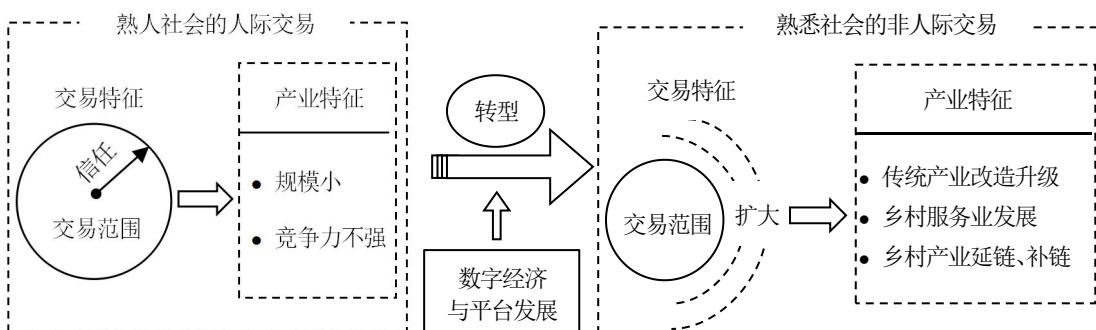


图1 数字经济背景下的乡村交易模式变迁与产业转型的逻辑

三、数据来源、变量说明与模型设定

(一) 数据来源

为了验证上文提出的数字经济背景下的乡村交易内涵的转变和产业转型升级过程，本文整合了两套数据开展实证分析。

一是农业农村部农村经济研究中心全国农村固定观察点数据中的村庄数据，样本年份为2018—2020年。全国农村固定观察点数据的问卷涵盖全国各省份的农村资源禀赋特征、村庄社会经济发展状况和农户家庭生产、消费、就业、生活等方面的基本信息。该套数据涉及全国的300余个行政村的2万多户农户，已连续追踪37年（从1986年至2022年）。

二是北京大学数字金融研究中心发布的中国数字普惠金融指数。该指数由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁集团研究院联合开发，从数字金融覆盖广度、数字金融使用深度和普惠金融数字化程度三个维度构建了数字普惠金融指标体系（郭峰等，2020）。在中国数字经济发展水平的测度中，数字普

惠金融指数具有一定的科学性、合理性与有效性。数字经济指以数字化的知识和信息为关键生产要素、以现代信息网络为重要载体、以信息通信技术的有效使用为效率提升和经济结构优化的重要推动力的一系列经济活动，数字金融发展本身是以现代信息网络为重要载体、以信息通信技术的有效使用为前提的经济活动（张勋等，2021；马述忠和胡增玺，2022；张勋等，2023）。中国数字普惠金融指数因本身十分契合数字经济“以信息网络为重要载体”的特征，被较多学者视为反映中国数字经济发展水平的代理变量^①。在本文分析中，数字经济的发展是乡村交易与产业转型的背景，故本文将县一级数字普惠金融指数作为数字乡村重要指标发展水平的代理变量。

将上述两套数据按照县域和年份进行合并，最终得到159个村庄3年的面板数据，共计观测值477个。下文的分析便以这些数据为基础。

（二）变量说明

1. 被解释变量。本文的被解释变量有两类。一是商品交易特征，本文以村庄土地转出总面积中由熟人承租的比例和村民平均网购支出比例分别表示熟人交易和非熟人交易，以验证农村商品交易特征的转变。村庄土地转出总面积中由熟人承租的比例参考仇童伟等（2019）的做法，如果将土地流转给本村农户，则视为熟人之间的流转，因为村庄内部的主体相互较为熟悉；如果将土地流转给企业、农民专业合作社、村外经营主体等，则视为非熟人之间的流转，因为这些经济组织转入土地往往是出于营利性或经营性目的，不同于普通农户之间基于人情关系的土地流转。由于农村居民的生活消费讲究便利性，故一般在村内或者乡镇进行采购，与熟人交易的可能性大，因此可以将农村居民生活消费中的网购行为视为非熟人交易。

二是产业转型情况。对乡村产业转型的分析，本文主要关注乡村传统产业改造升级、乡村服务业发展和乡村产业链延伸三个方面。首先，本文用村庄农业生产中是否有智能化大棚和是否有智能化园艺大棚表征乡村传统产业改造升级情况。农业智能化可以通过5G、物联网、大数据、人工智能等手段，实现信息的远程获取、设施的智能控制和便捷操控（王胜等，2021），是数字乡村的三个重要表现之一。虽然农业转型升级内容丰富，但是设施智能化是农业产业智能化的典型表现。目前，中国农业经济数字化水平还比较低，2022年中国农业的数字经济渗透率仅有10.5%^②，普通农户农业生产中的数字化、智能化水平更低。在此如此低水平的农业数字化条件下，设施智能化程度可以反映农业数字化的水平。由于乡村农业生产中种植业占比较大，本文认为用村庄种植业设施的智能化情况表征传统农业改造升级情况有一定的合理性。其次，乡村服务业发展用村庄经济结构（服务业收入、服务业收入占村庄一二三产业总收入的比例）和村庄就业结构（服务业从业人数和服务业从业人数占村庄常住劳动

^①例如，张勋等（2023）使用中国数字普惠金融指数表示数字经济发展水平，结合中国家庭追踪调查数据，分析了数字经济的发展对家庭分工的影响；曹静等（2023）使用中国数字普惠金融指数表示数字经济发展水平，结合中国流动人口动态监测数据，分析了数字经济的发展对农民工留城意愿的影响；张勋等（2019）还在有关数字经济和数字金融发展对包容性增长影响的研究中不加区分地使用数字经济和数字金融。

^②资料来源：《中国数字经济发展研究报告（2023年）》，http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202304/t20230427_419051.htm。

力数量的比例）两个方面四个维度的变量衡量。最后，乡村产业链延伸情况以村庄人均企业数量、村庄商用冷库设施数量和村庄快递配送站数量衡量。已有相关研究指出，数字经济不仅有助于农民创业，还有助于促进相关产业链的进一步延伸，例如带动快递、仓储、包装、培训等电子商务细分领域的发展（秦芳等，2022）。另有研究指出，冷链物流不仅可以保障产品的销售品质，还可延长销售期限，适应生鲜农产品电商的时效需求（曾妍等，2023）。因此，使用村庄人均企业数量、村庄商用冷库设施数量和村庄快递配送站数量衡量乡村产业链延伸情况具有一定的合理性。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量有两个：一是村庄内部信任程度。参照陈斌开和陈思宇（2018）、盛亦男等（2023）用村庄大姓氏人口占比表示宗族文化影响力的做法^①，本文以村庄第一大姓人口占比表示村庄内部信任程度。二是数字乡村重要指标发展水平。参照张勋等（2019，2023）和曹静等（2023）的研究，本文使用县域数字普惠金融指数表示数字乡村重要指标发展水平。此外，考虑到城乡之间可能存在数字经济发展不均衡的情况，本文使用当年农村宽带接入户数占全国宽带接入总户数的比例对县域数字普惠金融指数进行折算（以下简称“折算的数字普惠金融指数”^②），并将其用于稳健性检验。

3.控制变量。为尽可能避免因遗漏变量问题导致的估计偏误，本文参考杨青等（2022）和张琛等（2023）的研究，选取了多方面的控制变量。一是村庄的区位特征，包括是否位于城市郊区、是否是镇政府所在地和村庄道路硬化比例；二是村庄经济特征，包括村庄经济发展程度和村庄人均收入；三是村庄劳动力特征，包括村庄兼业农户比例和村庄高中及以上学历劳动力人数占比；四是村庄农业特征，包括村庄耕地机械化水平和户均耕地面积；五是村庄人力资本特征，包括村庄人口规模和村庄劳动力培训比例；六是村庄数字特征，包括村庄宽带接入户比例和户均电脑拥有数量。

4.工具变量。由于可能存在由不可观测变量引起的遗漏变量偏误问题，以及用“网购消费比例”衡量的“交易对象变化”与县域数字普惠金融指数之间可能存在的互为因果问题，本文参考赵涛等（2020）的研究，将“上一年全国互联网用户数”与“1984年各城市每万人电话机数量”相乘，以此作为数字乡村重要指标发展水平的工具变量。一方面，历史上的电信基础设施会影响后续年份的互联网技术和数字技术的应用，满足工具变量的相关性假定；另一方面，历史上的电信基础设施并不会直接影响当前乡村的社会经济发展，满足工具变量的外生性假定。

相关变量的定义和描述性统计结果详见表1。

^①宗族文化具有社会资本和社会信任双重属性。在宗族内部，个体“绝对信任家人以及朋友、近邻、同乡等熟人，而不会假设陌生人怀有善意”（Redding, 1995）。宗族文化可以提升人们对同乡、近邻、亲属等同源文化群体的信任程度，降低对非同源文化群体（陌生人）的信任程度（陈斌开和陈思宇，2018）。宗族文化是本文所阐述的“熟人社会”中人与人之间信任产生的重要来源。

^②折算的数字普惠金融指数=县域数字普惠金融指数×（省级农村宽带接入户数/省级宽带接入总户数）。省级宽带接入总户数和省级农村宽带接入户数数据来自2018—2020年（历年）的《中国统计年鉴》。

数字经济背景下的乡村交易和产业转型

表 1

变量定义及描述性统计结果

变量名称	变量描述	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量						
村庄土地转出总面积中由熟人承租的比例	流转给本村农户的土地面积占村庄总面积的比例 (%)	477	60.380	36.474	0	100.000
村民平均网购支出比例	村民网购支出占生活消费支出的比例，取村庄均值 (%)	477	2.251	6.135	0	78.992
是否有智能化大棚设施	村庄是否有智能化大棚设施：是=1，否=0	477	0.044	0.205	0	1.000
是否有智能化园艺大棚设施	村庄是否有智能化园艺大棚设施：是=1，否=0	477	0.013	0.112	0	1.000
服务业收入	村庄服务业收入 (万元)	477	0.051	0.081	0	246.081
服务业收入占比	村庄服务业收入与村庄一二三产业总收入之比 (%)	477	29.337	21.897	0	98.738
服务业从业人数	村庄服务业从业人数 (人)	477	115.815	463.668	0	2801.751
服务业从业人数占比	村庄服务业从业人数与村庄常住劳动力数量之比 (%)	477	20.819	16.370	0	97.198
村庄人均企业数量	村庄企业数量除以村庄常住人口数量 (个/人)	477	0.002	0.005	0	0.040
商用冷库设施数量	村庄商用冷库设施数量 (个)	477	0.577	1.771	0	18.000
快递配送站数量	村庄快递配送站数量 (个)	477	0.776	1.406	0	8.000
核心解释变量						
内部信任程度	村中第一大姓氏人口数占总人口数的比例 (%)	477	35.845	23.804	0.800	100.000
数字乡村重要指标发展水平	县域数字普惠金融指数	477	106.820	8.653	79.730	128.580
折算的数字普惠金融指数	县域数字普惠金融指数×(省级农村宽带接入户数/省级宽带接入总户数)	477	32.010	9.791	5.312	54.972
工具变量						
历史电话机数量与上一年互联网用户数的交互项	1984 年各城市每万人电话机数量×上一年全国互联网用户数	477	6.002	3.799	0.015	19.221
控制变量						
是否位于城市郊区	村庄是否位于城市郊区：是=1，否=0	477	0.115	0.320	0	1.000
镇政府所在地	村庄是否是镇政府所在地：是=1，否=0	477	0.189	0.392	0	1.000
道路硬化面积比例	村庄硬化道路面积占所有道路面积的比例 (%)	477	83.543	23.233	0.300	100.000
经济发展程度	村庄经济发展程度在所在县(市)的水平：下等=5，中下等=4，中等=3，中上等=2，上等=1	477	2.757	0.807	1.000	5.000

表1 (续)

人均收入	村庄人均年收入(元)	477	12469.700	8466.878	1182.000	98569.000
兼业农户比例	村庄兼业农户数量与总农户数量之比(%)	477	41.814	29.257	0	100.000
高中劳动比例	村庄高中及以上学历劳动力与总常住劳动力数量之比(%)	477	4.882	4.590	0.063	38.760
耕地机械化水平	村庄机械总动力除以村庄耕地总面积(千瓦/亩)	477	0.228	0.372	0	1.524
户均耕地面积	村庄耕地总面积除以村庄总户数(亩/户)	477	11.694	15.635	0.001	120.829
村庄人口规模	村庄常住人口数(人)	477	1994.904	1546.173	103.000	15725.000
劳动力培训比例	村庄接受过职业教育和技能培训的劳动力数量占常住劳动力数量的比例(%)	477	8.414	15.768	0	88.945
户均电脑拥有数量	村庄平均每户家庭拥有的电脑数量,取村庄均值(台)	477	0.322	0.229	0	1.003
宽带接入户比例	村庄接通宽带网络的农户数量占村庄总户数的比例(%)	477	0.323	0.211	0.028	1.000

注: ①为使描述性统计有意义,对于服务业收入与服务业从业人数变量,表中报告的是原值,在后面的回归中则取对数处理。②对于村庄人均企业数量变量,表中报告的是原值。因数值太小,在后面回归中将变量取值放大了100倍。

(三) 模型设定

乡村熟人社会的传统交易具有“人际交易”的特点,人们更愿意在传统的信任范围内与熟人做交易。数字技术改变了乡村交易的内涵,使其从“人际交易”变成了“非人际交易”,提高了村民与陌生人交易的概率。本文将采取相关实证策略对上述分析进行检验。

首先,检验农村居民在熟人社会中对“人际交易”的偏好。具体而言,以土地流转和村民平均网购支出比例作为代理变量,验证在熟人社会特征明显即内部信任强的村庄,农村居民土地流转和生活消费是否更可能选择和熟人进行交易。计量模型如下:

$$Innerdeal_{j,it} = \chi_0 + \chi_1 Innertrust_{j,it} + K_{j,it}\eta + \gamma_t + \mu_j + \varepsilon_{j,it} \quad (1)$$

(1) 式中: j 、 i 和 t 分别代表县、村和年份; $Innerdeal_{j,it}$ 表示 t 年 j 县 i 村庄流转的土地中流转给熟人的比例; $Innertrust_{j,it}$ 表示 t 年 j 县 i 村庄的内部信任程度; $K_{j,it}$ 为村庄层面的控制变量,包括村庄区位特征、村庄经济特征、村庄劳动力特征、村庄农业特征和村庄人力资本特征等; μ_j 为地区固定效应; γ_t 为时间固定效应; $\varepsilon_{j,it}$ 为随机扰动项。

其次,检验在数字经济冲击下,乡村交易的内涵是否向“熟悉社会的非人际交易”转变。为此,本文通过检验在不同的数字乡村重要指标发展水平下,村庄内部信任程度对农村居民交易对象选择的影响是否存在差异来考察乡村交易的内涵转变。考虑到进行上述检验可能面临内生性问题,本文使用

工具变量法进行检验，一阶段模型构建如下：

$$Digital_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 Phone_1984 \times Net_{t-1} + Z_{jt}\eta + \gamma_t + \mu_j + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

二阶段模型构建如下：

$$shoponline_{jt} = \beta_0 + \beta_1 Innertrust_{jt} + \beta_2 \widehat{Digital}_{jt} + Z_{jt}\eta + \gamma_t + \mu_j + \varepsilon_{jt} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} shoponline_{jt} = & \psi_0 + \psi_1 \widehat{Digital}_{jt} \times Innertrust_{jt} + \psi_2 Innertrust_{jt} + \psi_3 \widehat{Digital}_{jt} \\ & + Z_{jt}\eta + \gamma_t + \mu_j + \varepsilon_{jt} \end{aligned} \quad (4)$$

(2) 式中： $Digital_{jt}$ 代表数字乡村重要指标发展水平，用 t 年 j 县的数字普惠金融指数衡量； $Phone_1984 \times Net_{t-1}$ 为工具变量，具体说明见表 1。(3) 式和(4)式中： $shoponline_{jt}$ 表示 t 年 j 县 i 村居民的平均网购支出比例； $\widehat{Digital}_{jt}$ 为第一阶段回归中县域数字普惠金融指数的拟合值， $\widehat{Digital}_{jt} \times Innertrust_{jt}$ 为县域数字普惠金融指数与内部信任程度的交互项， ψ_1 为本文关注的主要系数。 Z_{jt} 为村庄层面的控制变量，包括村庄区位特征、村庄经济特征、村庄劳动力特征、村庄农业特征、村庄人力资本特征和村庄数字特征。

最后，为了考察数字经济发展对乡村产业转型升级的影响，本文依次开展如下三方面的实证检验。一是检验数字经济发展对乡村传统产业改造升级的影响，二是检验数字经济发展对服务业发展的影响，三是检验数字经济发展对乡村产业链延伸的影响。本文仍然用工具变量法进行估计，一阶段模型与(2)式相同，二阶段模型构建如下：

$$Y_{jt} = \delta_0 + \delta_1 \widehat{Digital}_{jt} + Z_{jt}\eta + \gamma_t + \mu_j + \varepsilon_{jt} \quad (5)$$

(5) 式中， Y_{jt} 为 t 年 j 县 i 村庄的产业转型升级情况，包括乡村传统产业改造升级、乡村服务业发展和乡村产业链延伸三个方面。上述变量的具体构建方式和描述性统计结果如表 1 所示。

此外，为了避免使用面板数据可能存在的标准误低估问题，本文进一步采用“县一年”和“省一年”两种双向聚类标准误。这样做有助于更好地控制由面板数据带来的扰动项集群相关问题，保证回归结果的稳健性。

四、实证结果与讨论

(一) 数字经济背景下的乡村交易转型

表 2 汇报了村庄内部信任程度影响村民交易对象选择的回归结果，以考察数字经济背景下乡村交易的转型过程。这里的被解释变量分别是村庄土地转出总面积中由熟人承租比例（表征熟人交易）和村民平均网购支出比例（表征非熟人交易），核心解释变量是村庄内部信任程度。从表 2 (1) 列和 (2) 列的估计结果可知，在控制相关变量条件下，村庄内部信任程度每增加 1 个百分点，村庄土地转出总

面积中由熟人承租比例将会提高 0.185 个百分点，村民平均网购支出比例会降低 0.073 个百分点。上述结果表明，村庄的内部信任程度越高，农村居民在土地流转和物质消费方面越倾向于选择与熟人进行交易，假说 H1 得到验证。

表 2 内部信任程度对村民交易对象选择的影响及数字经济的调节效应

	(1) 村庄土地转出总面积中 由熟人承租比例		(2) 村民平均 网购支出比例		(3) 村民平均 网购支出比例	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
村庄内部信任程度	0.185**	0.082	-0.073***	0.025	-1.012**	0.484
数字乡村重要指标发展水平			0.090**	0.035	0.100**	0.048
村庄内部信任程度与数字乡村 重要指标发展水平的交互项					0.009**	0.005
是否位于城市郊区	-1.874	5.300	1.391	0.890	1.421	1.175
镇政府所在地	7.916	4.946	-2.536	1.988	-1.403	2.041
硬化道路面积比例	0.122*	0.071	0.037***	0.014	0.041***	0.014
经济发展程度	4.430**	2.221	-0.249	0.410	-0.020	0.461
人均收入	0.001***	0.000	-0.000	0.000	-0.000	0.000
兼业农户比例	0.022	0.065	-0.012	0.009	0.005	0.013
高中劳动比例	-0.139	0.352	0.157**	0.075	0.143*	0.076
耕地机械化水平	0.000**	0.000	0.000***	0.000	0.000	0.000
户均耕地面积	0.035	0.124	-0.037	0.073	-0.009	0.088
村庄人口规模	0.000	0.001	0.000	0.000	-0.000	0.000
劳动力培训比例	-12.193	9.842	1.332	0.860	1.339	1.244
户均电脑拥有数量			1.481	1.551	2.416	1.750
宽带接入户比例			1.202	2.338	-2.079	2.980
R ²	0.136		0.532		0.445	
第一阶段工具变量（历史电话 机数量与上一年互联网用户数 的交互项）			0.081***	0.004	0.068***	0.004
第一阶段工具变量（历史电话 机数量与上一年互联网用户数 的交互项×村庄内部信任）					0.022***	0.004
弱工具变量检验 F 值				1179.800	470.022	
观测值数	477			477	477	

注：①***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。②在上述回归中，已控制地区固定效应和时间固定效应。

表 2 (3) 列进一步验证了数字经济背景下乡村内部信任程度影响村民交易对象选择的调节效应。被解释变量是村民平均网购支出比例，本文重点关注村庄内部信任程度与数字乡村重要指标发展水平的交互项的估计系数。第一阶段的估计结果显示，工具变量对内生变量具有显著的正向影响，并且 F

值大于 10，说明不存在弱工具变量问题。第二阶段估计结果显示，交互项显著并且系数为正。这说明，村庄内部信任程度对农村居民消费熟人偏向的影响随数字经济的发展而减弱，非熟人交易正在被农村居民接纳，假说 H2 得到验证。这也进一步证实，在数字经济背景下，乡村交易的内涵正在向“熟悉社会的非人际交易”转变。

（二）数字经济背景下的乡村产业转型

1. 数字经济背景下的传统产业改造升级。表 3 报告了乡村数字经济的发展对农业生产智能化的估计结果。被解释变量分别为村庄是否有智能化大棚设施、是否有智能化园艺大棚设施。第一阶段估计结果显示，工具变量对核心解释变量具有显著的正向影响，并且 F 值大于 10，说明并不存在弱工具变量问题。第二阶段估计结果显示，在其他条件不变的情况下，数字乡村重要指标发展水平的提高可以提升农业智能化的发展水平。上述估计结果表明，数字经济的发展能够有效促进乡村的农业生产逐步向智能化生产转变。虽然目前中国的农业智能化水平总体不高，但是在数字经济的作用下，传统农业的改造升级具有巨大的潜力和空间，假说 H3 得到验证。

表 3 数字经济的发展对农业生产智能化的影响

	是否有智能化大棚设施		是否有智能化园艺大棚设施	
	边际效应	稳健标准误	边际效应	稳健标准误
数字乡村重要指标发展水平	0.145***	0.049	0.155***	0.011
是否位于城市郊区	-0.209	0.627	-0.012	0.152
镇政府所在地	-0.297	0.522	-0.125	0.126
硬化道路面积比例	-0.008*	0.005	-0.010***	0.003
经济发展程度	-0.008	0.158	0.043	0.067
人均收入	-0.000	0.000	-0.000***	0.000
兼业农户比例	-0.220	0.578	-0.399	0.259
高中劳动比例	-0.417	1.729	-0.817*	0.454
耕地机械化水平	-0.000	0.000	-0.000	0.000
户均耕地面积	-0.002	0.026	0.005	0.003
村庄人口规模	-0.000	0.000	-0.000	0.000
劳动力培训比例	0.727	0.641	0.850***	0.314
户均电脑拥有数量	0.153	0.207	0.191***	0.074
宽带接入户比例	-1.347	1.629	-1.728***	0.246
Pseudo R ²	0.603		0.142	
第一阶段工具变量（历史电话机数量与上一年互联网用户数的交互项）	0.068***	0.018	0.068***	0.018
弱工具变量检验F值	1179.800		1179.800	
观测值数	477		477	

注：①***和*分别表示 1% 和 10% 的显著性水平。②在上述回归中，已控制地区固定效应和时间固定效应。

2.数字经济背景下的服务业发展。乡村数字经济发展对乡村服务业发展影响的估计结果如表 4 所示。估计结果表明，数字乡村重要指标发展水平的提升对乡村服务业的收入和从业人数增长均具有显著的正向影响。在其他条件不变的前提下，数字乡村重要指标发展水平每提升 1 个单位，将使乡村服务业收入占比增加 0.413 个百分点。而且，这种影响在统计上是显著的。数字乡村重要指标发展水平每提升 1 个单位，将使乡村服务业劳动从业人数占比增加 0.271 个百分点。上述结果在一定程度上说明，乡村服务业正在数字经济的推动下蓬勃发展的，假说 H4 得到验证。

表 4 数字经济发展对乡村服务业发展的影响的回归结果

	经济结构				就业结构			
	服务业收入占比		服务业收入		服务业从业人数占比		服务业从业人数	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
数字乡村重要指标发展水平	0.413**	0.197	0.075***	0.015	0.271**	0.109	0.044**	0.018
是否位于城市郊区	12.697***	3.494	0.309	0.239	-2.847	2.080	-0.462*	0.256
镇政府所在地	-10.013**	5.022	-0.337	0.637	-4.771	3.719	-0.523*	0.269
硬化道路面积比例	0.065	0.059	0.002	0.005	0.013	0.037	0.002	0.006
经济发展程度	2.060	2.079	-0.054	0.161	0.992	1.297	-0.017	0.195
人均收入	0.000	0.000	-0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
兼业农户比例	0.003	0.055	0.007	0.005	0.163***	0.045	0.006	0.004
高中劳动比例	-0.013	0.199	-0.062***	0.023	-0.218	0.223	-0.085***	0.023
耕地机械化水平	0.002**	0.001	0.000	0.000	-0.001	0.001	-0.000	0.000
户均耕地面积	-0.496***	0.133	-0.051***	0.014	-0.302***	0.099	-0.051***	0.012
村庄人口规模	-0.001	0.001	0.000*	0.000	0.000	0.001	0.000***	0.000
劳动力培训比例	-3.591	4.831	0.085	0.605	-1.041	5.164	-0.280	0.817
户均电脑拥有数量	-29.687***	8.380	-2.597***	0.803	-4.650	7.224	0.551	0.480
宽带接入户比例	39.659***	8.923	1.679*	0.867	2.890	9.232	0.105	0.582
R ²	0.751		0.604		0.709		0.650	
观测值数	477		477		477		477	

注：①***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。②在上述回归中，已控制地区固定效应和时间固定效应。

③第一阶段工具变量估计系数、弱工具变量检验 F 值同表 3。

3.数字经济背景下的乡村产业链延伸。本文选取以下 3 个变量表征乡村产业链延伸：村庄人均企业数量、村庄冷库设施数量和村庄快递站点数量。回归结果如表 5 所示。结果表明，数字经济的发展显著提高了村庄内部的企业数量、村庄冷库设施数量和村庄快递站点数量。平均而言，数字乡村重要指标发展水平每提升 1 个单位，将使村庄人均企业数量增加 0.008 个，冷库设施数量增加 0.495 个，快递站点数量增加 0.233 个。上述结果在一定程度上说明，在数字经济的推动下，乡村正逐渐发展出储存环节、加工环节和物流环节等与产业链延链、补链相关的新业态，假说 H5 得到验证。

表 5 数字经济发展对乡村产业链延链、补链的影响

	村庄人均企业数量		村庄冷库设施数量		村庄快递站点数量	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
数字乡村重要指标发展水平	0.008**	0.003	0.495**	0.199	0.233*	0.134
是否位于城市郊区	0.218**	0.103	0.427	0.298	0.478*	0.263
镇政府所在地	0.314***	0.107	-1.458**	0.714	0.256	0.290
硬化道路面积比例	0.001	0.001	-0.003	0.003	-0.004	0.002
经济发展程度	-0.107***	0.035	0.236	0.146	-0.181**	0.085
人均收入	0.000	0.000	0.000**	0.000	0.000***	0.000
兼业农户比例	-0.077	0.098	-0.278	0.408	-0.924***	0.352
高中劳动比例	-0.006	0.005	-0.110***	0.022	-0.037**	0.018
耕地机械化水平	-0.000**	0.000	-0.000	0.000	0.000	0.000
户均耕地面积	-0.002	0.002	0.003	0.013	0.005	0.033
村庄人口规模	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
劳动力培训比例	-0.084	0.093	-0.188	0.559	-0.378	0.319
户均电脑拥有数量	-0.050	0.123	-1.578*	0.928	0.968**	0.390
宽带接入户比例	0.408	0.254	0.930	1.168	-1.385**	0.690
R ²	0.801		0.664		0.791	
观测值数	477		477		477	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②在上述回归中，已对地区固定效应和时间固定效应进行控制。③第一阶段工具变量估计系数、弱工具变量检验F值同表3。

（三）稳健性检验一：更换核心解释变量

考虑到数字经济的发展可能存在城乡差异，而这种差异可能会影响本文结论的可靠性。为此，本文使用折算的县域数字普惠金融指数进行稳健性检验，具体结果如表6、表7和表8所示。可以发现，将核心解释变量替换成折算的县域数字普惠金融指数后，关键解释变量的系数符号与显著性水平基本不变，说明本文的实证结果是稳健的。

表 6 内部信任程度对村民交易对象选择的影响及数字经济的调节效应（稳健性检验一）

	村庄土地转出总面积中由熟人承租比例		村民平均网购支出比例		村民平均网购支出比例	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
村庄内部信任程度	0.185**	0.082	-0.073***	0.024	-1.066**	0.493
数字乡村重要指标发展水平			0.263**	0.105	0.272**	0.136
村庄内部信任程度与数字乡村重要指标发展水平的交互项					0.010**	0.005
R ²	0.136		0.458		0.487	
第一阶段工具变量（历史电话机数量与上一年互联网用户数的交互项）			0.025***	0.004	0.026***	0.004

表6 (续)

第一阶段工具变量(历史电话机数量与上一年互联网用户数的交互项×村庄内部信任程度)			0.022***	0.004
弱工具变量检验 F 值		751.578	185.762	
观测值数		477	477	

注: ①***和**分别表示1%和5%的显著性水平。②在上述回归中, 已控制地区固定效应、时间固定效应和村庄特征。

表7 数字经济发展对农业生产智能化与乡村产业链延链、补链的影响(稳健性检验一)

	农业生产智能化		乡村产业链延链、补链		
	是否有智能化大棚设施	是否有智能化园艺大棚设施	村庄人均企业数量	村庄冷库设施数量	村庄快递站点数量
折算的数字普惠金融指数	0.072** (0.030)	0.160*** (0.037)	0.024** (0.010)	0.059* (0.031)	0.041* (0.023)
R ²	0.600	0.132	0.831	0.619	0.697
第一阶段工具变量	0.023*** (0.001)	0.023*** (0.001)	0.023*** (0.001)	0.023*** (0.001)	0.023*** (0.001)
弱工具变量检验 F 值	751.578	751.578	751.578	751.578	751.578
观测值数	477	477	477	477	477

注: ①括号中汇报的是稳健标准误。②***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。③在上述回归中, 已控制地区固定效应、时间固定效应和村庄特征。④对于智能化大棚设施与智能化园艺大棚设施而言, 本文使用IV Probit 模型进行估计, 表中汇报的为边际效应。

表8 数字经济发展对乡村服务业发展的影响(稳健性检验一)

	经济结构		就业结构	
	服务业收入占比	服务业收入	服务业从业人数占比	服务业从业人数
折算的数字普惠金融指数	1.184** (0.559)	0.214*** (0.042)	0.776** (0.314)	0.126** (0.051)
R ²	0.678	0.674	0.696	0.644
观测值数	477	477	477	477

注: ①括号中汇报的是稳健标准误。②***和**分别表示1%和5%的显著性水平。③在上述回归中, 已控制地区固定效应、时间固定效应和村庄特征。④第一阶段工具变量估计系数、弱工具变量检验 F 值同表 7。

(四) 稳健性检验二: 将稳健标准误更换为聚类标准误

在面板数据中可能存在扰动项集群相关问题, 此时估计的标准误是有偏的。因此, 需要对标准误进行调整, 而聚类标准误是一种有效的方法 (Petersen, 2009)。本文根据 Cameron et al. (2011) 提出的多向聚类方法, 在“县一年”和“省一年”两个层面对标准误进行聚类, 以进行稳健性检验。估计结果详见表9、表10 和表11。结果表明, 在将稳健标准误更换为双向聚类标准误后, 本文关键解释变量的系数符号与显著性水平基本不变, 说明本文的实证结果是稳健的。

表9 内部信任程度对村民交易对象选择的影响及数字经济的调节效应（稳健性检验二）

	村庄土地转出总面积中 由熟人承租比例	村民平均 网购支出比例	村民平均 网购支出比例
村庄内部信任程度	0.185**	-0.073***	-1.012**
县一年聚类标准误	0.040	0.025	0.484
省一年聚类标准误	0.040	0.026	0.495
数字乡村重要指标发展水平		0.090***	0.100**
县一年聚类标准误		0.035	0.048
省一年聚类标准误		0.032	0.047
村庄内部信任程度与数字乡村重要 指标发展水平的交互项			0.009**
县一年聚类标准误			0.005
省一年聚类标准误			0.005
R ²	0.136	0.532	0.445
第一阶段工具变量（历史电话机数量 与上一年互联网用户数的交互项）		0.081*** (0.004)	0.068*** (0.004)
第一阶段工具变量（历史电话机数量 与上一年互联网用户数的交互项× 村庄内部信任）			0.022*** (0.004)
弱工具变量检验 F 值		1179.800	470.022
观测值数	477	477	477

注：①括号中汇报的是稳健标准误。②***和**分别表示 1% 和 5% 的显著性水平。③在上述回归中，已控制地区固定效应、时间固定效应和村庄特征。

表10 数字经济发展对农业生产智能化与乡村产业链延链、补链的影响（稳健性检验二）

	农业生产智能化		乡村产业链延链、补链		
	智能化	智能化园艺	村庄人均	村庄冷库	村庄快递
	大棚设施	大棚设施	企业个数	设施数量	站点数量
数字乡村重要指标发展水平	0.145***	0.155***	0.008**	0.495**	0.233*
县一年聚类标准误	0.048	0.011	0.003	0.193	0.136
省一年聚类标准误	0.035	0.008	0.002	0.135	0.071
R ²	0.020	0.089	0.801	0.664	0.791
第一阶段工具变量	0.068*** (0.018)	0.068*** (0.018)	0.068*** (0.018)	0.068*** (0.018)	0.068*** (0.018)
弱工具变量检验 F 值	1179.800	1179.800	1179.800	1179.800	1179.800
观测值数	477	477	477	477	477

注：①括号中汇报的是稳健标准误。②***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。③在上述回归中，已控制地区固定效应、时间固定效应和村庄特征。④对智能化大棚设施与智能化园艺大棚设施而言，本文使用 IV Probit 模型进行估计，表中汇报的为边际效应。

表 11 数字经济发展对乡村服务业发展的影响（稳健性检验二）

	经济结构		就业结构	
	服务业收入占比	服务业收入	服务业从业人数占比	服务业从业人数
数字乡村重要指标发展水平	0.413**	0.075***	0.271**	0.044**
县一年聚类标准误	0.197	0.015	0.109	0.018
省一年聚类标准误	0.157	0.009	0.142	0.019
R ²	0.751	0.604	0.709	0.650
观测值数	477	477	477	477

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②在上述回归中，已控制地区固定效应、时间固定效应和村庄特征。③第一阶段工具变量估计系数、弱工具变量检验F值同表10。

五、基本结论与讨论

中国拥有悠久的乡村文明和非正式制度治理传统，中国乡村社会的转型因而具有自己的独特性和相应的演进脉络。本文基于中国乡村社会“差序格局”的特征事实，从信任范围和交易半径视角出发，分析了数字经济的发展对乡村交易与产业转型的影响，并利用微观数据进行了实证检验，得出的基本结论有如下三点：

第一，在乡土中国“差序格局”基础上建立起来的社会信任和“人际交易”，是中国乡村社会的本底。它影响着乡村的信任范围和交易半径，制约乡村商品的生产规模与市场价值的实现，导致乡村产业竞争力弱。

第二，数字经济在乡村的发展，有望使乡村找到从传统向现代转型的突破口，促进乡村的交易从“人际交易”向“非人际交易”转变。本文的进一步研究发现，数字技术和平台网络的发展提高了地域信任、品牌信任（口碑信任）和直觉信任，增进了陌生人之间的信任，使乡村的“非人际交易”成为一种“熟悉社会的非人际交易”。

第三，数字技术和平台网络提供的信息传递、商品流通和资金流动方面的便利，为乡村传统产业的智能化升级、产业链延长和服务业的拓展提供了可能，有助于促进乡村产品由“土”变“特”。

同时，也必须清醒地认识到，数字经济对乡村的改变正在路上，必须正视它在改造乡村市场经济和促进乡村产业转型的过程中可能遇到的一些难题。例如，农民的数字素养滞后于数字经济发展步伐，使对数字技术和相应的基础设施在农村地区的利用并不充分，数字技术的应用成本与农民收益不匹配；数字要素与乡村产业的融合程度还很低，数字要素难以融入乡村产业链，难以成为提高全要素生产率的重要因素；乡村数字经济发展面临缺乏农产品标准的问题，包括产品生产标准的缺乏、质量监管体系不健全、服务体系不完善等问题。这些问题会阻碍数字技术进入农业生产过程或在农业生产中创造价值。

要使乡村数字经济得到更好发展，进而成为促进乡村市场经济发展的引擎，必须优化乡村数字经济发展的相关公共政策，推进制度创新。相关措施包括以下三个方面：

首先，提高农村居民数字素养，莫使数字红利变为数字鸿沟。数字技术为农业生产、加工与销售带来了便利，但是，乡村人口素质的提升速度尚未跟上数字技术发展的速度。随着数字技术在产业发展方面的作用，小农逐渐被阻隔在数字经济之外，面临更为不利的经济境况。因此，需要提高农村居民数字素养，增强数字技术应用的包容性，提高农民利用数字技术和网络的能力。

其次，促进数字技术与农业的融合，使农民分享数字红利。虽然中国乡村信息基础设施建设正在快速推进，发展数字农业的前景良好，但是，也存在农业生产基地4G信号弱，5G基站、物联网设施等基础设施不完善，相关公共数据共享不充分等问题，结果是农业生产中天、空、地、人一体化数据获取能力弱、覆盖率低。此外，信息化应用系统无法有效利用数据，数字农业的功能无法发挥、数据价值无法进一步挖掘。因此，要采取切实的政策推动数字要素的渗透下沉，加强田间地头的信息基础设施建设力度，加快构建天、空、地、人一体化的农业数字资源体系，建立健全乡村多主体、多场景数据共享机制。

最后，构建数字经济电商生态圈，减少产品线上线下摩擦。电商经济是乡村数字经济发展的代表性经济形态，其功能并不局限于拓宽产品的销售或购买渠道。虽然商品在线上实现了数据流通与信息交互，但是由此产生的新的问题也需要解决。例如，线上产品与线下体验和服务如何有效对接？线上产品质量监管与追溯措施如何执行？这些均会影响乡村数字经济的发展。建议在农村地区增设电商产品体验与服务点，以本土化的线下体验与服务带动电商产品的线上销售，通过提高用户互动频率，挖掘潜在消费者。此外，还需要加强质量监管，通过二维码标签技术构建产品质量追溯体系并配套相关的公共服务，根据乡村电商产品的特点，制定与实际相符的产品监管制度。

参考文献

- 1.曹静、息晨、纪承名，2023：《数字经济发展与农民工城市留居意愿——人力资本异质性视角的分析》，《中国经济问题》第3期，第77-91页。
- 2.陈斌开、陈思宇，2018：《流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业？》，《经济研究》第3期，第35-49页。
- 3.邓宏图、赵燕、杨芸，2020：《从合作社转向合作联社：市场扩展下龙头企业和农户契约选择的经济逻辑——以山西省太谷县某龙头企业和土地合作社为例》，《管理世界》第9期，第111-128页。
- 4.费孝通，2012：《乡土中国》，北京：北京大学出版社，第15页、第51页。
- 5.高帆，2019：《乡村振兴战略中的产业兴旺：提出逻辑与政策选择》，《南京社会科学》第2期，第9-18页。
- 6.郭朝先、苗雨菲，2023：《数字经济促进乡村产业振兴的机理与路径》，《北京工业大学学报（社会科学版）》第1期，第98-108页。
- 7.郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云，2020：《测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征》，《经济学（季刊）》第4期，第1401-1418页。
- 8.黄宗智，2020：《小农经济理论与“内卷化”及“去内卷化”》，《开放时代》第4期，第126-139页。

9. 吉登斯, 2011: 《现代性的后果》, 田禾译, 南京: 译林出版社, 第 16-18 页。
10. 李国祥, 2018: 《实现乡村产业兴旺必须正确认识和处理的若干重大关系》, 《中州学刊》第 1 期, 第 32-38 页。
11. 李丽莉、曾亿武、郭红东, 2023: 《数字乡村建设: 底层逻辑、实践误区与优化路径》, 《中国农村经济》第 1 期, 第 77-92 页。
12. 林海、赵路萍、胡雅淇, 2023: 《数字乡村建设是否能够推动革命老区共同富裕》, 《中国农村经济》第 5 期, 第 81-102 页。
13. 刘守英、王一鸽, 2018: 《从乡土中国到城乡中国——中国转型的乡村变迁视角》, 《管理世界》第 10 期, 第 128-146 页。
14. 陆镜名、仇焕广、苏柳方、刘敏, 2023: 《数字能力能否促进牧户增收——来自典型牧区的经验证据》, 《中国农村经济》第 12 期, 第 85-105 页。
15. 卢曼, 2004: 《信任: 一个社会复杂性的简化机制》, 瞿铁鹏、李强译, 上海: 上海人民出版社, 第 23-29 页。
16. 罗必良, 2017: 《科斯定理: 反思与拓展——兼论中国农地流转制度改革与选择》, 《经济研究》第 11 期, 第 178-193 页。
17. 马述忠、胡增玺, 2022: 《数字金融是否影响劳动力流动? ——基于中国流动人口的微观视角》, 《经济学(季刊)》第 1 期, 第 303-322 页。
18. 诺思, 2014: 《制度、制度变迁与经济绩效》, 杭行译, 上海: 格致出版社、上海三联书店、上海人民出版社, 第 14 页、第 35-40 页。
19. 齐文浩、齐秀琳、杨兴龙, 2021: 《互联网时代农产品交易模式的选择与演进研究》, 《经济纵横》第 11 期, 第 103-110 页。
20. 齐秀琳、江求川, 2023: 《数字经济与农民工就业: 促进还是挤出? ——来自“宽带中国”政策试点的证据》, 《中国农村观察》第 1 期, 第 59-77 页。
21. 秦芳、王剑程、胥芹, 2022: 《数字经济如何促进农户增收? ——来自农村电商发展的证据》, 《经济学(季刊)》第 2 期, 第 591-612 页。
22. 仇童伟、罗必良, 2022: 《流转“差序格局”撕裂与农地“非粮化”: 基于中国 29 省调查的证据》, 《管理世界》第 9 期, 第 96-113 页。
23. 仇童伟、罗必良、何勤英, 2019: 《农地流转市场转型: 理论与证据——基于对农地流转对象与农地租金关系的分析》, 《中国农村观察》第 4 期, 第 128-144 页。
24. 盛亦男、尚佳佳、郑浩冉, 2023: 《宗族文化对流动人口城市创业的影响》, 《人口研究》第 4 期, 第 114-128 页。
25. 孙俊娜、胡文涛、汪三贵, 2023: 《数字技术赋能农民增收: 作用机理、理论阐释与推进方略》, 《改革》第 6 期, 第 73-82 页。
26. 汪阳洁、黄浩通、强宏杰、黄季焜, 2022: 《交易成本、销售渠道选择与农产品电子商务发展》, 《经济研究》第 8 期, 第 116-136 页。
27. 王定祥、彭政钦、李伶俐, 2023: 《中国数字经济与农业融合发展水平测度与评价》, 《中国农村经济》第 6 期, 第 48-71 页。

- 28.王胜、余娜、付锐, 2021: 《数字乡村建设: 作用机理、现实挑战与实施策略》, 《改革》第4期, 第45-59页。
- 29.王勇、辛凯璇、余瀚, 2019: 《论交易方式的演进——基于交易费用理论的新框架》, 《经济学家》第4期, 第49-58页。
- 30.韦伯, 1999: 《儒教与道教》, 王容芬译, 北京: 商务印书馆, 第289页。
- 31.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。
- 32.杨慧, 2020: 《现代社会的信任重构》, 《中国特色社会主义研究》第2期, 第77-82页。
- 33.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。
- 34.曾妍、谭江涛、王守文、段跃芳, 2023: 《农村电子商务发展如何赋能水库移民就业增收——基于“三链”融合理论的多案例研究》, 《中国农村经济》第10期, 第86-111页。
- 35.张琛、马彪、彭超, 2023: 《农村电子商务发展会促进农村劳动力本地就业吗》, 《中国农村经济》第4期, 第90-107页。
- 36.张勋、万广华、吴海涛, 2021: 《缩小数字鸿沟: 中国特色数字金融发展》, 《中国社会科学》第8期, 第35-51页。
- 37.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。
- 38.张勋、杨紫、谭莹, 2023: 《数字经济、家庭分工与性别平等》, 《经济学(季刊)》第1期, 第125-141页。
- 39.张在一、毛学峰, 2020: 《“互联网+”重塑中国农业: 表征、机制与本质》, 《改革》第7期, 第134-144页。
- 40.赵大伟、景爱萍、陈建梅, 2019: 《中国农产品流通渠道变革动力机制与政策导向》, 《农业经济问题》第1期, 第104-113页。
- 41.赵佳佳、魏娟、刘天军, 2023: 《数字乡村发展对农民创业的影响及机制研究》, 《中国农村经济》第5期, 第61-80页。
- 42.赵涛、张智、梁上坤, 2020: 《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》, 《管理世界》第10期, 第65-76页。
- 43.周晓宁, 2013: 《〈乡土中国〉读后感》, 《商》第18期, 第289页。
- 44.周怡, 2013: 《信任模式与市场经济秩序——制度主义的解释路径》, 《社会科学》第6期, 第58-69页。
- 45.Baorakis, G., M. Kourgiantakis, and A. Migdalas, 2002, “The Impact of E-commerce on Agro-food Marketing: The Case of Agricultural Cooperatives, Firms and Consumers in Crete”, *British Food Journal*, 104(8): 580-590.
- 46.Cameron, A., J. B. Gelbach, and D. Miller, 2011, “Robust Inference with Multiway Clustering”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 29(2): 238-249.
- 47.Li, X., H. Guo, S. Jin, W. Ma, and Y. Zeng, 2021, “Do Farmers Gain Internet Dividends from E-commerce Adoption? Evidence from China”, *Food Policy*, Vol.101, 102024.

- 48.Petersen, M. A., 2009, "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches", *The Review of Financial Studies*, 22 (1): 435-480.
- 49.Redding, S. G., 1995, "*The Spirit of Chinese Capitalism*", Berlin: Walter De Gruyter Inc, 66.
- 50.Song, Z., C. Wang, and L. Bergmann, 2020, "China's Prefectural Digital Divide: Spatial Analysis and Multivariate Determinants of ICT Diffusion", *International Journal of Information Management*, Vol.52:102072.

(作者单位: ¹中国人民大学经济学院;
²福建农林大学经济与管理学院;
³北京大学现代农学院;
⁴北京大学中国农业政策研究中心)
(责任编辑: 马太超)

Rural Transactions and Industrial Transformation under the Background of Digital Economy

LIU Shouying ZHENG Xuyuan LIU Chengfang

Abstract: This paper analyzes the evolution of the connotation of rural transactions and the logic of industrial transformation under the background of digital economy, and conducts an empirical study using available data, based on the "hierarchical pattern" of Chinese rural society. The study finds that the transaction habits limited to the trust radius formed in the "acquaintance society" of rural China have long restricted the expansion of rural industry scale and the realization of market value. The rise of digital economy has enhanced the trust between strangers in terms of geography, brand, reputation, and intuition, which expands the radius of rural transactions and the scope of the trust-based economy, facilitating the transformation of the connotation of rural transactions from "interpersonal transactions in an acquaintance society" to "non-interpersonal transactions in a familiar society". Meanwhile, thanks to the concerted flows of technology, information, commodity, and capital, digital economy can promote the intelligent upgrading of traditional rural industries, the extension of industrial chains, and the expansion of service industries. In this way, rural industry and its value chain are transformed and upgraded from "Rustic (Tu)" to "Special (Te)".

Keywords: Acquaintance Society; Digital Economy; Rural Transactions; Rural Industrial Transformation

城镇化发展新视域： 数据要素的创新驱动与信息牵动*

王 理¹ 廖祖君² 贾 男³

摘要：本文通过估算2006—2020年中国272个地级行政单元或直辖市的新增数据要素价值，进而构建理论与实证模型，揭示了数据要素对城镇化的影响及其机制。结果显示：第一，在传统工业化对城镇化带动作用减弱的背景下，数据要素能够通过创新驱动机制和信息牵动机制推动城镇化，为城镇化发展提供新视域；第二，创新驱动机制体现在数据要素通过促进技术创新，从生产方式、生活方式、治理方式三个层面增强城镇吸纳乡村劳动力的能力；第三，信息牵动机制表现为数据要素凭借其所承载的有效事实信息，一方面降低生产不确定性，助力城镇企业扩大生产规模并创造更多就业机会，另一方面提供转移决策所需信息，助力乡村劳动力向城镇转移；第四，目前中国数字基础设施的规模滞后于数据要素的产生规模；第五，数据要素不仅能提升城镇化率，还能改善城镇化区域失衡、促进城乡融合发展和以县城为载体的城镇化，是现阶段加快形成新质生产力的重要资源。

关键词：数据要素 城镇化 数据价值 数字基础设施 新质生产力

中图分类号：F291.1；F061.5 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十大报告、2023年中央经济工作会议和2024年中央“一号文件”，相继阐述了城镇化与中国式现代化、乡村振兴的关系。习近平总书记曾深刻指出：“如果城镇化目标正确、方向对头，能走出一条新路，将有利于释放内需巨大潜力，有利于提高劳动生产率，有利于破解城乡二元结构，有利于促进社会公平和共同富裕，而且世界经济和生态环境也将从中受益。”^①城镇化是中国实现乡

*本文研究得到国家社会科学经济一般项目“‘数字+文化+价值’赋能框架下农业产业化联合体协同发展研究”（编号：23BJY190）、“增强内生动力促进农村低收入群体稳定增收的理论机理与政策模拟”（编号：23BJY009）和“‘市场+政府+社群’协同治理框架下数据要素高质量供给的系统规制研究”（编号：22BJL033）的支持。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，同时感谢四川大学胡珊在本文修改过程中提供的帮助，但文责自负。本文通讯作者：贾男。

^①中共中央文献研究室，2017：《习近平关于社会主义经济建设论述摘编》，北京：中央文献出版社，第160页。

村全面振兴、推动共同富裕的关键所在，更是迈向中国式现代化的必由之路。因此，如何持续推动城镇化发展成为一个兼具理论和实践意义的重要议题。依赖高投资的传统工业化，曾被认为是城镇化发展的根本动力（夏柱智和贺雪峰，2017）。传统工业化一方面能够提升城镇的“拉力因素”，另一方面也会加剧乡村的“推力因素”（Haris and Todaro, 1970），二者合力促进了中国乡村劳动力的快速转移^①，使中国常住人口城镇化率在短短32年间（1978年末至2011年末）从17.92%跃升至51.27%^②。“十二五”以后，随着调结构、转动能、提质量逐渐成为中国经济发展的主基调（佟家栋等，2017），继续通过传统工业化来带动城镇化的模式已不可行，一个重要原因在于中国长期发展资本密集型部门的战略阻碍了城镇工业化对劳动力的持续吸纳（陈斌开和林毅夫，2013）。2023年，中国常住人口城镇化率虽已达到66.16%，但离发达国家80%的平均水平仍有较大差距。鉴于此，跳出依赖高投资传统工业化带动的“旧模式”并积极探寻城镇化发展的“新视域”，便成为当务之急。

城镇化的传统内涵体现为市场作用下土地、劳动力和资本等生产要素在城乡间流动配置的结果（万广华等，2022），该内涵对应了传统工业化带动的城镇化。现阶段，数据要素已正式成为与土地、劳动力、资本和技术并列的基础性生产要素，其非竞争性、虚拟可复制性、零边际成本等新型特性，使数据要素能够突破资源稀缺性约束，并拓展传统经济理论的内涵与边界（陈晓红等，2022）。此时，城镇化的新内涵应延伸为市场作用下土地、劳动力、资本和数据等生产要素在城乡间流动配置的结果。数据要素能够与传统生产要素相融合，通过放大、叠加、倍增作用持续提升各要素的边际报酬和配置效率。那么，城镇化的上述新内涵是否预示了城镇化发展的新视域？换言之，在新的生产要素体系下，是否可以跳出对传统工业化的过度依赖，转而依靠数据要素推动城镇化持续发展？

数据要素虽是数字经济的底层逻辑和核心资源，且已有研究显示数字经济能提升城镇化水平（Wang et al., 2021），但这却不能直接断定数据要素能推动城镇化发展。原因有三：一是概念有别。数字经济是宏观的经济形态，数据则是微观生产要素，尽管数字经济是数据要素发挥作用的外在表征，但两者本质不同。二是测度不足。数字经济涵盖数据要素、数字技术和数字基础设施三方面，但在衡量数字经济时，现有研究通常构建的“数字经济指数”往往仅聚焦于数字技术和数字基础设施的指标，例如通信技术、互联网端口、移动电话基站等，鲜有涉及数据要素本身。三是认知偏误。数据要素和人工智能、物联网等属于数字经济的细分领域，与数字经济本身并不等同，如果笼统地使用数字经济指数来衡量这些细分领域，可能会导致结果偏误。例如，有学者在分别研究数字经济和人工智能对区域经济收敛的影响时，得到了完全相悖的结论。事实上，缺少官方的数据要素统计核算，也制约了学

^① 推力因素来自乡村内部，包括乡村自然资源枯竭、劳动力过剩、低收入等；拉力因素主要由城镇产生，包括更多就业机会、更高收入、优良的教育环境、完善的基础设施等。

^② 资料来源：《城镇化水平不断提升 城市发展阔步前进——新中国成立70周年经济社会发展成就系列报告之十七》，https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202302/t20230203_1900425.html。

^③ 资料来源：《中华人民共和国2023年国民经济和社会发展统计公报》，https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202402/t20240228_1947915.html。

界关于数据要素的研究，导致尚无经验证据能有效论证数据要素对城镇化的影响。此外，也有学者尝试构建“数据要素集聚”“数据要素配置”等指数，但其与数字经济指数并无本质区别。

综上所述，本文直接以数据要素为研究视角，深入剖析其与城镇化的内在关系，以揭示数据要素能否以及如何为城镇化发展提供新视域。相较于现有研究，本文有以下三方面的边际贡献：第一，利用“中国时间利用调查”（CTUS）和“中国家庭金融调查”（CHFS）数据，估算了2006—2020年中国272个地级行政单元或直辖市的年度新增数据要素价值，可以缓解当前学界在数据要素测度上的不足，为进一步讲好数字经济的“中国故事”提供数据支撑和方法参考。第二，将数据要素引入经典的城乡二元经济模型，从理论和实证相统筹的角度分析数据要素对城镇化的影响，论证了数据要素能够通过“创新驱动”和“信息牵动”双重机制为城镇化发展提供新视域，在新生产要素体系下拓展了城镇化理论的边界。第三，对数字基础设施规模与数据要素产生规模的匹配性、数据要素改善城镇化区域失衡与促进城乡融合发展以及以县城为载体的城镇化等重要问题进行了初步探讨，从现实层面增强了对如何有效利用数据要素推动城镇化的理解和认识。

二、理论阐释

为探究数据要素与城镇化的关系，一个自然的出发点是立足于数据要素的经济功能，由此建构其与城镇化的理论联系。根据现有文献，数据要素主要具备两类经济功能：促进技术创新和消弭不确定性。前者体现为数据要素能够促进知识和想法的产生与积累（Jones and Tonetti, 2020；徐翔等，2023）。以ChatGPT为例，一方面，它基于大规模通用语料库（例如新闻报道、电影对白）、知识数据库（例如维基百科）等被开发，这是知识和想法的产生；另一方面，全球用户每天产生的海量交互数据，使得ChatGPT实现了持续快速的进化，这属于知识和想法的积累。消弭不确定性的功能源自数据要素的本质——有效事实信息（杨艳等，2023），数据要素所承载的有效事实信息能够帮助主体减少决策中的不确定性。例如，企业通过分析生产、运营和销售数据，能更精准地把握并预测消费者偏好变动，从而优化投资与生产。接下来，基于Lewis（1954）、Matsuyama（1992）和Barrios et al.（2006）的理论框架，本文将构建一个包含数据要素的城乡二元经济模型，旨在刻画数据要素在城镇化中的作用。

假设存在一个连续无限期界的封闭经济体，由乡村和城镇两部门构成。在乡村，唯一的经济活动是农业生产，农业生产函数具有如下线性形式：

$$Y_R(t) = A_R L_R(t) \quad (1)$$

(1)式中：下标R表示乡村部门；t表示时间； Y_R 表示乡村产出； $A_R > 0$ ，表示不变的农业技术水平； L_R 表示乡村劳动力。城镇部门投入资本、劳动力和数据要素进行生产。参考Jones and Tonetti（2020）、杨艳等（2023）的做法，将城镇生产函数及其技术创新边界分别设定为如下形式：

$$Y_U(t) = A_U(t) D(t)^{1-\alpha-\beta} K(t)^\alpha L_U(t)^\beta \quad (2)$$

$$A_U(t) = D(t)^\mu \quad (3)$$

(2) 式中：下标 U 表示城镇部门； Y_U 表示城镇产出； A_U 代表城镇技术水平； K 、 L 、 D 分别表示资本、劳动力和数据要素； α 、 $\beta \in (0,1)$ ， α 、 β 、 $1-\alpha-\beta$ 分别为资本、劳动力和数据要素的产出份额。(3) 式中： $\mu \in (0,1)$ ，衡量技术创新过程中数据要素的利用效率。

为简化分析，本文做了如下假设：第一，忽略乡村部门的技术进步^①；第二，城镇生产仅雇用城镇内部劳动力，且城镇劳动力充分就业；第三，劳动力市场具有竞争性；第四，人口总数标准化为 1，此时 $L_R(t)+L_U(t)=1$ ， $L_U(t)$ 可以代表城镇化率；第五，城镇产品与农产品可以完全替代。

此处还需强调三点。首先，本文未区分生产和创新中数据要素的类别。例如，实时路况数据既可以用于“滴滴出行”产品研发，也能优化订单匹配并预测行程时间和费用。此外，数据要素凭借非竞争性和虚拟可复制性，能同时无损地被引入(2)式、(3)式。其次，(2)式中数据要素的经济功能是消弭不确定性。生产中使用数据要素旨在缓解不确定性的负面影响，产出包含了数据要素的价值。值得注意的是，数据要素在此处并不具有文献广泛提到的具有边际收益递增规律，而是递减规律，因为数据要素最多只能将不确定性减至 0 (Farboodi and Veldkamp, 2021)。最后，(3)式中数据要素的经济功能是促进技术创新。联立(2)式、(3)式会得到 $Y_U(t)=D(t)^{1+\mu-\alpha-\beta}K(t)^\alpha L_U(t)^\beta$ ，当 $0<\mu<\alpha+\beta$ 时，数据要素的边际收益依然递减；但当 $\alpha+\beta \leq \mu < 1$ 时，数据要素具有边际收益递增规律。因此，数据要素的边际收益递增可能是受其非竞争性、虚拟可复制性以及促进技术创新三者共同作用的结果。

在竞争性的劳动力市场中，乡村和城镇的工资率分别为：

$$W_R(t)=\frac{\partial Y_R(t)}{\partial L_R(t)}=A_R \quad (4)$$

$$W_U(t)=\frac{\partial Y_U(t)}{\partial L_U(t)}=\beta A_U(t)D(t)^{1-\alpha-\beta}K(t)^\alpha L_U(t)^\beta \quad (5)$$

不失一般性，假设城镇的工资率高于乡村，即使 $t=0$ 时期所有劳动力都位于城镇时也是如此。这意味着：

$$\lim_{\substack{L_U(t) \rightarrow 1 \\ t \rightarrow 0}} \beta A_U(t)D(t)^{1-\alpha-\beta}K(t)^\alpha L_U(t)^\beta > A_R \quad (6)$$

在城镇化进程中，乡村劳动力并非都愿意向城镇转移，因为转移过程中涉及交通、生活、制度、心理、信息等多重成本，直接影响了乡村劳动力的转移决策，其中，信息对劳动力转移往往具有决定性作用 (万广华和张琰, 2021)。广泛且有效的信息不仅有助于降低转移中寻求就业、住房、子女入学等不确定性，还能缓解背井离乡、人际交往不适等心理压力 (Munshi, 2003)。数据要素的本质是有效事实信息，随着信息技术发展和数字基础设施在城乡间普及，乡村劳动力可以便捷地获取海量数据要素，从而为转移决策提供所需信息。

^①若与城镇部门一致，即乡村部门的技术创新边界设定为 $A_R(t)=D(t)^\zeta$ ，并不影响本文理论模型的最终结论。这是因为，从中国数字经济的发展现状来看，乡村对数据的利用效率普遍低于城镇，故而有 $\zeta < \mu$ 。

乡村劳动力向城镇转移的成本函数可以表示为：

$$C(t) = C_i(t) + \sum C_i(t) \quad (7)$$

(7) 式中： $C_i(t)$ 、 $\sum C_i(t)$ 分别表示信息成本和其他成本，转移成本 $C(t)$ 关于所有成本递增。进一步定义 $C_i(t)$ ：

$$C_i(t) = \begin{cases} \hat{\kappa} - \frac{1}{2}\eta(\theta D(t))^2, & \text{如果 } D(t) < \sqrt{2\hat{\kappa}/\eta\theta^2} \\ 0, & \text{如果 } D(t) \geq \sqrt{2\hat{\kappa}/\eta\theta^2} \end{cases} \quad (8)$$

(8) 式中： $\hat{\kappa} > 0$ ，表示乡村劳动力向城镇转移所必须掌握的全部信息； $\theta \in (0,1)$ 表示，数据要素承载的有效事实信息中适用于转移决策的部分； $\eta > 0$ ，衡量了 $\theta D(t)$ 相对 $\hat{\kappa}$ 的权重。当乡村劳动力在转移前获得的数据要素超过了 $\sqrt{2\hat{\kappa}/\eta\theta^2}$ ，此时已掌握转移所需的全部信息，转移过程将不再产生信息成本。综上所述，乡村劳动力的动态转移函数可以设为如下形式：

$$\dot{L}_R(t) = \begin{cases} -\lambda(t)L_R(t), & \text{如果 } W_U(t) > W_R(t) + C(t) \\ \in [-\lambda(t)L_R(t), 0], & \text{如果 } W_U(t) = W_R(t) + C(t) \\ 0, & \text{如果 } W_U(t) < W_R(t) + C(t) \end{cases} \quad (9)$$

(9) 式中： $\lambda(t) > 0$ ，反映了乡村劳动力的转移速度，转移成本越高， $\lambda(t)$ 越小。(9) 式表明，只要城镇工资率高于乡村工资率与转移成本之和，劳动力就会持续从乡村向城镇转移。因此，乡村劳动力转移的均衡条件为：

$$W_U(t) = W_R(t) + C(t) \quad (10)$$

将(4)式、(5)式、(7)式、(8)式代入(10)式，可求得：

$$L_U(t) = \left[\frac{\beta A_U(t) D(t)^{1-\alpha-\beta} K(t)^\alpha}{A_R + \hat{\kappa} - \frac{\eta\theta^2}{2} D(t)^2 + \sum C_i(t)} \right]^{\frac{1}{1-\beta}} \quad (11)$$

(11) 式中，将 $L_U(t)$ 分别对 $K(t)$ 和 $D(t)$ 求二阶导，进一步得到（省略时间 t ）：

$$\frac{\partial^2 L_U}{\partial K^2} = -\frac{\alpha(1-\alpha-\beta)}{(1-\beta)^2} \left[\frac{\beta A_U(t) D^{1-\alpha-\beta} K^{\alpha+2\beta-2}}{\psi(D)} \right]^{\frac{1}{1-\beta}} \quad (12)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 L_U}{\partial D^2} &= (\beta K^\alpha)^{\frac{1}{1-\beta}} \left\{ \frac{\beta \left[\frac{D^\varphi}{\psi(D)} \right]^{\frac{2\beta-1}{1-\beta}} \left[\frac{\eta\theta^2 D^{\varphi+1}}{\psi(D)^2} + \frac{\varphi D^{\varphi-1}}{\psi(D)} \right]^2}{(1-\beta)^2} \right. \\ &\quad \left. + \left[\frac{D^\varphi}{\psi(D)} \right]^{\frac{\beta}{1-\beta}} \left[\frac{2\eta^2\theta^4 D^{\varphi+2}}{\psi(D)^3} + \frac{\eta\theta^2(2\varphi+1)D^\varphi}{\psi(D)^2} + \frac{\varphi(\varphi-1)D^{\varphi-2}}{\psi(D)} \right] \right\}_{1-\beta} \end{aligned} \quad (13)$$

(12) 式和 (13) 式中： $\psi(D) = A_R + \hat{\kappa} + \sum C_i(t) - \eta\theta^2 D(t)^2 / 2$ ， $\varphi = 1 + \mu - \alpha - \beta > 0$ 。

联合(11)式~(13)式，本文可以得到四点核心推论。

推论一： $L_U(t)$ 与 $K(t)$ 正相关，但 $\partial^2 L_U / \partial K^2 < 0$ 。经济学含义为：在传统工业化带动的模式下，高投资虽然能提升城镇化水平，却无法维系城镇化的持续发展。因此，依赖高投资的传统工业化来带动城镇化发展的“旧模式”并非长久之计。

推论二： $L_U(t)$ 与 $D(t)$ 正相关。这表明，在新生产要素体系下，城镇化的内涵可以体现城镇化发展的新视域，即除了传统工业化的带动之外，数据要素也能推动城镇化发展。此外，在(13)式中，仅最后一项系数 $\varphi(\varphi-1)$ 的符号尚无法确定，其余项均为正数。正如前文所述，当数据要素具有边际收益递增规律($\alpha+\beta \leq \mu < 1$)时， $\varphi-1 \geq 0$ 、 $\partial^2 L_U / \partial D^2 > 0$ ，数据要素能够推动城镇化持续发展，然而，受限于 $L_U(t)$ 不会超过1且 $\mu \in (0,1)$ ，数据要素推动的城镇化增长率最终也会下降；当数据要素具有规模报酬递减规律($\mu < \alpha+\beta$)时， $\varphi-1 < 0$ ，暂时无法明确 $\partial^2 L_U / \partial D^2$ 的符号。因此，除了非竞争性、虚拟可复制性等数据要素固有特性之外，还需要充分保障数据要素促进技术创新这一经济功能的发挥，只有这样，才能维系其边际收益递增，从而不断推动城镇化发展。

推论三： $D(t)$ 能够通过促进 $A_U(t)$ 来推动城镇化发展。本文称之为数据要素对城镇化的“创新驱动”机制，其内涵可以体现在生产方式、生活方式和治理方式三个层面。在生产方式上，数据要素通过促进技术创新，可以发展新质生产力，催生新产业、新模式，倒逼传统产业的数字化转型，实现产业结构和就业结构的并行优化(王理，2023)，从而为城镇化创造更多的就业机会。在生活方式上，数据要素通过促进技术创新，能实现个性化、差异化、价格低廉化产品和服务的持续供给(王海燕和郑秀梅，2017)，助力城乡人民群众追求美好生活，推动乡村生活方式向城镇生活方式收敛。在治理方式上，数据要素通过促进技术创新，能使城镇治理方式更加数智化(蔡跃洲，2021)，增强城市各部门合作的横向协调与纵向贯通，提升城镇治理效率，有效缓解“城市病”。事实上，数据要素创新驱动的三方面都在于提升城镇的“拉力因素”，强化城镇吸纳乡村劳动力的能力。

推论四： $D(t)$ 能够直接通过 $D(t)^{1-\alpha-\beta}$ 和 $\hat{\kappa} - \eta\theta^2 D(t)^2 / 2$ 推动城镇化发展，它们分别从城镇部门生产函数和乡村劳动力转移成本函数进入了(11)式。这说明数据要素所承载的有效事实信息发挥了作用，本文称之为数据要素对城镇化的“信息牵动”机制。该机制主要有两类实现途径：一方面，在城镇部门生产过程中，当前大规模产生的数据要素所承载的海量信息，能够有效减少企业面临的生产不确定性(Farboodi and Veldkamp, 2021)，进而降低生产成本、提升利润，从而促使企业扩大生产规模并创造更多就业机会。另一方面，在乡村劳动力向城镇转移过程中，充足的信息是乡村劳动力转移发生的关键基础，数据要素的高流动性可以确保信息高效广泛地传输(李海舰和赵丽，2023)，使得乡村劳动力能够便捷、及时地获取信息，同时在一定程度上减轻了转移过程中的心理成本，更好地促进乡村劳动力向城镇转移。

进一步地，本文将城镇化对传统工业化与年份虚拟变量(2006—2020年)的交互项进行了回归。结果表明，发现自2011年起^①，传统工业化对城镇化的带动作用整体上呈衰减态势，如图1(a)所示。

^①2011年以后中国工业化水平进入了工业化后期(黄群慧，2021)。

推论一得到初步证实。然后，在图1（a）基础上加入数据要素，回归结果显示，在传统工业化带动作用衰减的背景下，数据要素与城镇化高度正相关，如图1（b）所示。推论二得到初步验证。接下来，本文将对上述四点推论进行实证检验，以揭示数据要素能否以及如何为城镇化的发展提供新视域。

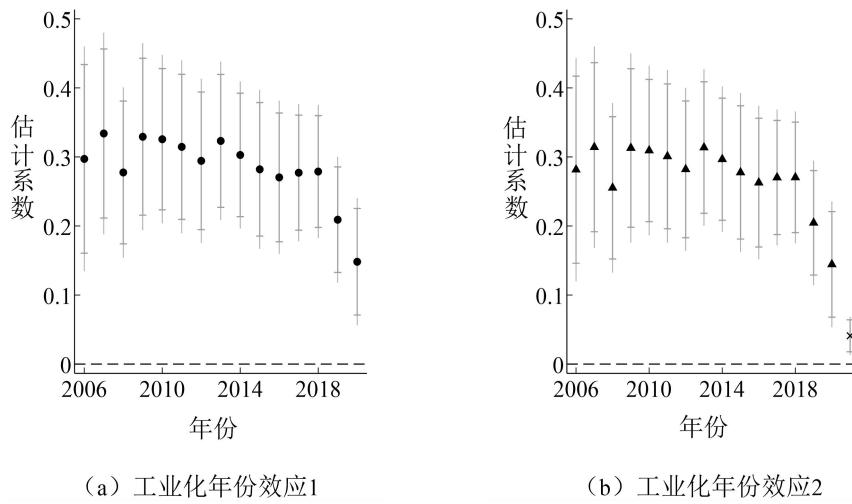


图1 传统工业化对城镇化带动作用的衰减态势

注：①“●、▲”表示工业化年份效应，“×”表示数据要素的估计系数。②控制变量与基准回归一致。③误差线代表95%的置信区间。

三、实证策略与数据来源

（一）变量定义与数据来源

1.被解释变量：城镇化水平。本文的被解释变量为城镇化水平，城镇化反映了乡村人口向城镇地区转移流动与集聚的动态过程。借鉴大多数文献的做法，选择常住人口城镇化率作为城镇化水平的衡量指标，其计算公式为：

$$Urban_{it} = \frac{People_{it}^1}{People_{it}^2} \times 100\% \quad (14)$$

(14) 式中：下标*i*表示城市^①，*t*表示年份；*Urban* 表示城镇化水平；*People*¹ 和 *People*² 分别为常住城镇居民人口数量和常住人口总数量，数据来源于2007—2021年各城市统计年鉴。

2.核心解释变量：数据要素。本文将估算城市层面的年度新增数据要素价值，作为数据要素的衡量指标。杨艳等（2023）估算了省级层面的新增数据要素价值，其思路为：首先，将数据要素的价值形成过程拆解为数据收集、数据要素整理和数据要素使用三个环节，并将数据活动的相关职业归入其中。其次，通过调研访谈获取从事数据活动相关职业的日均有效工作时间^②，以及非直接工资和其他

^①在本文的实证研究部分，城市包括地级行政单元或直辖市。

^②有效工作时间是指能够直接创造数据要素价值的工作时间。

成本占工资的平均比重。最后，根据成本法构建年度新增数据要素价值估算公式，由此估算省级新增数据要素价值。然而，由于统计核算的缺位，上述估算方法虽逻辑清晰，但存在误差。对此有两种改进措施。一是明确劳动力市场中所有数据活动职业的分类及其从业者数量；二是扩大调研访谈的规模，使日均有效工作时间更趋近真实值。前者能较好消除数据活动职业划分不准的误差，但难度较高且涉及个人隐私；后者可借助涉及工作时间调查的微观数据库加以改进。

本文基于 2017 年 CTUS 数据库^①，对杨艳等（2023）中日均有效工作时间的精度进行改进。具体做法如下：第一，根据《2017 中国时间利用调查日志表》中的问题“您是就业人员，还是学生或上幼儿园，还是两者都不是？”，筛选就业人员并剔除超出正常工作时间的个体。第二，将上述样本与 2017 年 CHFS 数据库匹配，筛选与表 1 数据活动相关的就业人员，并分类至数据收集、数据要素整理和数据要素使用三个环节，共得到 1924 个数据活动就业人员。第三，进一步去除工作间隙、工间休息、工作等待、交通通勤等时间，得到数据活动就业人员的“专职工作时间”^②。第四，分别计算 3 个环节中就业人员专职工作时间的均值，作为创造数据要素价值的“新日均有效工作时间”。如表 1 所示，（1）列为原日均有效工作时间，（2）列～（5）列展示了数据活动就业人员专职工作时间的主要统计特征。

表 1 数据活动、日均有效工作时间和专职工作时间

数据活动	杨艳等（2023） (1) 原日均有效工作时间 (小时)	本文中的专职工作时间				
		(2) 新日均有效工作时间 (小时)	(3) 最小值 (小时)	(4) 最大值 (小时)	(5) 观测值 (个)	
数据收集	5.500	6.788	3	8	1521	
数据要素整理	5	7.650	7.483	7.817	2	
数据要素使用	7	6.592	3	8	401	

注：在 2017 年 CTUS 数据中，符合本文从事数据要素整理活动的从业人员仅 2 人。

虽然 1924 个样本相比杨艳等（2023）的 20 家机构访谈样本已得到极大丰富，但不同地区的工作强度并不一致，那么，表 1 中的新日均有效工作时间可靠吗？为检验该时间均值的稳健性，本文进一步从“东部、中部、西部”“省会城市与非省会城市”“一线城市（北、上、广、深）与非一线城市”3 个层面，对 1924 个样本在区域上进行划分，以考察不同区域下的专职工作时间均值相较于表 1（2）列全样本均值的偏差。结果显示^③，不同区域划分下，参与数据收集、数据要素整理和数据要素使用的就业人员平均专职工作时间均非常接近，并且与全样本均值的偏差控制在-4.475%～2.640%。因此，本文认为表 1 中的新日均有效工作时间具有稳健性。

^①2017 年“中国时间利用调查”（CTUS）采用时间日志问卷形式，针对抽样家庭中所有 3 周岁及以上成员的全天时间配置信息进行调研，范围覆盖全国 29 个省份（除新疆、西藏和港、澳、台地区外）。

^②专职工作时间是指为获得劳动报酬、利润等收入而花费的工作时间，与直接创造数据要素价值的有效工作时间相对应。

^③因篇幅所限，此处的稳健性检验结果可在《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）查看本文附录。

综上，本文在杨艳等（2023）的基础上，进一步利用新日均有效工作时间以及2021年CHFS数据库，估算2006—2020年中国272个地级行政单元或直辖市的新增数据要素价值^①，作为数据要素的直接衡量指标。估算结果如图2所示（因篇幅限制，图中仅标注7个城市名）。进一步地，本文分析城市新增数据要素价值的现实贴合性：一是对比新增数据要素价值的均值和中位数并分析在2013大数据元年前后的差异。表2所示结果表明，新增数据要素价值在2013年后出现了显著性攀升。二是考察2015—2020年全国数字经济规模^②和新增数据要素价值的对数变化趋势。如图3所示，尽管数字经济规模与新增数据要素价值同向增长，但二者趋势有明显差异。鉴于数字经济涵盖了数据要素、数字技术和数字基础设施，因此进一步引入新增数据要素与数字技术和数字基础设施之和^③交互项的对数变化趋势。可以看到，该交互项的对数变化趋势更接近数字经济规模的发展趋势，揭示了数据要素价值需通过数字技术和数字基础设施才能转化为数字经济规模，而缺少数据要素的数字经济指数无法真实反映数字经济。

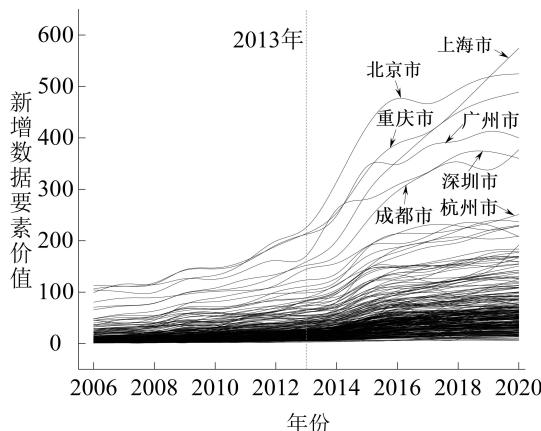


图2 2006—2020年城市新增数据要素价值（亿元）

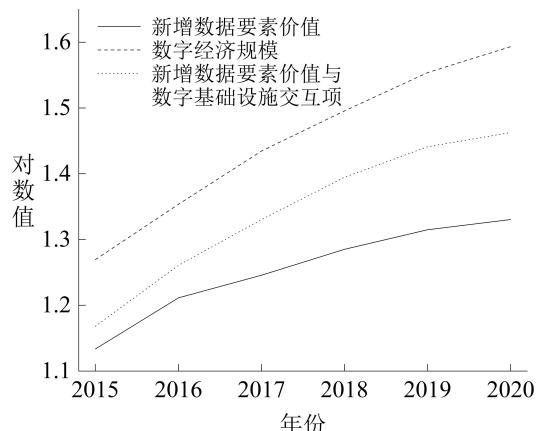


图3 对数变化趋势

表2 2013年前后新增数据要素价值的均值、中位数差异t检验

数据要素价值	2006—2012年	2013—2020年	差异显著性
均值	1.875	5.605	3.730***
中位数	1.187	3.828	2.641***

注：***表示1%的显著性水平。

3.控制变量。本文分别从城市特征和乡村劳动力两个层面进行回归控制。参考万广华和张琰（2021）的做法，选取的城市特征控制变量包括：基础教育设施，用小学数量度量；政府财政支出，用政府一般公共预算支出占地区生产总值比重度量；教育投入水平，用政府教育支出占地区生产总值比重度量；道

^①因篇幅所限，新增数据要素价值估算公式可在《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）查看本文附录。

^②资料来源：《中国数字经济发展白皮书》，<http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202104/P020210424737615413306.pdf>。

^③数字基础设施用互联网宽带接入端口、移动电话基站和长途光缆线路长度来衡量，数字技术水平用移动电话交换机容量和局用交换机容量来衡量。数据由笔者从中华人民共和国工业和信息化部网站“工信数据”一栏手工收集并整理得到。

路密度，用城市道路面积与行政区域土地面积之比度量；人口密度，用每平方千米土地面积上的人口数度量；人口增长，用人口自然增长率度量；人均地区生产总值，用连续一致校正的 DMSP/OLS 和 NPP/VIIRS 城市夜间平均灯光亮度衡量；传统工业化，用第二产业产值占地区生产总值比重度量。在乡村劳动力层面，参考张吉鹏等（2020）的做法，个体特征的控制变量包括：年龄，取值为 16~64 的整数；性别，男性取值为 1，女性取值为 0；健康状况，身体健康或非常健康取值为 1，否则为 0；婚姻状况，已婚取值为 1，其他情况取值为 0；受教育年限，按照没上过学、小学、初中、高中、中专、大专、本科、硕士和博士，依次取值为 0、6、9、12、13、15、16、19 和 22；家庭资产，用家庭人均资产度量；家庭收入，用家庭人均年收入度量。此外，本文还控制了城市和年份双固定效应。DMSP/OLS 和 NPP/VIIRS 数据来源于美国国家海洋和大气管理局^①，本文参考杨艳等（2021a）的做法，得到 2006—2020 年连续一致校正的夜间灯光数据，其余城市特征控制变量的数据来源于 2007—2021 年《中国城市统计年鉴》，乡村劳动力的个体特征数据来源于 2017 年、2019 年 CHFS 数据库。

（二）基准模型设定

可以严格证明在忽略高阶项后，理论部分（11）式的泰勒展开是关于 $\ln D(t)$ 的一阶多项式。因此，为检验数据要素对城镇化的影响，将（11）式转化为如下实证模型的估计：

$$Urban_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln D_{it} + \alpha_2 C_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

（15）式中：下标 i 表示城市， t 表示年份； $Urban$ 表示城镇化水平； D 是数据要素； C 为一系列城市特征控制变量； μ 、 λ 分别是城市和年份固定效应； ε 是扰动项。

（三）内生性处理策略

本文基准回归模型可能存在内生性问题。一方面，数据要素多源自社会经济活动，城镇的社会经济活动往往比乡村更活跃，其数据要素在规模和价值上通常高于乡村，并且城镇化水平提升也会带动数据要素的规模增长，从而导致城镇化与数据要素的反向因果关系。另一方面，可能遗漏了与城镇化和数据要素同时相关的变量，例如社会网络、宗族文化、心理因素等会影响乡村劳动力转移决策和社会经济活动水平。为缓解以上潜在的内生性问题，本文采用两种应对策略：①在两阶段最小二乘法（2SLS）框架内，利用 Bartik 工具变量重新识别数据要素对城镇化的影响；②基于 Kinky 最小二乘法，直接推断数据要素对城镇化的影响。

借鉴 Bartik (2009) 的思想构造工具变量。首先将城市层面的新增数据要素价值滞后一期得到 D_{it-1} ，然后对全国层面的新增数据要素价值在时间上进行一阶差分得到 $\Delta D_{t,t-1}$ ，最终得到 Bartik 工具变量^②：

$$Bartik_iv = D_{it-1} \times \Delta D_{t,t-1} \quad (16)$$

^①两类数据由美国国防气象卫星搭载的可见光成像线性扫描业务系统(DMSP/OLS)和国家极轨卫星搭载的可见光近红外成像辐射仪(NPP/VIIRS)采集得到，可通过美国国家海洋和大气管理局网站 (<https://ngdc.noaa.gov>) 下载提取。

^②本文将估算的 2006—2020 年 272 个城市新增数据要素价值加总，近似得到 2006—2020 年全国层面的新增数据要素价值，该数值不会明显地受到某个城市城镇化率的影响，即全国新增数据要素价值的变化对具体某城市而言是相对外生的。

2SLS 需要找到合适的工具变量，当恰好识别时，排他性在标准的工具变量法框架内难以得到有效检验。相比之下，Kinky 最小二乘法（Kinky Least Squares, KLS）不依赖工具变量，而是基于内生变量与误差项相关系数的区间假设进行参数估计和统计推断（Kiviet, 2020），当存在弱工具变量时，KLS 能比 2SLS 提供更为精确的推断信息。本文用 KLS 估计作为 2SLS 估计的补充。

（四）机制分析策略

1. 数据要素的“创新驱动”机制。根据前文理论部分，本文拟从产业、行业、城市三个维度，分别选择城市创新指数^①（赵涛等，2020）、专利获取量以及智慧城市作为技术创新的代理变量，并采用如下实证策略检验创新驱动机制：①产业维度：数据要素→城市创新指数（专利获取量）↑→非农产业从业人员比重↑→城镇化率↑^②。数字经济能够显著促进非农就业（田鸽和张勋，2022），其本质是数据要素在催生新产业、新模式中创造了丰富的就业机会，能吸纳大量乡村劳动力进入城镇就业，从而推动城镇化发展。②行业维度：数据要素→城市创新指数（专利获取量）↑→高新技术服务业从业人数↑→城镇化率↑。事实上，数据要素创造的就业机会大量集中于高新技术服务业，例如滴滴出行、美团外卖等，因此将行业维度作为产业维度的补充。③城市维度：数据要素×智慧城市→城镇化率↑。依托数据要素运行的智慧城市，是技术创新促进生产、生活以及治理方式变革的充分体现，建设智慧城市有助于引导城镇化从侧重投资的传统模式向强调创新的新型城镇化转变（辜胜阻和刘江日，2012）。基于上述分析，本文建立如下创新驱动机制的实证检验模型：

$$\begin{cases} \ln Z_{it} = \beta_0^1 + \beta_1^1 \ln D_{it-1} + \beta_2^1 C_{it} + \beta_3^1 \ln Z_{it-1} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \\ \ln Emp_{it}^1 = \beta_0^2 + \beta_1^2 \ln Z_{it} + \beta_2^2 C_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \\ Urban_{it} = \beta_0^3 + \beta_1^3 \ln Emp_{it}^3 + \beta_2^3 C_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \end{cases} \quad (17)$$

$$Urban_{it} = \xi_0^1 + \xi_1^1 \ln D_{it} \times T_{it} + \xi_2^1 \ln D_{it} + \xi_3^1 C_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

(17) 式用于验证上述实证策略①和实证策略②，(18) 式用于验证实证策略③。其中：下标 i 表示城市， t 表示年份； Z 表示技术创新变量，包括城市创新指数与专利获取量， Z_{it-1} 用来控制知识与技术积累的影响； Emp^1 表示创新驱动的从业人员变量，包括非农产业从业人员比重和高新技术服务业从业人数，前者使用二三产业从业人员比重来度量，后者则参考宣烨等（2019）的研究，选取“金融业”“信息传输、计算机服务和软件业”“租赁和商业服务业”“科研综合技术服务业”4 类行业从业总人数来表征； T_{it} 为智慧城市虚拟变量，表征 i 城市在 t 年是否进入国家智慧城市试点名单^③；其余变量的含义同基准模型一致。城市层面的专利获取量、二三产业从业人员比重以及 4 类高新技术服务业从业人数数据，均源自 2007—2021 年《中国城市统计年鉴》。

^①资料来源：《中国城市和产业创新力报告 2017》，<https://www.waitang.com/report/15662.html>。

^②为了简化表述，本文用“→”表示驱动或牵动，“↑”表示提升，“A×B→C ↑”表示 A 通过 B 驱动了 C 提升。

^③2013—2015 年，中华人民共和国住房和城乡建设部共公布了三批国家智慧城市试点名单，本文根据三批名单确定样本城市是否进入智慧城市试点。三批国家智慧城市试点名单可在中华人民共和国住房和城乡建设部网站查阅。

2. 数据要素的“信息牵动”机制。对应有效事实信息牵动城镇化发展的两类理论途径，本文分别从宏观城市和微观个体双维度实证检验数据要素的信息牵动机制：①宏观城市：数据要素→企业规模↑→企业从业人数↑→城镇化率↑。以城市层面规模以上的工业企业为考察对象，检验数据要素能否通过提升企业规模来促进从业人数增加，进而助力城镇化发展。②微观个体：数据要素×数字素养→乡村劳动力转移概率↑。具备数字素养是个人获取并使用数据要素的重要前提，本文利用2017年CHFS数据库，考察数据要素能否通过数字素养这一渠道提升乡村劳动力的转移概率。

数字素养通过2017年CHFS问卷中的两个问题来衡量，一是针对问题“目前，您家拥有下列哪些类型耐用品？”，若回答手机或电脑则记为1，若同时包含手机和电脑则为2；二是针对问题“您使用过互联网吗？”，若回答“是”则记为1。本文将上述答案综合起来，作为乡村劳动力数字素养的量化指标，其取值范围为0~3。至于乡村劳动力是否发生转移，主要依据户籍城市与常住城市来识别。若乡村劳动力流入了常住城市的城镇地区，则视为发生转移；若其常住城市与户籍城市一致且现居住地为乡村，则视为未发生转移。此外，进一步通过问题“在哪一年来到家庭成员常住省市？”，确定劳动力发生转移的具体时间^①。最终，将数字素养、转移时间和转移城市进行匹配，得到关于乡村劳动力转移的2014—2017年非平衡微观面板数据，由此建立信息牵动机制的实证模型：

$$\begin{cases} \ln X_{it} = \gamma_0^1 + \gamma_1^1 \ln D_{it-1} + \gamma_2^1 C_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \\ \ln Emp_{it}^2 = \gamma_0^2 + \gamma_1^2 \ln X_{it} + \gamma_2^2 C_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \\ Urban_{it} = \gamma_0^3 + \gamma_1^3 \ln Emp_{it}^2 + \gamma_2^3 C_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \end{cases} \quad (19)$$

$$Prob_mig_{ijt}^1 = \xi_0^2 + \xi_1^2 \ln D_{it} \times S_{ijt} + \xi_2^2 \ln D_{it} + \xi_3^2 C_{it} + \xi_4^2 K_j + \nu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

(19)式、(20)式分别用于验证宏观城市维度和微观个体维度的信息牵动机制。其中：下标*i*表示城市；*j*表示乡村劳动力；*t*表示年份；*X*表示企业规模，用规模以上工业企业的固定资产与流动资产之和作为表征(Rajan and Zingales, 1995)；*Emp*²表示信息牵动的从业人员变量，此处为企业从业人数，用第二产业采矿业与制造业的从业总人数衡量^②；*Prob_mig*¹为转移虚拟变量，表征乡村劳动力是否向城镇转移；*S*代表乡村劳动力具备的数字素养；*K*是一系列乡村劳动力个体特征的控制变量；*ν*为户籍城市固定效应；其余变量的含义同基准模型一致。规模以上工业企业的固定资产与流动资产、第二产业采矿业与制造业从业人数等数据，均源自2007—2021年《中国城市统计年鉴》；乡村劳动力转移虚拟变量和数字素养的相关数据来源于2017年、2019年CHFS数据库。

(五) 样本与变量描述性统计

在基准回归、创新驱动机制、城市层面的信息牵动机制等实证分析中，样本为2006—2020年中国

^①因篇幅所限，该转移时间的具体确定方法可在《中国农村经济》网站(zgncjj.ajcass.com)查阅本文附录。

^②《中国城市统计年鉴》关于地级市层面规模以上工业企业从业人员年均数的记录截至2010年，故用城市采矿业与制造业从业人员总数近似替代。

272 个地级行政单元或直辖市的平衡面板数据；关于微观层面信息牵动机制的实证分析，样本为 2014—2019 年非平衡微观面板数据。

本文主要的变量定义及描述性统计如表 3 所示。

表 3 主要变量定义及描述性统计结果

变量类型	变量名称	变量定义或赋值	观测值	均值	标准差
被解释变量	城镇化水平	常住人口城镇化率（%）	4080	52.32	0.16
核心解释变量	数据要素	新增数据要素估算价值（亿元）	4080	38.69	51.08
城市特征 控制变量	基础教育设施	小学数量（所）	4080	168.34	188.79
	政府财政支出	政府一般公共预算支出占地区生产总值比重（%）	4080	17.81	9.06
	教育投入水平	政府教育支出占地区生产总值比重（%）	4080	3.12	1.59
	道路密度	城市道路面积与行政区域土地面积之比（%）	4080	1.18	1.38
	人口密度	每平方千米土地面积人口数（人/平方千米）	4080	0.42	0.68
	人口增长	人口自然增长率（‰）	4080	5.60	5.38
	人均地区生产总值	连续一致校正的 DMSP/OLS 和 NPP/VIIRS 城市夜间平均灯光亮度（DN 值）	4080	7.27	8.94
	传统工业化	第二产业产值占地区生产总值比重（%）	4080	47.23	10.85
乡村劳动力 个体特征 控制变量	年龄	实际年龄（岁），取值范围为 16~64 的整数	16192	44.42	12.81
	性别	性别：男性=1，女性=0	16192	0.51	0.50
	健康	健康状况：健康或非常健康=1，其他=0	16192	0.50	0.50
	婚姻	婚姻状况：已婚=1，其他=0	16192	0.87	0.34
	受教育年限	受教育年限（年），范围为 0~22	16192	8.04	3.55
	家庭资产	家庭人均资产（万元）	16192	12.32	33.63
	家庭收入	家庭人均年收入（万元）	16192	1.82	4.60
工具变量	Bartik 工具变量	基于（16）式计算	4080	0.07	0.16
机制变量	城市创新指数	参考《中国城市和产业创新力报告 2017》计算	4080	17.26	86.73
	专利获取量	发明专利、实用新型专利、绿色发明专利和绿色实用新型专利 4 类专利总量（百件）	4031	37.55	107.23
	非农产业从业人员比重	二三产业从业人员比重（%）	4080	98.75	3.94
	高新技术服务业从业人数	金融，信息传输、计算机服务和软件，租赁和商业服务，以及科研综合技术服务 4 类行业从业总人数（万人）	3808	4.47	14.08
	智慧城市虚拟变量	是否为智慧城市试点城市：是=1，否=0	4080	0.19	0.39
	企业规模	规模以上工业企业的资产总计（亿元）	4063	2300.81	3565.18
	企业从业人数	第二产业采矿业与制造业从业总人数（万人）	4080	16.94	25.92
	转移虚拟变量	乡村劳动力是否向城镇转移：是=1，否=0	16192	0.05	0.23
	数字素养	手机、电脑或互联网使用情况，取值范围为 0~3	16192	1.70	1.21

四、实证结果

(一) 基准回归结果

表4报告了基准回归结果。(1)列、(2)列的混合回归结果表明，数据要素与城镇化水平在1%的统计水平上显著正相关。(3)列是加入了城市固定效应和年份固定效应的回归结果，数据要素的估计系数在5%的统计水平上显著为正。(4)列在(3)列基础上加入传统工业化变量，可以看到数据要素与传统工业化均具有正估计系数。(5)列在(4)列基础上进一步加入控制变量，数据要素的估计系数为0.0123，且在5%的统计水平上显著。基准回归结果初步表明，数据要素与城镇化之间具有正向关系，但还需通过一系列稳健性检验来确证数据要素对城镇化发展的推动作用。

表4

基准回归结果

变量	被解释变量：城镇化水平				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数据要素	0.0724*** (0.0027)	0.0376*** (0.0025)	0.0165** (0.0051)	0.0152** (0.0051)	0.0123** (0.0051)
基础教育设施		-0.0269*** (0.0025)			0.0047* (0.0028)
政府财政支出			0.1498*** (0.0107)		0.0056 (0.0069)
教育投入水平			-0.1808*** (0.0103)		0.0054 (0.0067)
道路密度			0.0179*** (0.0025)		-0.0005 (0.0016)
人口密度			-0.0829*** (0.0065)		-0.0083** (0.0035)
人口增长			0.0009*** (0.0003)		0.0006*** (0.0002)
人均地区生产总值			0.0610*** (0.0027)		0.0237*** (0.0047)
传统工业化		-0.0170** (0.0083)		0.0588*** (0.0090)	0.0510*** (0.0095)
城市固定效应	未控制	未控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	未控制	未控制	已控制	已控制	已控制
观测值	4080	4080	4080	4080	4080
R ²	0.1995	0.5562	0.9189	0.9202	0.9214
组内 R ²			0.0038	0.0199	0.0352

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

(二) 稳健性检验

1. 内生性处理。①基于工具变量的 2SLS 回归。关于工具变量的有效性，一方面，从(16)式的构造来看，它与数据要素相关，且二者间回归系数的显著性也能证明；另一方面，直接将 Bartik 工具变量对基准模型误差项回归，其估计系数高度不显著，从侧面佐证了 Bartik 工具变量的排他性。详细结果如表 5 (1) 列和表 5 (2) 列所示。

表 5

内生性处理结果

变量	内生性处理结果				
	(1) 误差项 IV 排他性佐证	(2) <i>Bartik_iv</i> IV 相关性检验	(3) 数据要素 2SLS 第一阶段	(4) 城镇化水平 2SLS 第二阶段	(5) 城镇化水平 KLS 回归
工具变量	0.0113 (0.0127)		0.4993*** (0.0496)		
数据要素		0.1041*** (0.0123)		0.0518** (0.0238)	0.0520*** (0.0025)
控制变量	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
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
第一阶段 F 值			910.6400		
内生相关系数				-0.0750	
内生相关系数置信区间				[-0.0280, 0.0189]	
排他性结果					-0.0049
观测值	4080	4080	3808	3808	3808
R ²	0.0002	0.8496	0.9763	0.9272	

注：①***和**分别表示 1% 和 5% 的显著性水平。②圆括号内为稳健标准误。③方括号中为内生相关系数的 95% 置信区间。

为进一步削弱反向因果偏误，本文将所有控制变量滞后一期，并基于 2SLS 框架重新识别数据要素对城镇化的影响，结果呈现于表 5 (3) 列和表 5 (4) 列。可以看到，数据要素对城镇化的影响在方向和显著性上均与基准回归保持一致。

②基于无工具变量的 KLS 推断。图 4 展示了 KLS 与 2SLS 的估计结果。在内生相关系数区间内，KLS 与 2SLS 均能获得一致估计。如表 5 (5) 列所示，当内生相关系数取值 -0.0750 时，KLS 中数据要素的估计系数为 0.0520，与 2SLS 中的估计系数 0.0518 非常接近。此外，本文进一步使用 KLS 对工具变量的排他性进行检验。根据表 5 (5) 列的排他性结果，Bartik 工具变量满足排他性条件。

2. 其他稳健性检验。①替换核心解释变量。参考万广华和张琰（2021），使用互联网普及率和移动电话普及率替换数据要素。考虑到 2013 年中国正式发放 4G 牌照后，移动端数据要素才实现了快速增长，因此，移动电话普及率的样本选择在 2013 年及以后。此外，本文还利用原日均有效工作时间，

重新估算了2006—2018年城市新增数据要素价值，作为数据要素的衡量指标。估计结果表明^①，替换核心解释变量后，本文研究结论基本不受影响。

②收缩样本。中国当前推进的是新型城镇化，数据要素在绿色发展、社会治理、公共服务均等化、共同富裕等方面持续发挥着重要作用（沈文玮，2022）。这体现了由数据要素提供的城镇化发展新视域，与新型城镇化本质相契合。鉴于此，剔除三批国家新型城镇化综合试点地区共计124个城市，以减缓新型城镇化政策冲击带来的干扰。收缩样本后的估计结果显示，数据要素的回归系数始终显著为正，进一步证实了本文结论的稳健性。

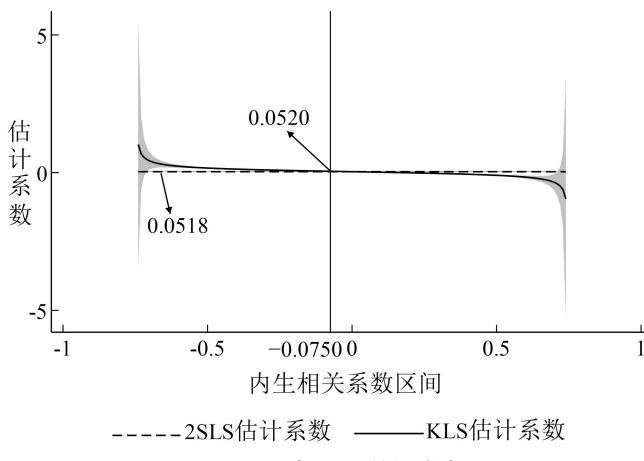


图4 2SLS与KLS的估计结果

（三）异质性分析

本文从经济区域和城市规模两方面，探讨数据要素对城镇化的异质性影响。

1. 经济区域异质性。将经济区域划分聚焦于长江经济带以内和以外城市，长江经济带内部的人口和生产总值超过全国的40%，其更加活跃的社会经济活动能产生比带外地区更多的数据要素^②。此外，地方政府设立的大数据交易中心大多沿长江经济带分布，助力数据要素更好发挥对经济增长的驱动效应（杨艳等，2023）。根据图5所示结果，数据要素对城镇化的推动力作用在长江经济带内部更为显著。

2. 城市规模异质性。不同规模城市不仅对乡村劳动力吸纳与承载的能力存在区别，在数字基础设施建设程度上的落差，也会导致数据要素体量悬殊（见图2）。因此，数据要素对城镇化的影响会因城市规模而异，图6报告了相关结果。可以发现，从中小城市到特大城市^③，数据要素对城镇化的推动作用逐渐增强，但在超大城市中却呈现负向影响，原因将在延伸性讨论中初步解析。

^①因篇幅所限，替换核心解释变量和收缩样本的稳健性检验结果可在《中国农村经济》网站（zgncejj.ajcass.com）查阅本文附录中的附表2。

^②据本文估算，长江经济带内城市的新增数据要素价值比长江经济带外城市平均高出约8.4%。

^③参见《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/content/2014-11/20/content_9225.htm。本文进一步将小城市与中等城市合并为中小城市，得到中小城市、大城市、特大城市、超大城市四类样本。

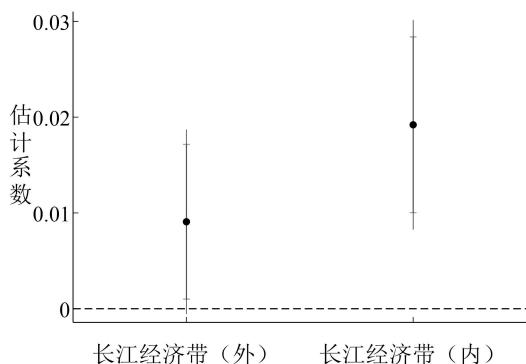


图5 经济区域带异质性估计结果

注：误差线表示 95% 的置信区间。

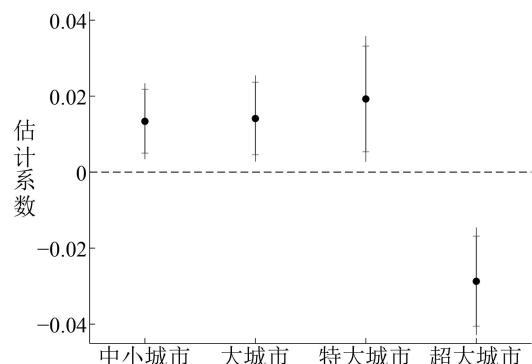


图6 城市规模异质性估计结果

注：误差线表示 95% 的置信区间。

(四) 机制检验结果

1. 创新驱动机制检验。一方面，基于(17)式，利用城市创新指数与专利获取量，从产业和行业双维度考察数据要素创新驱动机制的有效性，结果汇总至表6(1)列～(6)列。

表6 数据要素对城镇化的创新驱动机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	城市 创新指数	专利 获取量	非农产业 从业人员比重	高新技术服务业 从业人数	城镇化 水平	城镇化 水平	城镇化 水平
数据要素	0.0370*** (0.0125)	0.0798*** (0.0266)					0.0120*** (0.0050)
城市创新指数			0.2835*** (0.0918)				
专利获取量				0.0904*** (0.0116)			
非农产业从业 人员比重					0.0014** (0.0006)		
高新技术服务 业从业人数						0.0063* (0.0038)	
数据要素×智 慧城市							0.0033* (0.0035)
控制变量	已控制	已控制	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	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3808	3734	4080	4031	4080	3808	4080
R ²	0.9967	0.9848	0.8192	0.9604	0.9215	0.9288	0.9215
组内 R ²	0.8778	0.6079	0.0263	0.0549	0.0356	0.0313	0.0360

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

其中：表6（1）列、（3）列和（5）列报告了产业维度的检验结果，表明数据要素通过促进技术创新，扩大了非农产业从业人员比重，进而推动城镇化水平提升；表6（2）列、（4）列和（6）列是关于行业维度的检验结果，数据要素通过技术创新促进了高新技术服务业的从业人数增长，从而助力城镇化发展。另一方面，基于（18）式，从智慧城市的角度进一步验证数据要素创新驱动机制在城市维度的有效性。表6（7）列的估计结果显示，数据要素通过智慧城市显著推动了城镇化发展。

2.信息牵动机制检验。表7（1）列～（3）列是基于（19）式的城市维度检验结果，可以看到，数据要素承载的有效事实信息能助力企业规模扩张，从而创造更多就业机会，促进乡村劳动力向城镇转移。在个体维度检验方面，使用Logit模型对（20）式进行估计，表7（4）列的检验结果表明，在个人数字素养的渠道下，数据要素承载的有效事实信息能够显著提升乡村劳动力向城镇转移的概率。

表7 数据要素对城镇化的信息牵动机制

变量	(1) 企业规模	(2) 企业从业人数	(3) 城镇化水平	(4) 转移虚拟变量
数据要素	0.1618*** (0.0256)			3.0656*** (0.3218)
企业规模		0.2207*** (0.0276)		
企业从业人数			0.0061** (0.0027)	
数据要素×数字素养				0.2374*** (0.0527)
控制变量	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	未控制
户籍城市固定效应	未控制	未控制	未控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	4063	4063	4080	16192
R ²	0.9638	0.9351	0.9214	0.9215
组内 R ²	0.1696	0.1422	0.0345	

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。

五、延伸性讨论

前文已证实，随着传统工业化带动力作用的减弱，数据要素凭借创新驱动与信息牵动双重机制，为城镇化发展提供了新视域。然而，该新视域并不仅仅止于城镇化率提升，为深化理解，本文将开展三项延伸性讨论。首先，聚焦数字基础设施规模与数据要素规模的匹配性，揭示数字基础设施规模在数据要素推动城镇化发展中的重要作用；其次，通过后续两项讨论，进一步展现新视域的丰富内涵。

（一）数字基础设施规模与数据要素规模的匹配性

数字基础设施是数据要素采集、存储和流动的关键基石，那么，当前数字基础设施规模与数据要素

规模是否匹配？这一问题的答案将直接关系到数据要素对城镇化发展的推动效果。为此，本文从两个方面进行初步探讨：①逆向分析。考虑到2013年后数据要素的爆炸式增长，将2006—2012年和2013—2020年两个时间段的数字基础设施变量进行逆向互换，而数据要素变量保持不变，以观察在不同数字基础设施规模和相同数据要素规模下，数据要素对城镇化影响的差异。②门限分析。以数字基础设施为门限变量，考察数据要素对城镇化的推动力是否会受到数字基础设施规模的影响。本文分别采用互联网宽带接入用户数的对数和2013—2020年地级市政府工作报告中数字基础设施关键词词频的对数（钞小静和刘亚颖，2023），作为数字基础设施的两个代理变量。

在逆向分析中，始终使用互联网宽带接入用户数，以确保互换过程中的变量口径一致；而在门限分析中，分别使用互联网宽带接入用户数和数字基础设施关键词词频，通过交叉验证来增强结论的可靠性。两方面分析中的城镇化水平与数据要素在时间年限上保持一致，估计结果汇总至表8。表8(4)列和(5)列的门限估计结果表明，随着数字基础设施规模的扩大，数据要素对城镇化的推动力逐渐增强。表8(1)列～(3)列展示了逆向分析的估计结果，在2013—2020年的数字基础设施作用下，2006—2012年数据要素的估计系数为0.0025；在2006—2012年数字基础设施作用下，2013—2020年爆炸式增长的数据要素的估计系数仅为0.0016；但当数字基础设施与数据要素均处于2013—2020年水平时，数据要素的估计系数又升至0.0019。上述结论初步表明，数字基础设施的规模对于数据要素能否有效推动城镇化发展至关重要，然而，现有数字基础设施的规模尚无法匹配2013年后数据要素规模的急剧增长，阻碍了数据要素价值的充分发挥，存在“数据要素等待数字基建”的现实窘境。

表8 基础设施规模与数据要素规模的匹配性估计结果

变量	被解释变量：城镇化水平				
	逆向分析			门限分析	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数据要素（2006—2012年）×互联网宽带接入用户数（2013—2020年）	0.0025 [*] (0.0014)				
数据要素（2013—2020年）×互联网宽带接入用户数（2006—2012年）		0.0016 ^{**} (0.0008)			
数据要素（2013—2020年）×互联网宽带接入用户数（2013—2020年）			0.0019 ^{**} (0.0010)		
数据要素×互联网宽带接入用户数 (门限≤3.9616)				0.0531 ^{***} (0.0059)	
数据要素×互联网宽带接入用户数 (门限>3.9616)				0.0694 ^{***} (0.0049)	
数据要素×数字基础设施关键词词频 (门限≤3.1355)					0.0422 ^{***} (0.0072)
数据要素×数字基础设施关键词词频 (门限>3.1355)					0.0495 ^{***} (0.0059)

表8 (续)

控制变量	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
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1904	2176	2176	4080	2128
R ²	0.9329	0.9649	0.9649	0.3238	0.2229
组内 R ²	0.0245	0.0253	0.0253	0.6205	0.5158

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。③门限分析中仅单门限显著。

(二) 数据要素跨越空间限制对城镇化的两类影响

现有文献常提及“数据要素能够跨越空间限制”（于施洋等，2020；杨艳等，2021b），但鲜少探讨其如何影响城镇化，本文将尝试对此进行初步阐释。数据要素的非竞争性和虚拟可复制性，使其可以在不同空间被同时使用，这是数据要素能够跨越空间限制的本质与动力。

数据要素跨越空间限制，会对城镇化产生两类积极影响：一是改善城镇化区域失衡，相同的数据要素能同时被发达和欠发达地区投入城镇化发展，并对后者产生更大边际贡献，由此改善传统工业化带动下的城镇化区域失衡；二是促进城乡融合发展，数据要素在城乡治理、公共服务均等化、共同富裕等方面持续发挥着重要作用，有助于城乡公平分享经济发展红利，进而弱化城乡二元边界，促进城乡融合发展。

接下来，本文将为上述两类积极影响寻求经验证据。针对第一类积极影响，构建如下实证模型：

$$\begin{aligned} G_Urban_{it} = & \varphi_0 + \varphi_1 \ln D_{it-1} + \varphi_2 Urban_{it-1} + \\ & \varphi_3 \ln D_{it-1} \times Urban_{it-1} + \varphi_4 C_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (21)$$

(21) 式中： G_Urban_{it} 表示城镇化水平的增长率；其余变量的含义与基准模型一致，估计结果汇报至表9(1)列。可以看到，估计系数 φ_1 显著为正且 φ_2 、 φ_3 显著为负，表明数据要素在推动城镇化发展过程中，能够促使城镇化水平收敛，逐步改善城镇化区域失衡。

针对第二类积极影响，构建如下实证模型：

$$Border_{it}^a = \eta_0 + \eta_1 \ln D_{it} + \eta_2 C_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

(22) 式中： $Border^a$ 是反映城乡融合发展水平的变量，本文用城乡接合区内部夜间平均灯光亮度值的对数进行衡量；其余变量的含义同基准模型一致。一方面，城乡接合区作为连接高人口密度区与农业生产活动区之间的过渡地带，促进了城镇与乡村的相互融合；另一方面， $Border^a$ 的大小能反映城乡接合区的经济活跃程度，其值越大，意味着城乡间要素流动越畅通。参考张志刚等（2016）的做法，通过灯光亮度、灯光亮度起伏度以及特征值组合值的三维数据来识别城乡接合区的空间范围，其中具有“中灯光亮度、高灯光亮度起伏度、中特征值组合值”特征的空间点属于城乡接合区。根据表9(2)列的初步结果，数据要素能够促进城乡融合发展。

表9 数据要素跨越空间限制对城镇化影响的估计结果

变量	(1)		(2)	
	城镇化水平 系数	标准误	城乡融合发展水平 系数	标准误
数据要素滞后一期	0.0299***	0.0104		
城镇化水平滞后一期	-0.9451***	0.0746		
数据要素滞后一期×城镇化水平 滞后一期	-0.0631***	0.0174		
数据要素			0.0939***	0.0142
控制变量	已控制		已控制	
城市固定效应	已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制	
观测值	3808		4065	
R ²	0.3210		0.9765	
组内 R ²	0.2575		0.5958	

注：***表示1%的显著性水平。

(三) 数据要素促进以县城为载体的城镇化

党的二十大报告明确指出：“推进以县城为重要载体的城镇化建设。”^①县城是连接城乡的重要纽带，将县城作为中国城镇化的主要空间载体，是缓解“大城市病”、促进区域协调发展、推动乡村振兴等的关键着力点。推进以县城为重要载体的城镇化建设，关键在于畅通城乡要素流动，而数据要素跨越空间限制的特性，可为此提供助力。例如，电子商务能借助数据要素向更高效、更智能、更简单的方向演进，“电商下乡”为县城带来了无技术障碍的新发展模式，助力广大县城能依托自身资源发展特色产业，为县城承载更多的乡村劳动力就业提供支撑。此外，县城实施数字化升级改造也能提振县城的经济发展能力（曾亿武等，2021），而数据要素是数字化升级改造所需的核心资源。

为检验数据要素能否促进以县城为载体的城镇化，本文建立如下实证模型：

$$Prob_mig_{ijt}^2 = \theta_0 + \theta_1 \ln D_{it} + \theta_2 C_{it} + \theta_3 K_j + \nu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

(23)式中： j 表示乡村劳动力； $Prob_mig^2$ 代表乡村劳动力向县城转移的虚拟变量；其余变量含义同(20)式一致。借助CHFS数据库中户籍地与常住地信息，识别了乡村劳动力向县城的转移情况。若乡村劳动力流入常住县城，则表示发生转移， $Prob_mig^2=1$ ；若常住地与户籍地相同且现居地为乡村，则表示未出现转移， $Prob_mig^2=0$ ；此外，进一步通过问题“在哪一年来到家庭成员常住省市？”明确了转移时间^②。最终，将转移时间与转移县城匹配，构建2014—2019年乡村劳动力

^①习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第32页。

^②因篇幅所限，该转移时间的具体确定方法可在《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）查阅本文附录。

向县城转移的非平衡微观面板数据。表 10 (1) 列的 Logit 估计结果显示，数据要素显著提高了乡村劳动力向县城转移的概率，能够促进以县城为载体的城镇化。

进一步，推进以县城为重要载体的城镇化，关键在于引导超大城市的过度集聚人口有序迁移至其他城市，而数据要素可以为此做出贡献。一方面，数据要素跨越空间限制的特性能为所有城市提供经济增长的动力（杨艳等，2023）；另一方面，数据要素还能提供有效事实信息，降低人口向外迁移过程中的不确定性和心理成本。鉴于此，将前文 *Border*^a 重新定义为除超大城市外的各城市平均夜间灯光亮度与所有超大城市平均夜间灯光亮度之比，由于夜间灯光亮度变化可以较好地反映人口在空间上的集聚和流动（王贤彬和黄亮雄，2018），因而该比值能在一定程度上反映人口从超大城市向其他城市的流动情况。基于 (22) 式，从中小城市、大城市和特大城市三个维度进行回归。表 10 (2) 列的估计结果显示，数据要素对人口从超大城市向其他城市迁移具有积极的影响，这也解释了图 6 中数据要素与超大城市城镇化之间的负向关系。

表 10 数据要素促进以县城为载体的城镇化估计结果

变量	(1)		(2)	
	系数	标准误	系数	标准误
数据要素	3.8825***	0.4293		
中小城市数据要素			1.0821***	0.0598
大城市数据要素			1.2647***	0.0675
特大城市数据要素			1.1953***	0.1009
控制变量	已控制		已控制	
城市固定效应	未控制		已控制	
户籍地固定效应	已控制		未控制	
年份固定效应	已控制		已控制	
观测值	9928		3930	
R ²	0.7016		0.7549	
组内 R ²			0.1228	

注：***表示 1% 的显著性水平。

六、结论与政策启示

本文深入探讨了数据要素与城镇化的关系，通过理论与实证分析，揭示了数据要素能否以及如何为城镇化发展提供新视域。研究发现：第一，在传统工业化对城镇化带动作用减弱的背景下，数据要素能通过创新驱动机制和信息牵动机制推动城镇化发展。第二，创新驱动机制体现在数据要素通过促进技术创新，从生产方式、生活方式、治理方式三个层面提升城镇的“拉力因素”，增强城镇吸纳乡村劳动力的能力。第三，信息牵动机制表现为数据要素凭借承载的有效事实信息，一方面降低生产不确定性，助力城镇企业扩大生产规模，为乡村劳动力创造更多就业机会；另一方面通过提供转移决策

所需信息，助力乡村劳动力向城镇转移，但需要乡村劳动力具备一定的数字素养。第四，完善的数字基础设施是发挥数据要素对城镇化推动作用的前提保障，但当前中国数字基础设施规模却滞后于数据要素的产生规模。第五，数据要素不仅能提升城镇化率，还能改善城镇化区域失衡、促进城乡融合发展和以县城为载体的城镇化，是现阶段加快形成新质生产力的重要资源。

上述结论在数据要素推动城镇化发展方面具有现实且具体的政策启示：

首先，加快推进数据要素市场体系建设。数据要素市场体系涉及三类主体：一是供给主体，主要为数据要素型企业；二是需求主体，包括各级数据交易中心、数据经纪人、场外交易等；三是服务性数据机构，例如数据中介机构。推进数据要素市场体系建设，既能持续壮大三类市场主体，提升全社会数据要素的规模与质量，也能保障数据要素在城市间、城乡间自由有序流动，助力城镇化发展长期向优向好。

其次，加强数字基础设施的研发和建设力度。当前，全球数据正以“井喷式”的速度生产，数字基础设施不仅是数据能够被大规模生成与采集的基石，更是将数据转化为数据要素并存储、管理和传输的关键。当前，中国正处于一个“数据要素等待数字基建”的阶段，由于数字基础设施规模不足、建设滞后，许多有价值的数据要素难以被有效采集和使用，制约了数据要素对城镇化发展的推动作用。因此，应积极研发先进的数字基础设施，并不断加强城市间、城乡间的数字基建力度，只有这样，才能提升数据要素的产生、采集和使用效率，也才能确保数据要素更好地为城镇化发展提供新视域。

最后，着力提升全体社会公民的数字素养。当今时代是依靠数据驱动的数字经济时代，数据要素已经渗透到生产生活中的方方面面，每个人都面临着掌握并用好数据要素的时代挑战。具备数字素养，不仅关系到乡村劳动力的转移决策，也是超大城市人口获取迁移信息的关键。因此，着力提升全体社会公民的数字素养，将其从最初的科学素养转变为全民基本素养，不仅能确保全体公民共享数据红利，还能保证数据要素在推动城镇化水平提升和以县城为载体的城镇化建设中发挥更大价值。

参考文献

- 1.蔡跃洲, 2021: 《中国共产党领导的科技创新治理及其数字化转型——数据驱动的新型举国体制构建完善视角》, 《管理世界》第8期, 第30-46页。
- 2.陈斌开、林毅夫, 2013: 《发展战略、城市化与中国城乡收入差距》, 《中国社会科学》第4期, 第81-102页。
- 3.陈晓红、李杨扬、宋丽洁、汪阳洁, 2022: 《数字经济理论体系与研究展望》, 《管理世界》第2期, 第208-224页。
- 4.钞小静、刘亚颖, 2023: 《新型数字基础设施建设与中国经济高质量发展——基于“条件—过程—结果”协同联动的视角》, 《贵州财经大学学报》第4期, 第1-11页。
- 5.辜胜阻、刘江日, 2012: 《城镇化要从“要素驱动”走向“创新驱动”》, 《人口研究》第6期, 第3-12页。
- 6.黄群慧, 2021: 《中国共产党领导社会主义工业化建设及其历史经验》, 《中国社会科学》第7期, 第4-20页。
- 7.李海舰、赵丽, 2023: 《数据价值理论研究》, 《财贸经济》第6期, 第5-20页。
- 8.沈文伟, 2022: 《数字技术促进共同富裕的内在机理与实践路径研究》, 《政治经济学评论》第6期, 第175-191页。
- 9.田鸽、张勋, 2022: 《数字经济、非农就业与社会分工》, 《管理世界》第5期, 第72-84页。

10. 佟家栋、谢丹阳、包群、黄群慧、李向阳、刘志彪、金碚、余森杰、王孝松, 2017: 《“逆全球化”与实体经济转型升级笔谈》, 《中国工业经济》第6期, 第5-59页。
11. 万广华、江蕊蕤、赵梦雪, 2022: 《城镇化的共同富裕效应》, 《中国农村经济》第4期, 第2-22页。
12. 万广华、张琰, 2021: 《信息与城市化——基于跨国数据的实证研究》, 《经济学(季刊)》第2期, 第465-492页。
13. 王海燕、郑秀梅, 2017: 《创新驱动发展的理论基础、内涵与评价》, 《中国软科学》第1期, 第41-49页。
14. 王理, 2023: 《数据要素驱动经济发展研究》, 四川大学博士学位论文。
15. 王贤彬、黄亮雄, 2018: 《夜间灯光数据及其在经济学研究中的应用》, 《经济学动态》第10期, 第75-87页。
16. 夏柱智、贺雪峰, 2017: 《半工半耕与中国渐进城镇化模式》, 《中国社会科学》第12期, 第117-137页。
17. 徐翔、赵墨非、李涛、李帅臻, 2023: 《数据要素与企业创新: 基于研发竞争的视角》, 《经济研究》第2期, 第39-56页。
18. 宣烨、陆静、余泳泽, 2019: 《高铁开通对高端服务业空间集聚的影响》, 《财贸经济》第9期, 第117-131页。
19. 杨艳、王理、李雨佳、廖祖君, 2023: 《中国经济增长: 数据要素的“双维驱动”》, 《统计研究》第4期, 第3-18页。
20. 杨艳、王理、廖祖君, 2021a: 《数据要素市场化配置与区域经济发展——基于数据交易平台的视角》, 《社会科学研究》第6期, 第38-52页。
21. 杨艳、王理、廖祖君, 2021b: 《数据要素: 倍增效应与人均产出影响——基于数据要素流动环境的视角》, 《经济问题探索》第12期, 第118-135页。
22. 于施洋、王建冬、郭巧敏, 2020: 《我国构建数据新型要素市场体系面临的挑战与对策》, 《电子政务》第3期, 第2-12页。
23. 张吉鹏、黄金、王军辉、黄勔, 2020: 《城市落户门槛与劳动力回流》, 《经济研究》第7期, 第175-190页。
24. 张志刚、张安明、郭欢欢, 2016: 《基于DMSP/OLS夜间灯光数据的城乡结合部空间识别研究——以重庆市主城区为例》, 《地理与地理信息科学》第6期, 第37-42页。
25. 曾亿武、宋逸香、林夏珍、傅昌銮, 2021: 《中国数字乡村建设若干问题刍议》, 《中国农村经济》第4期, 第21-35页。
26. 赵涛、张智、梁上坤, 2020: 《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》, 《管理世界》第10期, 第65-76页。
27. Barrios, S., L. Bertinelli, and E. Strobl, 2006, “Climatic Change and Rural-Urban Migration: The Case of Sub-Saharan Africa”, *Journal of Urban Economics*, 60(3): 357-371.
28. Bartik, T., 2009, “How Do the Effects of Local Growth on Employment Rates Vary with Initial Labor Market Conditions?”, *Upjohn Working Papers & Journal Articles*, 64(18): 9-148.
29. Farboodi, M., and L. Veldkamp, 2021, “A Growth Model of the Data Economy”, NBER Working Paper 28427, https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3781314.
30. Haris, J., and M. Todaro, 1970, “Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis”, *American Economic Review*, 60(1): 126-142.

- 31.Jones, C., and C. Tonetti, 2020, “Nonrivalry and the Economics of Data”, *American Economic Review*, 110(9): 2819-2858.
- 32.Kiviet, J., 2020, “Testing the Impossible: Identifying Exclusion Restrictions”, *Journal of Econometrics*, 218(2): 294-316.
- 33.Lewis, W., 1954, “Economic Development with Unlimited Supplies of Labour”, *The Manchester School*, 22(2): 139-191.
- 34.Matsuyama K., 1992, “Agricultural Productivity, Comparative Advantage and Economic Growth”, *Journal of Economic Theory*, 58(2): 317-334.
- 35.Munshi K., 2003, “Networks in the Modern Economy: Mexican Migrants in the U. S. Labor Market”, *Quarterly Journal of Economics*, 118(2): 549-599.
- 36.Rajan R., and L. Zingales 1995, “What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data”, *Journal of Finance*, 50(5): 1421-1460.
- 37.Wang, D., T. Zhou, and M. Wang, 2021, “Information and Communication Technology (ICT), Digital Divide and Urbanization: Evidence from Chinese Cities”, *Technology in Society*, Vol.64, 101516.

(作者单位: ¹成都师范学院经济与管理学院;

²四川省社会科学院;

³四川大学经济学院)

(责任编辑: 小林)

New Horizons for Urbanization:Innovation-Driven and Information-Pulled Mechanisms of Data Factors

WANG Li LIAO Zujun JIA Nan

Abstract: This paper estimates the added value of data factors in 272 prefecture-level administrative units or municipalities of China between 2006-2020, and constructs theoretical and empirical models to reveal the impacts and mechanisms of data factors on urbanization. The results are as follows: First, under the background of the weakening role of traditional industrialization in driving urbanization, data factors can promote urbanization through innovation-driven mechanism and information-pulled mechanism, offering new horizons for urbanization. Second, the innovation-driven mechanism is reflected in data factors boosting urban areas' ability to absorb rural labor, through technological advancements in production, lifestyle, and governance. Third, the information-pulled mechanism leverages data factors' inherent information to reduce production uncertainties on the one hand, enabling urban enterprises to expand and create jobs, and to guide migration decisions on the other hand, promoting rural-to-urban labor shifts. Fourth, the current scale of China's digital infrastructure lags behind the scale of data factors generation. Fifth, data factors not only increase the urbanization rate, but also play a pivotal role in rectifying regional imbalances in urbanization, promoting integrated urban-rural development and facilitating urbanization with county towns as the carrier. This demonstrates that data factors are important resources for accelerating the formation of new quality productive forces at the current stage.

Keywords: Data Factors; Urbanization; Data Value; Digital Infrastructure; New Quality Productive Forces

公共文化服务体系 能否促进地区创新*

——来自国家公共文化服务体系示范区政策的证据

葛永波¹ 陈 琦² 邱诗雯³

摘要: 本文使用 2006—2021 年 282 个地级市面板数据, 将国家公共文化服务体系示范区政策实施视为一项准自然实验, 使用多时点双重差分模型实证检验国家公共文化服务体系示范区政策实施对地区创新水平的影响。研究发现: 示范区政策实施对地区创新水平存在显著的正向影响, 且这一结果在经过 PSM-DID 模型估计、安慰剂检验等一系列稳健性检验后依然成立; 示范区政策实施通过优化创新环境(创业环境、人才环境、竞合环境和市场环境)促进地区创新水平提升; 示范区政策实施具有趋同效应, 能够缩小地区创新水平差距; 相较于对创新数量的影响, 示范区政策实施更多地促进地区创新质量的提升; 不同地区实施示范区政策的效果存在差异, 相较于对重点地区和东部地区的影响, 示范区政策实施对非重点地区和中西部地区的创新的促进作用更加显著。本文认为, 应完善公共文化服务供给顶层设计, 遵循“共建共享、普惠均衡”原则, 加强文化赋能, 引导公共文化服务体系助力创新驱动发展战略实施。

关键词: 文化强国 公共文化服务体系 建设 地区创新 创新环境

中图分类号: F124.3 **文献标识码:** A

一、引言

中国经济已进入高质量发展阶段, 需要在经济发展新常态下培育新的经济增长点。习近平指出, “推动高质量发展, 文化是重要支点”^①。文化建设是全面建设社会主义现代化国家的重要内容。自

*本文是国家社会科学基金重点项目“共同富裕目标下人口老龄化对家庭经济脆弱性的影响及治理研究”(编号: 23AJY026) 的阶段性研究成果。感谢审稿人的宝贵建议, 文责自负。本文通讯作者: 陈琦。

^①参见《习近平: 在教育文化卫生体育领域专家代表座谈会上的讲话》, https://www.gov.cn/xinwen/2020-09/22/content_5546157.htm。

党的十八大以来，党中央高度重视文化在经济社会发展中的作用，党的二十大提出“繁荣发展文化事业和文化产业”^①，《“十四五”文化发展规划》进一步强调文化建设在全局工作中的突出位置，要“强化文化赋能，充分发挥文化在激活发展动能、提升发展品质、促进经济结构优化升级中的作用”^②。

文化如何赋能经济发展？关于二者的关系，早期新古典增长理论强调物质资本投入的重要性，但往往忽视文化因素的作用，后续越来越多的文献开始尝试从微观视角分析经济发展中文化因素的作用（李树等，2020）。在当前创新驱动发展战略实施背景下，学者开始分析文化对创新活动的影响。儒家文化包含的“忠义”“诚信”“重教”“居安思危”等观念，能够有效缓解代理冲突、促进人力资本水平提高、降低专利诉讼风险，从而提升企业创新水平（徐细雄和李万利，2019）。地区传统艺术氛围通过培养员工发散性思维、培养员工乐观情绪和促进员工协同合作等方式提升企业创新水平（潘越等，2023）。上述文献为研究文化赋能经济发展提供了良好的基础，但现有研究存在较大的可拓展空间。已有研究大多侧重于分析儒家、宗族和方言等传统文化因素对企业经济决策的影响，缺乏对中国特色社会主义文化的分析，也缺乏对重大现实问题的及时回应（李树等，2020）。

为满足人民日益增长的美好生活需要，政府不断推进公共文化服务体系建设，提升公共文化服务水平，以解决公共文化供需不匹配的矛盾。与儒家文化、宗族文化等传统文化体系相比，政府主导、以普及社会主义核心价值观为目的的公共文化服务体系具有更强的引导性和价值规范功能，可作为社会治理的辅助手段，同时也应该更能促进创新。但是，关于公共文化服务体系建设对地区创新影响的研究仍十分匮乏。随之而来的一个问题是，公共文化服务体系建设与地区创新有何联系？分析该问题具有重要的理论意义和现实意义。一方面，李树等（2020）在梳理文化经济学发展脉络时提出，文化经济学的研究主体是文化因素。文化因素是在宗教、种族和社会群体中代际传承且相对稳定的风俗习惯、信念和价值观等（Guiso et al., 2006）。公共文化服务体系本质上属于文化事业范畴，其宣传和弘扬的信念、价值观与儒家文化等优秀传统文化一脉相承，同时还大力弘扬社会主义核心价值观，在个体风俗习惯、信念和价值观塑造方面起到重要作用。公共文化服务体系建设属于文化事业建设，本文研究可丰富文化经济学的相关研究。另一方面，《“十四五”公共文化服务体系建设规划》指出，要“深刻认识和把握公共文化服务体系建设在‘五位一体’总体布局和‘四个全面’战略布局中的地位和作用”^③。评估文化服务政策实施的经济效应，有利于树立文化自信和为优化相关文化服务政策提供智力支持。

^①习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第45页。

^②参见《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈“十四五”文化发展规划〉》，https://www.gov.cn/zhengce/2022-08/16/content_5705612.htm。

^③参见《“十四五”公共文化服务体系建设规划》，<https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-06/23/5620456/files/d8b05fe78e7442b8b5ee94133417b984.pdf>。

从实践来看，公共文化服务体系通过弘扬社会主义核心价值观，宣传了诚实守信的理念；通过建设“以人为中心”的图书馆^①，促进地区知识要素的积累与流通（倪延年，2002；焦艳鹏和刘葳，2021）；通过强调产权保护^②，形成保护知识产权的共识。这些举措在提升居民公共文化服务可得性的同时，为地区创新提供良好的外部环境，能够促进地区创新水平提高。然而，公共文化服务体系建设是否以及如何促进地区创新，仍缺乏科学合理的实证检验。为此，本文使用2006—2021年282个地级市的平衡面板数据，采用多时点双重差分（differences-in-differences，简称DID）模型实证检验国家公共文化服务体系示范区政策（以下简称“示范区政策”）实施对地区创新的影响及其内在机制，以此验证公共文化服务体系建设的创新效应。

与既有研究相比，本文的贡献在于：第一，丰富地区创新水平影响因素的研究。已有研究大多从要素投入视角分析地区创新水平的影响因素，本文从创新环境的视角切入，通过构建“文化—环境—创新”的研究框架将示范区政策与地区创新水平联系起来，重点考察示范区政策实施的创新效应及其内在机理，不仅能深化对地区创新赖以生存的文化土壤和创新环境的理解，而且拓展了地区创新水平影响因素的相关研究。第二，深化公共文化服务体系建设相关政策的经济效应的研究。以往关于公共文化服务体系建设相关政策对地区经济影响的研究大多是理论层面的规范分析，关于二者关系及其作用机理的实证分析有待于进一步深化（赵益民和黎梦琪，2023）。本文实证分析示范区政策实施对地区创新的影响，不仅有利于深化对公共文化服务体系建设相关政策与地区创新水平之间因果关系的理解，而且能为建设社会主义文化强国、坚定文化自信提供直接的证据。

二、政策回顾和理论分析

（一）示范区政策实施回顾

2002年党的十六大提出，要加强文化建设，推动文化体制改革，积极发展文化事业与文化产业^③。2006年《国民经济和社会发展第十一个五年规划纲要》首次提出“公共文化服务”的概念，标志着政府开始重视公共文化服务体系建设。2007年党的十七大明确提出建立公共文化服务体系的基本要求^④，为公共文化服务体系建设提供发展蓝图。这一时期属于公共文化服务体系建设的萌芽期，虽然国家出台了诸多政策，但地方政府对公共文化服务体系建设的重视程度仍然不足。

为进一步完善公共文化服务体系，2011年，原文化部和财政部印发了《关于开展国家公共文化服务体系示范区（项目）创建工作的通知》，标志着示范区政策开始实施。示范区政策的实施主要分为

^①参见《“十四五”公共文化服务体系建设规划》，<https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-06/23/5620456/files/d8b05fe78e7442b8b5ee94133417b984.pdf>。

^②参见《中共中央办公厅、国务院办公厅印发〈关于加快构建现代公共文化服务体系的意见〉（全文）》，https://www.gov.cn/xinwen/2015-01/14/content_2804250.htm。

^③江泽民，2006：《江泽民文选》（第三卷），北京：人民出版社，第561页。

^④胡锦涛，2016：《胡锦涛文选》（第二卷），北京：人民出版社，第628页。

两个阶段：第一个阶段为落实阶段（2011—2018年），核心工作为推进示范区政策实施。2010年，原文化部和财政部出台了《国家公共文化服务体系示范区（项目）创建工作实施方案》《国家公共文化服务体系示范区（项目）创建标准》，为示范区建设提供指导。随后，第一批创建国家公共文化服务体系示范区（以下简称“示范区”）名单于2011年公布，第二批创建示范区名单于2013年公布，第三批创建示范区名单于2015年公布，第四批创建示范区资格名单于2018年公布。第二个阶段为深化阶段（2019年至今），示范区政策的核心工作为加强示范区管理、提升示范区革新能力。2020年《文旅部和旅游部 财政部关于印发〈国家公共文化服务体系示范区创新发展管理办法〉的通知》的出台，明确示范区摘牌条件，建立示范区淘汰机制^①，推动公共文化服务体系高质量发展。2021年《“十四五”公共文化服务体系建设规划》提出：“加强国家公共文化服务体系示范区（项目）后续建设和管理工作，推动示范区（项目）创新发展，率先建成为全国公共文化服务高质量发展先行区、样板区。”^②

在众多纲领性文件的引导下，各示范区结合本区域文化事业发展需要、历史传统与文化特色，推进公共文化服务体系建设，从而对本地区创新环境产生潜移默化的影响。例如，渭南市以“践行与弘扬社会主义核心价值观”为核心开展培训与文艺会演等活动^③，宣传“诚实守信”这一当代中国企业家精神（李兰等，2019），通过发挥价值引领功能优化地方创业环境。铜陵市通过财政支持拓宽图书等资源的获取路径^④，促进地区知识要素的积累与流通（倪延年，2002；焦艳鹏和刘葳，2021）。南充市在文化交流活动中强调保护知识产权^⑤，强化人们的产权保护意识。随着示范区政策的逐步实施，各示范区的创新水平发生了明显变化。根据本文样本数据，表1汇报了示范区和非示范区的创新水平差异的检验结果。可以发现，不同批次示范区的地区创新水平（以发明专利授权数衡量）的均值与中位数均显著高于非示范区。

本文接下来将实证检验示范区政策实施是否具有促进地区创新水平提升的作用。

^①参见《文旅部和旅游部 财政部关于印发〈国家公共文化服务体系示范区创新发展管理办法〉的通知》，<https://www.hg.gov.cn/jcms/jcms1/web27/site/attach/0/d88e00c600df46d2b7311a9fadfad649.pdf>。

^②参见《“十四五”公共文化服务体系建设规划》，<https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-06/23/5620456/files/d8b05fe78e7442b8b5ee94133417b984.pdf>。

^③渭南市大荔县举办“五个一”文化建设工程培训班，培训内容包括：社会主义核心价值观、文明村创建和公共文化服务体系等（资料来源：《渭南市创建国家公共文化服务体系示范区简报第15期》，https://www.mct.gov.cn/whzx/bns/j/ggwzs/201903/t20190329_840845.html）。

^④铜陵市将公共图书馆、书店和院校图书馆融为一体合作共建，推出“你读书，我买单”的方式，更好地融合图书馆和书店的优势。（资料来源：《铜陵市创建国家公共文化服务体系示范区工作简报第12期》，https://www.mct.gov.cn/whzx/zxgz/gjggwhfwtxsfqjgz/201603/t20160329_797077.htm）。

^⑤南充市强调，在不违反知识产权法相关规定的条件下，研讨文献资源共享机制，实现联盟成员间的文献共享（资料来源：《南充市创建国家公共文化服务体系示范区工作简报第33期》，https://www.mct.gov.cn/whzx/zxgz/gjggwhfwtxsfqjgz/201510/t20151012_796759.htm）。

表 1

不同地区创新水平差异的检验结果

实施批次	示范区		非示范区		差异情况	
	均值	中位数	均值	中位数	均值差异	中位数差异
第一批次	5.978	6.023	4.175	4.069	1.803***	114.848***
第二批次	5.251	4.852	4.175	4.069	1.076***	47.400***
第三批次	4.635	4.505	4.175	4.069	0.460***	18.711***
第四批次	4.485	4.407	4.175	4.069	0.310***	4.068**

注：①***和**分别表示 1% 和 5% 的显著性水平；②均值差异检验采用 t 检验，中位数差异检验采用卡方检验；③非示范区是始终未受示范区政策影响的样本。

（二）理论分析与研究假说提出

创新是实现中国经济高质量发展的强劲动力，而一个地区整合与利用资源的能力决定了该地区能否在创新资源相对稀缺的环境中占据优势地位。市场失灵理论认为，地区创新活动普遍面临市场失灵问题，创新资源的匮乏和创新产出的不确定性导致具有外部性的创新活动需要公共部门的支持。示范区政策是政府提供公共文化服务的重要举措，其所带来的“非意图后果”可能是通过优化地区创新环境促进地区创新水平提升。在中国科技发展战略研究小组（2023）发布的《中国区域创新能力评价报告 2023》中，地区创新环境包含基础设施、市场需求、劳动者素质、金融环境和创业水平五个方面。赵彦飞等（2020）系统梳理了关于国内外创新环境的文献，将创新环境划分为创业环境、资金环境、人才环境、竞合环境和市场环境五个方面。示范区政策资金具有明确的流向，因此，资金环境不在本文的考虑范畴内。本文将从创业环境、人才环境、竞合环境和市场环境四个层面分析公共文化服务体系建设如何通过创新环境影响地区创新水平。

1. 公共文化服务体系建设、创业环境与地区创新。企业家精神是企业家创业创新的精神资源（李兰等，2023），其时代内涵与创业情境高度契合，创业情境孕育了企业家精神（张玉利和谢巍，2018）。熊彼特的企业家理论和创新理论认为，创新的实现依赖于企业家对“生产要素的重新组合”，创新活动是企业家通过“创造性破坏”打破既有平衡，建立新生产函数的过程（Schumpeter，1934）。企业家精神是追求创新的内在冲动，因此企业家精神直接影响地区创新水平。公共文化服务体系建设发挥价值引领功能，在本地区普及诚信思想，进而促进地区创新水平提升。在现代经济学中，诚信被视为重要的社会资本，通过风险分担、信息沟通交流和促进合作等方式，提高人们的创业成功率（陈刚和邱丹琪，2021）。在当前中国，诚信是企业家精神的内涵之一（李兰等，2019），这与社会主义核心价值观个人层面的价值准则较为契合。在公共文化服务体系建设中，示范区大多把宣扬社会主义核心价值观与公共文化服务供给相结合，弘扬和传播诚信等个人层面的核心价值准则。这与当代中国企业家精神的诚信内涵相契合，有利于培育企业家精神，最终提升地区创新水平。

2. 公共文化服务体系建设、人才环境与地区创新。人才环境包括教育培养、人才引进和技能培训等方面（赵彦飞等，2020）。教育培养和技能培训有利于人力资本积累（王建，2017；罗必良等，2021），人才引进能够提升地区人力资本水平（孙玉涛和张艺蕾，2021；金智和彭辽，2022），因此，良好的

人才环境最终体现为更高的地区人力资本水平。公共文化服务体系建设可以从三个方面提升地区人力资本水平，进而促进地区创新。首先，公共文化服务体系通过提供文化公共产品和营造良好的发展环境，对人力资本积累产生积极作用（赵益民和黎梦琪，2023）。其次，既有文献表明，机会不平等会抑制弱势群体的人力资本投资积极性（江求川等，2014）。公共文化服务体系建设强调健全公共文化服务面向农村居民、弱势群体和特殊人群的优先机制，能够在一定程度上弱化机会不平等导致的人力资本投资不足问题，促进地区创新水平的提升。最后，儒家文化等传统文化影响形成的家庭养老模式会对人力资本积累产生深远影响。父母出于保障老年生活质量的目的，存在加大子女教育投入的动机，从而形成一种人力资本的内生增长机制（郭庆旺等，2007）。在公共文化服务体系建设中，部分地区强调孝顺等优秀文化传统，打造了一系列文旅融合精品项目^①，以弘扬家庭和谐等优秀传统文化。这会强化优秀传统文化在本地区的影响，强化父母加大子女教育投入的动机，从而促进地区人力资本水平提升。国内外诸多研究表明，人力资本水平是影响地区创新的重要因素（Glaeser and Resseger, 2010），公共文化服务体系建设会提升地区人力资本水平，进而促进地区创新。

3. 公共文化服务体系建设、竞合环境与地区创新。竞合环境主要包括产学研协同、国际研发合作等维度（赵彦飞等，2020）。其中，产学研协同是连接创新源头和创新主体的主要渠道（王康等，2019），是地区创新的主要途径（王秋玉等，2016），被认为是地区创新系统的核心（叶伟巍等，2014）。根据复杂系统理论，产学研协同创新的核心元素是知识，因此，知识的生产、转移和吸收是影响产学研协同创新绩效的关键（叶伟巍等，2014）。本部分从知识存量和知识扩散两个视角展开分析。一方面，公共文化服务体系建设通过推进文化类基础设施建设直接促进地区知识存量提升；另一方面，公共文化服务体系建设强调推进公共文化机构数字化建设，延伸了图书馆服务的空间与时间，极大促进了知识传播与扩散。此外，公共文化服务体系建设可以为当地居民提供更加优质的文化消费内容，更好地弘扬和传播社会主义核心价值观，普及团结、协作的人际关系思想^②，有助于高校、企业和政府形成交互网络，促进地区协同创新的实现（傅首清，2010）。

4. 公共文化服务体系建设、市场环境与地区创新。市场环境包括知识产权、政府管理等维度（赵彦飞等，2020）。既有研究肯定了知识产权保护对创新的积极作用（吴超鹏和唐菂，2016）。根据外部性理论，创新具有公共品特征，需要政府介入来解决外部性造成的市场失灵问题。知识产权保护正是政府“有形之手”对创新企业研发溢出损失的补偿，因此具有提高创新产出绩效的作用（吴超鹏和

^①株洲市荷塘区将“忠孝文化”与社会主义核心价值观有机结合起来，打造荷塘区“忠孝荷塘，崇德向善”文明新地标，打造“忠孝”文化产业，涌现了一系列“忠孝”主题文艺作品（资料来源：《“忠孝荷塘”成文旅新名片——株洲创建国家公共文化服务体系示范区巡礼之七》，<https://www.zznews.gov.cn/news/2019/0531/315555.shtml>）。

^②以台州市为例，台州市大力弘扬“和合文化”，建成118家“和合书吧”，并以和合文化为主体形成一批高质量的研究旅游基地（资料来源：《打造文化高地，服务浸润人心 | 台州谱写公共文化服务新乐章》，http://wglj.zjtz.gov.cn/art/2021/10/18/art_1229052967_58903263.html）。

唐菂, 2016)。制度变迁理论认为,除法律法规、契约等正式制度外,对伦理、风俗和道德等非正式制度的理解与尊重是决定经济绩效的重要因素。文化习俗、传统规范和历史积淀所形成的产权保护的自觉意识是影响知识产权保护的重要因素(方颖和赵扬, 2011)。在公共文化服务体系建设中,示范区政策实施采取自上而下的“中央示范、基层跟进”模式(吕芳, 2023),这种国家主导实施的公共文化服务政策代表的是国家意识形态和国家理念(张良, 2017),蕴含对法治精神和高尚品德的弘扬^①。相关研究表明,文化通过影响个体的偏好和价值观念(Guiso et al., 2006),作用于个体的认知、互动和策略选择(DiMaggio, 1997)。因此,示范区政策实施能够发挥公共文化的“柔性治理”作用,基于一定的是非观念和价值尺度,潜移默化地对个体起到教化和规训作用(王慧莹和田芝健, 2022)。这有助于形成本地区自觉认同与尊重知识产权的良好氛围与价值共识,在一定程度上起到提高地区知识产权保护水平的效果,进而促进地区创新水平的提升。

基于上述理论分析,本文提出以下研究假说。

H1: 公共文化服务体系建设能够促进地区创新。

H2: 公共文化服务体系建设通过优化创新环境(创业环境、人才环境、竞合环境和市场环境)促进地区创新。

三、研究设计

(一) 变量说明

1.被解释变量: 地区创新水平。本文使用地级市发明专利授权数作为地区创新水平的代理变量,其原因在于:发明专利授权数能够准确客观地反映发展中国家创新活动的价值(Wei and Wu, 2001),是被广泛使用的衡量创新的指标;使用发明专利授权数可以有效避免专利申请中存在的虚假申请等问题(张杰等, 2016);在三种类型专利(发明专利、外观设计专利和实用新型专利)中,发明专利授权数能更好地衡量地区的创新能力(冯苑等, 2021)。

2.核心解释变量: 示范区政策实施情况。若地级市在当年及以后年份进入创建示范区名单,则示范区政策实施情况变量取值为1;否则取值为0。需要说明的是,借鉴卞元超等(2019)的思路,如果县级行政单位实施了示范区政策,本文认定县级行政单位所在地级市实施了示范区政策。

3.机制变量。机制变量包含创业环境、人才环境、竞合环境和市场环境四个变量。借鉴叶文平等(2018)、曹希广和邓敏(2024)的做法,本文使用地级市每百人新建企业数量作为创业环境的代理变量。借鉴 Du et al. (2021)、Lin and Ma (2022) 的做法,本文使用地级市每万人普通高中学生数量作为地区人才环境的代理变量。借鉴 Hong and Su (2013)、刘斐然等(2023)的做法,本文以上市公司、高校或科研院所联合申请发明专利和实用新型专利数量衡量竞合环境。具体来说,本文根据上市

^①《关于加快构建现代公共文化服务体系的意见》明确提出“加强知识产权审核和版权保护,防止侵权或盗版产品进入公共文化服务供给体系”的要求(参见《中共中央办公厅、国务院办公厅印发〈关于加快构建现代公共文化服务体系的意见〉(全文)》, https://www.gov.cn/xinwen/2015-01/14/content_2804250.htm)。

公司名称，从国家知识产权局的专利检索及分析网站^①搜集整理各公司历年的专利申请数据，筛选出上市公司、高校或科研院所联合申请发明专利和实用新型专利数量，并将其在地级市层面进行加总，以此作为竞合环境的代理变量。借鉴聂长飞等（2023）的做法，本文使用各地级市每万人知识产权审判结案数作为市场环境的代理变量。

4. 控制变量。参考相关文献（如下元超等，2019；白俊红等，2022；潘越等，2023），本文选择如下控制变量：经济发展水平、金融发展水平、政府干预程度、外商投资额、工业化水平、基础设施水平、信息化水平、教育支出水平、研发支出水平、社会消费水平、人口规模、转移支付情况、宗族文化情况、儒家文化情况和非物质文化情况。

变量的定义及描述性统计结果如表2所示。地区创新水平（发明专利授权数）的均值为708.867，核心解释变量的均值为0.151，其中实验组地级市个数为86，对照组地级市个数为196。

表2 变量定义及描述性统计结果

变量名称	变量定义或赋值	均值	标准差
地区创新水平	地级市发明专利授权数（件）	708.867	2934.597
示范区政策实施情况	地级市在当年及以后年份进入创建示范区名单：是=1，否=0	0.151	0.358
经济发展水平	地级市人均地区生产总值（元）	44964.319	31640.814
金融发展水平	地级市年末金融机构各项存款余额与地区生产总值的比值	1.364	0.630
政府干预程度	地级市一般公共预算支出与地区生产总值的比值	0.187	0.102
外商投资额	地级市当年实际使用外资金额（万元）	77192.853	163808.189
工业化水平	地级市第二产业增加值与地区生产总值的比值（%）	46.466	10.931
基础设施水平	地级市人均道路面积（平方米/人）	16.356	7.110
信息化水平	地级市每万人互联网用户数量（人）	0.177	0.130
教育支出水平	地级市教育支出与一般公共预算支出的比值	0.180	0.042
研发支出水平	地级市研发支出规模（万元）	508241.597	1066824.562
社会消费水平	地级市社会消费品零售总额与地区生产总值的比值	0.367	0.105
人口规模	地级市年末户籍人口数（万人）	440.043	267.267
转移支付情况	地级市所在省份获得的转移支付资金规模大于当年各省份获得的转移支付资金规模的中值：是=1，否=0	0.470	0.499
宗族文化情况	地级市每百万人拥有家谱数量（个）	0.405	1.070
儒家文化情况	地级市拥有孔庙数量（个）	1.613	1.823
非物质文化情况	地级市非物质文化遗产代表性项目数量（项）	5.461	6.771
创业环境	地级市每百人新建企业数量（个）	1.080	1.014
人才环境	地级市每万人普通高中学生数量（人）	8.024	12.144
竞合环境	地级市上市公司、高校或科研院所联合申请发明专利和实用新型专利数量（件）	1.919	17.814

^①专利检索及分析网站地址：<https://pss-system.cponline.cnipa.gov.cn/conventionalSearch>。

表2（续）

市场环境	地级市每万人知识产权审判结案数（件）	0.362	0.866
------	--------------------	-------	-------

注：地区创新水平、经济发展水平、外商投资额、研发支出水平、人口规模、宗族文化情况、儒家文化情况、非物质文化情况和竞合环境变量在后续回归中取对数。

（二）数据来源与样本筛选

本文将示范区政策实施作为一项准自然实验，将示范区设为实验组，其他地区设为对照组，使用多时点 DID 模型实证检验示范区政策实施对地区创新水平的影响。发明专利授权数和孔庙数量数据来源于中国研究数据服务平台（Chinese Research Data Services Platform，简称 CNRDS 平台）^①，家谱数据来源于中国家谱知识服务平台^②，非物质文化遗产数据来源于中国非物质文化遗产网·中国非物质文化遗产数字博物馆的国家级非物质文化遗产代表性项目名录^③，市场环境数据来源于北大法宝司法案例库^④，创业环境数据来源于 CnOpenData 中国工商注册企业全信息数据库^⑤。地级市层面经济数据来源于 2007—2022 年的《中国城市统计年鉴》，本文根据各省份和地级市统计局网站数据、中国经济金融研究数据库（China Stock Market & Accounting Research Database，简称 CSMAR）^⑥数据和 CNRDS 平台数据对缺失值进行补全。经过上述处理后，本文使用插值法对控制变量的缺失值进一步进行补全。

示范区政策实施包括项目申报和项目验收两个阶段，其间，中央会对各示范区的建设情况进行随机核查并发布报告。由于所有的示范区均通过了验收，且示范区在申报完成后为通过验收而实施的一系列政策措施已经产生了政策效应，本文以创建国家公共文化服务体系示范区（项目）名单最早公示年份——示范区申报年份作为示范区政策的实施年份。西藏自治区样本数据存在严重缺失，部分示范区政策实施主体为新疆生产建设兵团，因此本文剔除西藏自治区和新疆维吾尔自治区的样本。本文最终获得 2006—2021 年 282 个地级市的面板数据。

（三）模型设定

1. 基准模型设定。从示范区政策实施目的来看，地区创新水平不会影响示范区的选择和政策实施内容，而现有文献也未曾发现地区创新水平会显著影响公共文化服务政策的制定。从实践情况来看，经济较发达、创新水平较强的深圳市和天津市被确定为示范区的时间晚于创新水平较弱的鄂尔多斯市。

^① 中国研究数据服务平台网址：<https://www.cnrds.com/Home/Login>。

^② 中国家谱知识服务平台网址：<https://jiapu.library.sh.cn/#/>。

^③ 中国非物质文化遗产网·中国非物质文化遗产数字博物馆网址：<https://www.ihchina.cn/project#target1>。

^④ 北大法宝司法案例库网址：<https://www.pkulaw.com/case?way=topGuid>。

^⑤ CnOpenData 中国工商注册企业全信息数据库网址：<https://www.cnopendata.com/data/chinese-industrial-and-commercial-enterprises-registered-information/chinese-industrial-enterprise-patent-citation.html>。

^⑥ 中国经济金融研究数据库网址：<https://data.csma.com/>。

因此，本文采用多时点 DID 模型考察示范区政策实施对地区创新水平的影响。借鉴 Beck et al. (2010) 的做法，本文构建如下模型：

$$patent_{it} = \beta_1 + \beta_2 D_{it} + \beta_3 Controls_{it} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中：被解释变量 $patent_{it}$ 为地级市 i 第 t 年的地区创新水平，其数值越大，表明地区创新水平越高； D_{it} 表示地级市 i 第 t 年的示范区政策实施情况。本文重点关注 β_2 ，其大小反映示范区政策实施的效果。 $Controls_{it}$ 为控制变量。同时，本文还控制了城市固定效应 (δ_i) 和年份固定效应 (φ_t)， ε_{it} 为随机扰动项。

2. 中介模型设定。为进一步检验示范区政策实施影响地区创新的作用机理，参考江艇（2022）的研究，本文设置如下模型：

$$M_{it} = \gamma_1 + \gamma_2 D_{it} + \gamma_3 Controls_{it} + \delta_i + \varphi_t + \zeta_{it} \quad (2)$$

(2) 式中： M_{it} 代表中介变量，包括创业环境、人才环境、竞合环境和市场环境四个变量； D_{it} 表示地级市 i 第 t 年的示范区政策实施情况； $Controls_{it}$ 为控制变量； δ_i 和 φ_t 分别为城市固定效应和年份固定效应； ζ_{it} 为随机扰动项。本文重点关注 γ_2 ，其捕捉了示范区政策实施情况对地区创新环境的影响。

3. 示范区政策实施对地区创新水平差距影响的模型设定。本文除研究示范区政策实施对地区创新水平的影响外，还研究示范区政策实施对地区创新水平差距的影响。借鉴 Beck et al. (2010) 和曹清峰（2020）的研究，本文构建如下模型：

$$patent_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_{it} + \alpha_3 pat_0 + \alpha_4 D_{it} \times pat_0 + \alpha_5 Controls_{it} + \delta_i + \varphi_t + e_{it} \quad (3)$$

(3) 式中： $patent_{it}$ 为地级市 i 第 t 年的地区创新水平； pat_0 代表示范区政策实施之前的地区初始创新水平； D_{it} 表示地级市 i 第 t 年的示范区政策实施情况； $Controls_{it}$ 为控制变量； δ_i 和 φ_t 分别为城市固定效应和年份固定效应； e_{it} 为随机扰动项。本文重点关注核心解释变量和地区初始创新水平的交互项及其系数 α_4 。若交互项显著，且系数 α_4 为正，则表明示范区政策实施扩大了地区创新水平差距；反之，若交互项显著，且系数 α_4 为负，则表明示范区政策实施缩小了地区创新水平差距。

四、实证结果分析

（一）基准回归结果分析

本文使用多时点 DID 模型估计示范区政策实施对地区创新水平的影响，表 3 报告了基准回归结果。其中，回归 1 仅加入示范区政策实施情况变量，并控制了城市固定效应与年份固定效应。回归 2 在回归 1 的基础上加入除文化类变量外的其他控制变量，回归 3 是加入所有控制变量的估计结果。在所有回归中，示范区政策实施情况变量均在 1% 的统计水平上显著，且系数为正，说明示范区政策实施对地区创新水平具有显著的促进作用，研究假说 H1 得证。

表3 示范区政策实施对地区创新水平影响的基准回归结果

变量	被解释变量：地区创新水平					
	回归1		回归2		回归3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
示范区政策实施情况	0.139***	0.029	0.130***	0.027	0.120***	0.027
经济发展水平			0.262***	0.055	0.288***	0.055
金融发展水平			-0.000	0.017	0.003	0.015
政府干预程度			0.016	0.225	0.175	0.218
外商投资额			0.027***	0.009	0.027***	0.009
工业化水平			0.014***	0.002	0.013***	0.002
基础设施水平			0.019***	0.003	0.019***	0.003
信息化水平			1.099***	0.164	0.927***	0.161
教育支出水平			1.550***	0.389	1.439***	0.385
研发支出水平			0.011	0.011	0.010	0.011
社会消费水平			0.293*	0.151	0.317**	0.153
人口规模			1.760***	0.157	1.745***	0.158
转移支付情况			0.064**	0.030	0.071**	0.030
宗族文化情况×时间趋势项					0.033***	0.004
儒家文化情况×时间趋势项					-0.008***	0.003
非物质文化情况×时间趋势项					0.003	0.002
常数项	4.444***	0.008	-10.654***	1.139	-23.099***	6.237
城市固定效应		已控制		已控制		已控制
年份固定效应		已控制		已控制		已控制
观测值		4512		4512		4512
R ²		0.946		0.952		0.953

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②表中标准误为稳健标准误；③儒家文化、宗族文化和非物质文化情况变量非时变，在回归中乘以时间趋势项。

（二）平行趋势、异质性处理效应与安慰剂检验

1. 平行趋势检验。参考 Beck et al. (2010)、魏滨辉等 (2023) 的做法，本文使用事件研究法，对示范区政策实施的政策效应的动态趋势进行分解，进行平行趋势检验。图 1 (a) 为平行趋势检验结果，可以看出，在示范区政策实施前，估计系数的置信区间均包含 0，表明在示范区政策实施前，实验组与对照组的地区创新水平无显著差异，平行趋势假设得证。从动态效应来看，示范区政策实施 3 年后，示范区政策实施的政策效应开始显著，表明示范区政策实施能够产生促进地区创新水平提升的政策效应，且政策效应具有一定的滞后性。

2. 异质性处理效应检验。使用双向固定效应模型进行估计可能产生异质性处理效应 (Baker et al., 2022)，导致潜在估计偏误。为此，本文采用 Bacon 分解方法 (Goodman-Bacon, 2021) 检验异质性

处理效应。估计结果显示,时变处理的实验组将从未接受过政策干预的样本当作控制组的权重为 0.844,权重较大,说明本文使用双向固定效应模型进行估计不会导致严重的估计偏误。为保证研究结果的严谨性,借鉴刘海建和胡化广(2023)的研究,本文依次使用分解法和插补法这两种异质性稳健估计方法,考虑异质性处理效应重新进行回归。由表 4 的估计结果可知,无论采用何种处理方法,核心解释变量均显著,且系数分别为 0.130 和 0.127,与基准回归结果较为一致,证明本文研究结论是稳健的。

表 4 考虑异质性处理效应的示范区政策实施对地区创新水平影响的估计结果

变量	被解释变量: 地区创新水平	
	分解法	插补法
示范区政策实施情况	0.130** (0.052)	0.127** (0.056)
控制变量	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制

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

3. 安慰剂检验。示范区政策实施对地区创新水平的影响不可避免地受到其他非观测因素的干扰,从而可能导致估计偏误问题。为排除这一问题的干扰,本文使用基于反事实框架的安慰剂检验。借鉴 Liu and Lu (2015)、张科等(2023)的做法,本文采取随机分配实验组的方法,将实验组的 86 个地级市并入控制组,从新的控制组 282 个地级市中随机抽取 86 个地级市作为实验组,重新估计(1)式,进而得到虚拟核心解释变量的虚拟估计系数。根据图 1 (b) 的安慰剂检验结果,虚拟估计系数的核密度曲线的均值在 0 附近,虚拟估计系数的 p 值基本落在 10% 的显著性水平虚线的上方,说明虚拟核心解释变量多数不显著。综上所述,虚拟核心解释变量对地区创新水平并无显著影响,从反事实角度证实了示范区政策实施确实提高了地区创新水平。

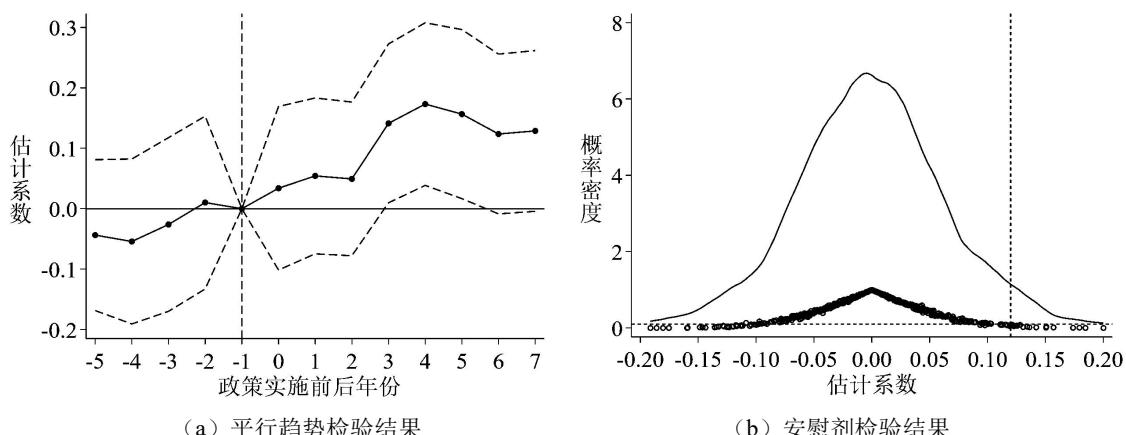


图 1 平行趋势与安慰剂检验结果

注: ①图 1 (a) 中, 实线代表系数估计值, 虚线曲线代表 95% 水平置信区间, 垂直虚线对应基准组年份, 水平实线代表 0 值; ②图 1 (b) 中, 空圈代表虚拟估计系数的 p 值, 实线代表虚拟估计系数的概率密度曲线, 水平虚线代表 10% 的显著性水平, 垂直虚线代表真实估计系数。

(三) 稳健性检验

1.PSM-DID 模型估计。尽管 DID 模型考虑了平均处理效应，但示范区政策实施并非严格意义上的自然实验，前述估计可能存在样本选择性偏差问题。因此，为验证前述估计结果的稳健性，参考孟庆斌等（2019）、马述忠和郭继文（2022）的做法，本文分别使用逐期匹配和代表期匹配的方式对数据进行筛选：一是根据创建示范区名单公布年份将样本划分为不同组，以非示范区为初始对照组，以示范区为实验组，分组进行 1:3 近邻匹配得到对照组，然后合并数据得到样本数据；二是以非示范区为初始对照组，以全部示范区为实验组，根据 2010 年样本数据进行 1:3 近邻匹配得到对照组，合并对照组和实验组数据得到样本数据。本文根据匹配后的样本重新估计（1）式，所得估计结果如表 5 回归 1 和回归 2 所示^①。结果表明，无论采用何种匹配方式，核心解释变量均显著，且系数为正，说明在考虑样本选择性偏差后，示范区政策实施显著提高了地区创新水平，本文研究结论是稳健的。

2. 替换核心解释变量。前文将示范区申报年份作为示范区政策的实施年份，本部分将示范区验收年份作为示范区政策的实施年份，重新生成核心解释变量，重新进行估计，所得估计结果如表 5 回归 3 所示。估计结果表明，示范区政策实施促进了地区创新水平提高，证明了上文研究结论的稳健性。

3. 调整控制变量。示范区选择可能并非完全随机，如果示范区选择与本地区的经济和文化发展状况有关，那么，这些固有差异可能对地区创新水平产生影响，降低上文研究结论的可靠性。借鉴宋弘等（2019）、王锋和葛星（2022）的做法，本文将地级市层面的控制变量（除转移支付情况外）替换为示范区政策实施之前（2010 年）地级市层面的控制变量与时间趋势项的交互项，以此来更好地控制地级市层面的固有差异的影响。根据表 5 回归 4 的估计结果，在控制地级市层面的固有差异的影响后，核心解释变量仍然显著，说明前述研究结论具有稳健性。

表 5 稳健性检验结果：PSM-DID 模型估计、替换核心解释变量和调整控制变量

变量	被解释变量：地区创新水平			
	逐期匹配		替换核心解释变量	调整控制变量
	回归1	回归2	回归3	回归4
示范区政策实施情况	0.080*** (0.030)	0.086*** (0.031)	0.132*** (0.027)	0.063** (0.028)
常数项	-11.174 (7.922)	-14.602* (8.753)	-22.638*** (6.260)	26.653*** (8.636)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	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
观测值	3120	2880	4512	4512
R ²	0.955	0.954	0.953	0.953

注：①***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③回归 1～回归 3 的控制变量同表 3，回归 4 使用经过上述调整后的控制变量。

^①受篇幅所限，平衡性检验和共同趋势检验结果未在文中报告。有兴趣者，可向作者索取。

4.删除特定城市样本。经济发展水平更高的地区具有集聚效应，更容易实现示范区政策的目标，在创新中具有优势，从而可能导致估计偏误问题。因此，本文删除地级市人均地区生产总值大于当年人均地区生产总值中位数的样本，以此控制集聚效应的影响。由表6回归1的估计结果可知，示范区政策实施情况显著，且系数为正，与基准回归结果保持一致，说明本文研究结论是稳健的。

5.删除特定年份样本。部分年份的特殊事件可能对本文估计结果产生影响，因此本文采取以下措施：一是剔除2008年以前的数据，缩短示范区政策实施前样本的窗口期，以减少潜在因素对本文估计结果的影响，具体估计结果如表6回归2所示；二是剔除2020年以后的样本，以避免中美科技战和国家加大科技创新投入造成的估计偏误，具体估计结果如表6回归3所示。回归2和回归3估计结果表明：在剔除特定年份样本后，示范区政策实施情况显著，且系数为正，说明本文研究结论是稳健的。

6.考虑其他政策的影响。除本文关注的示范区政策外，研究样本期内国家出台了其他影响地区创新水平的政策，如国家创新型城市试点政策与国家知识产权示范城市政策，可能对本地区创新水平产生显著影响，降低前述研究结论的可靠性。为控制上述政策的影响，本文设置创新型城市政策实施情况和知识产权保护政策实施情况两个变量^①，依次加入（1）式重新回归，所得结果如表6回归4和回归5所示。可以发现，在控制其他政策影响后，示范区政策实施对地区创新水平存在显著的正向影响，证明本文研究结论是稳健的。

表6 稳健性检验结果：删除特定城市和年份、考虑其他政策的影响

变量	被解释变量：地区创新水平				
	删除特定城市		删除特定年份		控制其他政策的影响
	回归1	回归2	回归3	回归4	回归5
示范区政策实施情况	0.186*** (0.057)	0.109*** (0.028)	0.114*** (0.028)	0.102*** (0.027)	0.110*** (0.027)
创新型城市政策实施情况				0.148*** (0.027)	
知识产权保护政策实施情况					0.103*** (0.028)
常数项	-0.818 (9.726)	5.757 (7.259)	-28.206*** (7.570)	-18.206*** (6.291)	-19.602*** (6.321)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	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	2247	3948	3948	4512	4512
R ²	0.899	0.959	0.953	0.954	0.954

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

^①若地级市在当年及以后成为国家创新型城市试点政策的试点城市，则创新型城市政策实施情况变量取值为1，否则取值为0；若地级市在当年及以后成为国家知识产权示范城市，则知识产权保护政策实施情况变量取值为1，否则取值为0。

(四) 作用机理分析

根据前述分析，本文分别以四个机制变量为被解释变量，以示范区政策实施情况为核心解释变量进行回归，以检验示范区政策实施影响地区创新水平的作用机理。

具体回归结果如表 7 所示。

表 7 示范区政策实施影响地区创新水平的作用机理检验结果

变量	被解释变量：地区创新水平			
	创业环境	人才环境	竞合环境	市场环境
	回归1	回归2	回归3	回归4
示范区政策实施情况	0.116*** (0.041)	0.667*** (0.179)	0.072** (0.036)	0.106*** (0.038)
常数项	-57.534*** (6.980)	-190.441*** (28.868)	-66.532*** (6.764)	-114.269*** (8.142)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	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
观测值数	4512	4512	4512	4480
R ²	0.746	0.968	0.645	0.680

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

1. 创业环境的影响。根据表 7 回归 1 的估计结果，示范区政策实施情况显著，且系数为正，表明示范区政策实施能够培育企业家精神，优化地区创业环境。根据熊彼特的创新理论和学术界的研究，企业家精神是推动创新的动力源泉。因此，示范区政策实施能够通过优化创业环境促进地区创新。

2. 人才环境的影响。根据表 7 回归 2 的估计结果，示范区政策实施情况显著，且系数为正，表明示范区政策实施能够显著促进地区人力资本水平提升，优化地区人才环境。相关研究表明，区域内人力资本水平提升对地区创新活动存在积极影响（韩先锋等，2019）。因此，示范区政策实施能够通过优化人才环境促进地区创新。

3. 竞合环境的影响。根据表 7 回归 3 的估计结果，示范区政策实施情况显著，且系数为正，表明示范区政策实施能够促进产学研协同，优化地区竞合环境。宏观层面的创新系统理论、三重螺旋理论和微观组织视角的开放式创新理论，均证实了产学研协同对创新的积极影响（叶伟巍等，2014）。因此，示范区政策实施能够通过优化竞合环境促进地区创新。

4. 市场环境的影响。根据表 7 回归 4 的估计结果，示范区政策实施情况显著，且系数为正，证明示范区政策实施对地区市场环境存在正向影响。吴超鹏和唐菂（2016）的研究表明，地区知识产权保护水平提升能够通过减少企业研发溢出损失、缓解外部融资约束促进创新产出提升。因此，示范区政策实施能够通过优化市场环境促进地区创新。

以上结果验证了研究假说 H2。

五、进一步分析

(一) 示范区政策实施对地区创新水平差距的影响

示范区政策实施的初衷是解决公共文化服务供给不足和不均等问题。那么，示范区政策实施是否能够缩小地区创新水平差距，即示范区政策实施是否具有普惠性？本部分将对此进行检验。

一方面，创新优势地区（初始创新水平较高地区）拥有更强的知识吸收能力和研发水平，能够通过优势累积不断提高创新水平（林云和金祥荣，2008）。示范区政策实施增加了地区知识存量和促进产学研协作，创新优势地区更可能从示范区政策实施中获益，进一步拉大其与创新弱势地区的创新水平差距，表现出马太效应。另一方面，根据新古典增长理论的趋同假说，边际报酬递减规律可能使创新弱势地区资源投入的边际收益远高于创新优势地区，从而逐步缩小地区创新水平差距。示范区政策在资金分配等方面向弱势地区倾斜，可能会降低地区创新水平差距，表现出趋同效应。考虑到单一年份的地区创新水平可能存在较大波动，参考曹清峰（2020）的思路，本文依次使用2010年（示范区政策实施前1年）的地区创新水平和2006—2010年地区创新水平的平均值衡量地区初始创新水平，变量分别命名为“2010年地区创新水平”“平均地区创新水平”。本文基于(3)式进行回归，所得估计结果如表8所示。

表8 示范区政策实施对地区创新水平差距影响的检验结果

变量	被解释变量：地区创新水平							
	以发明专利授权数衡量				以中国区域创新创业指数的总指数衡量			
	回归1		回归2		回归3		回归4	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
示范区政策实施情况	0.329***	0.065	0.264***	0.058	0.233***	0.066	0.203***	0.054
示范区政策实施情况×2010年地区创新水平	-0.053***	0.013			-0.002**	0.001		
示范区政策实施情况×平均地区创新水平			-0.044***	0.014			-0.002**	0.001
常数项	-24.259***	6.499	-23.223***	6.487	-22.628***	6.545	-22.074***	6.485
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
年份固定效应	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	
观测值数	4448		4448		4448		4448	
R ²	0.950		0.950		0.950		0.950	

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②地区初始创新水平变量因多重共线性而未纳入回归；③控制变量同表3回归3。

表8中，回归1和回归3使用2010年地区创新水平作为衡量地区初始创新水平的代理变量，回归2和回归4使用平均地区创新水平表征地区初始创新水平。同时，为保证研究结果的稳健性，本文以北京大学企业大数据研究中心编制的中国区域创新创业指数的总指数表征地区创新水平^①，基于(3)

^①资料来源：《中国区域创新创业指数构建与空间格局：1990—2020》，<https://cer.gsm.pku.edu.cn/info/1036/1058.htm>。

式重新回归，具体估计结果如表 8 回归 3 和回归 4 所示。根据表 8 的估计结果，示范区政策实施情况与地区初始创新水平的交互项显著，且系数为负，表明示范区政策实施有利于缩小地区创新水平差距，体现出趋同效应。

（二）示范区政策实施对地区创新质量的影响

依据创新的动机，创新可分为实质性创新和策略性创新（黎文靖和郑曼妮，2016）。一般而言，作为地区创新的主力军，企业在市场信息不对称的前提下，可能通过简单的创新或单纯追求数量的方式（Hall and Harhoff, 2012），以较小的成本向政府展现其创新能力，以此来获得更多的政策支持。

“晋升锦标赛”的存在也使部分政府乐于通过重数量的支持方式来高效地证明其政绩（姚洋和张牧扬，2013）。这两方面共同激励企业进行策略性创新。黎文靖和郑曼妮（2016）指出，在缺少直接衡量创新动机指标的情况下，创新结果可作为衡量不同创新动机的代理变量。借鉴其做法，本文将发明专利授权视为实质性创新，将非发明专利授权视为策略性创新。本部分以非发明专利授权数衡量地区策略性创新水平，并将其作为被解释变量，重新进行回归。根据表 9 回归 1 的估计结果，示范区政策实施情况不显著，说明示范区政策实施对地区策略性创新没有影响，而促进了地区实质性创新。公共文化服务体系建设向社会成员宣传普及脚踏实地、实事求是等优秀价值观念，在道德层面起到约束作用，潜在地敦促企业和政府关注创新质量而非创新数量。

（三）异质性分析

本部分从地区等级和地区区位的视角来分析示范区政策实施的异质性影响。

1. 地区等级。借鉴李政和杨思莹（2019）的思路，本文将省会城市和副省会城市所在地级市视为重点地区，将其余地级市视为非重点地区，设置地区等级虚拟变量，如果某地区为重点地区，地区等级变量取值为 1，否则取值为 0。所得估计结果如表 9 回归 2 所示。示范区政策实施情况和地区等级的交互项显著，且系数为负，说明示范区政策实施对非重点地区创新水平的提升作用更显著。

2. 地区区位。本文按照国家统计局划分标准，将各地级市分为东部地区和中西部地区两组。本文设置地区区位变量，如果地级市属于东部地区，则地区区位变量赋值为 1，否则赋值为 0。根据表 9 回归 3 的估计结果，示范区政策实施情况和地区区位的交互项显著，且系数为负，表明示范区政策实施在中西部地区的创新促进作用更明显。这说明，示范区政策实施能够为中西部地区提供良好的发展机会，有利于促进各地区协调发展。

表 9 示范区政策实施对地区创新质量影响的异质性分析结果

变量	被解释变量：地区策略性 创新水平		被解释变量：地区创新水平			
			地区等级异质性		地区区位异质性	
	回归1		回归2		回归3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
示范区政策实施情况	-0.011	0.025	0.178***	0.029	0.206***	0.032
示范区政策实施情况×地区等级			-0.096*	0.055		
示范区政策实施情况×地区区位					-0.135**	0.054

表9 (续)

常数项	1.048	5.476	33.149***	7.498	34.988***	7.382
控制变量		已控制		已控制		已控制
年份固定效应		已控制		已控制		已控制
城市固定效应		已控制		已控制		已控制
省份×时间趋势		未控制		已控制		已控制
观测值数		4512		4512		4512
R ²		0.963		0.964		0.964

注: ***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平; ②表中标准误为稳健标准误; ③控制变量同表 3 回归 3。

六、研究结论与政策启示

本文使用 2006—2021 年 282 个地级市的面板数据, 将国家公共文化服务体系示范区政策实施视为一项准自然实验, 使用多时点双重差分模型实证检验国家公共文化服务体系示范区政策对地区创新的影响。研究发现: 示范区政策实施对地区创新水平存在显著的正向影响, 且这一结果在经过 PSM-DID 模型估计、安慰剂检验等一系列稳健性检验后依然成立; 示范区政策实施通过优化创新环境(创业环境、人才环境、竞合环境和市场环境)促进地区创新水平提升; 相较于对创新数量的影响, 示范区政策实施更多地促进了地区创新质量的提升; 示范区政策实施具有趋同效应, 能够缩小地区创新水平差距; 不同地区实施示范区政策的效果存在差异, 相较于对重点地区和东部地区的影响, 示范区政策实施对非重点地区和中西部地区的创新的促进作用更加显著。国家公共文化服务体系建设不仅有助于推动中国特色社会主义文化事业发展, 而且具有促进地区创新水平提升的作用。

根据上述研究结论, 本文得到如下政策启示。一是进一步加快公共文化服务体系建设进程。通过公共文化服务体系建设助力创新驱动发展战略实施, 是当前推动高质量发展的可行政策选项。政府应着力完善和健全公共文化服务供给体系、公共文化人才保障体系, 在满足居民基本文化需求、保障居民基本文化权益的基础上, 促进地区知识积累。政府应重视公共文化组织体系建设与公共文化活动的开展, 以丰富多彩的文化活动凝聚民族向心力, 通过价值观引领激发地区创新活力。二是加强公共文化服务供给的顶层设计, 促进区域协调发展。中央政府应重视公共文化服务供给的顶层设计, 鼓励支持相对落后地区公共文化服务体系的发展, 明确公共文化服务体系建设的先后顺序和重点任务, 调动落后地区公共文化服务供给的积极性。落后地区要重视公共文化服务体系建设, 坚持以政府为主导、以公共财政为支撑, 转变服务理念, 以“文化生产力”促进地区发展。三是注重优化地区创新环境。要加快转变政府职能, 重视创新平台建设与创新环境构建, 以良好的制度环境促进地区创新活动的开展, 减少创新主体面临的制度摩擦。

参考文献

- 白俊红、张艺璇、卞元超, 2022: 《创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据》, 《中国工业经济》第 6 期, 第 61-78 页。

2. 卞元超、吴利华、白俊红, 2019: 《高铁开通是否促进了区域创新?》, 《金融研究》第6期, 第132-149页。
3. 曹清峰, 2020: 《国家级新区对区域经济增长的带动效应——基于70大中城市的经验证据》, 《中国工业经济》第7期, 第43-60页。
4. 曹希广、邓敏, 2024: 《电子商务政策与企业家创业精神》, 《世界经济》第4期, 第31-64页。
5. 陈刚、邱丹琪, 2021: 《儒家文化与企业家精神——一项流行病学研究》, 《财经研究》第3期, 第95-109页。
6. 方颖、赵扬, 2011: 《寻找制度的工具变量: 估计产权保护对中国经济增长的贡献》, 《经济研究》第5期, 第138-148页。
7. 冯苑、聂长飞、张东, 2021: 《宽带基础设施建设对城市创新能力的影响》, 《科学学研究》第11期, 第2089-2100页。
8. 傅首清, 2010: 《区域创新网络与科技产业生态环境互动机制研究——以中关村海淀科技园区为例》, 《管理世界》第6期, 第8-13页。
9. 郭庆旺、贾俊雪、赵志耘, 2007: 《中国传统文化信念、人力资本积累与家庭养老保障机制》, 《经济研究》第8期, 第58-72页。
10. 韩先锋、宋文飞、李勃昕, 2019: 《互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗》, 《中国工业经济》第7期, 第119-136页。
11. 金智、彭辽, 2022: 《地方人才引进政策与公司人力资本》, 《金融研究》第10期, 第117-134页。
12. 江艇, 2022: 《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》, 《中国工业经济》第5期, 第100-120页。
13. 江求川、任洁、张克中, 2014: 《中国城市居民机会不平等研究》, 《世界经济》第4期, 第111-138页。
14. 焦艳鹏、刘葳, 2021: 《知识获取、人工智能与图书馆精神》, 《中国图书馆学报》第5期, 第20-32页。
15. 黎文靖、郑曼妮, 2016: 《实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响》, 《经济研究》第4期, 第60-73页。
16. 李兰、王锐、彭泗清, 2023: 《企业家成长30年: 企业家精神引领企业迈向高质量发展——中国企业家队伍成长与发展30年调查综合报告》, 《管理世界》第3期, 第113-136页。
17. 李兰、仲为国、彭泗清、郝大海、王云峰, 2019: 《当代企业家精神: 特征、影响因素与对策建议——2019中国企业家成长与发展专题调查报告》, 《南开管理评论》第5期, 第4-12页。
18. 李树、邓睿、陈刚, 2020: 《文化经济学的理论维度与实践进路——第五届文化与经济论坛综述》, 《经济研究》第1期, 第204-208页。
19. 李政、杨思莹, 2019: 《创新型城市试点提升城市创新水平了吗?》, 《经济学动态》第8期, 第70-85页。
20. 林云、金祥荣, 2008: 《区域技术创新绩效的“马太效应”——基于中国30个省市面板数据分析》, 《经济学家》第3期, 第78-85页。
21. 刘海建、胡化广, 2023: 《畅通国民经济循环与劳动力就业——基于流通标准一体化视角的研究》, 《数量经济技术研究》第10期, 第51-70页。
22. 刘斐然、胡立君、范小群, 2023: 《产学研合作如何影响企业的市场绩效?》, 《科研管理》第1期, 第155-163页。

- 23.罗必良、洪炜杰、耿鹏鹏、郑沃林, 2021: 《赋权、强能、包容: 在相对贫困治理中增进农民幸福感》, 《管理世界》第10期, 第166-181页。
- 24.吕芳, 2023: 《资源约束、角色分化与地方政府的政策执行——基于公共文化服务示范区建设的案例研究》, 《管理世界》第2期, 第113-124页。
- 25.马述忠、郭继文, 2022: 《制度创新如何影响我国跨境电商出口? ——来自综试区设立的经验证据》, 《管理世界》第8期, 第83-102页。
- 26.孟庆斌、李昕宇、张鹏, 2019: 《员工持股计划能够促进企业创新吗? ——基于企业员工视角的经验证据》, 《管理世界》第11期, 第209-228页。
- 27.倪延年, 2002: 《知识传播功能论》, 《中国图书馆学报》第5期, 第12-15页。
- 28.聂长飞、冯苑、张东, 2023: 《知识产权保护与经济增长质量》, 《统计研究》第2期, 第73-88页。
- 29.潘越、杨玲玲、肖金利, 2023: 《文化传承的创新效应——来自艺术类非物质文化遗产的证据》, 《经济学动态》第7期, 第3-24页。
- 30.宋弘、孙雅洁、陈登科, 2019: 《政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究》, 《管理世界》第6期, 第95-108页。
- 31.孙玉涛、张艺蕾, 2021: 《海外人才引进计划提升了我国大学科研产出吗? ——以“211”工程大学化学学科为例》, 《科研管理》第10期, 第20-27页。
- 32.王锋、葛星, 2022: 《低碳转型冲击就业吗——来自低碳城市试点的经验证据》, 《中国工业经济》第5期, 第81-99页。
- 33.王慧莹、田芝健, 2022: 《以精神生活共同富裕为价值导向的公共文化治理研究》, 《社会主义研究》第4期, 第107-114页。
- 34.王建, 2017: 《正规教育与技能培训: 何种人力资本更有利于农民工正规就业? 》, 《中国农村观察》第1期, 第113-126页。
- 35.王康、李逸飞、李静、赵彦云, 2019: 《孵化器何以促进企业创新? ——来自中关村海淀科技园的微观证据》, 《管理世界》第11期, 第102-118页。
- 36.王秋玉、曾刚、吕国庆, 2016: 《中国装备制造业产学研合作创新网络初探》, 《地理学报》第2期, 第251-264页。
- 37.魏滨辉、罗明忠、曾春影, 2023: 《劳动力返乡创业与县域产业结构升级: 理论线索与经验证据》, 《中国农村经济》第10期, 第26-48页。
- 38.吴超鹏、唐菂, 2016: 《知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据》, 《经济研究》第11期, 第125-139页。
- 39.徐细雄、李万利, 2019: 《儒家传统与企业创新: 文化的力量》, 《金融研究》第9期, 第112-130页。
- 40.姚洋、张牧扬, 2013: 《官员绩效与晋升锦标赛——来自城市数据的证据》, 《经济研究》第1期, 第137-150页。
- 41.叶伟巍、梅亮、李文、王翠霞、张国平, 2014: 《协同创新的动态机制与激励政策——基于复杂系统理论视角》, 《管理世界》第6期, 第79-91页。

- 42.叶文平、李新春、陈强远, 2018: 《流动人口对城市创业活跃度的影响: 机制与证据》, 《经济研究》第 6 期, 第 157-170 页。
- 43.张杰、高德步、夏胤磊, 2016: 《专利能否促进中国经济增长——基于中国专利资助政策视角的一个解释》, 《中国工业经济》第 1 期, 第 83-98 页。
- 44.张科、熊子怡、黄细嘉、赵磊, 2023: 《红色旅游发展与革命老区城乡收入差距——基于双重差分法的经验分析》, 《中国农村经济》第 5 期, 第 103-121 页。
- 45.张良, 2017: 《论国家治理现代化视域中的文化治理》, 《社会主义研究》第 4 期, 第 73-79 页。
- 46.张玉利、谢巍, 2018: 《改革开放、创业与企业家精神》, 《南开管理评论》第 5 期, 第 4-9 页。
- 47.赵彦飞、李雨晨、陈凯华, 2020: 《国家创新环境评价指标体系研究: 创新系统视角》, 《科研管理》第 11 期, 第 66-74 页。
- 48.赵益民、黎梦琪, 2023: 《公共文化服务经济贡献度的系统动力学研究》, 《图书情报工作》第 18 期, 第 25-36 页。
- 49.中国科技发展战略研究小组, 2023: 《中国区域创新能力评价报告 2023》, 北京: 科学技术文献出版社, 第 45 页。
- 50.Baker, A. C., D. F. Larcker, and C. C. Wang, 2022, “How Much Should We Trust Staggered Difference-in-Differences Estimates?”, *Journal of Financial Economics*, 144(2): 370-395.
- 51.Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, 2010, “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in The United States”, *The Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.
- 52.DiMaggio, P., 1997, “Culture and Cognition”, *Annual Review of Sociology*, 23(1): 263-287.
- 53.Du, K., Y. Cheng, and X. Yao, 2021, “Environmental Regulation, Green Technology Innovation, and Industrial Structure Upgrading: The Road To the Green Transformation of Chinese Cities”, *Energy Economics*, Vol. 98, 105247.
- 54.Glaeser, E. L., and M. G. Resseger, 2010, “The Complementarity Between Cities and Skills”, *Journal of Regional Science*, 50(1): 221-244.
- 55.Goodman-Bacon, A., 2021, “Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.
- 56.Guiso, L., P. Sapienza, and L. Zingales, 2006, “Does Culture Affect Economic Outcomes?”, *Journal of Economic Perspectives*, 20(2): 23-48.
- 57.Hall, B. H., and D. Harhoff, 2012, “Recent Research on The Economics of Patents”, *Annual Review of Economics*, 4(1): 541-565.
- 58.Hong, W., and Y. S. Su, 2013, “The Effect of Institutional Proximity in Non-Local University-Industry Collaborations: An Analysis Based on Chinese Patent Data”, *Research Policy*, 42(2): 454-464.
- 59.Liu, Q., and Y. Lu, 2015, “Firm Investment and Exporting: Evidence from China’s Value-Added Tax Reform”, *Journal of International Economics*, 97(2): 392-403.
- 60.Lin, B., and R. Ma, 2022, “Green Technology Innovations, Urban Innovation Environment and CO₂ Emission Reduction in China: Fresh Evidence from A Partially Linear Functional-Coefficient Panel Model”, *Technological Forecasting and Social Change*, Vol. 176, 121434.

- 61.Wei, S., and Y. Wu, 2001, “Globalization and Inequality: Evidence from Within China”, NBER Working Paper 8611, <http://www.nber.org/papers/w8611>.
- 62.Schumpeter, J. A., 1934, *The Theory of Economic Development: An Inquiry into Profits, Capital, Credit, Interest and the Business Cycle*, Cambridge MA: Harvard University Press, 66.

(作者单位: ¹山东财经大学会计学院;

²山东财经大学金融学院;

³山东师范大学文学院)

(责任编辑: 光 明)

Does the Construction of Public Cultural Service System Promote Regional Innovation? Evidence from the National Public Cultural Service System Demonstration Zone Policy

GE Yongbo CHEN Qi QIU Shiwen

Abstract: Employing the panel data of 282 prefecture-level cities from 2006 to 2021 as a sample, this paper considers the implementation of National Public Cultural Service System Demonstration Zone policy as a quasi-natural experiment, and empirically examines the impact of the National Public Cultural Service System Demonstration Zone policy implementation on the level of regional innovation by using a staggered Difference-in-Differences model. The study finds that the implementation of the demonstration zone policy has a significant and positive effect on the regional innovation level, and this result still holds after a series of robustness tests such as PSM-DID model estimation and placebo tests. The implementation of the demonstration zone policy promotes the improvement of the regional innovation level through optimizing the innovation environment (entrepreneurship environment, talent environment, competition environment, and market environment). Demonstration zone policy implementation exhibits a convergence effect, which can narrow the gap in regional innovation levels. Compared with the quantity of innovation, the implementation of demonstration zone policy promotes the improvement of regional innovation quality more effectively. There are differences in the policy effects of the implementation of demonstration zone policy in different regions, and the implementation of demonstration zone policy has a more significant impact on non-key regions and central and western regions than key regions and the eastern regions. This paper concludes that it is supposed to improve the top-level design of public cultural service supply, follow the principle of “co-construction and sharing, universal access, and balanced development”, strengthen cultural empowerment, and guide the construction of public cultural service system to help the implementation of innovation-driven development strategy.

Keywords: A Powerful Country in Terms of Culture; Construction of Public Cultural Service System; Regional Innovation; Innovation Environment

中国农村劳动力省际转移（1978—2021）： 数量估算与时空特征*

贾晓佳^{1,2} 程名望³

摘要：在促进城乡融合发展背景下，本文估算1978—2021年中国农村劳动力省际转移量，据此识别农村劳动力省际转移方向，并运用社会网络分析方法刻画其时空特征和演变规律。本文研究有以下几点发现：其一，1978—2021年，中国农村劳动力转移总量呈上升趋势，其省际转移路径呈复杂网络特征，并形成以珠三角为转入中心的长江以南圈、以长三角为转入中心的长江黄河圈、以京津冀为转入中心的黄河以北圈和以新疆为转入中心的黄河西北圈。农村劳动力主要转入地由东南转至东部地区，且呈现向中西部地区回流的趋势。其二，农村劳动力省际转移具有“门当户对”的梯度性渐次转移特征和“近水楼台先得月”的就近转移特征，表现为农村劳动力由人均地区生产总值位次居中或靠后的“转出块”转至经济活力较强的“桥梁块”，再由“桥梁块”转入经济较发达的“转入块”。农村劳动力转入和转出省份的地理位置分布具有“核心—边缘”特征。其三，转移劳动力的平均受教育水平不断提高，表明转移劳动力“质”的优势在提升。如何将转移劳动力“量”的优势转化为“质”的优势，形成“新人口红利”，这是发挥转移劳动力群体优势的关键所在。基于此，在中国大国经济和区域发展不平衡的特征事实下，尊重农村劳动力“梯度”转移的规律和特征，协调城镇化与乡村振兴的关系，进一步促进农村劳动力在省际和城乡之间的优化配置，对于城乡融合发展和乡村振兴战略目标的实现具有重要意义。

关键词：农村劳动力 省际转移 网络分析 时空特征

中图分类号：F323.6; F304.6 **文献标识码：**A

一、引言

习近平总书记在党的二十大报告中强调：“坚持农业农村优先发展，坚持城乡融合发展，畅通城

*本研究得到国家社会科学基金重点项目“城乡融合视角下推进以人为本的新型城镇化研究”（编号：22AZD048）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：程名望。

乡要素流动。”^①2024年中央“一号文件”进一步提出：“统筹新型城镇化和乡村全面振兴，提升县城综合承载能力和治理能力，促进县乡村功能衔接互补、资源要素优化配置。”^②畅通城乡要素流动是城乡融合发展的重中之重。作为最具能动性的生产要素，农村劳动力在产业间和城乡间的优化配置对城乡融合发展和乡村振兴影响深远。发达国家的经验表明，农村劳动力由农业部门向非农部门转移，是一个国家或地区实现从传统社会向现代社会转变的必由之路（程名望，2012）。改革开放以来，随着农村劳动力由农业部门向非农部门转移，中国农业就业人员占比由1978年的70.50%降至2021年的23.16%；2021年美国农业就业人员占比为1.66%，韩国的这一比例为5.25%^③。这表明，中国农业就业人员占比依旧较高，存在进一步下降的空间。就农村劳动力转移数量看，根据《新中国农业60年统计资料》和2009—2021年《农民工监测调查报告》公布的数据，1978—2021年，中国农村劳动力转移数量持续增加。根据其演变趋势，中国农村劳动力转移可分为四个阶段：1978—1990年为转移量小于1亿人的低度转出期；1991—2000年为转移量突破1亿人的持续转出期；2001—2010年为转移量由1亿人增至2亿人的高度转出期；2011—2021年为高度转出平稳期。2021年末，中国农民工总量达2.93亿人；其中，1.72亿人选择外出就业，占比为58.70%；在外出就业农民工中，省内转移1.00亿人，跨省转移0.71亿人。可见，外出务工特别是跨省务工，是农村劳动力资源在地区间优化配置的主要体现^④，是中国农村劳动力转移的重要特征和形式。

学者十分重视农村劳动力转移问题。国外相关研究已形成了较为系统的理论体系。Lewis（1954）、Ranis and Fei（1961）、Lee（1966）等基于不同视角对农村劳动力转移机理给予了较充分的解释。近年来，相关研究聚焦于两个方面。一是基于微观视角，分析受教育水平或技能因素对劳动力转移决策的作用。Card et al.（2022）研究表明人力资本与劳动力转出度成正比；Silvanto et al.（2015）指出技能型人才的聚集会吸引更多的技能型人才流入，且技能型人才难以被技术进步替代；Kaiser and Siegenthaler（2016）、Adamopoulos et al.（2022）的研究进一步证明，在技能偏向效应影响下，低技能型劳动力就业更容易被替代。二是基于宏观视角，探讨经济水平、政策与制度等因素对劳动力转移的影响。劳动力流动是生产要素在地区间和产业间重新配置的过程（Adamopoulos and Restuccia, 2020; Adamopoulos et al., 2022），经济发展、产业结构调整与大规模的农业劳动力非农就业相关（Lagakos, 2020）。在农业部门与非农部门的“推一拉”过程中，Dedehouanou et al.（2018）发现落后的农村基础设施阻碍了农户的非农自雇行为；Branco and Féres（2020）发现干旱对农业生产的冲击促使劳动力向非农部门转移；区域规模经济和交通成本下降会吸引更多的劳动力转入大城市（Desmet and Rossi-Hansberg, 2009）；

^①习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第31页。

^②参见《中共中央 国务院关于学习运用“千村示范、万村整治”工程经验有力有效推进乡村全面振兴的意见》，https://www.gov.cn/gongbao/2024/issue_11186/202402/content_6934551.html。

^③资料来源：世界银行官网，<https://data.worldbank.org/indicator/SL.AGR.EMPL.ZS?view=chart>。

^④资料来源：《2021年农民工监测调查报告》，https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202302/t20230203_1901452.html。

户籍对于劳动力跨地区配置的分割效应，影响劳动力在部门间、地区间流动，从而降低劳动力资源配置效率（Fan, 2019; Tombe and Zhu, 2019）。

国内学者非常关注农村劳动力的省际转移，已有研究主要集中在两个方面。一是农村劳动力省际转移的特征和规律。从劳动力转移规模看，多数学者认为中国农村劳动力跨省转移的整体规模呈上升趋势，但增速放缓（章铮，2005；蔡昉，2022）。孙爱军和刘生龙（2014）认为虽然近年来国内人口流动增速放缓，但人口从中西部地区向东部地区转移的趋势未变，未来很长时间内中国人口迁移的规模仍将不断扩张。王桂新（2022）进一步研究发现，由于宏观发展环境变化，昔日东迁人口出现“逆势”回迁。从劳动力转移方向看，劳动力省际转移表现为由中西部地区流向东部地区，且主要集聚在珠三角、长三角和京津冀地区，中西部地区（特别是安徽、河南、四川和湖南四省）是省际人口迁移主要转出区，东部沿海地区与中西部地区的省际人口迁移重要省份之间已初步形成人口迁移对流（王桂新，2022）。二是农村劳动力省际转移的机理及影响因素。农村劳动力转移是农业部门与非农部门“推一拉”作用的结果，因此，可将农村劳动力转移影响因素归纳为非农部门拉力、农业部门推力和中间阻碍因素（程名望，2012）。非农部门产出（程名望，2012）、产业结构（颜色等，2022）、城乡收入差距（范晓非等，2013）、城镇化水平（解安和林进龙，2023）、外向型经济（铁瑛等，2019）、固定资产投资（骆永民等，2020）、基础设施建设（邹先强和赵心源，2023）等因素对农村劳动力省际转移有显著拉动作用。耕地面积（游和远和吴次芳，2010）、文化教育程度（刘万霞，2013）、农业技术进步（徐建国和张勋，2016）等对农村劳动力省际转移具有显著的推力作用。户籍制度（周文等，2017）、社会保障服务（朱玲和何伟，2020）、土地制度（郭冬梅等，2023）、地理距离（程名望等，2006）是中间障碍因素。可以通过调整劳动和土地等要素在城市间的配置（钟粤俊等，2024）、完善社会保障服务（张熠等，2023）引导农村劳动力有序转移。

然而，已有研究主要采用时间序列或截面的静态属性数据^①从全国视角或以单个省份为研究对象展开探析，没有考虑省际劳动力转移的关联性和相关性。实际上，某一省份劳动力转入量包含着与之对应的转出地信息，而一个省份的劳动力转出量也包含着与之对应的转入地信息。农村劳动力省际转移量是转出地和转入地合力作用的结果。因此，基于属性数据的分析“损耗”了部分信息，导致分析结果不精确甚至错误（严善平，2007）。鉴于此，为弥补属性数据荷载信息的不足，本文在估算农村劳动力省际转移量并识别其转移方向的基础上，运用社会网络分析方法，刻画31个省份农村劳动力省际转移的时空特征规律及其演变趋势。

本文研究的创新和贡献有三个方面：第一，通过大量且细致的数据测算工作，获得1978—2021年共计44年同时包含农村劳动力省际转移量和转移方向信息的动态关联数据，并据此展开研究，弥补现有研究采用属性数据导致信息荷载不完全的缺陷，从动态网络视角剖析农村劳动力省际转移的时空特征及其演变规律。第二，引入社会网络分析方法，从空间关联视角探析农村劳动力省际转移的规

^①Scott（2013）认为，社会科学研究所涉及的数据类型包括属性数据、关系数据和观念数据三类。属性数据用于描述对象特征，适用一般回归分析；关系数据用于描述联系和交流，适用社会网络分析方法。

律和特征，创新性发现以“胡焕庸线”为界的农村劳动力省际转移的“一江春水向东流”和“门前流水尚能西”的空间特征，即劳动力在向东部地区转移的同时，出现了向中西部地区回流的趋势。第三，根据农村劳动力省际转入转出的关系数，将31个省份归纳为净转入块、转入块、桥梁块、转出块四个模块，创新性地得出农村劳动力省际转移具有“门当户对”的梯度性渐次转移特征和“近水楼台先得月”的就近转移特征。本文研究可为中国农村劳动力城乡流动的政策制定提供更为翔实的数据支撑和规律性认识，对促进城乡融合发展乃至乡村振兴战略目标的实现具有重要意义。

二、农村劳动力省际转移时空特征的分析方法

（一）农村劳动力省际转移的时间特征分析方法

农村劳动力转移即农村劳动力由农业转移至非农部门就业的过程。本文在估算农村劳动力省际转移相关数据的基础上，展开农村劳动力省际转移的时间特征分析。就某一个省份而言，在该省份的农村劳动力转出量中，一部分转入本省份非农部门就业（省内转移），另一部分转入外省份非农部门就业（省际转出）。同时，该省份非农部门就业人员中，除了省内转移的农村劳动力，还有外省份转入的农村劳动力（省际转入）。那么，该省份的农村劳动力省内转移量加上省际转入量即该省份的农村劳动力转入量。受限于农村劳动力省际转移官方统计数据的缺失，以上各农村劳动力转移量数据，除各省份农村劳动力转出量可通过测算获得外，其他数据均需要通过估算获得。

首先，基于单个省份视角，测算1978—2021年各省份农村劳动力转出量。参考伍山林（2016）、徐建国和张勋（2016）的计算方法，从数据的一致性和准确性两个方面考虑，本文用乡村从业人员数量减去农林牧渔从业人员数量，测得各省份农村劳动力转出量，将其加总获得1978—2021年全国农村劳动力转移总量。

其次，基于两两省份视角，估算1978—2021年各省份农村劳动力省际转移量。1982年、1990年、2000年、2010年、2020年两两省份间的农村劳动力省际转移量可通过全国人口普查数据^①获得。2008—2021年历年两两省份间的农村劳动力省际转移量可依据2009—2021年《农民工监测调查报告》中的农民工地区间转移数量估算获得。而1978—2021年其余年份两两省份间的农村劳动力省际转移量无法从统计资料中直接获取，需要估算。具体估算过程为：第一步，依据1982年、1990年、2000年、2010年、2020年两两省份间农村劳动力省际转移量，求得上述年份农村劳动力省际转移量占全国农村劳动力转移总量之比；第二步，基于2008—2021年历年两两省份间的农村劳动力省际转移量，测得相应年份两两省份间农村劳动力省际转移量占全国农村劳动力转移总量之比；第三步，在上述两个占比数据的基础上，采用线性推算法^②，获得1978—2021年其余年份历年两两省份间农

^①对应本文的数据区间，本文采用第三次（1982年）、第四次（1990年）、第五次（2000年）和第六次（2010年）、第七次（2020年）全国人口普查数据。

^②本文采用线性推算有两个依据：一是人口和劳动力增长率具有稳定性；二是每个省份每年就业岗位变化具有稳定性且就业岗位变化对原有就业量具有依赖性。

村劳动力省际转移量占全国农村劳动力转移总量之比，再将中国农村劳动力转移总量乘以该占比，可获得1978—2021年其余年份历年两两省份间农村劳动力省际转移量。

再次，基于单个省份视角，估算1978—2021年各省份农村劳动力转入量。基于上述两两省份间农村劳动力省际转移量，以单个省份为例，加总该省份转出到其他省份的农村劳动力数量得到该省份农村劳动力的省际转出量，加总其他省份转入到该省份的农村劳动力数量得到该省份农村劳动力的省际转入量。然后，将该省份农村劳动力转出量减去省际转出量，得到该省农村劳动力省内转移量。省内转移量加上省际转入量，就得到该省份农村劳动力转入量。据此获得1978—2021年各省份农村劳动力转入量。进一步，依据各地区所包含的省份，将地区内各省份的农村劳动力转入量加总，获得各地区农村劳动力转入量。

最后，识别1978—2021年农村劳动力省际转移方向。一是对比两两省份间农村劳动力省际转移量，可获知农村劳动力在两两省份间的转移方向；二是对比各省份农村劳动力省际转出量和省际转入量，可获知农村劳动力主要转出和转入方向。由此，可识别1978—2021年农村劳动力省际转移方向^①。

（二）农村劳动力省际转移的空间特征分析方法

1. 中心度分析方法。社会网络分析方法涉及点、关系、网络三个概念。本文将省份视为网络点，若有农村劳动力由A省份转移至B省份，则定义存在一条由点A发出并指向点B的关系。将农村劳动力转移关系汇总，可得到31个省份的农村劳动力省际转移有向网络。

绝对度数中心度（point centrality）衡量与某一个点直接相连的其他点的个数，即直接关系数，直接关系数越多，则该点的绝对度数中心度越高，表明该点居于网络中心，拥有“影响力”。在有向网络中，每个点的绝对度数中心度可分为点入度（in-degree centrality）和点出度（out-degree centrality）。点入度衡量该点得到的直接关系数，点出度是该点发出的直接关系数。

绝对中间中心度（betweenness centrality）是由Freeman（1979）提出的，用于测算某一个点在多大程度上位于其他两点的“中间”的指标。如果一个点处于多对点的中间，则这个点在网络中担当“桥梁”作用。绝对中间中心度具体测算过程为：假设网络中共有 g 个点（总计为 G ），点 x 和点 z 之间存在的捷径条数用 r_{xz} 表示，其中经过第三个点 y 的捷径条数为 ry_{xz} ，则 by_{xz} 为点 y 控制点 x 和点 z 交往的“能力”，衡量点 y 处于点 x 和点 z 之间的概率，即 $by_{xz} = ry_{xz}/r_{xz}$ 。然后，把点 y 处于网络中所有对点之间的概率 by_{xz} 加总，得到点 y 的绝对中间中心度，记为 cy_{xz} ，则有 $cy_{xz} = \sum_x^G \sum_z^G by_{xz}$ （ $x \neq y \neq z$ ，且 $x < z$ ）。

2. 块模型分析方法。农村劳动力省际转移在全国层面有无统一规律可循？本文基于块模型（block models）展开进一步探析。块模型是一种研究网络位置模型的方法，是对社会角色的描述性代数分析，最早由White et al.（1976）提出。此后，块模型概念不断深入和推广。Wasserman and Faust（1994）进

^①为确保对农村劳动力转移量估算的准确性和可行性，本文对估算过程和估算所得数据展开检验：一是检验历年《农民工监测调查报告》数据与人口普查数据进行对接的可行性；二是根据2008—2021年农村劳动力转移实际值，依据人口增长率进行倒推。检验结果表明，估算值与实际值的趋势相同，因此本文认为可以作此估算。

一步给出块模型划分依据，以期望比为标准把网络中的点划分成四个离散子集，并将子集称之为“块”，进而观察块内各点之间及其与块外各点之间的关系。

首先是测算期望比。网络中共有 g 个点，其中 B_K 块含 g_k 个点，则将 B_K 块内 g_k 个点可组成的最大关系数比上 g_k 个点在网络中可组成的关系数，得到 B_K 块的期望比 (pB_K)，其表达式为：

$$pB_K = g_k(g_k - 1)/g_k(g - 1)$$

其次是测算块内实际关系比和块接收到其他块的实际关系比。在实际情况中，块内关系数、块内各点在网络中的关系数不一定为最大值。那么，将块内实际关系数比上块内各点在网络中的实际关系数得到块内实际关系比，将块接收到其他块的实际关系数比上块内各点在网络中的实际关系数得到块接收到其他块的实际关系比。

最后是块角色的划分。结合块内实际关系比是否大于或等于期望比，以及块接收到其他块的实际关系比约等于零还是大于零，将网络中四个块的角色归纳为首属人、经纪人、谄媚人、孤立人。

本文借鉴 Wasserman and Faust (1994) 分类思想并结合本文拟研究内容，将上述块角色重新定义为转入块、桥梁块、封闭块和转出块，如表 1 所示。

表 1 块角色分类

块内实际关系比	块接收到其他块的实际关系比	
	≈ 0	> 0
$\geq g_k(g_k - 1)/g_k(g - 1)$	孤立人（封闭块）	首属人（转入块）
$< g_k(g_k - 1)/g_k(g - 1)$	谄媚人（转出块）	经纪人（桥梁块）

对于转入块，劳动力转移关系特征为块内转移关系较多，且接收较多的块外劳动力转入关系，对外发出劳动力转出关系较少。在极端情况下，只接收且不对外发出关系，称为净转入块。对于桥梁块，该块接收块内转移和较多块外劳动力转入关系，并对块外发出较多劳动力转出关系。对于封闭块，劳动力转移关系主要发生在块内部，对外不发生劳动力转入与转出关系。对于转出块，块对外发出较多劳动力转出关系，较少接收块内转移和块外劳动力转入关系。极端情况下，只对外发出关系，无转入关系。

在块角色判定后，可利用像矩阵（image matrix）对块的总体特征进行描述。像矩阵是一种表达块间关系的矩阵，能够清晰获知劳动力转移关系及其传递机制。求解像矩阵的过程如下：首先，用各块的块内、块间实际关系数分别除以块内、块间理论上的最大关系数，求得块内关系密度和块间关系密度^①，组成一个 4×4 的密度矩阵；其次，用网络中所有点的实际总关系数除以网络中所有点理论上的最大关系数，得到网络平均密度；最后，将块内关系密度、块间关系密度和网络平均密度进行对比，若块内关系密度、块间关系密度值大于或等于网络平均密度，则将块内关系密度、块间关系密度赋值为 1，否则赋值为 0。最终得到一个由 0 和 1 组成的 4×4 矩阵，称为像矩阵。

^① 密度是反映网络成员间关联关系疏密情况的指标，密度越大，表明网络成员间关系越紧密，该网络对其中行动者的态度、行为等产生的影响就越大（刘军，2014）。

（三）数据来源

根据数据可得性和农村劳动力省际转移路径完整性，本文选定的研究对象为除港、澳、台以外的31个省（区、市）。除上述提及的2009—2021年历年《农民工监测调查报告》^①和第三次至第七次全国人口普查数据，本文将各部分所用指标及其数据来源整理如下。一是估算农村劳动力省际转移量的相关数据来源：①农林牧渔从业人员（万人），1978—2008年该指标数据源于《新中国农业60年统计资料》，2009—2021年相同口径数据来自对应年份各省份的统计年鉴；②乡村从业人员（万人），基于户籍口径统计，该数据源自1978—2021年历年的各省份统计年鉴。二是分析农村劳动力省际转移时空特征的相关数据来源：①农民工总量（万人）、本地就业量（万人）、外出就业量（万人）、省际转出量（万人），平均年龄（年）、平均受教育年限（年）、月均收入（元）数据来源于2009—2021年历年的《农民工监测调查报告》，东部、中部、西部、东北转出量（万人）由《农民工监测调查报告》公布的各地农民工省际转出占比乘以省际转出量得到；②人均地区生产总值（万元）、二三产业增加值占比（%）、城镇居民家庭人均可支配收入（万元）、城镇化率（%），以上4个指标数据来源于2022年各省份统计年鉴。

三、农村劳动力省际转移时间特征分析

（一）农村劳动力转移总量的时间特征

本文估算得到1978—2021年中国农村劳动力转移总量，其时间趋势如图1所示。图1显示，全国农村劳动力转移总量持续上升，由1978年的2182万人增至2021年的29251万人，增长了13.40倍，增长率经由1978—1987年大幅波动后趋于平稳。

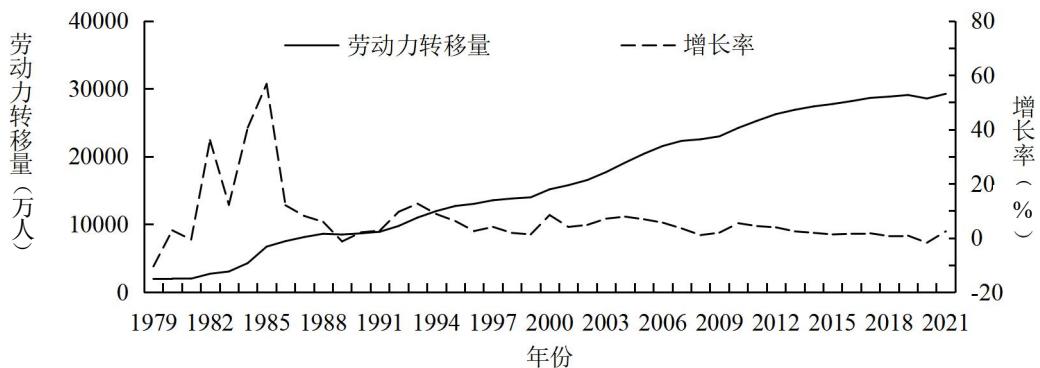


图1 中国农村劳动力转移总量及其趋势（1978—2021年）

1978—1987年，农村家庭联产承包责任制的实行以及《中共中央、国务院关于进一步活跃农村经济的十项政策》等政策的出台和实施，提高了农业劳动生产率，大量农民从土地上解放出来，需要更大的发展空间。在同一时期，东部地区经济特区相继成立，非农部门快速发展，对劳动力吸纳能力增强。在农业部门“推力”和非农部门“拉力”的双重作用下，农村劳动力转移量及其增长率均大幅提

^①2009年发布的《农民工监测调查报告》可获得2008年数据。

高。但由于改革开放初期，政策制定和执行仍在摸索，因而劳动力转移数量及其增长率波动幅度较大。

1988—1997年，由于市场机制逐步建立，中小企业蓬勃发展，非农部门规模扩大，就业岗位增多，非农就业需求使农村劳动力转移持续上升，到1997年末，全国农村劳动力转移总量达13556.40万人。得益于市场经济发展，这一时期全国农村劳动力转移总量的增长率在历经1978—1987年波动回落后，开始攀升。

1998—2015年，全国农村劳动力转移总量不断上升，到2015年末达27747万人。这一时期中国加入WTO，制造业在东部沿海地区迅速发展，伴随新一轮的经济增长，特别是“三来一补”对外贸易模式的形成，极大地带动了转移劳动力就业，“孔雀东南飞”拉开农业劳动力流动就业的序幕，并成为迄今为止中国改革和发展过程中具有特征性意义的现象。

2016—2021年，全国农村劳动力转移总量趋于平稳，增长率在保持平稳趋势的基础上呈现略微下降态势。究其原因：一是在经济高质量发展战略背景下，东部地区开始面临产业转型升级压力，加之区域协调发展战略的实施和中西部地区经济发展水平的提升，中西部地区对农村转移劳动力就业的容纳力大幅增强；二是中国农村劳动力转移开始面临“刘易斯拐点”，转移数量趋于平稳，增长率开始呈下降趋势。

由此可见，中国农村劳动力转移数量和制度改革、政策实施密切相关。中国经济高速增长的事实奠定了劳动力大规模由农村转移到城市就业的需求。在机制上，中国农村劳动力转移一方面源于农业部门的“推力”，另一方面源于非农部门的“拉力”。

（二）各地区农村劳动力转入量的时间特征

在分析全国劳动力转移总量时间趋势的基础上，本文进一步将31个省份划分为“四地”“两区”“三心”“三带”^①，具体划分如下：一是划分为东部、中部、西部和东北四地；二是依“胡焕庸线”划分为线东、线西两区^②；三是划分广东（粤心）、长三角（沪心）和京津冀（京心）三个劳动力主要转入中心；四是以长江、黄河为界划分长江以南地带（南带）、长江黄河中间带（中带）和黄河以北地带（北带）。

1978—2021年上述地区农村劳动力转入量占中国农村劳动力转移总量之比分别如表2和表3所示。

^①四地：东部包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南，共计10个省份；中部包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南，共计6个省份；西部包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆，共计12个省份；东北部包括辽宁、吉林、黑龙江，共计3个省份。两区：以“胡焕庸线”为界，线西地区包括新疆、西藏、宁夏、甘肃、青海、内蒙古6个省份，其他25个省份为线东地区。三心：粤心包括广东；沪心包括上海、江苏、浙江；京心包括北京、天津、河北。三带：南带包括上海、浙江、福建、江西、湖南、广东、广西、海南、贵州、云南、西藏；中带包括江苏、安徽、山东、河南、湖北、重庆、四川、陕西、宁夏；北带包括北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、甘肃、青海、新疆。

^②被“胡焕庸线”穿过的省份，大部分面积在线东侧的，划归为线东省份，反之则划归为线西省份。

中国农村劳动力省际转移（1978—2021）：数量估算与时空特征

表2 “四地”“两区”农村劳动力转入量占比 单位：%

年份	东部	中部	西部	东北	线东	线西	年份	东部	中部	西部	东北	线东	线西
1978	34.14	23.66	25.64	16.56	89.44	10.56	2000	53.76	17.65	23.42	5.17	93.29	6.71
1979	34.14	23.66	25.64	16.56	89.44	10.56	2001	54.27	17.41	23.18	5.14	93.31	6.69
1980	34.14	23.66	25.64	16.56	89.44	10.56	2002	54.78	17.17	22.93	5.12	93.33	6.67
1981	34.14	23.66	25.64	16.56	89.44	10.56	2003	55.29	16.94	22.68	5.09	93.35	6.65
1982	34.14	23.66	25.64	16.56	89.44	10.56	2004	55.81	16.69	22.44	5.06	93.37	6.63
1983	34.75	23.55	25.84	15.86	89.77	10.23	2005	56.32	16.45	22.19	5.04	93.40	6.60
1984	35.35	23.45	26.04	15.16	90.10	9.90	2006	56.83	16.21	21.95	5.01	93.42	6.58
1985	35.96	23.35	26.23	14.46	90.43	9.57	2007	57.09	16.09	21.82	5.00	93.43	6.57
1986	36.56	23.25	26.43	13.76	90.75	9.25	2008	57.35	15.97	21.70	4.98	93.44	6.56
1987	37.17	23.15	26.62	13.06	91.08	8.92	2009	57.60	15.85	21.58	4.97	93.45	6.55
1988	37.78	23.04	26.82	12.36	91.41	8.59	2010	57.86	15.73	21.45	4.96	93.46	6.54
1989	38.38	22.94	27.02	11.66	91.74	8.26	2011	57.86	15.73	21.45	4.96	93.46	6.54
1990	38.99	22.84	27.21	10.96	92.06	7.94	2012	57.86	15.73	21.45	4.96	93.46	6.54
1991	40.83	22.19	26.74	10.24	92.22	7.78	2013	57.86	15.73	21.45	4.96	93.46	6.54
1992	42.68	21.54	26.26	9.52	92.37	7.63	2014	57.86	15.73	21.45	4.96	93.46	6.54
1993	44.53	20.89	25.79	8.79	92.52	7.48	2015	57.86	15.73	21.45	4.96	93.46	6.54
1994	46.37	20.25	25.32	8.06	92.68	7.32	2016	56.81	20.45	19.52	3.22	94.05	5.95
1995	48.22	19.60	24.84	7.34	92.83	7.17	2017	55.97	20.69	20.14	3.20	93.86	6.14
1996	50.06	18.95	24.37	6.62	92.99	7.01	2018	54.97	21.04	20.84	3.15	93.64	6.36
1997	50.99	18.62	24.13	6.26	93.06	6.94	2019	54.15	21.47	21.29	3.09	93.51	6.49
1998	51.91	18.30	23.90	5.89	93.14	6.86	2020	53.11	21.86	22.04	2.99	93.28	6.72
1999	52.83	17.97	23.66	5.54	93.22	6.78	2021	53.11	21.86	22.04	2.99	93.28	6.72

表3 “三心”“三带”农村劳动力转入量占比 单位：%

年份	粤心	沪心	京心	南带	中带	北带	年份	粤心	沪心	京心	南带	中带	北带
1978	4.73	11.23	6.58	29.46	34.09	36.45	2000	19.93	16.41	6.66	48.43	31.67	19.90
1979	4.73	11.23	6.58	29.46	34.09	36.45	2001	19.65	17.21	6.72	48.65	31.39	19.96
1980	4.73	11.23	6.58	29.46	34.09	36.45	2002	19.38	18.01	6.78	48.86	31.11	20.03
1981	4.73	11.23	6.58	29.46	34.09	36.45	2003	19.11	18.81	6.85	49.07	30.83	20.10
1982	4.73	11.23	6.58	29.46	34.09	36.45	2004	18.83	19.61	6.91	49.29	30.54	20.17
1983	5.71	11.22	6.56	30.48	34.20	35.32	2005	18.56	20.41	6.98	49.50	30.27	20.23
1984	6.69	11.21	6.54	31.50	34.31	34.19	2006	18.28	21.21	7.04	49.72	29.98	20.30
1985	7.67	11.21	6.52	32.52	34.42	33.06	2007	18.15	21.61	7.07	49.82	29.84	20.34
1986	8.65	11.20	6.50	33.54	34.53	31.93	2008	18.01	22.01	7.10	49.93	29.70	20.37
1987	9.63	11.19	6.48	34.56	34.64	30.80	2009	17.87	22.41	7.14	50.04	29.56	20.40
1988	10.61	11.18	6.46	35.58	34.75	29.67	2010	17.74	22.81	7.17	50.14	29.42	20.44
1989	11.60	11.17	6.43	36.60	34.86	28.54	2011	17.74	22.81	7.17	50.14	29.42	20.44

表3 (续)

1990	12.58	11.17	6.41	37.61	34.97	27.42	2012	17.74	22.81	7.17	50.14	29.42	20.44
1991	13.50	11.82	6.44	38.97	34.56	26.47	2013	17.74	22.81	7.17	50.14	29.42	20.44
1992	14.41	12.48	6.47	40.32	34.15	25.53	2014	17.74	22.81	7.17	50.14	29.42	20.44
1993	15.33	13.13	6.50	41.67	33.74	24.59	2015	17.74	22.81	7.17	50.14	29.42	20.44
1994	16.25	13.79	6.53	43.02	33.32	23.66	2016	17.42	22.40	7.04	50.17	31.04	18.79
1995	17.17	14.44	6.56	44.38	32.90	22.72	2017	17.16	22.07	6.93	49.87	31.25	18.88
1996	18.09	15.10	6.60	45.72	32.50	21.78	2018	16.85	21.67	6.81	49.52	31.53	18.95
1997	18.55	15.43	6.61	46.40	32.29	21.31	2019	16.60	21.35	6.71	49.24	31.79	18.97
1998	19.01	15.75	6.63	47.08	32.08	20.84	2020	16.28	20.94	6.58	48.88	32.10	19.02
1999	19.47	16.08	6.64	47.76	31.88	20.36	2021	16.28	20.94	6.58	48.88	32.10	19.02

第一，农村转移劳动力在“四地”间的分布并不均衡。在资源禀赋、政策制度等多种因素的综合影响下，这种不均衡态势稳定且持续存在。东部地区是农村劳动力的主要转入地，占全国劳动力转移总量近半数，并依据各地农村劳动力转入量形成“东部—中西部—东北”的梯度递减格局。农村劳动力转移分布不均衡的具体特征有三。首先，农村劳动力转移主要向东部地区集聚。1978—2021年东部地区农村劳动力转入量年平均占比为48.37%；中部和西部地区占比次之，分别为19.78%和23.72%；东北地区占比最低，为8.12%。究其原因，主要是因为地理区位优势与发展政策优势相结合使得东部地区成为中国区域经济增长极，非农部门发展吸纳了大量农村劳动力。其次，东部地区农村劳动力转入量占比变化趋势呈倒U型特征，中西部地区表现为正U型特征，东北地区则处于下降态势。东部地区农村劳动力转入量占比由1978年的初始值34.14%不断增大，经历2015年峰值57.86%后开始下降，到2021年回落至53.11%；中部和西部地区农村劳动力转入量占比之和由1978年的49.30%降至2015年的37.18%，后又升至2021年的43.90%。东北地区农村劳动力转入量占比持续下降。上述特征表明：一方面，农村劳动力转移是各地联动的综合结果，且联动主要表现在东部和中西部地区；另一方面，近年来，特别是2015年后，农村劳动力转移呈现由东部地区向中西部地区回流趋势，但回流规模较小。最后，“四地”农村劳动力转入量占比的最大值与最小值差距呈倒U型变化趋势。1978年，农村劳动力转入量占比最大的东部地区（34.14%）和占比最小的东北地区（16.56%）相差17.58个百分点；1982年后，“四地”农村劳动力转入量占比最大值与最小值差距开始扩大，并在2016年达到最大值，东部占比（56.81%）和东北占比（3.22%）相差53.59个百分点；2016年以后，“四地”农村劳动力转入量占比差距开始缩小，至2021年缩小至50.12个百分点。

第二，“胡焕庸线”以东地区成为转移劳动力的主要集聚区。农村转移劳动力主要分布在“胡焕庸线”以东地区，年平均占比92.40%；“胡焕庸线”以西地区占比较低，为7.60%。这表明，无论是农村劳动力转移量，还是农村劳动力转入量，均集聚在线东地区，并进一步集中在东部地区。其主要原因：“胡焕庸线”以东地区集聚了资源禀赋、制度、政策等一系列优势发展条件，该地区的非农部门对劳动力转入的“拉力”强于线西地区。

第三，“三心”是全国农村劳动力主要转入地，其中，长三角和珠三角地区是农村劳动力重点转

入中心。“三心”地区农村劳动力转入量占比由1978年的22.54%开始上升，于1997年突破40%后在2015年达到峰值47.72%，后降至2021年的43.80%，全国近半数转移劳动力集聚至此。“三心”地区成为农村劳动力重点转入中心的主要原因为：“三心”地区地处中国改革开放前沿，市场经济高速发展，加之区域经济发展政策扶持，增强了这些省份对转移劳动力的吸纳力，使得“三心”地区成为农村劳动力的重要转入地。从演变趋势上看：1978—1988年，长三角地区农村劳动力转入量居于首位。1989—2003年，长三角和珠三角地区的农村劳动力转入量开始快速增长，且珠三角农村劳动力转入量超过长三角，占据首位。2004—2021年，长三角农村劳动力转入量反超珠三角，位居农村劳动力转入地之首。2021年，长三角、珠三角、京津冀劳动力转入量占比分别为20.94%、16.28%和6.58%，表明农村劳动力主要转入重心地由东南转至东部地区。

第四，农村劳动力转入重心地历经更迭，最终由北带转为南带，形成南带第一、中带第二、北带第三的农村劳动力转入量依次递减格局。具体而言：1978—1988年是农村劳动力转入重心地频繁更迭的时期。随着改革开放的推进，就业重心不断南移，从1978年的北带（36.45%）转到1984年的中带（34.31%），1988年后稳定在南带（35.58%）。1989—2003年，南带农村劳动力转入量占比上升，中带占比稳定，北带占比呈下降趋势，南带成为稳定的农村劳动力转入重心地。“三带”保持着南带第一、中带第二、北带第三的位次，且“三带”农村劳动力转入量占比最大值与最小值差距开始扩大。2004—2021年，随着中带占比上升，“三带”占比最大值和最小值的差距表现出缩小趋势。“三带”占比最大值和最小值的差距在2016年最大，为31.37个百分点。随后，“三带”占比差距开始缩小，至2021年缩小到29.87个百分点。由此可知，南带稳定为农村劳动力转入重心地。呈现这一特征的原因在于：南方地区经济发展迅速，吸引了大量的资金和人才流入，为转移劳动力提供了更多的就业机会和发展空间，吸引了大量北方农村劳动力向南方转移；同时，南方地区的产业结构更加多元化，涵盖更多的行业和领域，为转移劳动力提供了更多的就业选择。

综上所述：一方面，农村劳动力转移是各地区联动的结果，劳动力转移具有全局性和系统性；另一方面，劳动力转移具有明显的经济因素导向，劳动力转入重心地随区域经济格局的演变而变动，表现出由北向南、由中西部向东部地区集聚的趋势。

（三）农村劳动力转出量及个体特征

本文基于2008—2021年农民工总量、本地就业量、外出就业量、省际转出量，以及东部、中部、西部和东北地区的省际转出量数据，探析农村劳动力转出量特征。结合农民工的平均年龄、平均受教育年限、月平均收入水平等指标阐释转移劳动力的个体特征。统计结果如表4所示。

表4 农民工特征描述性统计分析

年份	农民工	本地	外出	省际	东部	中部	西部	东北	平均	受教育	月均
	总量	就业量	就业量	转出量	转出量	转出量	转出量	转出量	年龄	年限	收入
	(万人)	(万人)	(万人)	(万人)	(万人)	(万人)	(万人)	(万人)	(年)	(年)	(元)
2008	22542	8501	14041	7484	874	3721	2889	—	—	—	1340
2009	22978	8445	14533	7341	946	3681	2714	—	—	9.70	1417

中国农村劳动力省际转移（1978—2021）：数量估算与时空特征

表4 (续)

2010	24223	8888	15335	7717	980	3928	2809	—	35.50	—	1690
2011	25278	9415	15863	7473	832	3841	2800	—	36.40	9.52	2049
2012	26261	9925	16336	7739	841	3958	2940	—	37.30	9.56	2290
2013	26894	10284	16610	7739	882	4017	2840	—	37.80	9.38	2609
2014	27395	10574	16821	7867	916	4064	2887	—	38.30	9.46	2864
2015	27747	10863	16884	7745	858	4024	2863	—	38.60	9.57	3072
2016	28171	11237	16934	7666	837	3897	2794	138	39.00	9.68	3275
2017	28652	11467	17185	7675	826	3918	2787	144	39.70	9.75	3485
2018	28836	11570	17266	7594	812	3889	2727	166	40.20	9.69	3721
2019	29077	11652	17425	7508	821	3802	2691	194	40.80	9.73	3962
2020	28560	11601	16959	7052	719	3593	2557	183	41.40	9.82	4072
2021	29251	12079	17172	7130	700	3578	2669	183	41.70	9.92	4432
平均	26848	10464	16383	7552	846	3851	2783	72	38.89	9.65	2877

注：①本地就业指在户籍所在乡镇地域以内就业，外出就业指在户籍所在乡镇地域外就业，省际转出指在户籍所在省份外的其他省份就业；②2015年前，辽宁省属于东部地区，吉林省、黑龙江省属于中部地区，“—”表示缺失值。

由表4可知，2008—2021年农民工总量持续上升，东部地区农村劳动力转出量最少，农村劳动力省际转出表现出向中西部地区回流的趋势。首先，2008—2021年，农民工总量不断攀升，由2008年的22542万人增长至2021年的29251万人，但增长率呈缓慢下降趋势。其次，农民工就业形式仍以外出就业为主。外出就业量由2008年的14041万人增至2021年的17172万人，增长了22.30%。再次，农民工省际转出地主要为中部地区，占省际转出量的50.99%，西部地区次之（36.86%），东部地区第三（11.20%），东北地区最少（0.95%）。最后，东部、中部和西部地区农民工省际转出量呈现先增后减的趋势。该趋势在中西部地区更为明显，即在2008—2014年递增，在2014年达到峰值后下降。2014—2021年中部和西部地区省际转出量分别减少486万人和218万人，表现出农民工向中西部回流的态势。上述特征的成因在于：一是东部地区的非农经济发展较好，吸纳大量农村劳动力在省内非农部门就业；二是人口基数较大的省份大都集中在中西部地区，这些地区的农民工更倾向跨省就业。

从农民工个体特征看，农民工平均年龄在增长，受教育年限在提高，月均收入水平稳定提升。首先，农民工平均就业年龄为38.89岁，呈上升趋势，由2010年的35.50岁上升至2021年的41.70岁，增长了6.20岁。分年龄段看：2008年，16~20岁、21~30岁、31~40岁、41~50岁和50岁以上的农民工占比分别为10.7%、35.3%、24.0%、18.6%和11.4%；2021年，占比分别为1.6%、19.6%、27.0%、24.5%和27.3%。比较可知，16~30岁的农民工占比下降，31岁及以上的农民工占比提高，特别是41岁及以上增幅明显。其次，农民工平均受教育年限在提高，由2011年的9.52年上升至2021年的9.92年。2021年，文盲、小学、初中学历的农民工占比分别比2011年下降了0.70个、0.70个、5.10个百分点，高中和大学学历农民工分别比2011年上升了3.80个、2.80个百分点，表明农民工平均受教育年限不断提升。最后，农民工收入水平持续上升。2008年月平均收入水平为1340元，2021年增长至

4432 元，2021 年月平均收入为 2008 年的 3.31 倍。分就业地区看：外出就业收入高于本地就业收入，东部地区就业收入水平最高，中部地区次之，西部地区第三，东北地区最低。

综上所述，一方面，农民工平均受教育水平不断提高，表明农民工“质”的优势在提升。未来如何将农民工“量”的优势转化为“质”的优势，形成“新人口红利”，是发挥农民工群体优势的关键。另一方面，农村劳动力的主要转入地和主要转出地并非同一地区，且农村劳动力本地就业、外出就业和跨省就业相互影响，相互联动。这表明，农村转移劳动力资源重配的重点是实现其空间优化重配。

四、农村劳动力省际转移空间特征分析

（一）农村劳动力省际转移路径特征分析

受限于农村劳动力省际转移官方统计数据的缺失，现有研究未能较好展示农村劳动力转移空间特征。本文通过估算获得 31 个省份的农村劳动力省际转移关系数据，以此刻画农村劳动力转移省际空间特征，并尝试揭示其内在规律和趋势。本文将两两省份间的农村劳动力省际转移数量用 31×31 关系矩阵表示，矩阵中的列对应转入地，行对应转出地，则 1978—2021 年对应 44 个 31×31 关系矩阵。将 44 个矩阵求均值，获得 1978—2021 年各省份农村劳动力省际转移数量的年平均值，再将该均值两两省份作差，得到农村劳动力省际净转移有向均值网络^①，如图 2 所示。

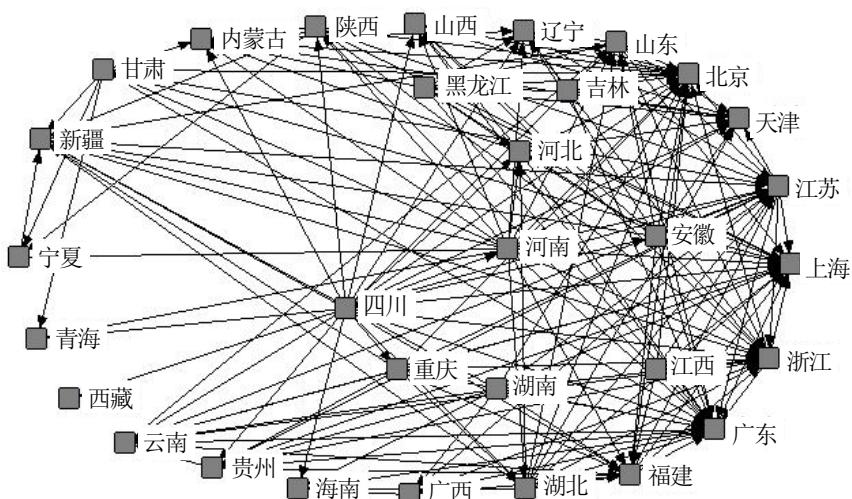


图 2 农村劳动力省际转移网络

注：箭头指向农村劳动力净转入省份。

由图 2 可知，从整体上看，农村劳动力省际转移具有复杂网络特征。以“胡焕庸线”为界，劳动力转入、转出量主要集聚在线东地区，占比分别为 93.12% 和 93.98%。线西地区农村劳动力转入、转出量较少，占比分别为 6.88% 和 6.02%。从农村劳动力转入、转出地以及省际转入、转出量看，农村

^① 基于净流量原值和以 500 人、1000 人等不同门槛值分别做图，以图示清晰和尽可能保有流量方向特征为原则，本文最终选定以 2 万人为门槛值作图，但图文分析基于原值数据进行描述。

劳动力转移表现出三个方面的显著特征。第一，农村劳动力转入地主要集聚在东部沿海地带，特别是长三角、珠三角和京津冀地区。其中，长三角地区的农村劳动力省际转入量最大，占农村劳动力省际转移量的31.85%，转入长三角地区的农村劳动力主要来源省份为安徽（28.06%）、河南（10.37%）、四川（9.72%）和江西（8.62%）。珠三角地区农村劳动力省际转入量次之，占比为28.24%，主要来源省份为湖南（22.02%）、广西（17.36%）、四川（13.14%）、湖北（10.16%）和江西（8.79%）。京津冀地区对农村劳动力转入的吸纳力较弱，占比为9.71%。其中，北京因其经济和政策优势而形成的高吸纳力最为突出，其农村劳动力省际转入量占比为6.00%。京津冀地区农村劳动力转入主要来源地有河北（21.10%）、河南（14.85%）、山东（10.49%）和安徽（6.83%）。第二，农村劳动力转出地主要为中西部地区，特别是中部地区。具体转出省有四川（11.86%）、安徽（11.58%）、河南（9.93%）、湖南（9.11%）、江西（7.04%）和湖北（6.50%）。农村劳动力主要转出省份特征为人口多、耕地面积大、经济发展水平处于31个省份中后位次。以2021年各省份人口位次为例，四川、安徽、河南、湖南、江西、湖北人口位次分别为5、9、3、7、13、10。第三，新疆也是农村劳动力主要转入地。新疆农村劳动力省际转入的占比为2.76%，位于广东、浙江、上海、江苏、北京、福建之后的第7位。作为具有独特文化和资源优势的西部省份，新疆因其政策和向西开放的地缘优势成为农村劳动力主要转入地，转入劳动力主要来源地为河南（22.78%）、四川（22.41%）和甘肃（18.50%）。

基于以上分析可知，中国农村劳动力省际转移特征已从传统的“孔雀东南飞”演化为“一江春水向东流”，即农村劳动力转移主要发生在“胡焕庸线”以东省份，且表现“门前流水尚能西”的特征，即作为西部省份的新疆表现为农村劳动力的重要转入地。进一步，针对农村劳动力主要转入地，查看转入劳动力的主要来源地，发现农村劳动力以长江、黄河为模糊分割界形成四大农村劳动力转移圈，即以珠三角为劳动力转入中心的长江以南圈、以长三角为转入中心的长江黄河圈、以京津冀为转入中心的黄河以北圈和以新疆为转入中心的黄河西北圈。这表明，农村劳动力省际转入、转出在地理位置上具有“近水楼台先得月”的就近转移特征。形成这一空间特征的原因可归纳为两点：一是经济因素，远距离转移背后的转移成本较高；二是文化因素，距离较远的地区人文差距较大。长江和黄河是天然的南北方和人文风俗差异的分割线，其地理、气候和文化等方面的差异是导致南北方人文风俗差异的重要原因；西北地区为多民族居住区，形成了独特的西域风情圈。

（二）农村劳动力省际转移关系特征分析

本文对省份角色定义如下：将各省份的农村劳动力省际转入量与转出量作差，若差值大于0，表示该省份为农村劳动力净转入，定义为“转入”角色；反之，则定义为“转出”角色。转入、转出位次为各省份农村劳动力转入数量和转出数量的排名。由于各省份的农村劳动力省际转移数量存在差距，如果仅基于农村劳动力省际转移净流量原值测算绝对中间中心度，那么测算结果会存在一定程度的偏离，则某些省份有可能被误判为“桥梁”省份。因此，本文基于农村劳动力省际转移净流量原值数据和以2万人为门槛值的劳动力省际转移净流量数据分别测定绝对中间中心度，相应记为“中间度1”“中间度2”，并结合这两个测算结果综合判定担当“桥梁”作用的省份。进一步，结合2021年各省份人均地区生产总值、二三产增加值占比、城镇居民家庭人均可支配收入、城镇化率四个经济指标，

中国农村劳动力省际转移（1978—2021）：数量估算与时空特征

分析农村劳动力转移与经济发展水平之间的关联关系。具体结果如表5所示。

表5 农村劳动力省际转移关系特征分析

省份或地区	省份角色	转入位次	转出位次	点入度	点出度	中间度1	中间度2	人均地区生产总值(万元)	二三产增加值占比(%)	人均可支配收入(万元)	城镇化率(%)
北京	转入	5	29	29	1	0.00	0.00	18.40	99.72	8.15	87.53
天津	转入	10	28	28	2	0.00	0.00	11.37	98.56	5.15	84.85
河北	转出	11	11	16	14	1.04	5.50	5.42	90.02	3.98	61.14
山西	转入	16	21	19	11	1.87	1.00	6.48	94.30	3.74	63.42
内蒙古	转入	13	20	22	8	8.95	2.50	8.54	89.15	4.44	68.21
辽宁	转入	9	22	22	8	2.53	2.00	6.50	91.08	4.31	72.81
吉林	转出	26	19	10	20	144.72	0.00	5.55	88.26	3.56	63.37
黑龙江	转出	21	14	10	20	2.64	4.33	4.73	76.73	3.36	65.70
上海	转入	3	30	30	0	0.00	0.00	17.36	99.77	8.24	89.31
江苏	转入	4	10	19	11	6.07	11.50	13.70	95.94	5.77	73.94
浙江	转入	2	13	17	13	8.63	13.50	11.30	97.00	6.85	72.66
安徽	转出	22	2	6	24	43.67	11.92	7.03	92.18	4.30	59.40
福建	转入	6	16	13	17	5.11	0.83	11.69	94.06	5.11	69.69
江西	转出	25	5	7	23	24.47	0.00	6.56	92.12	4.17	61.46
山东	转出	8	12	17	13	13.29	12.08	8.17	92.74	4.71	63.94
河南	转出	19	3	2	28	0.00	0.00	5.94	90.45	3.71	56.45
湖北	转出	14	6	5	25	41.64	6.83	8.64	90.68	4.03	64.09
湖南	转出	24	4	4	26	0.67	0.00	6.94	90.62	4.49	59.71
广东	转入	1	25	27	3	0.00	4.33	9.83	95.98	6.51	74.63
广西	转出	23	7	11	18	2.54	0.00	4.92	83.77	3.85	48.39
海南	转入	27	24	26	4	0.00	0.00	6.37	80.63	4.02	60.98
重庆	转出	17	9	1	29	0.00	0.00	8.69	93.11	4.35	70.33
四川	转出	15	1	0	30	0.00	0.00	6.43	89.49	4.14	57.82
贵州	转出	20	8	5	25	0.67	6.83	5.08	86.06	3.92	54.33
云南	转出	12	17	12	18	54.78	2.83	5.77	85.74	4.09	51.04
西藏	转入	31	31	19	10	145.25	0.00	5.68	92.11	4.65	36.61
陕西	转出	18	15	12	18	2.75	1.00	7.54	91.92	4.07	63.63
甘肃	转出	28	18	8	22	35.48	0.00	4.10	86.68	3.62	53.33
青海	转入	30	27	22	8	14.67	0.00	5.64	89.46	3.77	60.94
宁夏	转入	29	26	21	9	14.67	0.00	6.25	91.94	3.83	66.07
新疆	转入	7	25	24	6	19.88	0.00	6.17	85.26	3.76	57.24
线东	转出	1	1	348	401	14.28	3.38	8.42	91.24	4.74	66.03
线西	转入	2	2	116	63	39.82	0.42	6.07	89.10	4.01	57.07

表5 (续)

东部	转入	1	1	222	78	3.41	4.77	11.36	94.44	5.85	73.87
中部	转出	2	2	157	201	24.97	1.10	6.93	91.72	4.07	60.75
西部	转出	3	4	42	48	49.96	2.11	6.24	88.72	4.04	57.33
东北	转出	4	3	43	137	18.72	3.29	5.59	85.35	3.74	67.29

注：线东、线西以及东部、中部、西部、东北的点入度和点出度分别为各自所包含省份点入度和点出度之和。

首先，从全国31个省份看，农村劳动力省际转移关系特征表现为三个方面。一是转入省份和转出省份的地理位置分布具有“核心—边缘”特征。转入省份与转出省份呈集聚特征，且两者间隔分布，这一特征与“核心—边缘”特征具有一致性。例如：北京、天津为转入省份，邻近的河北、山东为转出省份；上海、江苏、浙江为转入省份，邻近的安徽、江西为转出省份。转入省份和转出省份间隔分布的特征表明，农村劳动力存在就近转移的特征。二是省份的转入位次与点入度成正比，转出位次与点出度成正比。例如：北京转入位次5对应点入度29，转出位次29对应点出度1；广西转入位次23对应点入度11，转出位次7对应点出度18。农村劳动力转入（转出）位次靠前往往伴随着较高的点入度（点出度），这些省份大多是农村劳动力转入（转出）重心地。三是绝对中间中心度较高的省份，其点入度、点出度的位次大多居中，这些省份往往承担着“桥梁”作用。例如，“中间度1”较高的西藏（145.25）、吉林（144.72）、湖北（41.64）和安徽（43.67），它们的点入度分别为19、10、5和6，对应的点出度分别为10、20、25和24。为了更准确地判定“桥梁”省份，结合“中间度1”“中间度2”，本文将浙江、山东、安徽、江苏、湖北和河北判定为“桥梁”省份。

其次，从“两区”“四地”来看，农村劳动力转入和转出主要集聚在“胡焕庸线”以东地区，特别是东部地区。线西地区省份的农村劳动力转入量较小，但由于其转入量大于转出量，因而表现为转入角色。这再次验证了农村劳动力转移表现为“一江春水向东流”，且“门前流水尚能西”的特征趋势。东部与西部地区为农村劳动力转入地，东北和中部地区为农村劳动力净转出地。与此对应，东部和西部地区在转入量、点入度及其位次等方面占据优势。西部地区“中间度1”值最高，中部地区次之，东北地区第三，东部地区最低。当考虑农村劳动力转移门槛值时，东部地区“中间度2”值最高，东北地区次之，西部地区第三，中部地区最低。“中间度1”结果与“中间度2”结果基本呈相反态势，表明中西部地区省份与其他省份间的农村劳动力转移关联关系较多，但东部地区省份与其他省份间的农村劳动力转移规模较大。

最后，将农村劳动力转移情况与经济指标结合分析，可知经济因素是促进中国农村劳动力省际转移的重要因素。其一，经济发展水平较高的省份，表现为转入角色。经济规模和居民收入水平指标表明，农村劳动力转入省份的地区生产总值位次靠前、居民收入水平较高，具有“桥梁”特征的省份次之，劳动力转出省份则位次较靠后。其二，产业结构越是高级化的省份，农村劳动力转入量越多；二三产业增加值占比较高的省份，可容纳的农村转移劳动力较多。由此可知，产业升级是中国农村劳动力转移的重要动力，二三产业发展水平是农村劳动力转移数量与转移方向的“指示灯”。其三，城镇化率较高的省份，对农村转移劳动力的吸纳力较强。这表明，城乡融合发展背景下，可以通过城

镇化发展带动城乡融合，从而促进乡村全面振兴的实现。

上述分析表明：第一，经济因素对农村劳动力省际转移关联关系的形成具有重要影响，农村劳动力省际转移方向表现出由经济欠发达、城镇居民收入水平较低的省份转移到经济较发达、城镇居民收入水平较高省份的一般规律；第二，不同经济发展水平的省份在农村劳动力省际转移中扮演不同角色，经济发展水平较高的省份表现为“转入”角色，经济发展水平居中的省份“桥梁”作用较突出；第三，转入角色的省份和转出角色的省份在地理位置上表现为集聚且间隔分布的特征。

（三）农村劳动力省际转移的块模型特征分析

本文结合块模型分析方法进一步探析全国层面农村劳动力转移方向的规律以及各省份在其中扮演的角色。基于 Wasserman and Faust (1994) 分类思想，本文采用 UCINET 软件，选择最大分割度为 2，收敛至 0.2^①，得到四个块，各块对应省份如表 6 所示。

表 6 各块对应省份

块	对应省份
第一块	北京、天津、上海、广东、海南、新疆
第二块	山东、河北、山西、江苏、浙江、内蒙古、青海、辽宁、西藏、宁夏
第三块	黑龙江、吉林、甘肃、江西、广西、云南、福建、陕西
第四块	贵州、湖北、安徽、湖南、重庆、四川、河南

表 6 显示，第一块主要由东部发达省份组成；第二块主要由经济增长活力较强的省份构成；第三块由经济增长活力较弱的省份组成；第四块主要由人口规模大、人均地区生产总值位次居中或靠后的省份组成。本文基于块内实际关系数、块接收到其他块的实际关系数，结合表 1 中块角色分类划分依据，判定上述四块在农村劳动力转移过程中的角色，具体如表 7 所示。

表 7 各块关系数及块角色特征定位

块	第一块 接收关系数	第二块 接收关系数	第三块 接收关系数	第四块 接收关系数	期望比(%)	块内实际 关系比 (%)	角色特征 定位
第一块	15	1	0	0	16.67	93.75	转入块
第二块	59	45	0	0	30.00	43.27	转入块
第三块	48	78	28	2	23.33	17.95	桥梁块
第四块	42	70	54	21	20.00	11.23	转出块

表 7 显示，31 个省份的农村劳动力省际转移总关联关系数共计 463 条。其中，四个块内部关系数为 109 条，块间关系数为 354 条。这表明，农村劳动力省际转移具有全局性，而非集中在局部省份内部。具体来看，第一块为转入块中的净转入情况，总发出关系 16 条，块内实际关系比达 93.75%，大于期望比 16.67%；接收其他块发出的关系数为 149 条，表现为只接收关系但基本不对外发出关系的特征。第二块为转入块，总发出关系 104 条，块内接收 45 条，块内实际关系比 43.27%，大于期望比 30%；块实际接收到的关系数 149 条，对外发出 59 条，可知第二块接收到的关系数多于对外发出的关系数。

^①最大分割度和收敛的选择值决定“块”的数量。

第三块为桥梁块，总发出关系 156 条，块内部仅接收到 28 条关系，块内实际关系比为 17.95%，小于期望比；同时，接收其他块关系 54 条，即第三块同时接收与发出大量关系，表现“桥梁”特征。第四块为转出块，总发出关系 187 条，块内仅接收到 21 条关系，块内实际关系比小于期望比；块外转入仅 2 条，主要表现为向外转出劳动力。

上述分析基于劳动力省际转移净流量原值数据展开。实际上，各块角色确定不但与关系数相关，更与农村劳动力实际转移量相关。因此，本文将农村劳动力省际转移净流量门槛值分别设定为 0.5 万、1 万和 1.5 万人，再分别估算农村劳动力省际转移关系，发现当门槛值大于或等于 1 万人时，第一块和第四块的角色不变，第三块角色由桥梁块转变为转出块，第二块角色由转入块转变为桥梁块。由此可知，第一块为稳定的转入块，第四块为稳定的转出块，第二块和第三块在农村劳动力省际转移中均体现出“桥梁”作用。值得说明的是，封闭块角色在本文研究中不存在。因此，在研究和制定相关政策时，需要考虑到转移关联的系统性，不能孤立地看待单个省份的农村劳动力转移情况。

进一步，本文依据农村劳动力在块内和块间的转入、转出关系数计算块的密度矩阵。表 8 显示，网络平均密度为 0.500，若块内或块间关系密度大于或等于该值，则表明该块存在中心化趋势。四个块的块内关系密度均为 0.500，表明块内成员的劳动力转移具有“俱乐部”效应。各块与第一块之间以及第四块与各块之间的关系密度均大于或等于 0.500，表明第一块为农村劳动力转入块，第四块为农村劳动力转出块。本文采用 α -密度指标对密度矩阵赋值，得到像矩阵（见表 8），并绘制成为直观的像图（见图 3），通过像图探析全国层面劳动力转移特征。

表 8 各块密度矩阵与像矩阵

块	密度矩阵				像矩阵			
	第一块	第二块	第三块	第四块	第一块	第二块	第三块	第四块
第一块	0.500	0.017	0.000	0.000	1	0	0	0
第二块	0.983	0.500	0.013	0.000	1	1	0	0
第三块	1.000	0.975	0.500	0.036	1	1	1	0
第四块	1.000	1.000	0.964	0.500	1	1	1	1

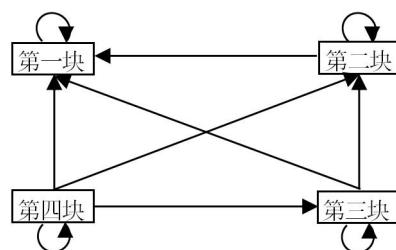


图 3 四块农村劳动力转移关系像图

注：箭头指向农村劳动力转入地，自身箭头表示存在农村劳动力块内转移现象。

分析图 3 可知，块间农村劳动力转移呈现“梯度”“就近”转移特征。其中：第四块是全国农村劳动力集中转出地，将劳动力转向其他三个块；第二块和第三块，特别是第二块起到了明显的“桥梁”

作用，既吸纳第四块劳动力，同时又向第一块转出劳动力；第一块是劳动力净转入地，吸纳了其余三个块的劳动力。结合表6中各块包含省份可知，块间劳动力转移路径以经济发展水平为指引。一是经济发展水平较高的省份对农村劳动力的吸力较强，表现为从第一块至第四块，对农村劳动力的吸力递减。而人均地区生产总值位次居中或靠后且人口密集的省份，如第四块中的四川、河南等，是重要的劳动力转出地。这表明，各省份农村劳动力转出量与本省份非农部门对农村劳动力的需求量不匹配，这是农村劳动力省际转移的重要原因。各省份对转移劳动力吸纳度与自身经济发展水平正相关。二是农村劳动力依经济发展水平和二三产业增加值占比呈现“梯度”转移特征，表现为农村劳动力由人均地区生产总值位次靠后的“转出块”转至经济活力较强的“桥梁块”，“桥梁块”的劳动力再转入经济发达的“转入块”，这种“梯度”转移的“桥梁”作用在第二块和第三块均有体现。这表明，劳动力转移在经济发展水平和发展模式上具有“门当户对”的梯度性渐次转移特征。

五、结论与启示

本文估算了1978—2021年中国农村劳动力省际转移量，据此识别农村劳动力转移方向，并运用社会网络分析方法刻画其时空特征。研究发现：各省份农村劳动力转出量与本省份非农部门对农村劳动力的需求量不匹配，这是农村劳动力省际转移的重要原因。在城乡融合发展背景下，要素市场融合并非农村劳动力从农村到城市的简单流动，而是农村劳动力资源在省际以及城乡间的优化配置，是将农村劳动力在“量”的优势基础上进一步转化为“质”的优势，形成“新人口红利”。

本文研究发现，农村劳动力省际转移时空特征体现在三个方面。第一，农村劳动力转移总量呈波动上升态势，大规模农村劳动力转移持续存在，加之平均受教育水平提升，继续释放农村劳动力“人口红利”，具有可持续性。第二，中国农村劳动力省际转移具有复杂网络特征。整体转移趋势为“一江春水向东流”且“门前流水尚能西”即劳动力在向东部地区转移的同时，出现了向中西部地区回流的趋势。农村劳动力省际转移具有“门当户对”的梯度性渐次转移和“近水楼台先得月”的就近转移特征，表现为农村劳动力由人均地区生产总值位次靠后的“转出块”转至经济活力较强的“桥梁块”，从“桥梁块”再转入经济发达的“转入块”。即农村劳动力从经济欠发达省份转入经济中等发达省份，再从经济中等发达省份转入经济发达省份。转入、转出省份的地理位置分布具有“核心—边缘”特征。第三，经济目标导向是劳动力省际转移内在原动力。农村劳动力转入规模与中国区域经济增长演变趋势较一致，均表现出由北向南、由中西部向东部集聚的特征。各地对于农村转移劳动力吸纳程度与自身经济发展水平正相关。经济发展水平对农村劳动力省际转移数量与转移方向均具有“指示灯”作用。

基于上述结论，本文得到如下政策启示。第一，尊重中国经济和区域发展不平衡的基本事实，基于“双循环”新格局，消除区域间、城乡间劳动力转移壁垒，建立全国统一劳动力市场，进一步促进劳动力资源优化配置。第二，尊重目前中国农村劳动力“梯度”转移的规律和特征，发挥经济发达的“净转入块”的聚集作用，提升“桥梁块”的中介作用，完善“转出块”劳动力转出的路径。第三，注重城乡融合发展，协调好城镇化与乡村振兴的关系，加大对产业转移和产业升级的支持力度，为农村劳动力转移创造更好的条件和机会，这对有序推进农村劳动力转移乃至中国城乡融合发展具有重要

意义。第四，加强农村教育和卫生投入，提升转移劳动力总体素质，实现转移劳动力从“量”到“质”的转变，逐步形成符合新质生产力内涵的“新人口红利”。

参考文献

- 1.蔡昉, 2022: 《人口红利: 认识中国经济增长的有益框架》, 《经济研究》第 10 期, 第 4-9 页。
- 2.程名望、史清华、徐剑侠, 2006: 《中国农村劳动力转移动因与障碍的一种解释》, 《经济研究》第 4 期, 第 68-78 页。
- 3.程名望, 2012: 《中国农村剩余劳动力转移: 机理、动因与障碍》, 上海: 同济大学出版, 第 1-8 页。
- 4.范晓非、王千、高铁梅, 2013: 《预期城乡收入差距及其对我国农村劳动力转移的影响》, 《数量经济技术经济研究》第 7 期, 第 20-35 页。
- 5.郭冬梅、陈斌开、吴楠, 2023: 《城乡融合的收入和福利效应研究——基于要素配置的视角》, 《管理世界》第 11 期, 第 22-46 页。
- 6.刘军, 2014: 《整体网分析(第二版)——UCINET 软件实用指南》, 上海: 上海人民出版社, 第 225-235 页。
- 7.刘万霞, 2013: 《职业教育对农民工就业的影响——基于对全国农民工调查的实证分析》, 《管理世界》第 5 期, 第 64-75 页。
- 8.骆永民、骆熙、汪卢俊, 2020: 《农村基础设施、工农业劳动生产率差距与非农就业》, 《管理世界》第 12 期, 第 91-121 页。
- 9.孙爱军、刘生龙, 2014: 《人口结构变迁的经济增长效应分析》, 《人口与经济》第 1 期, 第 37-46 页。
- 10.铁瑛、张明志、陈榕景, 2019: 《人口结构转型、人口红利演进与出口增长——来自中国城市层面的经验证据》, 《经济研究》第 5 期, 第 164-180 页。
- 11.王桂新, 2022: 《中国省际人口迁移变化特征——基于第七次全国人口普查数据的分析》, 《中国人口科学》第 3 期, 第 2-16 页。
- 12.伍山林, 2016, 《农业劳动力流动对中国经济增长的贡献》, 《经济研究》第 2 期, 第 97-110 页。
- 13.解安、林进龙, 2023, 《中国农村人口发展态势研究: 2020—2050 年——基于城镇化水平的不同情景模拟分析》, 《中国农村观察》第 3 期, 第 61-86 页。
- 14.徐建国、张勋, 2016: 《农业生产率进步、劳动力转移与工农业联动发展》, 《管理世界》第 7 期, 第 76-87 页。
- 15.严善平, 2007: 《中国省际人口流动的机制研究》, 《中国人口科学》第 1 期, 第 71-77 页。
- 16.颜色、郭凯明、杭静, 2022: 《中国人口红利与产业结构转型》, 《管理世界》第 4 期, 第 15-33 页。
- 17.游和远、吴次芳, 2010: 《农地流转、禀赋依赖与农村劳动力转移》, 《管理世界》第 3 期, 第 65-75 页。
- 18.张熠、陶旭辉、韩雨晴, 2023: 《人口流动与最优社会保障区域协调模式》, 《经济研究》第 2 期, 第 124-140 页。
- 19.章铮, 2005: 《民工供给量的统计分析——兼论“民工荒”》, 《中国农村经济》第 1 期, 第 17-25 页。
- 20.钟粤俊、奚锡灿、陆铭, 2024: 《城市间要素配置: 空间一般均衡下的结构与增长》, 《经济研究》第 2 期, 第 59-77 页。
- 21.周文、赵方、杨飞、李鲁, 2017: 《土地流转、户籍制度改革与中国城市化: 理论与模拟》, 《经济研究》第 6 期, 第 183-197 页。

- 22.朱玲、何伟, 2022: 《脱贫农户的社会流动与城乡公共服务》, 《经济研究》第3期, 第25-48页。
- 23.邹先强、赵心源, 2023: 《交通基础设施建设对农村教育代际流动性的影响分析》, 《中国农村经济》第7期, 第124-142页。
- 24.Adamopoulos, T., and D. Restuccia, 2020, "Land Reform and Productivity: A Quantitative Analysis with Micro Data", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 12(3): 1-39.
- 25.Adamopoulos, T., L. Brandt, J. Leight, and D. Restuccia, 2022, "Misallocation, Selection and Productivity: A Quantitative Analysis with Panel Data from China", *Econometrica*, 90(3): 1261-1282.
- 26.Branco, D., and J. Féres, 2020, "Weather Shocks and Labor Allocation: Evidence from Rural Brazil", *American Journal of Agricultural Economics*, 103(4): 1359-1377.
- 27.Card, D., C. Domnisoru, and L. Taylor, 2022, "The Intergenerational Transmission of Human Capital: Evidence from the Golden Age of Upward Mobility", *Journal of Labor Economics*, 40(S1): 39-95.
- 28.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*, Vol.105: 428-442.
- 29.Desmet, K., and E. Rossi-Hansberg, 2009, "Spatial Growth and Industry Age", *Journal of Economic Theory*, 144(6): 2477-2502.
- 30.Fan, J., 2019, "Internal Geography, Labor Mobility, and the Distributional Impacts of Trade", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11(3): 252-288.
- 31.Freeman, L. C., 1979, "Centrality in Social Networks: Conceptual Clarification", *Social Network*, 1(3): 215-239.
- 32.Kaiser, B., and M. Siegenthaler, 2016, "The Skill-Biased Effects of Exchange Rate Fluctuations", *Economic Journal*, 126(592): 756-780.
- 33.Lagakos, D., 2020, "Urban-Rural Gaps in the Developing World: Does Internal Migration Offer Opportunities?", *Journal of Economic Perspectives*, 34(3): 174-192.
- 34.Lee, E. S., 1966, "A Theory of Migration", *Demography*, 3(1): 47-57.
- 35.Lewis, W. A., 1954, "Economic Development with Unlimited Supplies of Labor", *Manchester School of Economic and Social Studies*, 22(2): 139-191.
- 36.Ranis, G., and J. C. Fei, 1961, "A Theory of Economic Development", *American Economic Review*, 51(4): 533-565.
- 37.Scott, J., 2013, *Social Network Analysis: A Handbook*, London: Sage Publications, 1-39.
- 38.Silvanto, S., J. Ryan, and Y. McNulty, 2015, "An Empirical Study of Nation Branding for Attracting Internationally Mobile Skilled Professionals", *Career Development International*, 20(3): 238-258.
- 39.Tombe, T., and X. Zhu, 2019, "Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China", *American Economic Review*, 109(5): 1843-1872.
- 40.Wasserman, S., and K. Faust, 1994, *Social Network Analysis: Methods and Applications*, Cambridge: Cambridge University Press, 394-423.

41.White, H. C., S. A. Boorman, and R. L. Breiger, 1976, "Social Structure From Multiple Networks. I. Block Models of Roles and Positions", *American Journal of Sociology*, 81(4): 730-780.

(作者单位: ¹ 上海财经大学财经研究所;

² 上海财经大学城乡发展研究院;

³ 同济大学经济与管理学院)

(责任编辑: 黄 易)

Interprovincial Transfer of Rural Labor Force in China (1978-2021): Quantitative Estimation and Spatiotemporal Characteristics

JIA XIAOJIA CHENG MINGWANG

Abstract: Under the background of promoting the integrated development of urban and rural areas, this paper estimates the volume of inter-provincial transfer of rural labor in China from 1978 to 2021, identifies the direction of interprovincial transfer of rural labor, and uses social network analysis methods to depict its spatiotemporal characteristics and evolution patterns. This study finds that, first, from 1978 to 2021, the total transfer volume of China's rural labor force shows an upward trend, with interprovincial transfer paths exhibiting complex network characteristics and forming four major circles: the southern circle of the Yangtze River with the Pearl River Delta as the inflow center, the Yangtze River and Yellow River circle with the Yangtze River Delta as the inflow center, the northern circle of the Yellow River with the Beijing-Tianjin-Hebei region as the inflow center, and the northwestern circle of the Yellow River with Xinjiang as the inflow center. The main destinations of rural labor transfer shift from southeast to eastern regions, and there is a trend of returning to the central and western regions. Second, the interprovincial transfer of rural labor force shows a characteristic of nearby transfer in terms of economic level gap and geographical distance gap. The rural labor force shifts from the "outflow block" with a middle or lower per capita GDP to the "bridge block" with stronger economic vitality, and then to the "inflow block" with more developed economy. The geographical distribution of labor force transfer in and out of provinces has a "core-periphery" characteristic. Third, the continuous improvement of the average education level of the transferred labor force indicates that the "quality" advantage of the transferred labor force is improving. How to transform the advantage of transferring labor force from "quantity" to "quality", forming a "new demographic dividend", is the key to leveraging the advantages of transferring labor force groups. Based on this, under the characteristics of China's great scale of economy and imbalanced regional development, respecting the law and characteristics of "gradient" transfer of rural labor force, coordinating the relationship between urbanization and rural revitalization, and further promoting the optimized allocation of rural labor between provinces and between urban and rural areas, are of great significance for the integrated development of urban and rural areas and the realization of the strategic goals of rural revitalization.

Keywords: Rural Labor Force; Interprovincial Transfer; Network Analysis; Spatiotemporal Characteristics

强人强村：选优配强促进强村富民的实践逻辑*

——来自浙江“千万工程”乡村人才队伍建设的案例分析

罗建章 周 立

摘要：乡村人才队伍建设是有效推进乡村全面振兴的重要支撑。本文使用扎根理论和纵向多案例研究方法，探究在浙江省“千万工程”20年实践中，如何通过选优配强促进人才振兴，以及由此带来强村富民的累进性成效。研究发现，“千万工程”20年3个阶段的实践，主要是对乡村人才选优配强，实现3个阶段的“强人强村”。依托扎根理论和“过程—事件”分析，本文提出如下解释性框架：在“千村示范、万村整治”阶段，政府启动“千万工程”，通过选优配强破解了“谁来强村”的瓶颈；在“千村精品、万村美丽”阶段，带头人通过村庄经营，运用企业家思维，探索了“怎么强村”的路径；在迈向“千村未来、万村共富”阶段，村集体通过业态营造实现公地培育，回答了“为谁强村”的问题。“强人强村”的实践逻辑表明，政府将村庄能人“引回来”是前提，能在村庄经营中“有作为”是关键，村集体重视产业公地培育“能带动”是结果。由此，本文从村庄能人视角提出“强人强村说”，对话了“乡村精英说”、“经营村庄说”和“赋权增能说”这3个竞争性解释，为“千万工程”20年实践提供了一个精英再生产的“吸纳—赋权”新解释，也为推动“千万工程”在全国进一步立起“千村引领”之标杆，形成“万村振兴”之势头，提供强村先育人、富民需强村、强村终富民的政策启示。

关键词：千万工程 乡村振兴 人才振兴 共同富裕 乡村精英

中图分类号：D422.6; F320.3 **文献标识码：**A

一、引言

乡村振兴，关键在人。推动全面乡村振兴，需要培养造就一支懂农业、爱农村、爱农民的“一懂两爱”“三农”工作队伍。2024年中央“一号文件”强调，学习运用“千村示范、万村整治”工程（以下简称“千万工程”）经验有效推进乡村全面振兴，指出要学习运用“千万工程”蕴含的发展理念、

*本文研究得到中国人民大学科学基金（中央高校基本科研业务费专项资金资助）重大项目“跨界合作与整全治理研究”（编号：20XNL012）的资助。感谢匿名审稿专家提出的建设性意见，当然，文责自负。本文通讯作者：周立。

工作方法和推进机制，把推进乡村全面振兴作为新时代新征程“三农”工作的总抓手^①。为了学习运用“千万工程”经验，各地都在探索切实可行的实施策略，其中，乡村人才振兴和“三农”工作队伍建设是重要方面。各地乡村人才队伍建设普遍面临人才总量少、招才引智难、培训资源少和发展空间小等问题，如何培养造就“一懂两爱”“三农”工作队伍，需要从“千万工程”中寻找经验启示。

“千万工程”发轫于浙江省，从2003年启动实施至今，在过去20年间经历了以环境整治为核心的“千村示范、万村整治”（第一阶段）、以美丽乡村建设为核心的“千村精品、万村美丽”（第二阶段）和以未来乡村和共同富裕为导向的“千村未来、万村共富”（第三阶段）的迭代升级。“千万工程”事在人为，循序渐进，久久为功，集中力量办成了一系列群众可感可及的实事，为全国切实推进乡村全面振兴提供了人才队伍建设的重要启示。一方面，这有助于从学理上总结“千万工程”经验和实践逻辑；另一方面，这有助于从政策和实践上推动各地学习“千万工程”在乡村人才振兴方面的精髓，建设宜居宜业和美乡村，推进乡村全面振兴。

有关“千万工程”的已有研究主要集中在如下三个方面：一是对“千万工程”阶段演进与理念变迁的阐释。例如，武前波等（2017）从政策供给和实施过程两个维度，将“千万工程”的前15年实践划分为“以点连线”的人居环境整治和“以线带面”的美丽乡村建设两个演进阶段。二是对“千万工程”在人居环境与村庄治理方面做法的研究。王微和刘世华（2020）从浙江省“千村示范、万村整治”经验发现，“政府—市场—农民”多元主体协作治理是人居环境整治的实践逻辑；黄祖辉和傅琳琳（2021）进一步指出，应探索建立“四位一体”的治理体系，也就是“党政合一”的科层治理、“智治合一”的精准治理、“调动群众”的柔性治理以及“激励相容”的市场治理。三是对“千万工程”典型实践的呈现。唐京华和陈宏彩（2023）认为，“千万工程”立足浙江省实际，探索了一条加强农村人居环境整治、全面推进乡村振兴、建设美丽中国的科学路径。

上述研究表明，“千万工程”把增进人民福祉、促进人的全面发展作为出发点和落脚点，通过20年来的持续深化和迭代升级，推动“物的新农村”向“人的新乡村”，再向“未来的新乡村”迈进。已有研究阐述了“千万工程”事在人为的基本道理，但未能刻画出“千万工程”如何作为的实践逻辑，也未形成深入的学理阐释。“雁行千里靠头雁”。“千万工程”20年实践取得的累进性成效离不开人才的作用，离不开“头雁”的引领。“头雁”能够成长并发挥作用，隐藏着精英再生产的“密码”。那么，“三农”工作队伍是如何在“千万工程”20年实践中被培养造就出来的？事在人为在“千万工程”人才队伍建设中蕴含着怎样的理论解释？为了回答这两个问题，本文尝试从乡村人才振兴视角为“千万工程”20年实践提供一个理论阐释，并为全国学习运用“千万工程”经验、推进乡村全面振兴提供切实有力的抓手。为实现研究目的，本文从如下两个方面进行更深层次的理论建构：第一，“千万工程”是一项长期性、系统性的工程，需要梳理“千万工程”20年实践的纵向变迁，进一步提炼它蕴含的实践逻辑。第二，“千万工程”历经从新农村建设到脱贫攻坚，再到全面推进乡村振兴、迈向

^①参见《中共中央 国务院关于学习运用“千村示范、万村整治”工程经验有力有效推进乡村全面振兴的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/202402/content_6929934.htm。

共同富裕的多个历史阶段，在不同阶段都取得了显著成效，这离不开能人带动，但单位组织中人的因素在长时间线的纵向案例过程中往往被制度化，个体特质可能被组织特征掩盖（路风，1989），乡村人才振兴需要进一步聚焦人的因素，尤其是“三农”工作人才队伍建设如何促进强村富民。

本文根据长时间线的纵向过程，将“强人强村”拆分为3个子问题：一是“引回来”，选优配强的能力标准是什么？二是“有作为”，选优配强促进强村富民的过程是什么？三是“能带动”，强村富民的结果是什么？通过对3个典型村庄的多案例分析，本文尝试揭示“千万工程”20年实践中选优配强促进强村富民的实践逻辑。

本文的边际贡献有两点：一是通过典型经验的纵向多案例分析，归纳“千万工程”20年实践的3个阶段目标、过程和成效，为学习运用“千万工程”经验提供实践借鉴。二是通过对话人才振兴能人视角的“乡村精英说”、强村视角的“经营村庄说”和吸纳视角的“赋权增能说”3类竞争性解释，提出以“吸纳—赋权”为特征的“强人强村”精英再生产理论，用以解释“千万工程”20年实践由人才振兴引领乡村全面振兴的实践逻辑，为各地学习运用“千万工程”经验提供人才选优配强促进强村富民的理论解释。

二、理论阐释与分析框架

（一）相关理论学说及其竞争性解释

围绕选优配强促进强村富民的研究，有3条有关人才振兴的理论进路：“谁来强村富民”、“怎么强村富民”和“为何强村富民”，对应的竞争性解释依次是能人视角的乡村精英说、强村视角的经营村庄说以及吸纳视角的赋权增能说。

1.能人视角的乡村精英说。乡村精英说解释了“谁来经营村庄”的问题。周立等（2021）认为，精英在乡村发展中发挥诸多功能，并会产生深远的影响。无论是韩国的新村运动，还是日本的造町运动，都表明乡村精英在村庄发展过程中起到联结村庄内外的重要作用（Yang, 2017; Onitsuka and Hoshino, 2018）。随着市场经济发展和新农村建设推进，关于精英循环与精英再生产的讨论映射到乡村领域（郑辉和李路路，2009）。早期的农村能人或乡村精英都有明显的政治或集体偏向（全志辉，2001），早期乡村精英通过村庄选举实现精英动员与权力结构变迁等精英再生产问题（Szelényi, 1988）。符钢战等（2007）基于中西部地区和浙江省农村能人的对比，强调村域经济发展中农村能人的作用，并且关注了区域禀赋影响乡村经济精英的循环现象。实施乡村振兴战略后，乡村精英的企业家才能得到进一步重视，但有明显的经济与个体偏向。例如，卢福营（2013）较早研究了经济能人治村的现象，认为这一现象随着农村经济社会发展呈现多元化和普遍性特征。经济能人治村背后是一种乡村精英从体制外转向体制内的吸纳式治理过程（孙枭雄和全志辉，2020）。

不过，强村富民的研究情境存在明显的不足：一是区群谬误，即个体层面的研究能否延展到组织层面？二是对机会的定义比较含糊，机会是一个环境变量，到底是组织为个人提供了支持条件，还是个体利用外界条件来促进组织发展？即在“千万工程”中，到底是“时势造英雄”还是“英雄造时势”？精英再生产的机制在于群体循环抑或体制吸纳？这是已有理论未能够解释的地方。对此，如何因地制宜

宜、分类施策地为乡村发展制定阶段性目标，配备本土化人才，以此推进乡村全面振兴，是学习运用“千万工程”经验的核心问题。

2.强村视角的经营村庄说。“经营村庄”是指把现代科层制结构组织起来的企业管理办法和经验应用于按照以派系为核心的差序格局组织起来的村庄社会，使村庄成为一个经济实体，通过经营促进集体资源开发与集体资产增值（卢福营，2013）。资本下乡背景下，中西部地区的农村出现政府和企业联合的村庄治理结构（焦长权和周飞舟，2016），但经营村庄离不开作为经营者的乡村精英，背后是村庄精英权力再生产（刘祖云和黄博，2013）。经营村庄不仅要处理好村庄和企业之间的关系（罗建章等，2024），也要关注村庄体制内精英和体制外精英两个群体互动对经营村庄的影响（刘祖云和黄博，2013）。经营村庄为村庄“为何能强”提供了一个乡村治理结构层面的解释性机制，并且经营村庄的概念内涵随着时间发展得到延展和深化，虽然“谁来经营村庄”这一问题自经营村庄概念产生至今也出现了不同类型的村庄经营者及其相应特征，但是村庄经营者“如何产生”，关于乡村精英再生产的既有研究存在“代际论”向“吸纳论”的转向（沈费伟和刘祖云，2017）。“代际论”指出，现阶段乡村精英大部分是前一阶段精英的后裔（Szelényi，1988），他们以自然再生产为主，具有明显的代际传承特征，而“吸纳论”认为，新一批乡村精英往往是从底层选拔出来的，通过打破代际传承实现再生产的结果（韩福国和宋道雷，2014）。转向动力包括但不限于村庄选举（韩福国和宋道雷，2014）与从体制外向体制内流动（黄杰和毛叶昕，2020）。

但是，却少有文献通过纵向的多案例对比研究乡村精英再生产过程中的经营村庄行为。已有研究要么强调乡村发展离不开精英经营村庄的特质禀赋，要么强调精英经营村庄过程中的项目机遇，导致经营村庄虽然是一个成熟的概念，但缺乏生动且有力有效的操作方案。对此，本土化人才如何被吸纳，如何被赋权，如何通过经营村庄实现精英再生产？学习运用“千万工程”经验有效推进乡村振兴，急需可供借鉴的操作方案和理论解释。

3.吸纳视角的赋权增能说。赋权增能理论提供了操作手册般的指引。赋权增能理论认为，弱势群体之所以处于弱势状态，是因为缺乏相关发展能力（Freire，1970）。对此，要改善弱势群体状况，就必须赋予弱势群体成员权力和能力（Adams，2008），通过赋权打破其发展能力的瓶颈。换言之，通过赋权能够实现精英再生产。在“千万工程”情境下，选优配强促进强村富民的解释力有待增强。如果选优配强一定能带来强村富民的结果，那为何不依据增能理论从赋权实践设计一种常态化的精英吸纳机制（Lee，2001；沈费伟和刘祖云，2017），并在全国欠发达地区的村庄广泛选派带头人，来促进乡村振兴呢？原因在于：一方面，赋权增能从“增能是促进资源获取和利用”很好地解释为何能人返乡能够改善村庄状况，但增能主体“增强资源获取”能力不等于增能主体对增能客体的“资源倾斜”；另一方面，赋权增能理论认为，增能客体状况之所以能够被改善，是因为社会环境中存在障碍使得人的能力无法发挥，这能够解释在实施“千万工程”中受要素禀赋制约的村庄如何实现赋权增能，但对那些不存在发展约束、发展基础良好的村庄没有解释力。此外，国内外乡村赋权实践对比表明，赋权的本质是一个推动发展机会均等的过程（罗必良等，2021），更适合解释村庄发展能力“从无到有”的现象（岳晓文旭等，2022）。因此，赋权可以理解为一种通过体制吸纳，实现精英再生产的机制，

但体制吸纳后的常态化精英再生产的赋权实践，有待通过“千万工程”纵向过程分析予以揭示。

乡村精英何以再生产？现有文献中缺乏基于如同浙江省“千万工程”这样历时长达 20 年的案例研究。不过，不同理论视角的文献对解释“千万工程”中“强人如何强村”的精英再生产过程提供了拓展空间。一是乡村精英说强调了能人返乡对集体组织能力提升的重要作用，肯定了乡村发展离不开企业家才能的关键作用，但尚未对乡村精英再生产的目标进行讨论。二是经营村庄说肯定了乡村发展需要将科层逻辑和市场逻辑结合起来，并与“有为集体”链接起来，提供了一个经营能力是村庄发展关键这一竞争性解释。已有的两个竞争性解释依然无法充分说明“千万工程”中被“引回来”的能人该具备何种能力和完成何种目标，以及“千万工程”在经营村庄之前的首要任务是环境整治。也就是说，经营村庄说忽略了精英再生产的过程性任务。三是赋权增能说能够很好地解释“千万工程”中选优配强的首要问题——给乡村发展带头人的赋权增能，打破村庄发展能力“从无到有”的瓶颈，但对那些发展能力“从弱到强”的村庄解释力不足。综上，3 个竞争性解释为“千万工程”20 年的实践逻辑分析提供了与乡村精英再生产有关的理论视角，但还需要对精英再生产的目标、过程和结果，结合“一懂两爱”的乡村工作队伍建设目标和“千万工程”的浙江实践，进行新的理论建构。

（二）乡村精英谱系与分析框架

本文勾勒出中国 20 世纪以来的乡村能人谱系，如图 1 所示。

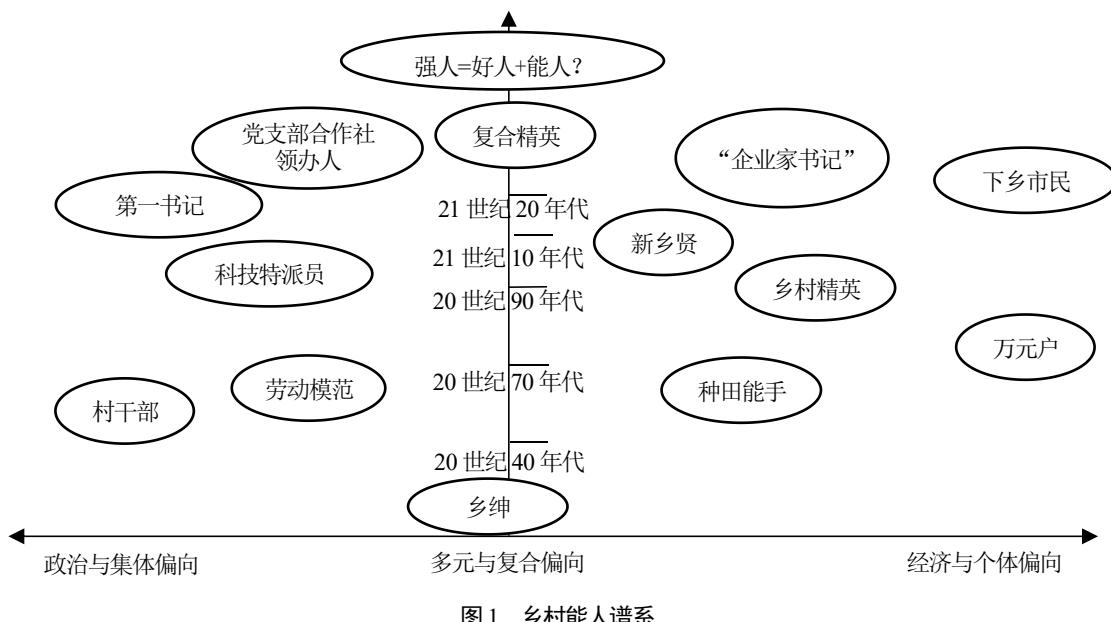


图 1 乡村能人谱系

从乡村能人谱系能够发现新的精英再生产机制：第一，乡村能在特定时代有特定称谓，能人类型划分在各个时代都出现了明显的“经济与个体偏向”和“政治与集体偏向”。第二，以 20 世纪 70 年代为界限，之前的乡村能人类型与乡土的关系基本是乡土中国所描述的“生于斯、长于斯”，基本符合精英代际循环 (Szelényi, 1988) 的自然再生产逻辑。20 世纪 70 年代至 21 世纪 10 年代，随着“悬浮型政权”出现 (周飞舟, 2006)，乡村能人不断外流，乡村能人主要来源于外部嵌入人员，并出现了村庄选举、教育分层等精英再生产机制。21 世纪 20 年代，乡村能人主要来源于返乡人员。第三，

20世纪40年代以来，由于乡村士绅政治的瓦解，村庄能人由综合与符合偏向的乡绅，逐步分化为单一或特定功能偏向的能人，精英类型逐渐分化，乡村精英不断流失。进入21世纪20年代，随着市民下乡和能人返乡，以及“新乡贤”概念的提出，乡村精英的再生产具体体现为通过体制吸纳等方式实现（沈费伟和刘祖云，2017），这与国家对农村从“汲取”到“给予”的发展脉络相一致（周立，2018）。城乡二元分割时期，乡村精英再生产类型不断分化，从集中偏向变为单一偏向（“专才”或“偏才”），并流出乡村场域。伴随城乡融合的推进，体制吸纳可打破旧的精英生产机制（精英的自然再生产），赋权增能可建立新的精英再生产机制（精英的社会再生产），从单一偏向逐渐走向多元偏向（“全才”），并从城市回流到乡村。“全才”强人是否兼具拥有乡土情结和威望声誉的好人特征，叠加拥有集体理念和经营能力的能人特征呢？

在“千万工程”20年实践历程中，对能人的要求符合乡村能人谱系变化的规律，由单一的特定功能偏向走向多元的复合功能偏向。“千万工程”于2003年启动，当时，乡村并不缺乏能人，但能人普遍不在乡村，如同百年来“不在地主”带来生产要素外流一般（黄志辉，2022）。“不在农民”和“不在能人”的广泛存在，也带来乡村缺少发展的基本要素，多数成为“资源匮乏型村庄”（周立等，2021）。对此，学习运用“千万工程”经验推进乡村全面振兴的首要问题，是如何将能人“引回来”。

选优配强是将能人“引回来”、实现乡村精英再生产的前提。2021年2月出台的《关于加快推进乡村人才振兴的意见》提出：“注重从本村致富能手、外出务工经商返乡人员、本乡本土大学毕业生、退役军人中的党员里培养选拔村党组织书记。^①”习近平在2022年底的中央农村工作会议上明确提出“要引进一批人才，有序引导大学毕业生到乡、能人回乡、农民工返乡、企业家入乡，创造机会、畅通渠道、营造环境，帮助解决职业发展、社会保障等后顾之忧，让其留得下、能创业”^②。在国家出台相关政策文件之前，浙江省各级组织部门就通过建设并动态更新“乡贤资源人才库”“乡村振兴人才库”，建设县、乡两级乡贤工作站，发布《关于实施“两进两回”行动意见》^③等，不断完善乡村能人的联系制度，为实施“千万工程”和乡村振兴做了充足的人才储备。

人才振兴是关键，背后是乡村发展不可或缺的人力资本。首先，精英的个人能力和社会关系的重要性说明了人力资本对于乡村发展的关键作用（Lucas，1988）。相较于舒尔茨（1987）在《改造传统农业》中所强调的对在地化农民进行人力资本投资的内源式路径，以及选聘乡村运营CEO（王洁琼和孙泽厚，2018）等外源式路径，早期从村庄流向城市的村庄能人回流成为一种人力资本投资的新内源路径（罗明忠，2023）。但是，不在村的能人无法发挥这一作用，因此，“引回来”成为精英再生产的前提，通过政策倡导能人返乡是“千万工程”实现人才振兴的主要目标。其次，引回来的能人如何

^①参见《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈关于加快推进乡村人才振兴的意见〉》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2021/content_5591402.htm。

^②习近平，2023：《加快建设农业强国 推进农业农村现代化》，《求是》第6期，第16页。

^③“两进两回”分别是科技进乡村、资金进乡村，青年回农村、乡贤回农村。资料来源：《浙江省人民政府办公厅关于实施“两进两回”行动的意见》，https://www.zj.gov.cn/art/2019/10/28/art_1229017139_56699.html。

留得住？这需要精英个体融入乡村集体组织，发挥乡村发展的领导力（杨润峰等，2023），“有作为”就成为乡村精英再生产中精英发挥领导力并改善乡村发展面貌的现实刻画（王亚华和舒全峰，2017），其中包括但不限于以身作则的道德领导力、因地制宜的认知领导力、分类施策的情境领导力以及循序渐进的转型领导力（简文祥和王革，2014）。“千万工程”3个阶段任务要求乡村人才循序渐进地完成环境整治、村庄经营和业态营造三大环节，办成一批批群众可感可及的实事。最后，“能带动”是精英再生产的价值追求，“能人+众人”是乡村振兴的基础（谭海波和王中正，2023），乡村能人是推动进步的“发动机”、集体行动的“火车头”、乡村发展的“铺路者”、对外联系的“架桥师”和乡村振兴的“带头人”（李裕瑞等，2020）。乡村精英能够基于乡土社会网络实现信息传递、资源获取和行为引导，由此带动村庄社会网络的人群共同建设、共享成果，表现为集体发展和农民富裕这两个强村富民的“千万工程”成果（李艳和陈卫平，2023）。据此，本文构建了一个基于扎根理论的“引回来—有作为—能带动”分析框架（见图2）。

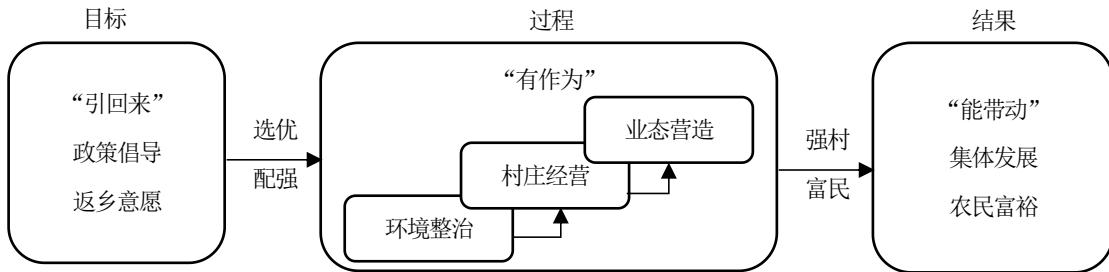


图2 “引回来—有作为—能带动”的精英再生产分析框架

本文将结合“千万工程”的阶段演进，基于“千万工程”20年实践，遵循“过程—事件”分析的实践研究策略（孙立平，2002；谢立中，2007），以探究选优配强促进强村富民的实践逻辑为出发点，对“千万工程”20年实践的3个关键阶段和多个关键事件，开展纵向多案例分析，阐明“强人强村”的乡村精英再生产逻辑。

三、研究设计

（一）研究方法与案例选择

1.“过程—事件”分析方法。“过程—事件”分析的研究策略适用于发现实践逻辑的研究，而非因果推断的研究，其优势在于帮助研究者深入现象过程，通过“目标—过程—结果”的事件过程，进一步发现真正起作用的隐秘机制（孙立平，2002）。这种注重“事件性过程”的深度案例研究，能够“讲好故事”，所要起的作用不是推断，而是发现逻辑（谢立中，2007）。

2.纵向多案例研究。案例研究适用于回答“如何”的问题。本文试图回答在浙江省“千万工程”20年实践中“选优配强如何促进强村富民”，本质是归纳实践逻辑和构建逻辑模型的过程，适合使用纵向多案例研究方法。由于“千万工程”推行20年期间的发展理念和阶段演进具有多阶段、多叠加的特征，采取纵向案例研究方法能够解释事物随时间发展的过程机制（Langley et al., 2013）。

3.案例的理论抽样。案例研究通过理论抽样，适用于开展理论引导取向的研究（Eisenhardt, 1989）。

为了探究“千万工程”通过选优配强促进强村富民的实践逻辑，需要通过多个案例推导出具有说服力和经得起推敲的研究结论。课题组在2019年7月至2023年9月期间，一直密切关注浙江省乡村发展，持续开展案例研究，累计在浙江省不同发展水平的8个县（市、区），20个乡镇（街道）以及21个村庄，开展了参与式观察。本文在抽样框中使用典型地区和典型案例的抽样方式（见图3）。

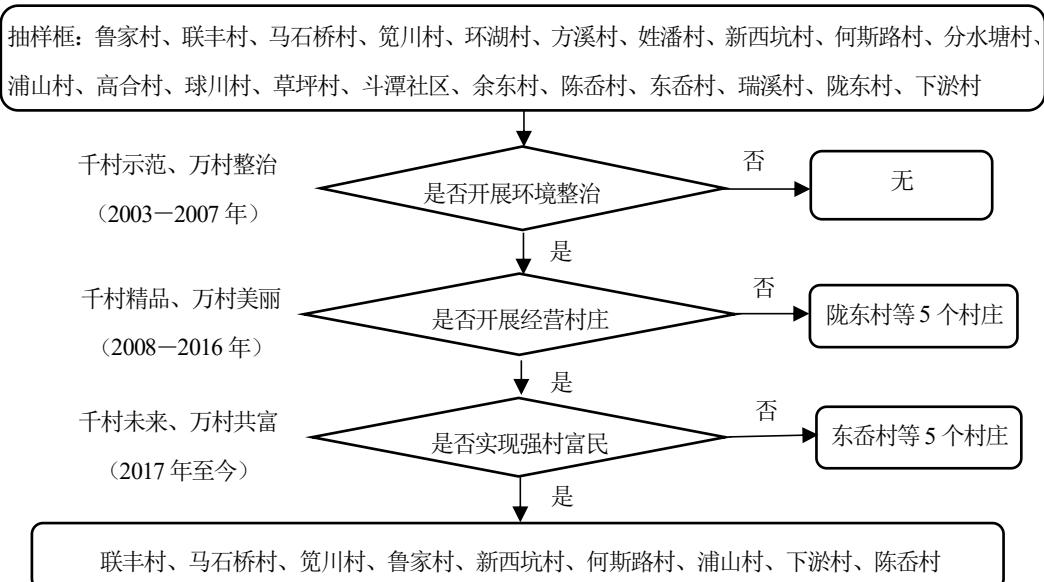


图3 案例村庄选择过程

本文设置的筛选指标包括是否开展环境整治、是否开展经营村庄和是否实现强村富民。原因在于：一方面，出于案例典型性的考虑。上述筛选指标的内容是“千万工程”3个阶段的工作重点，如果缺少其中一环，则村庄不完全具备村庄群体特征，不能完整地阐释“千万工程”实践逻辑；另一方面，出于研究可行性和有效性的考虑。上述筛选指标是“千万工程”逐次递进的工作重点，从这3个维度能够有效地判别和刻画村庄在实施“千万工程”中的典型事件和纵向过程，进而揭示纵向案例研究中的事件逻辑（谢立中，2007）。

案例筛选过程如下：第一，“是否开展环境整治”是“千万工程”的起点，虽然分为2003年初的“示范引领”批次和2008年以来的“整体推进”批次，但本文抽样框的所有村庄都基本完成了环境整治。第二，“是否开展经营村庄”是关键，本文抽样框的部分村庄，在完成环境整治后，因村庄产业的裁撤和迁移，出现了村民人随业走、村庄资源有待盘活的情况，据此筛选掉5个村庄。第三，“是否实现强村富民”是现阶段的重点，本文将曾经被列入浙江省“消薄”名单和没有入选未来乡村名单的5个村庄移出抽样框，将剩下的9个村庄作为本文的案例村庄。

紧扣本文的研究目的，村庄选择需要满足以下要求：一是侧重阶段具有典型性，所选村庄处于“千万工程”的不同阶段各有所侧重，同时都取得了相应成效；二是所处区域分布具有代表性，所选村庄分布在浙江省不同发展水平的区域，且村庄在所处区域具有代表性；三是调查研究具有可行性，案例村庄经过课题组的持续跟踪调查。依据上述村庄选择要求，本文筛选出浙江省三类发展区域的3个村

庄，分别是：位于浙东沿海地区的温州市瑞安市塘下镇陈岙村、位于浙西丘陵山区的丽水市缙云县新建镇笕川村和位于浙北杭嘉湖地区的湖州市安吉县递铺街道鲁家村。其中，陈岙村案例经验可供亟待开展生态环境修复的特色保护类村庄借鉴，笕川村案例经验可供乡村特色产业禀赋鲜明的集聚提升类村庄借鉴，鲁家村案例经验可供积极探索自然资源价值实现路径的城郊融合类村庄借鉴。

（二）3个村庄发展历程及其“千万工程”实践

1.陈岙村。陈岙村位于温州市瑞安市塘下镇，2023年底全村共有271户、户籍人口1197人，外来人口2000余人。2022年底，全村工业产值4.5亿元，村集体收入达786万元，农民人均收入6.7万元。1978年，陈岙村集体创办了一家电气配件厂，并形成了冶炼、电镀等上下游产业。但是，电镀产业严重影响生态环境。“2000年前后环境真的是差到了‘狗见了都摇头’”（CAC-LCM-20230815-c1）^①。情况因陈众芳返乡而改变。陈众芳原为陈岙村的村民，因早年经营旅游业具备一定的经营才能，2002年6月，经乡镇党委政府组织公开推荐，他成为陈岙村的村委会主任，并于2005年12月成为村党组织书记^②。回村任职后，陈众芳会同村“两委”骨干制定村庄发展规划并施行至今。

作为浙江省首批“兴村名师”，陈众芳在20多年任职期间完整经历了“千万工程”3个阶段。在“千万工程”启动的前一年（2002年），陈众芳率先带领村委成员带头对陈岙溪进行小流域治理，解决了陈岙村村民日常用水问题。2003年，陈岙村抓住“千村整治、万户示范”工程机遇，驳坎筑坝建成自来水厂，并在2004年借助“五水共治”^③契机，制定了陈岙村的“治水、治山、治村”三大战略，开展陈岙溪两岸生态化景观提升改造。村集体从2002年的净负债，发展到2022年净资产超亿元。进入“千村未来、万户共富”阶段，陈岙村抓住城乡融合发展的契机，依托自身山水资源，逐渐探索了一条“再造绿水青山，变为金山银山”生态资源价值实现的陈岙道路。2022年8月，陈岙村入选浙江省第二批未来乡村创建名单。

2.笕川村。笕川村位于丽水市缙云县新建镇，人口5235人。村庄现有耕地2129亩、园地2523亩、林地4774亩。1992年9月，笕川村原村党支部书记因故离任，次月上级组织通知笕川村党支部委员施颂勤接任村党支部书记。1996年起，笕川村利用地理环境优势，由村集体创办了浙中南地区最大的

^①本文案例编码由以下部分构成：村庄编码、人物名或资料名、资料获取时间和资料类别。其中，资料类别a类为档案资料，b类为二手资料，c类为实地调查中的观察资料或访谈资料。例如，“CAC-LCM-20230815-c1”表示“陈岙村的LCM在2023年8月15日第1次调查中的访谈资料”。

^②本文案例中的村党组织包括村党委、党总支等多种组织形式，为便于表述，文中统称为村党组织。

^③“五水共治”是指治污水、防洪水、排涝水、保供水、抓节水。浙江省从2004年启动首轮“811”行动（以钱塘江等八大水系和11个省级环保重点监管区为对象的污染整治行动），到2013年底发出“五水共治”总动员，再到2016年提出全面剿灭劣五类水，近20年的接力治水，“五水共治”一举多得，扩投资促转型，优环境惠民生。资料来源：《中共浙江省委办公厅浙江省人民政府办公厅关于印发〈“811”生态文明建设推进行动方案〉的通知》，http://sthjt.zj.gov.cn/art/2011/4/29/art_1229123475_13472121.html；《浙江省人民政府办公厅关于深入推进“五水共治”加快实施百项千亿防洪排涝工程的意见》，https://www.zj.gov.cn/art/2016/11/28/art_1229017139_56463.html。

香菇交易中心。2015年，笕川村抓住丽水高铁开通后横穿村庄东侧的机遇，将沿线500亩菇棚从承包户手中流转回村集体，根据季节种植应景花卉，变为四季都有景的花海，推动了笕川村从发展农业产业迈向农文旅融合。得益于施颂勤早期对电商产业的谋划，笕川村得以形成菇业、林业和物业三大产业，村庄集体经济不断发展壮大。施颂勤连任三届浙江省人大代表，并获得浙江省首批“兴村治社”名师荣誉。

“缙云麻鸭”是当地的地标产品，但过去的“溪养”“塘养”“库养”等方式，严重污染了环境，加上生活污水直排，原本清秀的小山村河道淤塞、污水横流。虽然2006年笕川村开建生活污水系统，但真正的改变还是发生在2014年。施颂勤在省级层面100万元的资金支持下，从“源头治污、岸上治根”开展环境整治。2015年，笕川村在沿线打造了500亩花海，将美丽资源变为美丽经济，率先进入了“千村精品、万村美丽”阶段。近年来，笕川村在香菇、麻鸭等地标产品和美丽经济的基础上，抓住了电子商务的发展机遇，打造出“电商一条街”的产业高地，先后获得“全国乡村治理示范村”、中国“淘宝亿元村”等100多项荣誉。2023年3月，笕川村入选浙江省第三批未来乡村创建名单。

3.鲁家村。鲁家村位于湖州市安吉县递铺街道，全村占地16.7平方千米，人口约2300人。鲁家村在20世纪末没有开展村庄工业化，在以环境整治为核心的“千万工程”第一阶段并不突出。进入“千村精品、万村美丽”阶段，从2011年起，鲁家村抓住建设省级美丽乡村精品示范村、开展首批国家田园综合体试点项目等多个政策机遇，从一个守着绿水青山的贫困村发展为“两山理论”实践方面的明星村。从2011年到2022年底，鲁家村集体经营性收入从1.8万元增长到610万元，村集体资产从负债上百万元到账面资金2.9亿元。鲁家村的朱仁斌少年习武、青年回乡，30多岁开办建筑装修公司。怀揣着“经营村庄就是创业，有多大能耐就使多大劲儿”（LJC-ZRB-20190723-c1）的热忱，朱仁斌于2011年通过换届选举，回到鲁家村担任村党组织书记。返乡任职的十余年来，朱仁斌凭借在外经商的经验，擅长与政府部门沟通合作。利用政府资源发展村庄是鲁家村开展“千万工程”的侧面写照。

2011年，杭嘉湖城市群周边的大部分农村地区通过村庄绿化、污水治理和卫生改厕等农村环境建设组合拳，使部分农村呈现天蓝、地净、水清的新气象。但是同样位于该区域的鲁家村仍是污水横流、垃圾满地以及大片农田山林荒废。朱仁斌返乡后，垫资开展卫生清洁，与乡贤筹资300万元为鲁家村谋划发展蓝图，并拿着规划到各地招商，探索出“公司+村集体+家庭农场”共同致富的鲁家村模式。2017年，田园综合体概念一经提出，鲁家村就以打造能复制、可推广的“田园鲁家”模板为契机，于同年7月成功入选国家首批田园综合体试点项目。2020年8月，鲁家村入选第二批全国乡村旅游重点村名单。2022年1月，鲁家村被确定为2021年度湖州市新时代美丽乡村样板片区（组团式未来乡村）。

（三）资料收集

本文遵循“三角印证法”收集多种来源的经验证据，包括实地调查获得的一手资料，资讯报道、村情村史及政策文件等二手资料。本文的核心案例资料来自课题组于2023年7—8月在浙江省开展的以“在乡村发展中国”为主题的跨学科联合专题调查，“千万工程”是联合调查的核心专题。调查团队包括14位高校教师和2位随行记录的博士生，调查形式主要有实地调查、现场座谈会和半结构式访谈。该专题调查依托于课题组长期在浙江省的参与式观察开展，本文在21个预调查村庄中选取了3

个村庄作为案例村庄。在调查过程中，课题组梳理了村庄发展历程，通过座谈会和走访调查等方式开展半结构化访谈，了解村庄发展历程、村党组织书记履历^①和“千万工程”实施的关键事件及其细节情况，对3个村庄进行了15次正式访谈，并于2023年9月对关键事件及其过程做了细致的补充调查。

本文研究选取的3个案例村庄的基本信息如表1所示。

表1 案例村庄的基本信息

类别	信息	陈岙村	笕川村	鲁家村
村庄信息	所属区域	瑞安市塘下镇	丽水市缙云县	湖州市安吉县
	村域面积	2.2 平方千米	6.0 平方千米	16.7 平方千米
	人口	1197 人	5235 人	2300 人
	强村路径	资源价值化实现	产业兴村，业态叠加	公司+村集体+家庭农场
	富民举措	“退二进三”转型 ^a	对接市场，搭建平台	多元化增收途径
村党组织书记信息	个人履历	旅业经理人、经营者	早年经商，参军 5 年	少年习武，早年经商
	返乡时间	2002 年	1992 年	2011 年
	任职时长 ^b	17 年	31 年	12 年
	关键举措	小流域整治、“青山白化”整治、旧村改造	五水共治、美丽花海打造、“电商一条街”打造	村容整治、家庭农场建设、田园综合体建设
资料收集	调查时间	2023 年 5 月、2023 年 8—9 月	2023 年 7—8 月	2019 年 7 月、2023 年 9 月
	字数	约 4 万字	约 7 万字	约 6 万字

注：a “退二进三”转型指陈岙村将村庄早期污染严重的电镀企业、石材加工业逐步从第二产业中退出来，在村庄规划基础上，统筹自有资金和外部资本，发展以旅游业为主的第三产业。b 任职时长截至课题组补充调查的时间。

(四) 资料分析

1.数据梳理：确定时间轴与关键事件。本文根据获取的资料整理了3个村庄的发展时间轴和关键事件，重点关注引回能人的工作目标，能人在乡村振兴过程中发挥的功能，以及能人带动村庄发展、富裕村民的事件结果，并标注各个时间节点或时间段。

2.资料编码：识别概念。本文依据Corbin and Strauss（1990）的扎根原则对访谈文本和相关资料进行解读和编码，以确保文本紧扣主题。访谈文本来自对村党组织书记的深度访谈，编码步骤为：第一步，标记文本数据中的“千万工程”“乡村振兴”等有关语句，用原始概念“贴标签”。第二步，对原始标签进行概念化，共形成36个一阶类属。第三步，挖掘一阶类属之间的内在关联，并与研究议题相联系，形成了18个二阶类属。第四步，对二阶类属进行聚合，得出了3个逻辑联结。

3.数据整合：建立逻辑联结之间的指向和事件链。为了形成有逻辑关系的理论框架，本文通过对现有理论、当前编码与新旧数据之间的反复对比分析，不断进行“数据—逻辑—框架”的迭代，强化对重要现象解释的可重复性，实现由案例到理论的跃迁^②。本文从访谈对象对相关问题的回答中提取

^①随着村庄发展，3个案例村庄党组织设置发生了一定变化：2019年，陈岙村设立村党总支，陈众芳担任村党总支书记；2020年，笕川村设立村党委，施颂勤担任村党委书记；2018年，鲁家村设立村党委，朱仁斌担任村党委书记。

^②因篇幅所限，“核心编码节点关系结果”和“选择式编码结果”未予展示，可登录《中国农村经济》网站查看本文附录。

关键语句进行编码，数据结构如图 4 所示。



图 4 扎根理论过程的数据结构

四、案例分析

（一）“引回来”：选优配强启动“千村示范、万村整治”

1.环境整治：政策规划倡导回应群众普遍诉求。在20世纪末，浙江省村庄在地工业化使得乡村环境受到了严重影响。根据对村庄的实地走访调查获悉，“千万工程”启动前群众的普遍诉求是喝到干净卫生的水。例如，陈岙村在2000年前后虽然已经成为一个外来务工人口众多的富裕村，但该村的采石和电镀产业严重污染水体，导致村庄环境糟糕到“狗见逃”（CAC-LS-20230710-b2）。又如，20世纪90年代的笕川村，虽然香菇和麻鸭的产业化经营让村民的腰包鼓了起来，但是“村民找口能喝的水都难”（JCC-YYY-20230701-b2）。早期鲁家村未发展重工业，虽然保留了竹叶和安吉白茶这“两片叶子”的生态招牌，但县里的卫生评比却是倒数第一（LJC-ZRY-20210720-c2）。

可见，早期的乡村工业化决定了“千万工程”是一项改善乡村人居环境的民生工程，同时，水源和环境是事关村民生活、村企生产以及乡村生态的系统性工程，这也决定了需要启动一项从源头整治环境的政策。因此，如何改善村庄的污水处理系统，提供清洁饮水，减少农村环境污染等问题成为首要问题，环境整治也成为“千村示范、万村整治”的重点领域。

2.招才引智：密切跟踪联系乡土情结浓厚的能人。为了实施“千万工程”这一系统工程，需要吸引有执行能力的人才回到农村担任村党组织书记。一方面，在外人才具有丰富的经验和知识，可以为村庄的发展出谋划策和链接资源；另一方面，浓厚的乡土情结能够吸引这些人才回到农村并投身于农村发展项目。在实施“两进两回”行动之前，浙江省各级政府和相关部门就通过建设并动态更新人才库、部门领导定期参加外地乡贤联谊会等方式，积极跟踪联系那些在外的人才，其中主要是关注在外经商的党员，这类回来的能人可被称为“企业家书记”。

笔者发现“企业家书记”是对“千万工程”典型村庄党组织书记的生动刻画，该群体有四大特征：一是发展带头人，这些村庄带头人有源自上级部门赋权的威望，也有来自自身过往所取得成就的威信，村民对“企业家书记”能够带领大家发展致富有期待、有信心；二是项目实施者，“企业家书记”早年在外经历使其对项目制运作的模式较为了解，能够像“企业家”一样寻找并推动好的项目在村庄落地；三是村庄经营者，“企业家书记”善于统筹村内外的资源发展村庄，案例村庄的村党组织书记都是典范；四是村庄形象代言人，在外界人士看来，“企业家书记”已经成为所在村庄的一种符号。这一称谓有两个精英再生产的隐喻：一是反映了通过赋权实现对乡村精英的体制吸纳过程，二是乡村精英由个体、经济偏向转向集体、复合偏向的赋权和再生产过程。

3.强村先强人：能人示范引领推动班子建设强化。为了实现“千村示范、万村整治”的目标，需要建立强有力的村庄领导班子。通过上级有关部门的选优配强后，“企业家书记”上任的第一件事是“作好表率、强化班子”。例如，陈岙村的陈众芳与村“两委”成员一一谈话，共同谋划村庄发展蓝图（CAC-LS-20230810-c1）。又如，笕川村的施颂勤回村任职的第一件事情是将自己的砖厂办好，让村民相信他有能力带领大家致富（JCC-YYY-20230701-b2）。再如，鲁家村的朱仁斌，返村后第一件事是自掏腰包开展卫生整治行动，让村民愿意相信“村里的这届班子是能干事儿的”（LJC-ZRB-20190721-c1）。

通过3个村庄案例的横向对比发现，在“千万工程”的第一阶段，环境整治（a1）是政策规划倡导对群众普遍诉求的积极回应，这与浙江省早期村庄“在地工业化”的历史进程密切相关。早期乡镇企业在环境治理方面的欠规范，使得21世纪初的乡村环境恶化到了不得不整治的阶段。但是，由于当时的城乡二元结构，乡村人口外流，谁来实施成为环境整治的首要问题，因此，开启招才引智（b1）。总体而言，选优配强是一个双向选择的结果：一方面，上级部门会密切跟踪联系在外的能人；另一方面，能人自身浓厚的乡土情结也是其返乡的驱动力。通过公推直选（陈岙村）、直接任命（笕川村）、乡亲劝说（鲁家村）等体制吸纳方式，案例村庄打破了乡村精英代际循环等自然再生产链条，实现了乡村精英的社会再生产。对于多数欠发达村庄而言，引回来的能人往往需要赋权实践才能示范引领，并且强化班子建设，才能达到“强村先强人”（c1）的人力资本投资结果。

“千村示范、万村整治”的实践逻辑是示范引领。通过3~5年的人居环境整治，浙江省大部分农村的生活条件明显改善。到2007年，全省10303个建制村得到整治，其中1181个村建设成为“全面小康建设示范村”，取得了从脏乱差迈向整洁有序的阶段性成效。

基于该阶段的数据结构（见图4）和跨案例纵向分析，本文提出命题1。

命题1：谁来强村——在“千村示范、万村整治”阶段，环境整治是核心目标，村庄需要通过招才引智、选优配强，形成“能人示范引领+班子建设强化”的强村先强人的结果。

（二）“有作为”：强人强村推进“千村精品、万村美丽”

1.经营村庄：科学合理规划下引入社会资本。因地制宜、合理规划是“千万工程”20年实践的核心经验之一，这也是浙江省各地村庄发展能够“一张蓝图绘到底”“一任接着一任干”的重要依托。不过，在发展起步和壮大的关键阶段，村庄是不缺资源的，但往往缺少可供运转的资金。这就需要引入社会资本，一方面可以解决发展要素的短缺问题，另一方面也是“专业的人干专业的事”，发挥不同主体各自的比较优势。

本文的3个典型村庄在启动“千万工程”前后，都进行了村庄发展规划，并且施行至今，并形成村庄品牌。例如：陈岙村紧扣资源价值实现的主线，通过环境整治实现“退二进三”的发展转型；笕川村30年来坚持产业兴村、业态叠加的思路经营村庄；鲁家村一直以田园综合体作为村庄“卖点”，实现迭代升级。此外，村庄品牌建设是乡村业态营造、推动乡村高质量发展的切入点（周立和罗建章，2024）。3个村庄发展都抓住了城乡融合发展的历史机遇，打造村庄品牌。例如，陈岙村通过“富美陈岙”引进九龙旅游公司打造水上乐园，笕川村通过“笕川花海”吸引高铁沿线客流；鲁家村通过“田园鲁家”家庭农场联结形成田园综合体，实现对接社会资本，构建村内外的利益联结方式来经营村庄。

2.企业家才能：市场运营能力和政策解读能力缺一不可。作为“企业家书记”的村庄带头人，“企业家”的背景特质使其具备了瞄准市场需求、制定村庄发展战略、推广村庄产品以及促进产业发展的市场运营能力。同时，他们也不能缺少“书记”相应的政策领悟和解读能力，“企业家书记”作为相关部门选优配强“引回来”的乡村经营者，确保村庄发展思路符合当地政府的整体规划。

在“千村精品、万村美丽”阶段，村庄能够脱颖而出往往离不开带头人的企业家才能。最典型的是鲁家村的朱仁斌。2011年，朱仁斌刚上任就以全县美丽乡村精品村创建为契机，争取到第一笔政策

资金。2017年，朱仁斌又抓住了中央“一号文件”提出田园综合体^①概念这一机遇，吸引社会资本，打造出“田园鲁家”品牌，一举成为全国首批国家田园综合体试点项目。无独有偶，陈岙村和笕川村作为“千万工程”的先行者也不例外。例如，陈岙村早期通过“青山白化”整治^②，整理出土地获得的出让金成了推进“千万工程”和乡村发展的启动资金（CAC-LS-20230710-b2）。又如，笕川村在“五水共治”面临资金缺口时，施颂勤在2014年参加浙江省人民代表大会时立下了“治水军令状”，获得了100万元专项资金（JCC-SXQ-20230802-c1）。可见，村庄带头人经营村庄过程中具备相应的企业家才能，包括市场运营能力和政策解读能力，同时，在“千万工程”推进过程中，带头人的企业家才能也不断地提升，实现了乡村精英的社会再生产。

3. 富民需强村：明确村庄发展路径并促进壮大集体经济。进入“千万工程”的第二阶段，寻求差异化发展路径是关键，壮大集体经济是依托。3个村庄在完成环境整治后，陈岙村确定了“退二进三”的生态资源价值化实现的发展路径；笕川村通过发展特色产业，实现香菇产业、美丽经济和电商业态的多重叠加；鲁家村通过发展家庭农场、田园综合体和推广“田园鲁家”品牌实现了村庄三产融合。

基于3个案例村庄的横向对比，可以发现，进入“千万工程”的第二阶段——“千村精品、万村美丽”，村庄生产发展、村民生活富裕成为阶段性目标，实现目标的关键在于村庄经营（a2）。从本文典型案例来看，村庄经营（a2）离不开“科学合理规划”和“社会资本引入”，尤其是3个典型村庄基本是及早规划并“一张蓝图绘到底”。那么，科学合理规划和引入社会资本后，带头人如何凭借市场运营能力和政策解读能力进一步明确发展路径、壮大集体经济？这需要村庄带头人通过发挥自身的企业家才能（b2）来实现富民需强村（c2）的阶段性任务，人力资本的增量投资产出社会回报。

“千村精品、万村美丽”的实践逻辑是系统推进。以美丽人居为基础，衍生出美丽产业，推动浙江省广大农村从整洁有序迈向美丽宜居，并率先践行“让居民望得见山、看得见水、记得住乡愁”的精神。“千村精品、万村美丽”既践行了2005年时任浙江省委书记习近平提出的“绿水青山就是金山银山”的论断，又巩固了“千村示范、万村整治”的阶段性成效，因地制宜地创新了浙江村落文化、生态环境与乡村经济融合发展模式。2018年9月，“千万工程”获联合国最高环保荣誉——“地球卫士奖”。2016年底，全省培育的美丽乡村示范县、美丽乡村示范乡镇、特色精品村和美丽庭院分别有6个、100个、300个和10000个。浙江省农村生产生活生态环境基本改善，浙江省特色的美丽乡村建设格局已经成形。

基于该阶段的数据结构（见图4）和跨案例纵向分析，本文提出命题2。

命题2：怎么强村——在“千村精品、万村美丽”阶段，村庄经营是核心目标，村庄带头人需要

^①参见《中共中央 国务院关于深入推进农业供给侧结构性改革 加快培育农业农村发展新动能的若干意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2017-02/05/content_5165626.htm。

^②2005年，陈岙村开展“青山白化”整治（“青山白化”指葬坟毁了植被、多了石头和水泥，使原来郁郁葱葱的青山远看白森森的一片），迁坟5000多座，整理出的70多亩土地公开出让，这些土地拍卖获得了3.5亿元的资金，除了一部分直接分给村民之外，剩下的资金全部用于启动旧村改造。

发挥企业家才能，通过明确发展路径、壮大集体经济实现富民需强村的结果。

（三）“能带动”：强村富民引领“千村未来、万村共富”

1.公地培育：完善基建配套，打造村庄品牌。迈向共同富裕，首先要确保城乡基本公共服务均等化，支持“千万工程”升级版打造，这包括未来乡村建设中数字技术和未来场景的打造。除了未来乡村的基础设施，村庄还需要在经济、文化和生态方面形成独特的品牌，以吸引游客和投资者。通过打造品牌，村庄形成独特的标识，并培育了带动更多村民增收致富的产业。

公地培育打造出各自的金字招牌。基于典型村庄，本文发现在“千村未来、万村共富”实践中打造村庄品牌主要有三种方式。一是结合当地资源优势，积极融合商标品牌。陈岙村积极融合罗阳山景区，打造出“山水罗阳、富美陈岙”的品牌。二是响应政策号召，打造政策落地的实践样板。例如，鲁家村通过打造田园综合体，呼应了党中央提出的集循环农业、创意农业、农事体验于一体的田园综合体概念，“田园鲁家”品牌成为浙江农村的金字招牌。三是借助地标产品叠加业态，形成村庄综合性区域口碑。笕川村在乡村特色产业发展的初期通过“缙云麻鸭”和香菇两个地理标志产品打响笕川村的名号，进一步通过“笕川花海”提升村庄知名度，近期通过电商街再度与数字经济结合，形成村庄综合区域口碑。

2.业态营造：更新经营理念，促进社会力量参与。村庄发展需要不断更新经营理念，这不仅包括引入具有经营能力的能人和引入社会资本，还包括引入新的管理和经营方法，并形成自己别具一格的经营理念。除了村庄内部的“内联促外引”，还需要社会力量的“外发促内生”，最终走向“内外相融合”，促进乡村新内源发展（岳晓文旭等，2022）。在此过程中，乡村人力资本也实现了新内源式投资。

“千万工程”启动于中国“三农”问题最突出的时期，贯穿了新农村建设、全面乡村振兴和迈向共同富裕等多个时期。在不同的历史背景下，村庄在实施“千万工程”的过程中，经营理念和社会力量的参与情况各有不同。例如，陈岙村在21世纪之初就基本完成了村庄建设启动资金的积累，利用这些积累，陈岙村在“千万工程”20年实践历程中，先完成了流域治理和“青山白化”整治，后开展了旧村改造和景观营造，正在进行未来乡村建设，该村的经营理念经历了从“退二进三”的村庄产业结构调整到流域治理和景观改造，再到当前的生态资源价值化实现的三阶段变化。又如，笕川村虽然获得第一笔治水专项资金的时间较晚，但是，其村庄经营也紧扣“千万工程”阶段任务而不断调整：从20世纪末的农业产业化建设，到2010年前后的美丽经济和精品村庄，再到当前结合数字经济打造的电商产业集群，其经营理念呈现为产业兴村、业态叠加。再如，鲁家村作为“千万工程”的后起之秀，从打造安吉县的美丽乡村精品示范村，到全国首个田园综合体示范项目，再到目前通过两山学院输出“田园鲁家”模式，鲁家村的经验理念表现为紧跟政策热点，一二三产业融合发展。可见，乡村人才振兴推动“千万工程”以分类施策、循序渐进的理念走深走实。

3.强村终富民：拓宽增收渠道，完善利益分配。“千村未来、万村共富”要求村庄不断拓宽增收渠道，寻找更多的发展机遇。多数村庄通过发展新的优势产业、培养农民创业精神以及吸引外部投资的方式来实现强村富民。一方面，村集体寻找或创造各种增收机会，以提高村民的收入水平。例如，笕川村早期培育的香菇和麻鸭产业都有很强的联农带农作用，当前创设的“电商一条街”为村民在地

就业提供了优质的岗位。另一方面，在增收的同时，完善的利益联结机制是至关重要的。3个村庄通过保障村民的成员权资格和将权益股份化两种思路建立合理的分配机制，确保村民能够分享发展成果，这极大增强了村庄的凝聚力和共同发展的动力。

通过对3个村庄案例的横向对比，可以发现，以建设未来乡村为契机、以迈向共同富裕为目标的“千万工程”沿袭产业公地培育（a3）→业态营造（b3）→强村终富民（c3）的路径，这表明：第一，产业公地培育（a3）需要基础设施配套和村庄品牌打造两大支撑，例如3个村庄都形成了各自特色的名片。第二，业态营造（b3）离不开经营理念的更新和社会力量的参与。其中，陈岙村通过“退二进三”战略，走上了生态资源价值实现的路径；笕川村由之前单一的香菇产业，拓展到“笕川花海”旅游业，并倒逼第二产业的完善，最终实现农村一二三产业融合；鲁家村从一开始的家庭农场形成了“田园鲁家”品牌，如今又通过鲁家“两山学院”成为模式经验输出的窗口。第三，作为“千村未来、万村共富”的落脚点，强村终富民（c3）要求不仅要拓宽增收渠道，还要完善利益分配，迈向共同富裕。

“千村未来、万村共富”的实践逻辑是持续提升，表现为数字技术和共富理念的注入。一方面，浙江省率先出台《关于开展未来乡村建设的指导意见》，以数字化改革和“两进两回”机制的全面深化为抓手，推动村庄经营持续向好，动员更多青壮年人才振兴乡村^①。另一方面，浙江省在全省范围内将助推以集体经济发展和农民增收为目的的强村公司进一步健康发展，强村公司通过共富工坊等形式联农带农，逐渐形成了资产经营型、社会服务型、订单生产型和工程承揽型等主要发展模式。作为“千万工程”的最新阶段，部分典型村庄已经呈现一幅“未来已来”的景象，取得了从美丽宜居逐步迈向共富共美的阶段性成效。

基于该阶段的数据结构（见图4）和跨案例纵向分析，本文提出命题3。

命题3：为谁强村——在“千村未来、万村共富”阶段，产业公地培育是核心目标，村集体需要通过业态营造、拓宽村民的增收渠道实现强村富民的结果。

（四）多案例比较与跨案例讨论

不同于已有大多数文献将对“千万工程”的理解停留在对乡村环境整治和美丽乡村建设的模式总结，或是对“千万工程”某一阶段进行剖面的实践解读，本文的研究发现在于，在“千村示范、万村整治”阶段的核心是示范引领，在“千村精品、万村美丽”阶段的关键是系统推进，在“千村未来、万村共富”阶段的动能是持续提升。由此可见，“千万工程”20年实践的阶段目标存在先后逻辑，需要在实施过程中协调多方主体的次序关系。进一步，阶段过程的并列逻辑要求形成政府主导、村庄主体、能人主动的体制机制。累进性结果的主次逻辑表明，在开展“千万工程”的特定阶段，需要分清主次，优先完成主要目标，并配合实现辅助性目标。纵向案例分析和多案例横向比较（见表2）表明，强人强村是“千万工程”20年的实践逻辑，为回答“村庄通过选优配强何以促进强村富民”提供了浙江经验。综上，本文通过多案例比较和跨案例纵向分析发现，从“过程—事件”分析视角看，“千万

^①参见《浙江省人民政府办公厅关于开展未来乡村建设的指导意见》，https://www.zj.gov.cn/art/2022/2/7/art_1229019365_2392197.html。

工程”20年实践的三重逻辑表明，强村先强人、富民需强村、强村终富民。简言之，乡村精英再生产在于选优配强，以强人强村实现强村富民。

表2 陈岙村、笕川村和鲁家村的多案例横向比较

比较类目		陈岙村	笕川村	鲁家村
选优配强	任前履历	休闲及餐饮业经营者	早年参军，退伍后经商	少年习武，早年经商
	返乡契机	选举乱象治理	前任离任，上级党委直接任命	上级党委动员劝说
	企业家才能	洞察市场需求，开展村庄长远规划	擅长统筹村内资源，集中力量选择优势产业	善于与政府部门沟通，借助政府资源发展乡村产业
	上级支持	公推直选；征地补贴等	缙云县第一笔环境整治资金	田园综合体示范项目奖补等
强村路径	产业选择	资源经济	产业经济	观光经济
	经营思路	产业迭代型	产业集群化	产业融合型
	具体举措	“退二进三”	一二三产业叠加	一二三产业融合
富民举措	产业公地	“山水罗阳、富美陈岙”	笕川香菇、电商街等	“田园鲁家”品牌
	利益联结	项目制运行，自愿入股	股份化众筹，公司化运营	公司+村集体+家庭农场

五、解释性框架以及对竞争性解释的回应

(一) 乡村精英再生产的解释性框架

通过纵向多案例研究，本文归纳“千万工程”20年实践过程中从选优配强到强村富民的乡村精英再生产解释性框架（见图5）。“千万工程”20年实践经历了从“千村示范、万村整治”到“千村精品、万村美丽”，再到“千村未来、万村共富”3个历史阶段。其中，3个阶段的目标、过程及结果各有不同，但阶段内的“目标—过程—结果”相互适配并且一一对应。由此，本文探索了通过“千万工程”20年实践历程，揭示了乡村人才振兴中以强人强村为实践内核的乡村精英再生产解释性框架。

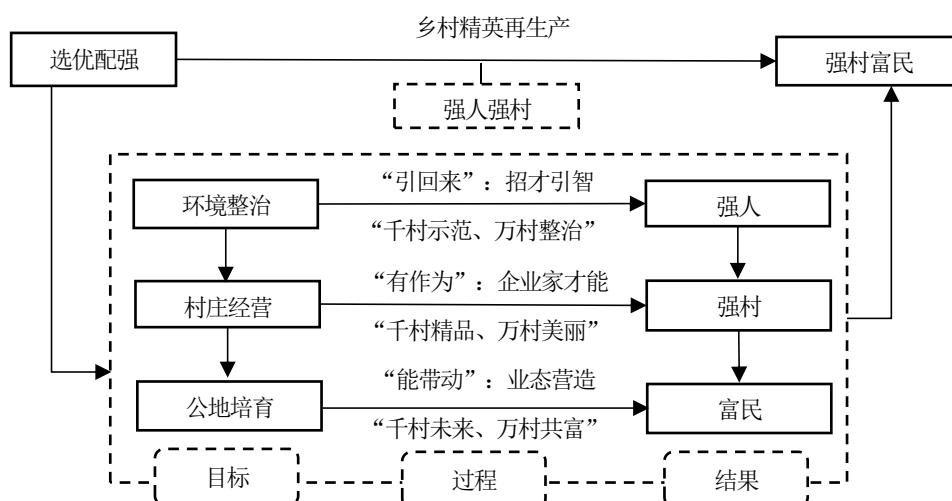


图5 强人强村：从“选优配强”到“强村富民”的乡村精英再生产解释框架

（二）强人强村：回应和对话现有竞争性解释

通过对“千万工程”20年实践的分析，本文从乡村精英再生产的视角提出了“强人强村”，为选优配强何以促进强村富民提供了一个解释性框架，由此为“千万工程”20年实践提供了一个精英再生产的“吸纳—赋权”新解释，对话并拓展了乡村精英说、经营村庄说和赋权增能说，意图说明在迈向共同富裕的进程中，选优配强促进强村富民需要形成政府主导、村庄主体、能人主动的乡村精英再生产实践机制。

第一，强人强村肯定了政府在乡村精英再生产中的基础性作用，更好地回答了在迈向共同富裕进程中“谁来强村”这一基础性问题。乡村精英说着重强调个体能力和动机对乡村发展的关键作用，但是，在实施“千万工程”的过程中，离乡能人的“引回来”离不开政府选优配强的主导作用；在强村富民的吸纳式治理中，政府也要予以政策配套和方向指引。针对既往关于正规教育和技能培训等人力资本投资面临着个人或家庭的边际回报率高、社会边际回报率较低的问题（Lucas, 1988），强人强村反映出，政府通过选优配强，使乡村人才在“干中学”过程中实现精英再生产，村庄因此获得了人力资本的增量投资，进而带动了强村富民。

第二，强人强村强调了经营村庄中的企业家才能，结合乡村振兴实际回答了“怎么强村”这一关键性问题。经营村庄说重点关注村庄经营管理的多重制度逻辑和村企关系，但是往往要么侧重于村庄经营者的特质和能力，要么侧重于村庄经营的模式和办法。企业家精神被视为社会创新发展的动力，其背后是企业家特殊技能的集合。强人强村说进一步打开了乡村精英再生产过程中能人特质和村庄需求的“黑箱”，特别强调“企业家书记”通过自身对市场和政策的理解解决村庄发展的问题，揭示出在强村富民中的乡村企业家形象及其应该具备的企业家才能“工具箱”。本文提出精英再生产的“吸纳—赋权”新解释，揭示出“千万工程”3个阶段的目标任务和能力要求，为学习运用浙江“千万工程”经验、完善乡村人才振兴体系建设提供了简明的操作方案。

第三，强人强村说进一步回答了乡村全面振兴面临的“为谁强村”这一目的性问题。赋权增能说强调了资源和能力的赋权能够改善弱势群体的状况，回答了乡村对精英的吸纳解决了发展能力“从无到有”的问题，但并未对村庄发展能力“从有到强”作出解释。强人强村说补充了这一理论，提出强村富民是“吸纳—赋权”的落脚点，特别是产业公地培育和业态营造是迈向共同富裕进程的目标任务，更为完整地揭示了乡村精英再生产是一个“吸纳—赋权”的人力资本增量投资过程。

六、结论与启示

本文运用质性研究的扎根理论方法，对浙江省瑞安市陈岙村、缙云县笕川村和安吉县鲁家村3个“千万工程”典型村庄进行纵向案例研究，得出如下结论：强人强村是“千万工程”20年实践中通过选优配强促进强村富民的实践逻辑，也推动了乡村精英再生产的理论创新。一方面，从乡村精英再生产实践过程来看，“千万工程”20年实践在环境整治阶段通过招才引智将能人“引回来”；在村庄经营阶段需要带头人发挥企业家才能做到“有作为”；在迈向共同富裕阶段，需要带头人引领村集体培育村庄的产业公地，通过业态营造实现在迈向共同富裕过程中“能带动”。另一方面，从乡村精英再

生产的阶段性成效来看，“千万工程”20年实践，通过乡村精英再生产逐次地完成了从乡村发展人才储备、乡村集体经济发展壮大到农民迈向共同富裕的乡村人力资本投资，培养造就了一支“一懂两爱”“三农”工作队伍，带领千万个乡村取得强村富民的累进性成果。

理论来源于实践，也高于实践。本文在“精英再生产”“过程—事件分析”理论与方法上，都做出了一定突破与创新。尤其是在精英再生产机制上，本文对人才振兴的理论解释，提供了打破旧的自然再生产机制、推动新的社会再生产机制的以“吸纳—赋权”为特征的强人强村说。这一理论解释能够进一步从精英理论、赋权理论和人力资本理论等多个视角进行拓展与创新。基于上述结论，学习运用“千万工程”经验有效推进乡村全面振兴，需要推动人才振兴，通过“选优配强促进强村富民”，由此得到如下政策启示：

一是作为学习榜样的浙江省，要巩固“千万工程”20年实践的累进性成果，树立起“千村引领”之标杆。第一，出台“三农”工作队伍的胜任力考核办法和跟踪培养方案。时间上连续性推进，是确保乡村振兴规划“一任接着一任干”“一张蓝图绘到底”并实现以“吸纳—赋权”为特征的乡村精英再生产的前提。巩固“千万工程”20年实践的累进性成效，需要通过跟踪培养和胜任力考核，选拔出有领导力的头雁型人才。同时，需要加大县域乡村振兴规划的统筹力度，相关部门在选优配强过程中要重视村干部继任者与离任者发展理念的差异，确保乡村发展规划实施的延续性和可纠偏性。第二，探索乡村人才跨村交流的工作办法。内容上的阶段性跃升是“千万工程”20年实践中县域间、村庄间互学互鉴，办成一批批群众可感可及实事的关键。跨村任职和跨县域交流能够形成持续性的新内源发展式人力资本投资机制，进一步巩固“千万工程”20年实践成果。第三，注重县、乡、村三级规划的协调性和人才政策配套支持的稳定性。“千万工程”实践中的机制创新得以推广是省、市、县、乡、村各级配套政策相互协同形成合力的结果。学习运用“千万工程”经验要保障县域发展规划的整体稳定、乡村发展规划的相对稳定以及乡村人才支持配套措施的长期稳定。

二是推广“千万工程”20年实践的一般性经验，要形成“万村振兴”之势头，关键经验在于灵活运用“吸纳—赋权”机制，以实现“强人强村”，通过“选优配强促进强村富民”。这就需要加快人才振兴体系建设：第一，建立乡村振兴人才储备制度。选优配强是乡村精英再生产的前提，“千万工程”在环境整治时将能人“引回来”，并在20年推进过程中不断完善乡村发展的人才储备，实现乡村发展的持续性人力资本投资。对此，要学习借鉴浙江省“两进两回”工作办法，建立乡贤长期联系制度和乡村本土人才库，为乡村全面振兴储备全方位、宽领域的本土化人才队伍。第二，完善“三农”工作队伍的能力提升培训体系。企业家才能是村庄经营的关键，发展壮大集体经济需要带头人“有作为”，并提升带头人的市场运营能力和政策解读能力。学习浙江“千万工程”中的“兴村（治社）名师”等传帮带机制，推动乡村发展经验的互学互鉴，以此提升乡村人才的领导力和胜任力。第三，加强乡村职业化运营人才培养。产业公地是村庄迈向共同富裕的重要依托，需要重视乡村业态营造并发挥其联农带农的作用。健全乡村运营职业经理人制度，通过“专业的人干专业的事”的“引育结合”，为乡村业态营造和产业公地培育提供“即插即用”的外力支撑。由此推动“千万工程”立起“千村引领”之标杆，形成“万村振兴”之势头。

参考文献

- 1.符钢战、韦振煜、黄荣贵, 2007: 《农村能人与农村发展》, 《中国农村经济》第3期, 第38-47页。
- 2.韩福国、宋道雷, 2014: 《“穷根”与“翻身”: 第二次乡村变革后的精英再生产机制研究》, 《浙江大学学报(人文社会科学版)》第3期, 第115-130页。
- 3.黄杰、毛叶昕, 2020: 《“民企二代”的政治参与——基于“中国私营企业调查”的实证研究》, 《青年研究》第5期, 第61-74页。
- 4.黄志辉, 2022: 《从不在地主到不在农民: 农民居住格局的转变与城乡互惠关系中的乡村振兴》, 《开放时代》第3期, 第186-198页。
- 5.黄祖辉、傅琳琳, 2021: 《我国乡村建设的关键与浙江“千万工程”启示》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第4-9页。
- 6.简文祥、王革, 2014: 《西方领导力理论演进与展望》, 《科学学与科学技术管理》第2期, 第80-85页。
- 7.焦长权、周飞舟, 2016: 《“资本下乡”与村庄的再造》, 《中国社会科学》第1期, 第110-116页。
- 8.李艳、陈卫平, 2023: 《线上社会网络对农村网商经营绩效的影响: 机制与证据》, 《中国农村经济》第9期, 第165-184页。
- 9.李裕瑞、常贵蒋、曹丽哲、龙花楼, 2020: 《论乡村能人与乡村发展》, 《地理科学进展》第10期, 第1632-1642页。
- 10.刘祖云、黄博, 2013: 《村庄精英权力再生产: 动力、策略及其效应》, 《理论探讨》第1期, 第32-36页。
- 11.卢福营, 2013: 《论经济能人主导的村庄经营性管理》, 《天津社会科学》第3期, 第78-84页。
- 12.路风, 1989: 《单位: 一种特殊的社会组织形式》, 《中国社会科学》第1期, 第71-88页。
- 13.罗必良、洪炜杰、耿鹏鹏、郑沃林, 2021: 《赋权、强能、包容: 在相对贫困治理中增进农民幸福感》, 《管理世界》第10期, 第166-181页。
- 14.罗建章、马黎、马荟、周立, 2024: 《村企共建: 迈向共同富裕的村企关系——基于陕西省袁家村的纵向案例分析》, 《农业经济问题》第3期, 第89-102页。
- 15.罗明忠, 2023: 《人力资本视角下中国农业强国建设的基本路径》, 《求索》第1期, 第120-131页。
- 16.沈费伟、刘祖云, 2017: 《精英培育、秩序重构与乡村复兴》, 《人文杂志》第3期, 第120-128页。
- 17.舒尔茨, 1987: 《改造传统农业》, 北京: 商务印书馆, 第167-172页。
- 18.孙立平, 2002: 《实践社会学与市场转型过程分析》, 《中国社会科学》第5期, 第83-96页。
- 19.孙枭雄、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.谭海波、王中正, 2023: 《积分制何以重塑农村集体经济——基于湖南省油溪桥村的案例研究》, 《中国农村经济》第8期, 第84-101页。
- 21.唐京华、陈宏彩, 2023: 《中国式现代化视域下乡村振兴的逻辑与路径——以浙江“千万工程”为例》, 《中国行政管理》第7期, 第6-13页。
- 22.全志辉, 2001: 《精英动员与竞争性选举》, 《开放时代》第9期, 第23-27页。

- 23.王洁琼、孙泽厚, 2018: 《新型农业创业人才三维资本、创业环境与创业企业绩效》, 《中国农村经济》第2期, 第81-94页。
- 24.王微、刘世华, 2020: 《农村人居环境协作治理的实践路径——以浙江“千村示范、万村整治”经验为例》, 《广西社会科学》第6期, 第52-56页。
- 25.王亚华、舒全峰, 2017: 《第一书记扶贫与农村领导力供给》, 《国家行政学院学报》第1期, 第82-87页。
- 26.武前波、俞霞颖、陈前虎, 2017: 《新时期浙江省乡村建设的发展历程及其政策供给》, 《城市规划学刊》第6期, 第76-86页。
- 27.谢立中, 2007: 《结构—制度分析, 还是过程—事件分析? ——从多元话语分析的视角看》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第4期, 第12-31页。
- 28.杨润峰、王一鸣、全志辉、刘闯, 2023: 《基层党组织何以推进乡村建设——基于组织领导力视角的川底村党支部案例分析》, 《中国农村观察》第3期, 第142-161页。
- 29.岳晓文旭、王晓飞、韩旭东、周立, 2022: 《赋权实践如何促进乡村新内源发展——基于赋权理论的多案例分析》, 《中国农村经济》第5期, 第36-54页。
- 30.郑辉、李路路, 2009: 《中国城市的精英代际转化与阶层再生产》, 《社会学研究》第6期, 第65-86页。
- 31.周立, 2018: 《乡村振兴战略与中国的百年乡村振兴实践》, 《人民论坛·学术前沿》第3期, 第6-13页。
- 32.周立、罗建章, 2024: 《区域公用品牌建设助力乡村高质量发展的策略组合——基于陕西“袁家村”的案例分析》, 《宏观质量研究》第1期, 第15-30页。
- 33.周立、奚云霄、马荟、方平, 2021: 《资源匮乏型村庄如何发展新型集体经济? ——基于公共治理说的陕西袁家村案例分析》, 《中国农村经济》第1期, 第91-111页。
- 34.Adams, R., 2008, *Empowerment, Participation, and Social Work*, New York: Palgrave Macmillan, 87-90.
- 35.Corbin, J., and A. Strauss, 1990, “Grounded Theory Research: Procedures, Canons, and Evaluative Criteria”, *Qualitative Sociology*, 13(1): 3-21.
- 36.Eisenhardt, K. M., 1989, “Building Theories from Case Study Research”, *Academy of Management Review*, 14(4): 532-550.
- 37.Freire, P., 1970, *Pedagogy of the Oppressed*, New York: Continuum, 10-12.
- 38.Langley, A., C. Smallman, H. Tsoukas, and A. H. V. D. Ven, 2013, “Process Studies of Change in Organization and Management: Unveiling Temporality, Activity, and Flow”, *Academy of Management Journal*, 56(1): 1-13.
- 39.Lee, J., 2001 , *The Empowerment Approach to Social Work Practice: Building the Beloved Community*, New York: Columbia University Press, 29-31.
- 40.Lucas, R. E., 1988, “On the Mechanics of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*, 19(2): 3-42.
- 41.Onitsuka, K., and S. Hoshino., 2018, “Inter-Community Networks of Rural Leaders and Key People: Case Study on a Rural Revitalization Program in Kyoto Prefecture, Japan”, *Journal of Rural Studies*, Vol. 61: 123-136.
- 42.Szelényi, I., 1988, *Socialist Entrepreneurs: Embourgeoisement in Rural Hungary*, Madison: University of Wisconsin Press, 2-14.

43.Yang, Y., 2017, "Saemaul Undong Revisited: A Case of State-Society Dynamics in Social Capital Mobilisation, Focusing on the Role of Local Leaders in South Korea of the 1970s", *Journal of International Development*, 29(7): 993-1010.

(作者单位：中国人民大学农业与农村发展学院)
(责任编辑：柳 荻)

Strong Elites Strengthening Villages and the Practical Logic of Selecting the Best and Matching the Strong to Strengthen Villages and Enrich the People: A Case Study on the Construction of Rural Talent Team in Zhejiang's Green Rural Revival Program

LUO Jianzhang ZHOU Li

Abstract: The construction of rural talent team is an important support to effectively promote the comprehensive revitalization of rural areas. This paper uses the rooted theory and the longitudinal multi-case study method to explore how to promote the revitalization of talents by selecting the best and matching the strong elites, thus achieve the progressive effect of strengthening villages and enriching people in the practice of Zhejiang's Green Rural Revival Program for 20 years. The study finds that the three-stage practice of the Green Rural Revival Program for 20 years is mainly to select the best rural talents and achieve “strong elites Strengthening Villages” in three stages. Based on the grounded theory and “process–event analysis,” this paper puts forward the following explanatory framework. (1) In the stage of “a thousand villages as demonstration and ten thousand villages with renovation”, the government starts the Green Rural Revival Program and breaks the bottleneck of “who to strengthen the villages” by selecting the best and matching the elites. (2) In the stage of “a thousand villages of high quality and ten thousand villages being beautiful”, the leaders explore the path of “how to strengthen the villages” through village management and entrepreneurial thinking. (3) In the stage of “a thousand of villages of future and ten thousand villages with common prosperity”, the village collectives realize the cultivation of public land through the construction of business forms, and answer the question of “for whom to strengthen the villages”. The practical logic of “Strong elites Strengthening Villages” shows that the premise is for the government to “bring back” the talented people in the villages, the key is for the talented people to “make a difference” in the village management, and the result is that the village collectives attach importance to the cultivation of industrial public land. Therefore, from the perspective of village elites, this paper puts forward the “Strong Elites Strengthening Villages” theory and discusses three competing explanations: the theory of rural elites, the theory of village management, and the theory of empowerment, which provide a new explanation of “absorption–empowerment” of elite reproduction for the practice of Green Rural Revival Program for 20 years. It further set up a standard of “a thousand villages leading and ten thousand villages revitalizing” to promote the Green Rural Revival Program in the country, and provides policy implications that strong villages educate people first, rich people need strong villages, and strong villages will eventually enrich people.

Keywords: Green Rural Revival Program; Rural Revitalization; Talent Revitalization; Common Prosperity; Rural Elite

生产要素视角下粮食主产区利益补偿机制研究*

——以东北粮食主产区为例

王 越¹ 孔令宇¹ 高丹桂² 董生忠³

摘要:为保障粮食主产区的粮食生产能力和农民的经济收益,亟须构建省际横向的粮食主产区利益补偿机制。本文以东北粮食主产区为例,运用多区域投入产出模型确定粮食省际流通格局,基于生产要素视角核算粮食生产要素消耗量,通过改进功能价值法测算生产要素的利益补偿额度,以明确利益补偿标准,进而多维度构建省际横向的粮食主产区利益补偿机制。研究发现:第一,广东、浙江、山东、北京、上海、贵州、天津、江苏、海南、福建和广西是东北粮食主产区粮食生产的受益省份,需要向东北粮食主产区进行利益补偿。第二,2000—2020年东北粮食主产区生产要素消耗发生了明显变化,其中,耕地资源消耗量和水资源消耗量增长近1倍,农业碳收支量和粮食运输损耗量均增长了近2倍。第三,仅从生产要素消耗角度考虑,2020年东北粮食主产区粮食作物种植的利益补偿标准为580.37亿元。因此,粮食主产区在粮食生产过程中隐含着巨大的生产要素消耗,有必要将粮食生产过程中的生产要素消耗等投入成本纳入主产区利益补偿范畴。

关键词:粮食安全 利益补偿机制 东北粮食主产区 生产要素 粮食作物

中图分类号:F323.6 **文献标识码:**A

一、引言

粮食主产区是中国重要的粮食生产基地,是粮食安全的“压舱石”,2023年13个主产区粮食产量占全国粮食总产量的77.9%^①。然而,粮食主产区与主销区之间经济效益和发展机会的欠平衡,严重影响了主产区政府重农抓粮和农民种粮的积极性。现阶段,中国对外粮食贸易仍然处于逆差状态,大

*本文研究得到国家自然科学基金青年项目“东北粮食主产区耕地非粮生产格局演变机理及其优化调控:以哈尔滨市为例”(编号:42301296)、中国博士后科学基金面上项目“东北黑土区粮食种植结构影响机理及其精准管理分区研究”(编号:2022M723130)和辽宁省社会科学基金重点项目“基于生产要素视角的东北粮食主产区利益补偿机制研究”(编号:L23AGL001)的支持。

^①资料来源:《探索粮食产销区省际横向补偿》,《经济日报》2023年12月21日05版。

豆进口依存度高（Li and Li, 2021）。习近平总书记强调“决不能在吃饭这一基本生存问题上让别人卡住我们的脖子”^①。2023年12月，中央经济工作会议、中央农村工作会议都提出将“探索建立粮食产销区省际横向利益补偿机制”^②作为中央工作的重大部署，2024年中央“一号文件”再次强调，探索建立粮食产销区省际横向利益补偿机制，深化多渠道产销协作^③。在此背景下，亟须从国家粮食安全和国家战略布局出发，探索粮食主销区对主产区的省际横向利益补偿机制，缩小产销区粮食与非粮产业的收益差距，提高主产区农民粮食生产效益和种粮积极性。

关于粮食主产区利益补偿机制的研究，学界已有较多成果。在补偿方式方面，现有文献主要从两个方面展开。一是在纵向补偿方面。已有研究从产粮大县奖励、粮食直补、减少或取消涉农资金配套等政策实施上，探讨了政府对粮食主产区的政策倾斜（焦晋鹏和宋晓洪，2015；赵勤，2016；吴玲和刘腾谣，2017）。还有研究从财政转移支付、收取相关利益补偿税费和建立信用基金等资金支持上，分析相应支持策略在主产区利益补偿落实上存在的问题及原因（侯荣娜和戴旭宏，2020；王洁蓉和何蒲明，2017）。上述研究发现，中国在纵向补偿上已构建起中央对粮食主产区和产粮大县的财政转移支付机制，增加了产粮大县财政收入，加大了对粮食主产区的“三农”项目投资的奖补力度。二是在横向补偿方面。以往研究已对横向补偿进行了一定的探索，相关研究提出了以资金转移支付（郑兆峰和宋洪远，2023），补偿基金（魏后凯和王业强，2012），产销配对（蒋和平，2022），联投农业基础设施，开发粮食产销专券（赵光远，2024），实物、技术及智力补偿（杨建利和靳文学，2015），粮食发展基金（郭雅媛和张青，2023）等形式来实现粮食产销区省际横向利益补偿的具体策略。这些研究发现，粮食产销区省际横向利益补偿能够促进粮食主销区与粮食主产区长效合作，粮食主销区涉农企业参与到粮食主产区粮食生产的各个环节，可以延长粮食主产区粮食产业链条，提高农民收入。

在补偿标准方面，现有研究主要聚焦于核算内容和核算方法方面。第一，在利益补偿标准核算内容方面，相关研究分别从生产者视角和消费者视角对粮食生产过程中所需的补偿进行核算。从生产者视角看，有研究运用耕地面积与粮食产量之比核算中国对外贸易中的虚拟耕地资源流量，认为虚拟耕地资源流量能够衡量隐含在跨国农产品贸易中资源和服务的交换量（孙致陆等，2019），根据虚拟耕地资源流动特征，可以确定区域农业生态补偿支付区域和受偿区域（梁流涛等，2020）。从消费者视角看，有研究利用中国省际主要农产品贸易，探讨水土资源消耗和碳排放对农产品贸易量的影响，研究发现，尽管省际农产品贸易调节了农产品的供给和需求，但这与资源的再分配并不一致，需要对自然资源、农业和环境之间的关系进行整合和核算，从政策上给予主产区支持以保障粮食安全（Wu et al, 2018）。还有研究以粮食净调入调出量或粮食缺口规模为依据，按粮食生产成本测算利益补偿额度，

^①习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第131页。

^②资料来源：《中央经济工作会议在北京举行》，《人民日报》2023年12月13日01版；《中央农村工作会议在京召开 习近平对“三农”工作作出重要指示》，《人民日报》2023年12月21日01版。

^③参见《中共中央 国务院关于学习运用“千村示范、万村整治”工程经验有力有效推进乡村全面振兴的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/202402/content_6929934.htm。

并提出由粮食调入省上缴补偿金，按照贡献度大小对粮食调出省进行利益补偿（孙中叶等，2024；郭雅媛和张青，2023）。

第二，在利益补偿标准核算方法方面，大多数研究采用耕地生态价值估算的方法进行补偿标准的核算（梁流涛和祝孔超，2019；阮熹晟等，2021）。这种核算方式虽然可为主产区利益补偿标准的确定提供一定的参考，但采用生态补偿标准对主产区进行利益补偿容易超出政府支付能力且可操作性较差（刘利花和杨彬如，2019）。有研究认为，机会成本法、保险替代法、投资产能折抵法可以为粮食产销区省际横向利益补偿机制构建提供参考，进而完善产销合作（金文成，2024）。还有研究以粮食主产区机会成本损失作为利益补偿依据，参考碳排放权交易模式，核算各省粮食安全指标，探索建立粮食安全指标的交易体系，以此作为核算粮食主产区省际横向利益补偿标准的思路（李明建，2022）。总之，已有文献对粮食主产区利益补偿机制的研究多侧重于产销区贸易过程中的政策补贴、弥补农业生产者机会成本损失等方面，对于粮食主产区资源环境约束加剧、自然灾害频发以及农资要素成本高企等成本风险的补偿缺乏深入探讨；同时，粮食主产区利益补偿标准不应超过区域实际支付能力，并且要能够提升农民种粮意愿。可见，跨省域利益补偿还亟待探讨粮食生产全过程中的资源消耗，以构建足以抵消粮食主产区生产要素等资源消耗的利益补偿机制。

建立粮食主产区利益补偿机制需要明确“谁补谁”“补多少”“如何补”的问题（刘慧，2023）。粮食主销区作为国家农业布局及粮食政策的实际受益者，理应遵循“谁受益谁补偿”原则进行经济补偿，以缩小粮食产销区经济发展差距（胡冰川，2016），这对主产区政府重农抓粮和提高农民种粮积极性有重要促进作用，对于保障国家粮食安全具有重要意义。鉴于此，本文以东北粮食主产区为例，采用多区域投入产出模型，确定主产区粮食流通格局，以明确“谁补谁”的对象问题；从耕地资源、水资源、农业碳收支和粮食运输等生产要素视角，阐明东北粮食主产区玉米、水稻、大豆和小麦等主粮作物的生产要素消耗总量，确定“补多少”的标准问题；结合补偿主体、受偿主体和补偿标准，明确粮食主销区对粮食主产区的补偿方式，尝试挖掘“如何补”的具体措施，进而构建生产要素等资源消耗下的粮食主产区利益补偿机制。

二、政策回顾与理论分析框架

（一）政策回顾

中国粮食主产区利益补偿政策始于2002年以东北为试点实施的良种大豆推广补贴^①，2003年扩大到了小麦良种推广补贴^②。2004—2006年，国家在粮食直接补贴、农机补贴、产粮大县奖励和农资综合补贴等方面有所侧重，这一阶段主要通过农业补贴措施和奖励的方式实现农户种粮的利益补偿。2007

^①资料来源：《我国农业补贴政策实现了历史性跨越》，http://www.moa.gov.cn/ztl/nyfzhjsn/nyhy/201209/t20120906_2922987.htm。

^②资料来源：《对十一届全国人大二次会议第2600号建议的答复》，http://www.moa.gov.cn/hd/zqyj/200907/t20090720_1314009.htm。

年，国家首次尝试政策性农业保险保费补贴，实现了倾斜性农业保险支持。2008年，国家发展和改革委员会颁布《国家粮食安全中长期规划纲要（2008—2020）》，明确提出建立健全粮食主销区对主产区利益补偿机制，其目的是加强对粮食产销衔接的支持。

2009年以来，关于粮食主产区利益补偿机制问题，历年中央“一号文件”几乎均有论述。2009—2010年、2012—2019年的中央“一号文件”陆续提出从增加一般性转移支付和产粮大县奖励补助等资金、增加产粮（油）大县奖励资金、稳定产粮大县奖励政策、健全产粮大县奖补政策等方面，完善农业支持保护制度、建立健全利益补偿制度（详见表1）。其间，2014年，中央“一号文件”提出鼓励粮食主销区通过多种方式到主产区投资建设粮食生产基地，完善粮食主产区利益补偿机制。2023年，中央“一号文件”提出健全主产区利益补偿机制，增加产粮大县奖励资金规模，以全面抓好粮食生产^①。2024年，中央“一号文件”提出探索建立粮食产销区省际横向利益补偿机制，深化多渠道产销协作。近两年，国家越发关注粮食主产区利益补偿机制问题，党的二十大报告指出，“健全种粮农民收益保障机制和主产区利益补偿机制，确保中国人的饭碗牢牢端在自己手中”^②。2023年中央经济工作会议、中央农村工作会议以及2024年中央“一号文件”中对“三农”工作均有重要论述，明确提出将“探索建立粮食产销区省际横向利益补偿机制”作为中央工作的重大部署。2024年，国家将在内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、河南5个粮食调出量大的主产省份开展试点，统筹考虑主产区和主销区粮食生产、流通、消费等因素，研究粮食产销区省际横向利益补偿的具体实施办法^③。

总之，各类农业相关政策逐渐从完善主产区纵向利益补偿机制过渡到健全或完善主产区横向利益补偿机制。至今为止，国家仍然是以良种补贴、产粮大县奖励等纵向方式进行利益补偿。从制度安排和政策实施的效果来看，主产区利益补偿机制亟待从奖补产粮大县的财政资金投入和农业项目补贴措施等纵向维度，加快过渡到省域的横向联结利益输出机制，切实保障主产区真正粮食生产经营主体的利益。

表1 粮食主产区利益补偿主要相关政策内容梳理

年份	政策来源	粮食主产区利益补偿主要相关政策内容
2002	原农业部	良种大豆推广补贴
2003	原农业部	小麦良种推广补贴
2004	中央“一号文件”	粮食直接补贴、农机补贴
2005	财政部	产粮大县奖励
2006	财政部	农资综合补贴

^①参见《中共中央 国务院关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作意见》，http://www.moa.gov.cn/ztzl/2024yhwj/yhwjhg_29639/202302/t20230214_6447013.htm。

^②习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第31页。

^③资料来源：《中央农办：正研究粮食产销区省际横向利益补偿机制的具体实施办法》，<https://news.cctv.com/2024/02/04/ARTIx1xHVmTFKUJJeCJVfZdm240204.shtml>。

表1 (续)

2007	财政部	农业保险保费补贴
2008	国家发展和改革委员会	建立健全粮食主销区对主产区利益补偿机制
2009	中央“一号文件”	建立健全利益补偿制度，增加一般性转移支付和产粮大县奖励补助等资金
2010	中央“一号文件”	建立健全利益补偿制度，增加产粮大县奖励资金，提高产粮大县人均财力水平
2012	中央“一号文件”	健全主产区利益补偿机制，增加产粮（油）大县奖励资金
2013	中央“一号文件”	健全农业支持保护制度，完善主产区利益补偿等办法
2014	中央“一号文件”	鼓励粮食主销区通过多种方式到主产区投资建设粮食生产基地，完善粮食主产区利益补偿机制
2015	中央“一号文件”	健全粮食主产区利益补偿、耕地保护补偿、生态补偿制度
2016	中央“一号文件”	完善主产区利益补偿机制
2017	中央“一号文件”	完善粮食主产区利益补偿机制，稳定产粮大县奖励政策
2018	中央“一号文件”	健全主产区利益补偿机制
2019	中央“一号文件”	完善粮食主产区利益补偿机制，健全产粮大县奖补政策
2022	党的二十大报告	健全种粮农民收益保障机制和主产区利益补偿机制
2023	中央“一号文件”	健全主产区利益补偿机制，增加产粮大县奖励资金规模
2023	中央经济工作会议	探索建立粮食产销区省际横向利益补偿机制
2023	中央农村工作会议	探索建立粮食产销区省际横向利益补偿机制
2024	中央“一号文件”	探索建立粮食产销区省际横向利益补偿机制，深化多渠道产销协作
2024	中央农村工作领导小组办公室	研究粮食产销区省际横向利益补偿机制的具体实施办法

资料来源：2004年中央“一号文件”参见《中共中央国务院关于“三农”工作的一号文件汇编（1982—2014）》（人民出版社，2014年版）；2005年《财政部关于印发中央财政对产粮大县奖励办法的通知》参见 http://www.mof.gov.cn/gkml/caizhengwengao/caizhengbuwengao2005/caizhengbuwengao20056/200805/t20080525_42774.htm；2006年《财政部关于印发〈对种粮农民直接补贴工作经费管理办法〉的通知》参见 http://www.mof.gov.cn/gkml/caizhengwengao/caizhengbuwengao2007/caizhengbuwengao2007/200805/t20080519_26282.htm；2007年《财政部关于印发〈中央财政农业保险保费补贴试点管理办法〉的通知》参见 http://www.mof.gov.cn/gkml/caizhengwengao/caizhengbuwengao2007/caizhengbuwengao2007/200805/t20080519_26640.htm；其他年份的资料来源在上文中有说明。

（二）理论分析

1.准公共产品理论和外部性理论是核算粮食生产过程中生产要素消耗的重要支撑。一方面，粮食具有准公共产品属性（方国柱等，2022），这决定了粮价低、种粮农民收入低的现实；同时，粮食在国民经济体系中的基础产业性质和定位，导致其具有极强的外部性特征（刘明国，2008），市场化的粮食产业缺陷又决定其正外部性成本无法获得弥补，负外部性成本无法自动消除。另一方面，耕地资源、水资源、碳收支和粮食运输等生产要素也具有准公共产品属性（陆福兴，2011），单纯依靠粮食产出效益无法有效提供或改善生产要素的可持续性，需要作为公共产品得到政府多部门协调保障。从生产要素上看，粮食主销区通过耕地转用等手段对粮食供给产生了较强负外部性，而在鼓励本地提高

粮食自给率上的促进作用相对趋弱，消除主销区粮食供给的负外部性，可破解粮食主产区“产粮大县、经济弱县、财政穷县”现状。粮食主销区把粮食供给安全责任寄托给主产区，在享受粮食公共品供给的外部经济效益的同时，也弥补了主产区承担外部经济成本的缺失。鉴于此，本文通过测算耕地资源、水资源、碳收支和粮食运输等生产要素的消耗量，为确定粮食主销区对主产区省际横向利益补偿标准提供核算框架体系。

2. 粮食流通格局作为确定利益补偿标准分配比例的依据，是产销区经济利益互补的重要基础。因不同区域在自然资源禀赋、经济发展条件等方面存在差异，各个区域必然会选择具有比较优势的产业，进而在区域之间获得更高资源配置收益，实现专业化组织形式（王莉和楚尔鸣，2018）。基于区域分工合作理论，粮食主产区与粮食主销区根据自然禀赋、生产资源、粮食流通等要素条件，加强区域间分工合作，通过粮食公共产品获取外部经济效益，实现产销区经济利益互补。然而，产销区各省份利益补偿的匹配关系无法得到准确量化（郑国楠，2022），这对“谁受益谁补偿”的基本原则提出很大挑战。因此，本文基于多区域投入产出模型，分析主产区与主销区之间的粮食贸易流动及其相互依存关系，明确省际粮食流通格局，为确定利益补偿标准分配比例奠定重要基础。

基于上述分析，本文将从生产要素视角，构建粮食主销区对主产区的省际横向利益补偿的逻辑框架：“粮食流通格局—生产要素消耗—利益补偿标准—利益补偿方式”。核心内容包括三个方面：其一，确定粮食产销区省际粮食流通格局，以明确补偿主体与受偿主体；其二，核算粮食生产过程中耕地资源、水资源、农业碳收支和粮食运输等生产要素的消耗量，核算上述生产要素的利益补偿额度，以确定补偿标准；其三，兼顾粮食流通格局和生产要素消耗，设立利益补偿专项资金、建立贷款信用保障基金和建立跨区域农业产业化联合体，以探索多维度的利益补偿方式，进而构建粮食产销区省际横向利益补偿机制。

三、研究方法、研究区域与数据来源

（一）研究方法

1. 多区域投入产出模型。多区域投入产出模型可以对粮食流通方向进行分析，识别不同地区间粮食作物的相互依存关系（黄和平等，2021；平卫英和曾康，2023）。具体原理为：依据粮食产销区在一定时期内粮食产量和消费量构建粮食生产的投入产出表，计算粮食生产地和消费地的粮食生产消耗系数，进而分析粮食主产区粮食流通量的轨迹。本文选择多区域投入产出模型的合理性在于：①该模型已广泛运用于测算国内外区域之间的资源流动和经济联系，选择该模型分析粮食流通量的轨迹有丰富的理论支持。②本文通过该模型分析粮食流通依托于《中国地区投入产出表—2017》^①，解决了省际粮食贸易数据缺失的问题。

本文运用 Ucinet 软件，采用社会网络分析工具，计算粮食流通量的空间转移矩阵，并对空间转移矩阵进行二值化处理（孙锦等，2022），以便于过滤微弱空间关联对整体粮食贸易流通关联网络

^①国家统计局国民经济核算司，2020：《中国地区投入产出表—2017》，北京：中国统计出版社，第 9-333 页。

的影响。整理后的多区域投入产出模型表达式为：

$$x^r = Z^r + \sum_s Z^{sr} + \sum_s v^{sr} + v^r \quad (1)$$

(1) 式中： r 、 s 分别表示粮食的生产地和消费地， x^r 为 r 区域的总产出， Z^r 为 r 区域粮食生产过程消耗的中间投入， Z^{sr} 表示 s 区域生产的粮食在 r 区域的中间需求， v^{sr} 为 s 区域对 r 区域粮食生产过程中消耗的国民经济各部门商品和服务的最终需求， v^r 为生产地粮食生产过程中消耗的国民经济各部门商品和服务的最终需求。

2. 粮食生产要素消耗量核算。根据东北粮食主产区粮食流通方向，本文基于生产要素视角，从耕地资源消耗、水资源消耗、农业碳收支和粮食运输损耗 4 个方面，对玉米、水稻、大豆和小麦的省际流通量进行核算。本文参考梁流涛和祝孔超（2019）的做法，运用粮食生产投入的耕地面积衡量耕地资源消耗 V_l ；借鉴 Wang et al (2019) 的做法，利用植物蒸腾量与粮食作物单产的比值衡量水资源消耗 V_w ；借鉴刘凤和曾永年（2021）的做法，采用粮食作物生产周期的农业碳源和碳汇之差衡量农业碳收支 V_c ；参照钟昱和亢霞（2016）的做法，应用粮食贸易线性优化模型计算单位粮食运输损耗量 V_t ，具体公式如下：

$$\begin{cases} V_l = \sum_{h=1}^4 \sum_{r=1}^s E_{hrs} / Y_{hr} \\ V_w = \sum CWR[r,s] / CY[r,s] \\ V_c = \sum (Q_r - \gamma_r) \\ V_t = \sum c_{rs} \cdot z_{rs} \end{cases} \quad (2)$$

(2) 式中： h 为农产品（玉米、水稻、大豆和小麦）， E_{hrs} 为生产地 r 到消费地 s 的农产品 h 的贸易量， Y_{hr} 为生产地 r 生产单位农产品 h 所需的耕地面积； CWR 为粮食生产中水的蒸腾量， CY 为生产地粮食单产； Q_r 为粮食作物生产周期的农业碳汇量， γ_r 为生产地粮食作物生产周期的农业碳源量，参照田云和尹志昊（2022）的方法计算，具体公式为 $\gamma_r = \sum T_c \times \delta_c$ ， T_c 和 δ_c 分别为各类碳源的数量以及相应的碳排放系数； c_{rs} 为生产地 r 运输到消费地 s 的粮食运输损耗率， z_{rs} 为生产地 r 输送到消费地 s 的粮食运输总量。参考周冠华和李圣军（2022）的做法，本文将水路、公路、铁路粮食运输损耗率分别定为 1‰、1‰、1.5‰。

3. 生产要素的利益补偿额度测算。功能价值法是将自然资源生态价值功能进行分类，计算生态系统提供产品的实物量和服务量与市场交易价格之积，加总得到价值总量（温良友等，2021）。本文改进了功能价值法，在整合土、水、碳三种生产要素价值总量的同时，也将粮食运输损耗纳入核算体系，将运输过程中的粮食损耗量与当地标准粮价相乘，综合考虑粮食主产区粮食生产、运输过程中的利益损耗，进而量化生产要素的利益补偿额度。具体公式如下：

$$P_{total} = \sum (a \cdot V_l + cw \cdot V_w + g \cdot V_c + w \cdot V_t) \quad (3)$$

(3) 式中: P_{total} 为生产要素利益补偿额度; a 为耕地资源价值, 采用谢高地提出的价值当量法计算(崔宁波等, 2021); cw 为水资源价值; g 为国内碳交易价格; w 为粮食单价。

(二) 研究区域与数据来源

东北粮食主产区位于中国东北平原。本文所指的东北粮食主产区包括黑龙江省、吉林省和辽宁省, 不包括内蒙古东部地区。该区域土壤肥沃、地势平坦, 土地资源丰富, 气候温和湿润, 雨热同期, 农业生产条件好, 为东北粮食主产区的农业生产提供了优越条件。东北粮食主产区耕地总面积达3002万公顷, 约占中国总耕地面积的1/6, 其中, 黑龙江省耕地面积为1719万公顷、吉林省耕地面积为750万公顷、辽宁省耕地面积为533万公顷^①。2000—2020年, 东北粮食主产区粮食总产量由5324万吨增至13685万吨; 2020年的粮食产出量占全国的1/5, 粮食调出量占全国的1/3以上。本文选取东北粮食主产区作为利益补偿机制的研究区域, 主要是基于“当好国家粮食稳产保供‘压舱石’, 是东北的首要担当”的战略考量。为保障东北地区粮食生产的可持续性发展, 国家加大了投资农田建设、农业用水、粮食物流等财政专项力度, 但对缓释东北财政压力作用有限。数据显示, 仅2023年, 中央财政已通过增发国债资金等方式, 安排黑龙江高标准农田建设资金逾244.73亿元, 规模强度位居全国之首^②; 为改善吉林省北部山区的水源涵养能力, 投入专项资金20亿元, 农业用水资源保障能力持续增强^③; 辽宁省财政投入202亿元保障粮食生产稳步提升^④。2024年, 辽宁省为畅通“北粮南运”大通道, 拟投资不低于600亿元打造交通强省^⑤。2023年, 黑龙江、吉林、辽宁三省粮食产量分居全国第1位、第4位和第12位^⑥, 而三省地区生产总值在全国31个省份中分列第25位、第26位和第16位^⑦, “产粮大省、经济穷省”现象和“粮财倒挂”现象明显。鉴于此, 探讨东北粮食主产区利益补偿机制极具典型性和代表性。

^①资料来源: 《黑龙江践行大食物观守护粮食安全》, 《人民日报》2023年8月30日01版; 《我省公布第三次国土调查主要数据》, 《吉林日报》2021年12月18日02版; 《切实守牢耕地保护红线和粮食安全底线 我省实有耕地面积接近8000万亩》, 《辽宁日报》2023年6月26日02版。

^②资料来源: 《代表建议关注黑土地保护, 争取中央财政资金逾244亿元》, https://www.thepaper.cn/newsDetail_forward_26412948。

^③资料来源: 《国家山水工程再度落地吉林将获中央奖补资金20亿元》, http://czt.jl.gov.cn/xwfb/tpxw/202306/t20230628_2390598.html。

^④资料来源: 《我省财政精准发力“护航”粮食安全2023年共拨付202亿元专项资金》, <https://www.ln.gov.cn/web/qmzx/lnsqmzxxtpsnxd/lnzxd/bm/2024011709004868166/index.shtml>。

^⑤资料来源: 《“贯彻党的二十大精神——实施全面振兴新突破三年行动”主题系列新闻发布会(第十六场)》, <https://www.ln.gov.cn/web/spzb/2023nxwfbh/2023040717000640228/>。

^⑥资料来源: 《国家统计局关于2023年粮食产量数据的公告》, https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202312/t20231211_1945417.html。

^⑦资料来源: 《数读中国 | 31省份2023年GDP数据出炉》, <http://finance.people.com.cn/n1/2024/0131/c1004-40170326.html>。

本文研究所需东北粮食主产区人口、作物种植面积、粮食产量和人均主要粮食消费量等数据来自2000—2020年《中国农业统计年鉴》。区域投入产出数据来自2020年出版的《中国地区投入产出表—2017》。

四、结果分析

(一) 东北粮食主产区粮食流通格局

2020年，东北粮食主产区作为粮食主要调出地区，粮食主要流向华东地区（上海、浙江、山东、江苏、福建）、华南地区（广东、广西、海南）、华北地区（北京、天津）和西南地区（贵州），整体流通格局相对稳定，呈现“北粮南运”现状和发展态势。其中：黑龙江省粮食主要流向广东、浙江、山东、北京、上海、贵州、天津、江苏和海南，总计约4530万吨；吉林省粮食主要流向广东、山东、上海、福建、广西、天津和北京，总计约1680万吨；辽宁省粮食主要流向广东、浙江、山东、上海、福建、广西和天津，总计约938万吨。研究结果显示，黑龙江省、吉林省粮食流通量较高，辽宁省粮食流通量相对偏低。这是由于黑龙江省耕地面积最大，土壤肥沃，粮食产量全国第一，而辽宁省二三产业相对更发达，耕地面积较小，耕地质量相对较差，吉林省粮食生产情况介于两者之间。山东省虽然是粮食主产区，但受本地玉米品质差异、市场差价和企业饲料粮加工业所需等因素影响，已成为东北地区粮食的重要流向地之一；贵州省位于西南粮食产销平衡区，受地形地貌、人均耕地资源紧张、优质耕地不足等因素影响，虽然是黑龙江省粮食的重要流出地，但是不会对粮食主产区利益补偿机制产生较大影响。

(二) 2000—2020年东北粮食主产区生产要素消耗量核算

本文基于生产要素视角，从耕地资源消耗、水资源消耗、农业碳收支和粮食运输损耗4个方面，对2000—2020年东北粮食主产区的水稻、玉米、大豆和小麦4种主要粮食作物的生产要素消耗量进行核算，结果如图1所示。

1.耕地资源消耗量。图1(a)显示：东北粮食主产区耕地资源消耗量总体呈现上升趋势，由2000年的1210万公顷增长到2020年的2300万公顷，增长量达到1090万公顷；其中，黑龙江省、吉林省和辽宁省耕地面积增长量分别为750万公顷、260万公顷和80万公顷；东北粮食主产区的耕地面积变化趋势与黑龙江省相似，说明东北粮食主产区耕地资源消耗量的变化规律是由黑龙江省主导的。

2.水资源消耗量。图1(b)显示：东北粮食主产区水资源消耗量由2000年的359.1亿立方米增长至2020年的741.4亿立方米，增加了382.3亿立方米；其中，黑龙江省、吉林省和辽宁省的水资源消耗量分别增长了210.2亿立方米、138.8亿立方米和33.3亿立方米。但是，东北粮食主产区单位粮食产量的水资源消耗量由2000年的2131立方米/吨降至2020年的1519立方米/吨。这表明该区域的水资源利用效率有所提高。可能的原因是，东北粮食主产区水资源不足，为满足本地的生产和消费需求，主产区种粮经营主体倒逼农业技术进步以提升水资源利用效率，减少水资源消耗总量。这也进一步说明中国的节水政策颇有成效（郑靖伟和孙才志，2023）。另外，笔者调查发现，近年来由于种植结构调整，种植大豆补贴提高，黑龙江省“水改旱”的耕地面积大幅增加，也导致了水资源消耗总量减少。2017年和2018年东北粮食主产区水资源消耗异常增加，这是受到吉林省春季低温影响，小麦赤霉病

加剧，用水量大幅增长。这也是 2017 年和 2018 年吉林省小麦大幅减产的原因。

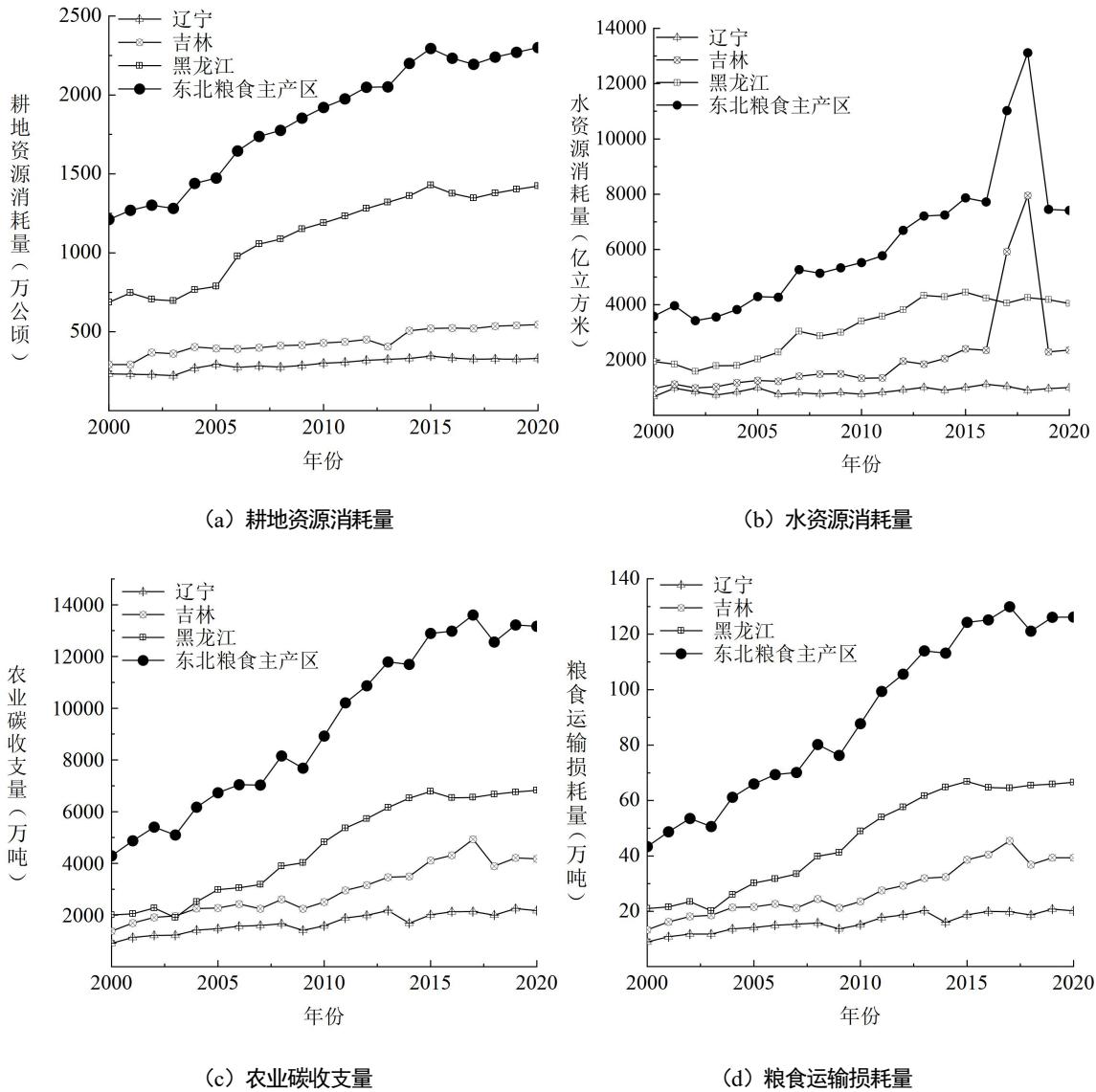


图 1 2000—2020 年东北粮食主产区生产要素消耗量

3.农业碳收支量。图 1(c) 显示：东北粮食主产区农业碳收支量由 2000 年的 4288 万吨上升到 2020 年的 13174 万吨，增长量达到 8886 万吨；其中，黑龙江省、吉林省和辽宁省农业碳收支增长量分别为 4826 万吨、2798 万吨和 1262 万吨。总体上，东北粮食主产区的农业碳收支呈上升趋势，其农业碳汇量高于碳源量，说明农业碳吸收大于碳排放。

4.粮食运输损耗量。图 1(d) 显示：东北粮食主产区粮食运输损耗量由 2000 年的 4.34 万吨增长至 2020 年的 12.62 万吨，增长量为 8.28 万吨；其中，黑龙江省、吉林省和辽宁省粮食运输损耗增长量分别为 4.56 万吨、2.60 万吨和 1.12 万吨。总之，随着国内各省市对东北粮食主产区的粮食需求量增多，粮食运输损耗量也逐年增加。

(三) 东北粮食主产区生产要素补偿额度

1.耕地资源补偿额度。2000年,东北粮食主产区的耕地资源补偿额度为63.80亿元;2020年,其耕地资源补偿额度增长到494.16亿元。2020年,黑龙江省、吉林省和辽宁省的耕地资源补偿额度分别为331.96亿元、102.06亿元和60.14亿元。黑龙江省的耕地资源补偿额度最高,吉林省的耕地资源补偿额度次之,辽宁省的耕地资源补偿额度最低,这是因为黑龙江省粮食作物种植面积最大。粮食作物种植面积越大,耕地资源消耗量越大,因此补偿额度越高。

2.水资源补偿额度。2000年,东北粮食主产区的水资源补偿额度为22.24亿元,2020年增长到43.82亿元。2020年,黑龙江省的水资源补偿额度为22.66亿元,吉林省的水资源补偿额度为11.08亿元,辽宁省的水资源补偿额度为10.08亿元。其中,黑龙江省的水资源补偿额度最高,吉林省次之,辽宁省最低。水资源补偿额度与农田灌溉面积息息相关。

3.农业碳收支补偿额度。东北粮食主产区的农业碳收支补偿额度由2000年的12.70亿元增长到2020年的39.15亿元。2020年,黑龙江省的农业碳收支补偿额度为26.62亿元,吉林省的农业碳收支补偿额度为8.22亿元,辽宁省的农业碳收支补偿额度为4.31亿元。值得注意的是,2015年之后,东北粮食主产区的农业碳收支补偿额度上升速度放缓,其主因是东北粮食主产区为适应“创新驱动鼓励农机使用”的要求,碳源量增加,相应的农业碳汇利益补偿额度减少。本文主要根据碳汇、碳源的差值核算碳收支利益补偿。东北粮食主产区农业碳吸收量大于碳排放量,净碳汇量为正值,呈现碳盈余状态,即碳受偿地区。因为东北粮食主产区不仅充分吸收了自身的碳排放,还吸收了其他地区的碳排放,在碳吸收方面做出了贡献,因此需要对其进行利益补偿。

4.粮食运输损耗补偿额度。经测算,东北粮食主产区的粮食运输损耗补偿额度由2000年的0.50亿元增长到2020年3.24亿元。2020年,黑龙江省的粮食运输损耗补偿额度为1.88亿元,吉林省的粮食运输损耗补偿额度为0.91亿元,辽宁省的粮食运输损耗补偿额度为0.45亿元。粮食运输损耗的补偿额度之所以显著增加,除粮食运输损耗的绝对数量增加外,种子、化肥、农机等农资生产成本的大量投入使得2010年以后粮食价格出现明显波动也是原因之一。根据《全国农产品成本收益资料汇编2001》和《全国农产品成本收益资料汇编2021》数据,2000—2020年,主要粮食作物的单位成本投入平均上涨了近1倍。从影响粮食价格的宏观经济因素来看,国家对粮食托市价格的提高,强化了粮食市场对于粮价上涨的经济预期,从而也推动粮食运输损耗的补偿额度显著提升。

表2 2000—2020年东北粮食主产区生产要素的补偿额度

年份	黑龙江省(亿元)				吉林省(亿元)			
	耕地资源	水资源	碳收支	粮食运输	耕地资源	水资源	碳收支	粮食运输
2000	39.90	10.88	8.63	0.27	13.44	4.50	2.67	0.14
2001	42.70	10.39	9.84	0.29	14.15	5.30	3.04	0.19
2002	44.80	8.89	10.92	0.31	20.89	4.66	3.37	0.20
2003	44.47	10.03	10.29	0.32	23.52	4.86	3.18	0.23
2004	77.83	10.09	12.48	0.53	38.06	5.55	3.85	0.34

生产要素视角下粮食主产区利益补偿机制研究

表2 (续)

2005	84.07	11.39	13.60	0.57	34.20	5.92	4.20	0.32
2006	103.70	12.76	14.21	0.57	33.50	5.78	4.39	0.33
2007	117.50	17.02	14.18	0.64	35.74	6.64	4.38	0.36
2008	167.10	16.07	16.47	0.90	53.92	7.03	5.09	0.46
2009	168.01	16.83	15.51	0.88	43.34	7.07	4.79	0.39
2010	185.50	19.13	18.01	0.97	52.49	6.31	5.56	0.34
2011	243.30	20.08	20.60	1.46	73.22	6.39	6.36	0.67
2012	273.10	21.38	21.95	1.62	69.30	9.22	6.78	0.73
2013	290.90	24.29	23.80	1.71	69.82	8.72	7.35	0.80
2014	316.10	24.03	23.60	1.85	86.89	9.68	7.29	0.83
2015	334.20	24.94	26.04	1.87	103.57	11.32	8.04	0.98
2016	303.92	23.77	26.22	1.72	102.30	11.06	8.10	0.93
2017	293.92	22.72	27.48	1.71	89.52	27.82	8.49	1.16
2018	305.14	23.83	25.37	1.74	82.14	37.40	7.84	0.85
2019	313.14	23.43	26.62	1.78	104.20	10.78	8.22	0.91
2020	331.96	22.66	26.62	1.88	102.06	11.08	8.22	0.91
年份	辽宁省(亿元)				东北三省(亿元)			
	耕地资源	水资源	碳收支	粮食运输	耕地资源	水资源	碳收支	粮食运输
2000	10.46	6.67	1.40	0.09	63.80	22.24	12.70	0.50
2001	10.24	9.82	1.59	0.12	67.10	25.50	14.47	0.60
2002	11.82	8.51	1.77	0.13	77.50	22.13	16.06	0.64
2003	14.65	7.35	1.66	0.14	82.20	22.24	15.13	0.69
2004	24.82	8.47	2.02	0.21	141.60	24.16	18.35	1.08
2005	24.86	10.02	2.20	0.20	143.00	27.33	19.99	1.09
2006	23.64	7.64	2.30	0.22	160.70	26.25	20.90	1.12
2007	28.25	8.14	2.29	0.25	181.30	31.82	20.86	1.25
2008	36.63	7.75	2.66	0.29	257.70	30.93	24.22	1.65
2009	32.37	8.26	2.51	0.24	243.70	32.28	22.80	1.51
2010	36.41	7.64	2.91	0.21	274.40	33.16	26.49	1.52
2011	50.53	8.30	3.33	0.42	367.10	34.83	30.29	2.55
2012	54.13	9.15	3.55	0.47	396.60	39.72	32.27	2.82
2013	59.42	10.16	3.85	0.51	420.10	43.23	35.00	3.02
2014	55.66	9.01	3.82	0.41	458.60	42.72	34.71	3.09
2015	61.23	10.03	4.21	0.47	499.10	46.33	38.30	3.32
2016	55.40	11.26	4.24	0.45	461.70	46.12	38.55	3.10
2017	54.37	10.47	4.44	0.42	437.80	61.02	40.40	3.29
2018	58.91	9.06	4.10	0.41	446.20	70.20	37.31	3.00

表2 (续)

2019	61.16	9.73	4.31	0.46	478.50	44.00	39.15	3.15
2020	60.14	10.08	4.31	0.45	494.16	43.82	39.15	3.24

对于东北粮食主产区耕地资源、水资源、农业碳收支和粮食运输等生产要素的上述补偿额度，本文尝试从补偿标准可行性、政策可操作性、补偿有效性三方面进行分析。

第一，根据中国储备粮管理集团有限公司、国家粮食和物资储备局粮食交易协调中心的相关数据推算，2020年国内粮食流通总量约为1.53亿吨（杨青林等，2022）；从地方粮食贸易数据来看，2020年黑龙江省粮食调出量占全国的1/3。这些数据与本文的测算结果较为接近，说明本文提出的补偿标准具有一定的可行性。第二，利益补偿机制需在全国范围内加以考虑，本文得出东北粮食主产区粮食流通格局包含了山东省和贵州省等主产区和产销平衡区，如果放眼全国，按照本文测算思路，其他省份也会给予山东省、贵州省相应的利益补偿，这部分利益补偿不仅能够平衡山东省和贵州省已经给予东北粮食主产区的支出，也能够使它们在其他省份提供的利益补偿中获利，不影响它们的总体利益补偿，政策具备可操作性。第三，从2005年起，中央出台产粮大县奖励政策，对粮食生产达到一定规模的产粮大县进行奖励，奖励资金规模由初期的55亿元增加到2020年的467亿元，较2019年增长17.44亿元，增幅3.87%。近20年，国家层面对粮食主产区的纵向扶植金额是不断增加的，累计投资近5000亿元。本文结果显示2020年东北粮食主产区总利益补偿额度为580.37亿元，这一补偿额度未超出利益补偿主体省份的实际支付能力，具有实际可执行性，补偿具备有效性。

五、东北粮食主产区利益补偿机制构建

(一) 补偿主体、受偿主体与补偿标准

目前，粮食产销区省际横向利益补偿机制仍处于探索阶段，补偿主体与受偿主体间的对应关系尚需明确，利益补偿标准尚未统一。本文结合粮食作物调入调出量分析粮食生产地和粮食消费地的对应关系，并结合土地资源、水资源、农业碳收支和粮食运输损耗量四个生产要素确定粮食生产地和粮食消费地之间的补偿标准。

从省际层面来看，黑龙江省作为受偿主体，可接受广东、浙江、山东、北京、上海、贵州、天津、江苏和海南的利益补偿。吉林省作为受偿主体，可接受广东、山东、上海、福建、广西、天津和北京的利益补偿。辽宁省作为受偿主体，可接受广东、浙江、山东、上海、福建、广西和天津的利益补偿。总体来看，黑龙江省、吉林省和辽宁省作为利益补偿的受偿主体接受补偿费用，广东、浙江、山东、北京、上海、贵州、天津、江苏、海南、福建和广西作为粮食流通的获利方，应支付一定的补偿费用，用于东北粮食主产区农业生产、耕地保护和经济社会发展。

本文将耕地资源、水资源、农业碳收支和粮食运输损耗等生产要素的利益补偿额度，作为东北粮食主产区的利益补偿标准。经测算，2020年东北粮食主产区利益补偿标准为580.37亿元，其中，黑龙江省粮食种植的利益补偿标准为383.12亿元，吉林省为122.27亿元，辽宁省为74.98亿元。从省际横

向利益补偿考虑，结合东北粮食主产区粮食流通格局结果，按照粮食的生产省份流通到消费省份所占的比例对主产区利益补偿标准总量进行分配，其中：黑龙江省获得广东、浙江、北京、山东、贵州、上海、江苏、海南和天津的利益补偿标准占比分别为 46.77%、22.82%、10.43%、9.02%、4.33%、3.52%、1.28%、0.98% 和 0.85%，吉林省获得广东、山东、上海、福建、广西、天津和北京的利益补偿标准分别为 20.08%、19.43%、15.81%、15.41%、12.13%、10.83% 和 6.31%，辽宁省获得广东、浙江、山东、上海、福建、广西和天津的利益补偿标准分别为 40.42%、20.21%、14.14%、10.10%、6.07%、5.02% 和 4.04%，进而获得粮食主销区对东北粮食主产区的利益补偿标准（见表 3），这为粮食主产区利益补偿标准的确定提供了一种可行的方法。对比来看，中央财政每年划拨的综合奖励规模从 2005 年的 55 亿元增加到 2019 年的 449.56 亿元^①；按照 2020 年东北三省耕地面积估算，每亩耕地获得的利益补偿为 128.89 元，该测算结果在主销区实际支付能力范围内，且可缩小产销区农民的收入差距，本文确定的粮食主产区利益补偿标准具备一定可行性。

表 3 2020 年粮食主销区对东北粮食主产区的利益补偿标准 单位：亿元

省份	广东	浙江	山东	上海	福建	广西	天津	北京	贵州	海南	江苏
黑龙江	179.19	87.43	34.56	13.48			3.26	39.96	16.59	3.75	4.90
吉林	24.55		23.76	19.33	18.84	14.83	13.24	7.72			
辽宁	30.31	15.15	10.60	7.57	4.55	3.77	3.03				
总计	234.05	102.58	68.92	40.38	23.39	18.60	19.53	47.68	16.59	3.75	4.90

（二）补偿方式

多维度探索适合东北粮食主产区利益补偿方式，确保产销区省际横向利益补偿机制真正落地生效，积极推动粮食主产区利益补偿机制的法律法规建立和形成激励性制度安排，是建立健全粮食主产区利益补偿机制的根本目标和任务。本文从设立利益补偿专项资金、建立贷款信用保障基金和建立跨区域农业产业化联合体三个方面构建东北粮食主产区利益补偿机制，将按照三种补偿方式折算的价值加总作为补偿总额。

1. 设立利益补偿专项资金。从耕地保护出发，基于耕地进出平衡政策，采用遥感和实地调研相结合的手段，当粮食主销区出现“非农化”、“非粮化”和“撂荒”等耕地利用形式时，该主销区政府则需按照其相应面积大小提供利益补偿专项资金，参与保障国家粮食安全的统筹规划，并结合主产区种植粮食作物的耕地资源、水资源、农业碳收支和粮食运输损耗等生产要素消耗量，核算每年产销区省际横向利益补偿标准，用于对主产区的利益补偿。

2. 建立贷款信用保障基金。为持续提高主产区粮食和重要农产品的稳产保供能力，粮食主销区政府可统筹协调金融、发改、工信、财税、工商联等部门，采取优化创业担保贷款、减免税收等优惠政策，支持、鼓励地方政府和企业出资组建跨区域粮食收购贷款信用保证基金，存放在粮食主产区银行，

^①参见《对十三届全国人大二次会议第 4073 号建议的答复》，http://www.moa.gov.cn/govpublic/ntjsgls/201909/t20190918_6328245.htm。

经科学测算利润分配、风险分担和放大倍数比例之后，为主产区国有企业、民营公司等粮食多元经营主体授信，解决主产区粮食产业链高质量发展的金融需求，提升产粮大县抵御自然灾害风险的能力，打造政府有钱种粮和农户卖粮得实惠的双赢格局。这一策略更有利于主销区与主产区之间的市场流通处于合理区间。

3.建立跨区域农业产业化联合体。粮食主产区可利用优质的市场化、法治化营商环境，吸引粮食主销区涉农涉粮企业深度参与粮食主产区的优质粮食工程建设，并与本地小农户、种粮大户、家庭农场、合作社和相关企业等粮食种植主体，组建跨区域新型农业产业化联合体，围绕粮食产业链的重点领域和关键环节，在供种、种植、收购、储存、加工、营销等方面提供有效支持，增添粮食产销区省际横向利益补偿新赛道，合理提升粮食主产区生产粮食品牌的附加值，持续强化粮食产业链韧性和“造血”能力。

出于对当前粮食安全稳产保供要求的现实考量，设立利益补偿专项资金、建立贷款信用保障基金和建立跨区域农业产业化联合体三种补偿方式，将为跨省域利益补偿机制的构建奠定施策基础，为可操作可执行方案的制定提供支撑。

六、结论与政策启示

(一) 结论和政策启示

本文从生产要素视角，测算东北粮食主产区玉米、水稻、大豆和小麦的生产要素消耗总量，从补偿主体、受偿主体、补偿标准和补偿方式等方面构建粮食主销区对粮食主产区的省际横向利益补偿机制。本文得出以下主要研究结论：第一，2020年东北粮食主产区粮食主要流向华东和华北，少量流入华南。从省际层面看，黑龙江省、吉林省和辽宁省的粮食主要流向了广东、浙江、山东、北京、上海、贵州、天津、江苏、海南、福建和广西。黑龙江省、吉林省和辽宁省成为粮食主产区利益补偿机制的受偿主体，粮食流向省份成为补偿主体。第二，2000—2020年东北粮食主产区各生产要素消耗发生了明显变化，耕地资源消耗量从2000年的1210万公顷增长到2020年的2300万公顷，增长近1倍；水资源消耗量从2000年的359.1亿立方米增至2020年的741.4亿万立方米，增长1倍；农业碳收支量从2000年的4288万吨增长到2020年的13174万吨，增长近2倍；粮食运输损耗量由2000年的43.4万吨增长至2020年的126.2万吨，增长近2倍。第三，经测算，2020年生产要素视角下的东北粮食主产区利益补偿标准为580.37亿元，黑龙江省、吉林省和辽宁省的利益补偿标准分别为383.12亿元、122.27亿元和74.98亿元。

基于以上研究，本文得出如下政策启示：第一，粮食主产区获得利益补偿渠道不应只局限于耕地资源、水资源、农业碳收支和粮食运输损耗等维度，中央政府在宏观政策上更应通过现代化管理体制改革，强化省与省之间粮食生产逆周期和顺周期的适度调节机制，通过法律法规保护、先进制度安排和省部联席会议等方式，为东北粮食主产区在内的粮食主产区寻求更多的利益补偿渠道和施策方略，合理提高粮食的稳产保供能力。另外，从生产要素视角对主产区进行利益补偿作为补偿机制的一部分，

尚需结合其在粮食主产区利益补偿标准中所占的比例进行测算，未来还可尝试从耕地保护、粮食调入调出、农民发展机会成本等角度充实利益补偿标准，并将其作为利益补偿机制的有机组成部分。第二，粮食主销区作为补偿主体具有常识性的正义衡平，若补偿标准过高，则会触发反向歧视机制，事实上，如何实现粮食集体安全机制，让全国非主产区的受益主体参与到主产区利益补偿机制中，仍需深入探讨。第三，为保障经济效益补偿真正实效化，可考虑采用跨区执法监管等方式，确保“谁支付谁监督”的基本原则落地生效，并通过粮食安全党政同责审核机制加以法治化约束，让真正的多元化种粮主体得到合理的利益补偿。第四，在产业结构调整过程中，纵向维度上政府应优先出台利用“水改旱”和开发盐碱地种植大豆油料等奖励政策，以平衡省域内种植玉米、水稻的效益差，营造鼓励新型农业经营主体多产多得的正向激励机制，完成保障国家粮食安全战略的政治任务。横向维度上应积极寻求跨产区粳稻米产销一体化、玉米饲料粮加工等订单农业的合作共赢渠道，全方位提升产业链供应链韧性和质量。第五，应加快完成主产区现代化粮食能流核心枢纽和关键节点的空间布局建设，以优质营商环境吸引主销区的社会资本参与主产区现代化粮食能流建设。推动主销区出台跨省（区、市）的粮食供给奖补方案。同时，各主产区均应合理降低粮食和重要农产品的生产损耗，聚焦粮食加工、粮食能流的运营成本和全链条节约减损，通过树立和践行大农业观、大食物观、大安全观等新理念与核心要义，确保地方政府重农抓粮与农户务农种粮的质效双丰收。

（二）研究局限性及展望

第一，考虑水资源、土地资源、农业碳收支和粮食运输损耗等生产要素的消耗，可以为粮食主产区利益补偿标准的测算提供依据。本文仅从宏观的生产要素视角进行探讨，若将土地资源细化，除农资要素外，还需要考虑水土流失、土壤质量变化以及生物多样性改变等土地本身的资源禀赋问题，这也是下一步的研究重点和方向。

第二，本文所采用的研究数据均来自官方统计信息，粮食流通总量仅包含铁路运输、海路运输和空中运输等数据，粮食能流在公路运输过程中的统计有难度，这在一定程度上将影响本文粮食流通格局的数据分析和论证，会导致研究结果存在局限性。

第三，以往研究无法测算各省份之间的粮食贸易流通状况，而采用多区域投入产出模型，解决了中国粮食贸易数据缺乏的问题。粮食流通格局估算克服现实中粮食流通基础数据不足的关键，也是估算利益补偿额度的测算基础。目前，运用该模型估算的粮食流通格局与现实流向基本一致，但该方法仅考虑理想状态下的流动状况，对于现实中粮食流通的复杂性把握不足，会在一定程度上影响补偿额度估算的精确度。

第四，本文所测算的粮食主产区利益补偿标准虽然未超出区域实际支付能力，具有一定可行性，构建的生产要素利益补偿标准框架具备可操作性，可对现有政策体系形成有利补充，但是，对于缓解粮食主产区现实困难中的财政困境而言仍然不足。粮食产销区省际横向利益补偿的生产要素体系框架仍需深入论证。

第五，本文从生产要素视角提出的粮食产销区之间省际横向利益补偿机制将按照三种补偿方式折算的价值加总作为补偿总额，但是，受粮食生产与流通等不确定性因素影响，不同补偿方式之间的量

化关系确实会存在差异性，如何划分三种补偿方式的比重还需有更精准的测算方法，这是本文研究的不足，也是下一步的研究重点和方向。

参考文献

- 1.崔宁波、生世玉、方袁意如, 2021: 《粮食安全视角下省际耕地生态补偿的标准量化与机制构建》, 《中国农业大学学报》第 11 期, 第 232-243 页。
- 2.方国柱、祁春节、贺钰, 2022: 《保障粮食和重要农产品有效供给的理论逻辑与治理机制——基于集体行动理论视角》, 《农业经济问题》第 12 期, 第 82-94 页。
- 3.郭雅媛、张青, 2023: 《粮食主产区利益补偿机制创新研究——基于粮食安全问题的战略思考》, 《开放导报》第 3 期, 第 88-95 页。
- 4.侯荣娜、戴旭宏, 2020: 《改革和完善东北地区粮食安全与利益补偿机制路径选择》, 《农村经济》第 11 期, 第 62-68 页。
- 5.胡冰川, 2016: 《深化农村改革 加强智库建设——第十一届全国社科农经协作网络大会综述》, 《中国农村经济》第 6 期, 第 93-96 页。
- 6.黄和平、易梦婷、曹俊文、邹艳芬、黄先明, 2021: 《区域贸易隐含碳排放时空变化及影响效应——以长江经济带为例》, 《经济地理》第 3 期, 第 49-57 页。
- 7.蒋和平, 2022: 《健全种粮农民收益保障机制和主产区利益补偿机制, 调动维护粮食安全的“两个积极性”》, 《农业经济与管理》第 6 期, 第 15-19 页。
- 8.焦晋鹏、宋晓洪, 2015: 《粮食全要素生产率影响因素的实证分析》, 《统计与决策》第 11 期, 第 126-129 页。
- 9.金文成, 2024: 《探索建立粮食产销区省际横向利益补偿机制》, 《人民政协报》4 月 17 日 04 版。
- 10.刘凤、曾永年, 2021: 《2000—2015 年青海高原植被碳源/汇时空格局及变化》, 《生态学报》第 14 期, 第 5792-5803 页。
- 11.梁流涛、唐林昊、李士超、李东阳、曹治、李亚婷, 2020: 《基于生态网络架构的虚拟耕地流动格局及其稳定性评价》, 《经济地理》第 1 期, 第 140-149 页。
- 12.梁流涛、祝孔超, 2019: 《区际农业生态补偿: 区域划分与补偿标准核算——基于虚拟耕地流动视角的考察》, 《地理研究》第 8 期, 第 1932-1948 页。
- 13.李明建, 2022: 《完善我国粮食主产区利益补偿机制研究——基于财政分权视角》, 《中国粮食经济》第 4 期, 第 41-45 页。
- 14.刘慧, 2023: 《探索粮食产销区省际横向补偿》, 《经济日报》12 月 21 日 05 版。
- 15.刘利花、杨彬如, 2019: 《中国省域耕地生态补偿研究》, 《中国人口·资源与环境》第 2 期, 第 52-62 页。
- 16.刘明国, 2008: 《粮食的公共产品属性: 中国当代农民贫困的经济根源》, 《农村经济》第 1 期, 第 99-102 页。
- 17.陆福兴, 2011: 《粮食准公共产品属性与国家农业政策》, 《粮食科技与经济》第 4 期, 第 11-13 页。
- 18.平卫英、曾康, 2023: 《碳转移视角下中国区域横向碳补偿标准测度与机制构建研究》, 《北京工商大学学报(社会科学版)》第 6 期, 第 85-101 页。

19. 阮熹晟、李坦、张藕香、姚佐文, 2021: 《基于生态服务价值的长江经济带耕地生态补偿量化研究》, 《中国农业资源与区划》第1期, 第68-76页。
20. 孙锦、刘源、赵荣钦、杨文娟、吴航星、彭超月、郭敏、刘恺, 2022: 《基于投入产出的中国省际农业水—土—碳足迹流动分析》, 《生态学报》第23期, 第9615-9626页。
21. 孙致陆、贾小玲、李先德, 2019: 《中国与“一带一路”沿线国家粮食贸易演变趋势及其虚拟耕地资源流量估算》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第1期, 第24-32页。
22. 孙中叶、杨传宇、李治, 2024: 《健全我国粮食主产区利益补偿机制的新思路》, 《农业经济与管理》第1期, 第1-11页。
23. 田云、尹恣昊, 2022: 《中国农业碳排放再测算: 基本现状、动态演进及空间溢出效应》, 《中国农村经济》第3期, 第104-127页。
24. 王洁蓉、何蒲明, 2017: 《粮食主产区利益补偿对粮食安全的影响研究》, 《农业经济》第2期, 第10-12页。
25. 王莉、楚尔鸣, 2018: 《基于粮食安全的区域强制分工与区际利益补偿》, 《经济地理》第4期, 第164-170页。
26. 魏后凯、王业强, 2012: 《中央支持粮食主产区发展的理论基础与政策导向》, 《经济学动态》第11期, 第49-55页。
27. 温良友、张蚌蚌、孔祥斌、党昱讠讠、王轩, 2021: 《基于区域协同的我国耕地保护补偿框架构建及其测算》, 《中国农业大学学报》第7期, 第155-171页。
28. 吴玲、刘腾谣, 2017: 《粮食主产区实施利益补偿的价值判断与政策导向》, 《中国农业资源与区划》第7期, 第1-9页。
29. 杨建利、靳文学, 2015: 《粮食主产区利益补偿机制研究》, 《农村经济》第5期, 第9-13页。
30. 杨青林、赵荣钦、罗慧丽、朱瑞明、肖连刚、谢志祥、孙锦, 2022: 《中国省际粮食贸易碳转移空间格局及其责任分担》, 《农业工程学报》第16期, 第1-10页。
31. 赵光远, 2024: 《粮食产销区省际横向利益补偿机制的现实需求与落地方式》, 《新长征》第4期, 第53-55页。
32. 赵勤, 2016: 《粮食主产区利益补偿现状调查与思考——以黑龙江省为例》, 《经济论坛》第1期, 第76-81页。
33. 郑国楠, 2022: 《区域利益补偿机制构建的理论基础与实践探索》, 《区域经济评论》第4期, 第53-60页。
34. 郑靖伟、孙才志, 2023: 《基于MRIO与ESTDA模型的中国水资源流动格局分析》, 《中国人口·资源与环境》第4期, 第172-183页。
35. 郑兆峰、宋洪远, 2023: 《健全粮食主产区利益补偿机制: 现实基础、困难挑战与政策优化》, 《农业现代化研究》第2期, 第214-221页。
36. 钟昱、亢霞, 2016: 《多维度视角下我国粮食运输的结构分析》, 《中国流通经济》第8期, 第14-21页。
37. 周冠华、李圣军, 2022: 《我国粮食运输损耗情况探析》, 《中国粮食经济》第4期, 第37-40页。
38. Li, Y., and J. Li, 2021, “How Does China’s Economic Policy Uncertainty Affect the Sustainability of Its Net Grain Imports?”, *Sustainability*, 13(12): 6899.
39. Wang, Z. Z., L. L. Zhang, X. L. Ding, and Z. Mi, 2019, “Virtual Water Flow Pattern of Grain Trade and Its Benefits in China”, *Journal of Cleaner Production*, 223(6): 445-455.

40.Wu, S., P. Ben, D. Chen, J. Chen, G. Tong, Y. Yuan, and B. Xu, 2018, "Virtual Land, Water, and Carbon Flow in the Inter Province Trade of Staple Crops in China", *Resources, Conservation and Recycling*, 136(3-4): 179-186.

(作者单位: ¹沈阳师范大学管理学院;
²中国粮食研究培训中心;
³沈阳师范大学实验教学中心)
(责任编辑: 小林)

The Benefit Compensation Mechanism of Major Grain Producing Areas from the Perspective of Production Factors: Evidence from Major Grain Producing Areas in Northeast China

WANG Yue KONG Lingyu GAO Dangui DONG Shengzhong

Abstract: To ensure the grain production capacity and the economic benefits of farmers in the major grain producing areas, it is urgent to construct a cross-provincial benefit compensation mechanism for the major grain producing areas. This study takes the major grain producing areas in Northeast China as an example, and uses the multi-regional input - output model to analyze the circulation pattern of grain in the study area. The compensation amount of grain production factors is calculated based on the perspective of production factors. The improved functional value method is used to measure the benefit compensation amount of production factors, and then the cross-provincial benefit compensation mechanism of the major grain producing areas is constructed in multiple dimensions. The results show that, first, Guangdong, Zhejiang, Shandong, Beijing, Shanghai, Guizhou, Tianjin, Jiangsu, Hainan, Fujian, and Guangxi provinces benefiting from grain production need to compensate the major grain producing areas in Northeast China. Second, from 2000 to 2020, the consumption of various production factors in the major grain producing areas of Northeast China changes significantly, the consumption of cultivated land resources and water resources nearly doubles, and the agricultural carbon budget and grain transportation losses nearly triple. Third, considering the consumption of production factors alone, the profit compensation standard for grain crop cultivation in major grain producing areas in Northeast China is 58.037 billion yuan in 2020. Therefore, this study argues that there is a huge consumption of production factors in the process of grain production in the main grain producing areas. It is necessary to include the input costs such as consumption of production factors in the process of grain production into the scope of benefit compensation in the major grain producing areas.

Keywords: Food Security; Benefit Compensation Mechanism; Major Grain Producing Areas in Northeast China; Production Factors; Grain Crops

粮食主产区政策实施对涉农企业 经营效益的影响*

苏子凡¹ 周 力²

摘要: 本文基于浙大卡特一企研中国涉农研究数据库（CCAD）数据，采用断点回归设计，在企业微观层面研究粮食主产区政策实施对涉农企业经营效益的影响。结果表明，粮食主产区政策实施提升了其范围内涉农企业的营业净利润率。机理分析发现，粮食主产区政策实施不仅有助于提高涉农企业全要素生产率，实现要素投入结构优化，获取成本优势，而且能够通过鼓励涉农企业参与多种形式的产业融合，拓宽收入渠道。进一步分析显示，相对于非粮食企业，粮食企业受粮食主产区政策积极作用的效应更大。本文的研究结论为探索粮食主产区政策实施促进农业生产经营效益增长的作用机制和优化路径提供了经验证据。

关键词: 粮食主产区政策 涉农企业 断点回归设计

中图分类号: F323; F324 **文献标识码:** A

一、引言

粮食安全是建设农业强国的题中之义。中共中央多次明确强调保障粮食和重要农产品稳定安全供给。2024年，中央“一号文件”将“确保国家粮食安全”放在首要位置，指出保障粮食安全是建设农业强国的底线之一^①。粮食主产区作为国家粮食安全的压舱石，稳住了其粮食生产能力在很大程度上就稳住了全国粮食安全的大局（崔宁波和董晋，2021）。党的十八大以来，全国13个粮食主产省份对国内粮食供给的贡献持续增强，根据《中国统计年鉴》数据，主产区粮食产量占全国粮食总产量的比重始终处于高位，从2012年的76.86%增长到2022年的78.25%。

然而，粮食主产区在保障国家粮食安全的同时，其农业生产经营效益问题亟待进一步关注。一方面，对粮食主产区农业生产经营效益的忽视，可能会造成农业生产的资源错配（Clapp, 2017），引致

*本文研究受到国家社会科学基金“资源环境约束下中国农民农村共同富裕的理论与政策研究”（编号：23VRC053）资助。

^①参见《中共中央 国务院关于学习运用“千村示范、万村整治”工程经验有力有效推进乡村全面振兴的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/202402/content_6929934.htm。

巨大的效率损失（Pandya-Lorch and Rosegrant, 2000; Magnan et al., 2011）；另一方面，无序扩张的垦殖规模使生态环境承受了巨大压力，可能会加剧食物供给与自然资源之间的矛盾，透支未来的供给能力（Jayne and Rukumi, 1993; Gouel et al., 2016; 倪国华等, 2021）。低效的增长还可能导致粮食供给“内卷化”，在粮食产量增长的同时种粮边际效益递减，反而危及国家粮食安全的长期目标。

围绕粮食生产与农业生产经营效益这一主题已形成了众多研究成果。例如，学者分别从适度规模经营（许庆等, 2011）、居民收入结构（杜鑫, 2021）、农村三产融合（牛文涛等, 2022）等维度，讨论了粮食主产区政策的经营效益问题。此外，学者还讨论了种粮补贴等其他配套政策对种粮农民增收、粮食产量增长双重目标的影响（程国强和朱满德, 2012; 程名望等, 2015）。不过，上述研究对象多为农户，尚不足以反映全部农业生产主体的基本面。随着以涉农企业^①为代表的新型农业经营主体发展壮大，针对该群体的研究价值日益增加（黄祖辉和俞宁, 2010）。数据显示，涉农企业在推动农业产业化发展、联结带动农民增收中发挥重要作用：2022年，全国500强涉农企业平均营业收入为115.15亿元，相比2021年名义增长11.21%；产业分布覆盖粮油生产、食品加工、农产品流通等农业全行业及全产业链；平均每家500强涉农企业带农增收6.28亿元，相比2021年名义增长6.89%^②。

现有关注涉农企业的研究主要采用农业产业化龙头企业样本展开分析（例如张延龙等, 2022）。这样做可能存在两方面的问题：一是仅关注龙头企业将忽视数量更多的中小型农业企业，造成研究样本的覆盖广度有所缺失。二是无法保证不同规模的企业受政策的影响是一致的。事实上，在农户层面的相关研究就存在类似的证据。例如，黄少安（2018）发现，以种粮直接补贴为代表的粮食生产支持性政策对小规模农户来说无助于改变其收入状况，继续增加补贴反而会拉大种粮大户和小农户之间的效益差距。这意味着，如果不全面考察涉农企业就很容易产生估计偏误。而且，如果不全面考察涉农企业等新型农业经营主体在守护粮食安全中扮演的角色，就无法讲清楚端牢中国饭碗的大国故事。粮食主产区是国内粮食生产的核心区，明晰主产区政策与其范围内涉农企业经营效益之间的互动逻辑，对政策部门在新时期采取针对性措施推进粮食安全目标由“产量导向”向“竞争力导向”转型，助力新型农业经营主体高质量发展具有重要的启示意义。

鉴于此，本研究拟在如下三个方面展开分析：一是在系统整理多渠道数据的基础上，构建2013—2019年中国涉农企业面板数据集，从企业微观角度切入，采用断点回归设计的方法识别粮食主产区政策实施与涉农企业经营效益的因果关系；二是从全要素生产率和产业融合两个角度实证检验粮食主产区政策实施影响涉农企业经营效益的内在机理；三是对粮食企业与非粮食企业的政策效应及其作用机制进行比较分析。本文可能的贡献体现在两个方面：首先，本文基于涉农企业经营效益的研究视角，补充评估粮食主产区政策实施的效果，丰富了农业生产经营效益相关文献；其次，本文揭示了政策对

^①本文研究中，涉农企业指从事农业及相关产业，以及产品为农林牧渔业所用、直接使用农林牧渔业产品和依托农林牧渔业资源所衍生出的二三产业的企业。

^②资料来源：《2023中国新型农业经营主体发展分析报告（二）——基于中国农业企业500强的调查》，《人民日报》2023年12月27日07版。

不同类型涉农企业的异质性影响，以及在技术效率提升、产业链纵向拓展上的传导路径，为政策制定提供决策参考。

二、政策背景与理论分析

(一) 政策背景

粮食主产区在保障粮食安全中发挥关键作用。由于 1999—2003 年全国粮食产量连年下降，出于提高粮食生产能力、维护国家粮食安全的目的，财政部于 2003 年末发布了《关于改革和完善农业综合开发若干政策措施的意见》，确定了 13 个粮食主产区省份。在此背景下，相关优惠政策和帮扶资金也向主产区倾斜。从具体的政策看，面向粮食主产区的政策措施是方向一致、内容普惠的一揽子政策。这些政策主要包含三个方面：一是通过国家优质粮食产业建设政策，大力投资于农业基础设施建设，优化完善粮食主产区的农业发展条件^①；二是建设粮食生产核心区，着力提高资源利用率和推广技术措施^②；三是提供产粮大县奖励和积极建设大型商品粮基地等^③。在政策影响下，粮食主产区在农业发展方面成果斐然。根据 2004 年和 2023 年《中国统计年鉴》，2003—2022 年，13 个主产区粮食产量从 3.06 亿吨增长至 5.37 亿吨，占全国粮食总产量的比重从 71% 上升至 78%；主产区粮食播种面积从 0.69 亿公顷增长至 0.89 亿公顷，占全国粮食播种面积的比重从 69% 上升至 75%；主产区粮食平均单产从每公顷 4626.73 公斤增长至每公顷 6129.55 公斤，增幅 32.48%，超过同期全国增长率（28.85%）。而且，主产区政策实施定向纾解了涉农企业的发展困境，在增强企业竞争力、增加企业经济效益方面发挥了积极作用（李永东，2011）。

(二) 理论分析

基于粮食主产区得到的政策支持和主区内农业生产的禀赋特征，本文尝试厘清粮食主产区政策实施影响涉农企业经营效益的理论逻辑。首先，对比非主产区，粮食主产区在农业生产率提升方面拥有更大的潜力。生产率提升意味着企业拥有成本优势，能够凭借高生产率追求更高的经济效益。其次，粮食主区内涉农产业集聚，使得产业融合下的多元化增收成为可能。

粮食主产区政策实施对涉农企业生产率的影响要从技术效率提升和技术进步两个方面来理解。从技术效率提升看，粮食主产区政策实施促进全要素生产率提升的关键在于政策实施减少了部分冗余要素的过量投入，优化了要素投入结构，进而避免技术效率的损失。究其原因，一是粮食主产区政策实

^① 资料来源：《国务院常务会议讨论并原则通过〈国家优质粮食产业工程建设规划〉和国务院 2004 年工作要点》，https://www.gov.cn/misc/2005-08/20/content_24957.htm。

^② 参见《全国新增 1000 亿斤粮食生产能力规划（2009—2020 年）》，<https://zfxgk.ndrc.gov.cn/web/iteminfo.jsp?id=256>。

^③ 参见《财政部关于印发中央财政对产粮大县奖励办法的通知》，https://www.mof.gov.cn/gkml/caizhengwengao/caizhengbuwengao2005/caizhengbuwengao20056/200805/t20080525_42774.htm；《中共中央 国务院关于进一步加强农村工作提高农业综合生产能力若干政策的意见》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2005/content_63347.htm；《中共中央 国务院关于推进社会主义新农村建设的若干意见》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2006/content_254151.htm。

施通过整合地块规模，形成专业化、规模化生产，降低单位面积上化肥、农药、地膜等要素的过度投入，发挥规模经济效应，提高资源利用效率（罗斯炫等，2020），实现要素投入结构的改善并提升技术效率。二是主产区内的基层农技推广有助于提高农业生产主体对先进农业技术的认知水平和接受程度，提高田间管理效率，促进投入要素和管理模式的合理化和规范化，起到提升技术效率的作用（项升等，2023）。

从技术进步看，粮食主产区相关政策实施促进了主区内全要素生产率的提升，反映了主区内技术进步（Allan et al., 2006；黄季焜等，2009）。究其原因，主要是农业科技成果转化的应用和农业机械化的发展。将农业科技成果转化应用于主产区农业生产中的例证，主要体现在促进新品种采纳和新技术的采用上，例如发挥良种优势、采取生物技术等（魏梦升等，2023）。此外，粮食主区内投入的农机具设备也通过促进农业技术进步推动了农业全要素生产率的提升（刘敏等，2020）。

生产率提升与经济效益增加之间的联系可以从宏观和微观两个层面理解。从宏观层面看，中国农业经济绩效增长的动力来源之一是全要素生产率的提升，呈现技术效率提升、技术进步和规模效应的“三轮驱动”模式（匡远凤和彭代彦，2020）。从微观层面看，决定企业利润差异的关键因素在于企业间异质性的生产率，高生产率的企业会获得更高的利润（Melitz, 2003）。究其原因，全要素生产率与企业自身的成本特征相关联，高生产率企业拥有更强的内部成本管理能力，新产品开发水平也更高（张杰等，2011）。据此，本文提出如下研究假说。

H1：粮食主产区政策实施可以提升涉农企业全要素生产率，进而促进其经营效益增加。

企业从事多元化经营，走融合发展道路能否增加其经营效益，在学术界尚未形成一致的结论。一方面，从新型农业经营主体的角度看，从事产业融合发展有助于通过增加农产品销量、打造农产品品牌，促进营业收入和利润的增长，提升整体竞争力（赵雪等，2023）。另一方面，多元化的经营模式可能提高企业运营成本，增加交易费用，反而损害经营效益（卫龙宝等，2017）。

现有研究表明，涉农企业参与产业融合的具体形式主要有纵向拓展型、横向延伸型和交叉融合型三类（郭军等，2019；赵雪等，2023）。粮食主产区政策实施通过特定产业融合方式促进涉农企业效益增长的作用机理也体现在纵向拓展、横向延伸和交叉融合三方面。其一，粮食主产区政策实施可以发挥主产区生产要素比较优势，依托涉农企业，围绕特定农产品纵向延长农业产业链并完善农业价值链（张向达和林洪羽，2019），以达到资源配置优化、交易成本降低、经济效益提高的目的；其二，粮食主产区政策旨在保障国家粮食生产和重要农产品供给，促进农民增收。在这一背景下，粮食主区内正在形成以涉农企业为核心，以“公司+农户”为合作方式，农林牧副渔业各子产业资源有效连接，农业产业横向协作的产业融合新模式（郭军等，2019）；其三，粮食主产区政策在兼顾粮食安全和生态可持续的大框架下，将旅游、生态等理念嵌入农业转型过程，构建起农旅融合的新型发展模式，并基于这一新模式不断丰富涉农企业收入来源（刘畅和于晓华，2023）。据此，本文提出如下研究假说。

H2：粮食主产区政策实施可以促使涉农企业参与产业融合，进而促进其经营效益增加。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文研究数据来源于三个方面。一是浙大卡特一企研中国涉农研究数据库（CCAD）数据，时间跨度为2013—2019年。涉农企业层面的数据如资产、负债、营业收入、利润、注册地经纬度、注册时间、从业人数、经营范围等均来自该数据库。二是粮食主产区边界县经纬度数据，来自高德地图API。本文基于此生成驱动变量。具体的处理方式是：先识别粮食主产区边界处的县（市、区），而后确定其空间中心的经纬度坐标。鉴于有的县（市、区）可能撤销、合并或者新设，本文以2019年的县级行政区划为标准进行重新校准，得到主产区边界县（市、区）的经纬度坐标。三是公开数据资料。实证分析中涉及的贫困县名单来自相关政策文件^①；革命老区名单参考龚斌磊等（2022）的做法得到；产粮大县名单参考伍骏骞和张星民（2023）的做法得到；气温和降水量数据来自国家气象信息中心^②；构建机械化水平指标的数据来自2014—2020年历年《中国农村统计年鉴》。本文将公开数据与企业数据匹配之后，最终得到一个覆盖2013—2019年的非平衡面板数据集。

(二) 变量选择

1. 驱动变量。本文定义涉农企业*i*到粮食主产区边界的距离（ $distance_i$ ）为断点回归设计中的驱动变量。由于粮食主产区边界并不依托于某一条经纬线或者某一确定的地理边界（如山脉、河流等），直接计算单个企业到主产区边界的距离存在困难。为此，本文寻求以涉农企业注册地与主产区边界县空间中心点的直线距离，作为该企业到粮食主产区边界距离的衡量指标。为了确定断点，本文将驱动变量（ $distance_i$ ）标准化，将位于主产区内的涉农企业 $distance_i$ 值定义为正，反之为负。如此，断点就在 $distance_i$ 取0时。若 $distance_i > 0$ ，企业*i*就进入处理组，反之则进入控制组。

2. 结果变量。本文结果变量为涉农企业营业净利润率。本文借鉴张延龙等（2022）的做法，选取营业净利润率来衡量涉农企业的经营效益。具体的测度方式是涉农企业的净利润与主营业务收入之比。

3. 机理分析变量。基于有关理论和已有研究成果，本文选取涉农企业全要素生产率和参与产业融合类型作为机制分析变量。借鉴Olley and Pakes（1996）和Levinsohn and Petrin（2003）采用的方法，本文测度了企业层面的全要素生产率（TFP）。具体地，参考聂辉华和贾瑞雪（2011），本文用销售额衡量企业产出，用企业从业人数衡量劳动投入，用资产总额衡量资本投入，根据永续盘存法计算投资额^③，将折旧率设定为10%。本文还进行了价格指数平减，以2013年为基期，基于消费者价格指数（CPI）对涉农企业总产出、资本投入、劳动投入和投资额进行了平减处理。本文分别从产业融合的三种主要形式生成涉农企业产业融合指标，包括纵向拓展型、横向延伸型和交叉融合型。若涉农企业

^① 资料来源：《国家扶贫开发工作重点县和连片特困地区县的认定》，https://www.gov.cn/gzdt/2013-03/01/content_2343058.htm。

^② 中国气象数据网，<https://data.cma.cn/>。

^③ 投资额计算公式为： $I_{i,t} = K_{i,t} - (1-\delta)K_{i,t-1}$ ，其中 $I_{i,t}$ 表示企业当期投资额， $K_{i,t}$ 表示企业当期资本投入， $K_{i,t-1}$ 表示企业上一期资本投入， δ 表示折旧率。

主营业务包括农产品加工销售环节，则定义该企业参与纵向拓展型融合（ $Integration_1$ ）；若涉农企业主营业务横跨农林牧渔业，覆盖种植业、养殖业、渔业等多种农业子产业，发展循环农业，则定义该企业参与横向延伸型融合（ $Integration_2$ ）；若涉农企业主营业务涉及旅游、休闲、观光农业，则定义该企业参与交叉融合型融合（ $Integration_3$ ）。

4. 控制变量。为捕捉涉农企业个体异质性，控制行业间效益差异，排除政府其他帮扶政策的干扰性影响，控制影响农业生产的自然因素，本文加入了企业微观层面和地区宏观层面的控制变量。企业层面的控制变量包括总资产规模、资产负债率、企业年龄、从业人数和企业业态门类。企业业态门类是指涉农企业的类型，具体包括种植业、加工业、养殖业、生态农业、流通业、生产性服务业和其他门类^①。地区层面的控制变量包含县级层面和省级层面的指标。其中，县级指标为研究期内是否为国家级贫困县、是否为革命老区、是否为产粮大县、气温和降水量。省级指标为机械化水平。本文参考罗斯炫等（2020）的做法，将农业总产值占农林牧渔总产值之比作为权重，乘以农业机械总动力与农作物播种总面积之比，得到种植业的机械化水平。

主要变量的描述性统计如表1所示。

表1 变量定义及各变量描述性统计

变量名称	变量定义	主产区	非主产区	全样本	观测值
经营效益	企业营业净利润率	0.179	0.141	0.159	366368
边界距离	企业到粮食主产区边界的距离（千米）	292.900	137.882	205.730	550152
生产率（OP法）	基于OP法计算的全要素生产率	-0.729	-0.938	-0.845	412620
生产率（LP法）	基于LP法计算的全要素生产率	-0.477	-0.724	-0.614	407415
纵向拓展型融合	企业是否参与农产品加工销售环节：是=1，否=0	0.205	0.197	0.201	550152
横向延伸型融合	企业主营业务是否横跨农林牧渔业：是=1，否=0	0.272	0.209	0.236	550152
交叉融合型融合	企业是否发展旅游、休闲、观光农业：是=1，否=0	0.059	0.067	0.064	550152
总资产规模	企业总资产规模（千万元）	4.023	3.440	3.694	532408
资产负债率	企业负债规模占资产规模的比例（%）	0.172	0.231	0.205	526996
企业年龄	企业注册到统计年份的时间（年）	4.515	4.628	4.579	550152
从业人数	企业从业人数（人）	7.536	6.152	6.749	473254
种植类企业	企业是否为种植业企业：是=1，否=0	0.654	0.581	0.612	550152
加工类企业	企业是否为加工业企业：是=1，否=0	0.199	0.195	0.197	550152
生态类企业	企业是否为生态农业企业：是=1，否=0	0.076	0.080	0.078	550152
养殖类企业	企业是否为养殖业企业：是=1，否=0	0.522	0.540	0.532	550152
流通类企业	企业是否为流通业企业：是=1，否=0	0.038	0.044	0.041	550152
服务类企业	企业是否为生产性服务业企业：是=1，否=0	0.120	0.125	0.123	550152
其他类企业	企业是否为其他类型企业：是=1，否=0	0.019	0.019	0.019	550152
贫困县	企业所在县当年是否为国家级贫困县：是=1，否=0	0.282	0.443	0.373	550152

^①本文根据涉农企业的经营范围来确定企业所属的业态门类，样本有重叠。

表1 (续)

革命老区	企业所在县是否为革命老区: 是=1, 否=0	0.163	0.160	0.162	550152
产粮大县	企业所在县是否为产粮大县: 是=1, 否=0	0.129	0.142	0.136	550152
气温	年平均气温 (°C)	13.996	15.890	15.060	549177
降水量	年降水量 (100 毫米)	9.968	11.674	10.926	549239
机械化水平	种植业机械化水平 (千瓦/公顷)	3.307	3.087	3.183	550152

注: ①CCAD 的涉农企业相关数据来自工商注册资料。企业资产、负债、注册地等数据来自企业基本信息表, 利润、营业收入等效益数据来自企业年报, 相比于基本信息表存在一定缺失值; ②总资产规模、企业年龄和从业人数在回归时取自然对数。

(三) 模型设定

本文基于断点回归设计识别粮食主产区政策实施对涉农企业经营效益的影响。选择断点回归设计出于两方面考虑: 其一, 粮食主产区的边界是清晰明确的; 其二, 粮食主产区内的粮食生产支持政策主要针对区域内经营主体。断点回归设计要求在断点的两侧不能存在溢出效应, 即干预措施不能“污染”控制组。粮食主产区配套的系列政策, 其受益对象仅限于主产区范围内。因此, 粮食主产区边界两侧的干预污染问题可以忽略不计。基于此, 基准估计模型设定如下:

$$Y_{icpt} = \beta_0 + \beta_1 MGA_{icp} + \beta_2 X_{icpt} + f(distance_i) + \mu_p + \varphi_t + \varepsilon_{icpt} \quad (1)$$

(1) 式中: Y_{icpt} 是结果变量, 即位于省份 P 内县(市、区) c 企业 i 在 t 年的经营效益; β_0 是常数项; MGA_{icp} 是处理变量, 度量方式为企业 i 是否在粮食主产区政策覆盖范围内, 若是则取值为 1, 反之则取值为 0, β_1 是该变量的系数; X_{icpt} 表示一系列企业微观层面和地区宏观层面的控制变量, β_2 是其系数; $f(\cdot)$ 是一个控制驱动变量的局部平滑函数, 基于多项式形式以捕捉非线性关系, 其中的 $distance_i$ 为企业 i 到粮食主产区边界的距离, 也是本文断点回归设计中的驱动变量, 在后续的估计中本文将平滑多项式形式的 $distance_i$ 与处理变量交叉, 加入参数估计模型; μ_p 表示省级层面的固定效应, 用以捕捉不随时间改变因素带来的影响; φ_t 为年份固定效应; ε_{icpt} 为误差项。

为检验产业融合在粮食主产区政策实施促进涉农企业经营效益增长中的作用机制, 本文在(1)式的基础上, 构建(2)式, 将企业参与产业融合的各项指标与核心解释变量交叉, 一并加入模型:

$$\begin{aligned} Y_{icpt} = & \alpha_0 + \alpha_1 MGA_{icp} + \alpha_2 MGA_{icp} \times Integration_{icpt}^j \\ & + \alpha_3 X_{icpt} + f(distance_i) + \eta_p + \theta_t + \varepsilon_{icpt} \end{aligned} \quad (2)$$

(2) 式中: $Integration_{icpt}^j$ 分别代表纵向拓展型融合 ($j=1$)、横向延伸型融合 ($j=2$) 和交叉融合型融合 ($j=3$), η_p 和 θ_t 分别控制省份和年份固定效应, 其余符号含义与(1)式一致。

四、实证结果

(一) 断点处平滑性检验

断点回归估计结果的有效性要求控制变量在断点处是连续的。本文对控制变量进行了断点处平滑性检验, 表2中不显著的估计结果显示, 各控制变量在断点处均不存在明显跳跃。

表2 控制变量断点处平滑性检验结果

	总资产 规模 (1)	资产 负债率 (2)	企业 年龄 (3)	从业 人数 (4)	种植类 企业 (5)	加工类 企业 (6)	生态类 企业 (7)	养殖类 企业 (8)	流通类 企业 (9)
主产区	-0.052 (0.104)	0.005 (0.022)	0.031 (0.021)	0.041 (0.045)	-0.040 (0.026)	-0.010 (0.024)	-0.004 (0.016)	-0.039 (0.027)	-0.004 (0.011)
观测值	187952	187952	187952	187952	187952	187952	187952	187952	187952
	服务类 企业 (10)	其他类 企业 (11)	贫困县 (12)	革命 老区 (13)	产粮 大县 (14)	气温 (15)	降水量 (16)	机械化 水平 (17)	
主产区	0.004 (0.016)	0.004 (0.008)	0.057 (0.069)	0.004 (0.031)	-0.085 (0.070)	0.039 (0.179)	-188.581 (155.334)	-0.020 (0.020)	
观测值	187952	187952	187952	187952	187952	187952	187952	187952	

注：①本表结果基于精确断点回归的非参数估计得到，带宽设定为±100千米，平滑多项式为二阶形式；②上述估计均加入控制变量并控制省份和年份固定效应；③括号内是聚类到县级层面的标准误。

（二）基准估计结果

在汇报基准估计结果之前，本文首先考察了涉农企业营业净利润率在粮食主产区边界处的分布情况。从图1中可以直观地看到，营业净利润率在边界处产生了明显的断点。当涉农企业进入主产区范围后，其营业净利润率存在向上的跳跃。这一发现暗示，粮食主产区政策实施可能会增加涉农企业的经营效益，但仍需进一步验证。

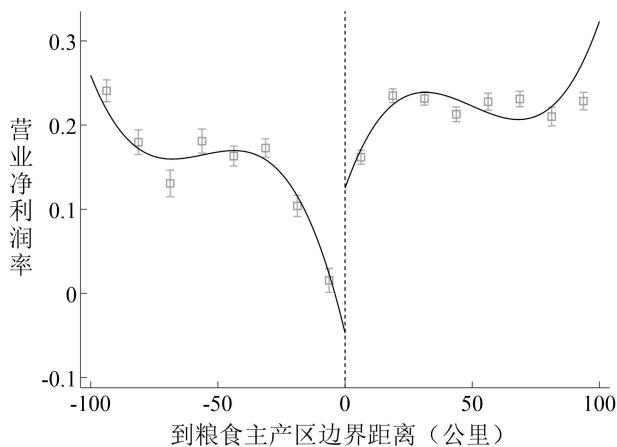


图1 涉农企业经营效益在断点处的跳跃

表3报告了在不同带宽下，基于精确断点回归的参数估计结果。需要说明的是，如果在断点左右邻域内分别进行线性回归，可能会导致模型设定误差，引起系数的错误估计。本研究基于局部非线性拟合的方法，通过选取二阶形式的局部多项式来处理这一问题。此外，基于断点回归设计方法进行的因果识别对模型设定较为敏感，因此往往需要通过调整带宽设定来验证估计结果的稳健性。过大的回

归带宽设置将削弱处理组和控制组之间的可比性，引起估计偏误，而过小的带宽则会挫伤大样本的要求。为此，本文在估计（1）式的基准模型时，分别选取了四种不同的带宽，包括全样本、 ± 1000 千米、 ± 500 千米和 ± 100 千米。

表3 粮食主产区政策实施对涉农企业经营效益影响的基准估计结果

变量	经营效益：涉农企业营业净利润率							
	全样本		± 1000 千米		± 500 千米		± 100 千米	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
主产区	0.458*** (0.047)	0.200*** (0.048)	0.459*** (0.047)	0.202*** (0.047)	0.474*** (0.047)	0.199*** (0.048)	0.500*** (0.051)	0.205*** (0.054)
控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	366368	317851	360183	312489	338720	293685	145451	125845
R ²	0.043	0.120	0.043	0.120	0.038	0.116	0.045	0.117

注：①本表结果基于精确断点回归的参数估计得到，平滑多项式为二阶形式；②***表示在1%统计水平上显著；③括号内是按照企业经纬度位置双向聚类的标准误。

估计结果显示，粮食主产区政策实施显著增加了涉农企业的营业净利润率。在选择全样本并采用二阶多项式时，同时加入全部控制变量后，估计结果显示粮食主产区政策显著增加了涉农企业约20%的营业净利润率，如表3（2）列所示。当选择不同带宽时，核心解释变量在1%的显著性水平上显著。在不同带宽条件下，加入控制变量后，核心解释变量的显著性水平也均未发生改变。这说明了基准估计结果的稳健性。具体而言，在控制了全部企业特征和地区特征的情况下，相比于粮食主产区以外的涉农企业，粮食主产区以内涉农企业的营业净利润率增加了约19.9%~20.5%。

（三）稳健性测试

1.排除边界效应。本文试图排除行政边界对识别的干扰。位于行政区域边缘地带的涉农企业，其经营效益可能因为远离发展核心区域而处于较低水平。有鉴于此，本文加入涉农企业与其所在省份省会城市空间中心点的直线距离和涉农企业是否位于边界县（市、区）内来控制边界效应。表4报告了相关估计结果。可以看出，在控制了行政区域的边界效应之后，全样本条件下粮食主产区政策实施对涉农企业经营效益的正向影响仍然至少在1%的显著性水平上显著。这一结果在将回归带宽调整为 ± 100 千米时仍然稳健。

表4 稳健性检验：对行政边界效应的处理

变量	经营效益：涉农企业营业净利润率					
	全样本			± 100 千米		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
主产区	0.173*** (0.048)	0.202*** (0.048)	0.169*** (0.048)	0.139** (0.055)	0.211*** (0.054)	0.145*** (0.055)

粮食主产区政策实施对涉农企业经营效益的影响

表4 (续)

企业与其所在省份省会	0.017*** (0.002)	0.017*** (0.002)	0.026*** (0.004)	0.025*** (0.004)
城市空间中心点的距离				
企业是否位于边界县 (市、区)	0.004 (0.008)	-0.007 (0.009)		0.026** (0.011)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	317851	317851	317851	125845
R ²	0.120	0.120	0.120	0.118
	125845	125845	125845	0.117
				0.118

注：①本表结果基于精确断点回归的参数估计得到，平滑多项式为二阶形式；②***、** 分别表示在1%、5%的统计水平上显著；③括号内是按照企业经纬度位置双向聚类的标准误。

2. 伪断点检验。本文通过人为移动粮食主产区的边界来展开伪断点检验。具体做法是：将边界分别向外和向内移动30千米和50千米，同时出于断点回归设计局部处理效应的考虑，将带宽设定在±100千米。如果这一证伪检验通过，在比较这些虚假边界两侧的结果变量时，结果就应该是不显著的。伪断点检验结果如表5所示。从表5看，无论粮食主产区范围被缩小还是扩大，处理效应均不显著。这些发现为前文的研究结果提供了支持，即认同本文捕捉到了真正的政策效应。

表5 稳健性检验：伪断点检验

变量	经营效益：涉农企业营业净利润率			
	边界外扩30千米		边界内缩30千米	
	(1)	(2)	(3)	(4)
主产区	-0.416 (0.479)	0.442 (0.287)	-1.352 (1.291)	-0.223 (0.680)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	203075	158915	213014	147036
R ²	0.067	0.065	0.066	0.064

注：①本表结果基于精确断点回归的参数估计得到，平滑多项式为二阶形式；②带宽设定为±100千米；③括号内是按照企业经纬度位置双向聚类的标准误。

五、进一步分析

(一) 机理分析

1. 涉农企业全要素生产率提升的作用机制。表6报告了涉农企业效益增长的生产率机制分析结果。表6(1)列显示，当被解释变量为基于OP法测算的生产率时，粮食主产区变量显著且系数为正，表明粮食主产区政策实施对涉农企业全要素生产率的提升具有显著的促进作用。这一发现在回归模型中

加入全部控制变量后仍然保持稳健，如表 6（2）列所示。此外，表 6（3）列和表 6（4）列的估计结果显示，当更换全要素生产率测度方法后，主产区政策效应仍然显著为正。研究假说 H1 得到验证。涉农企业生产率的提升也从一个侧面解释了经济效益的增加。

进一步，本文尝试回答究竟是技术效率提升还是技术进步促进了涉农企业效益增加。为此，本文根据 2013—2020 年历年《中国统计年鉴》和《中国农村统计年鉴》，选取农业总产值为产出指标，加之农业土地投入指标（农作物总播种面积）、农业劳动力投入指标（第一产业从业人数）、其他要素投入指标（农业机械总动力、灌溉总面积、化肥折纯总投入量、农药总投入量和地膜总投入量），假设规模报酬不变，采用超效率 SBM-Malmquist 指数测算省级层面农业生产率，并将其分解为技术效率变化和技术进步变化。表 6（5）列～（7）列的估计结果分别显示，主产区与技术效率变化的交互项系数显著为正，而与技术进步变化交互项的估计系数不显著，表明粮食主产区政策实施促进的生产率提升，主要通过技术效率提升实现了涉农企业经营效益的增长。在将主产区和技术效率变化的交互项、主产区与技术进步变化的交互项均加入模型后，主产区与技术效率变化交互项的估计系数仍显著为正，进一步验证了这一发现。技术效率提升可以解释为涉农企业生产要素投入结构的优化。在这一过程中，企业减少了冗余要素的过量投入，降低了要素投入成本，进而通过成本优势助推收益扩张，实现经营效益的增长。

表 6 涉农企业全要素生产率提升的机制分析结果

变量	生产率 (OP法)		生产率 (LP法)		经营效益：涉农企业营业净利润率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
主产区	0.368*** (0.041)	0.173*** (0.045)	0.367*** (0.041)	0.185*** (0.045)	0.112* (0.065)	0.157** (0.076)	0.010 (0.100)
主产区×技术效率变化					0.092** (0.046)		0.111** (0.048)
主产区×技术进步变化						0.039 (0.055)	0.077 (0.057)
控制变量	否	是	否	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	412620	409501	407415	404329	317851	317851	317851
R ²	0.055	0.091	0.053	0.079	0.120	0.120	0.120

注：①基于精确断点回归的参数估计得到，平滑多项式为二阶形式；②***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著；③括号内是按照企业经纬度位置双向聚类的标准误。

2. 涉农企业参与产业融合的作用机制。表 7 展示了涉农企业效益增长的产业融合机制分析结果^①。从表 7（1）列～（4）列可以看出，主产区估计系数显著为正，而且三个交互项的系数至少在 10% 的

^①本文还验证了粮食主产区政策实施对产业融合的正向影响，限于篇幅，结果未展示，感兴趣的读者可向笔者索取。

水平上显著为正，表明参与产业融合的涉农企业，其经营效益在主产区政策实施影响下增长更多。从具体估计系数可以看出，相比于不参与产业融合或参与纵向拓展和横向延伸型产业融合，涉农企业参与交叉融合型产业融合，将主营业务拓展到生态农旅开发上，对其营业净利润率的增长作用最为突出。究其原因，涉农企业将休闲、文化、旅游、生态等元素嵌入原有的农业生产经营模式后，有利于开发多元化价值、满足市场多维度需求，拓宽收入渠道，促进效益增长。上述结果表明，研究假说 H2 得到验证。

表 7 涉农企业参与产业融合的机制分析结果

变量	经营效益：涉农企业营业净利润率			
	(1)	(2)	(3)	(4)
主产区	0.197*** (0.047)	0.194*** (0.047)	0.196*** (0.048)	0.190*** (0.047)
主产区×纵向拓展型	0.023* (0.012)			0.017 (0.012)
主产区×横向延伸型		0.023** (0.010)		0.018* (0.010)
主产区×交叉融合型			0.052** (0.025)	0.042* (0.025)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	317851	317851	317851	317851
R ²	0.120	0.120	0.120	0.120

注：①基于精确断点回归的参数估计得到，平滑多项式为二阶形式；②***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著；③括号内是按照企业经纬度位置双向聚类的标准误。

（二）异质性分析

在粮食主产区有针对性的帮扶政策影响下，从事粮食生产、加工、销售等相关业务的粮食企业是否能实现效益增长尚未可知。更重要的是，异质性政策效应在生产率和产业融合两方面的具体机理值得探究。为此，本文将粮食企业的指代变量^①以交互项的形式加入回归模型。表 8 (1) 列的结果显示，主产区与粮食企业的交互项估计系数显著为正，说明粮食企业相对于非粮食企业，在粮食主产区政策的影响下，其效益增长更为突出。进一步在交互项中加入技术效率变化和技术进步变化后，表 8 (2) 列和 (3) 列中其估计系数均显著为正，而且技术效率变化的影响幅度更大。这说明，从生产率的影响机制看，粮食企业效益的增长得益于全要素生产率提升，其中粮食主产区政策实施引起的要素投入结构优化、技术效率提高是主要因素。此外，本文进一步考察了粮食企业效益增加中的产业融合机制。

^① 粮食企业的确定基于经营范围是否包含以下关键词：农田耕作、粮食、水稻、小麦、玉米、大豆、谷物、稻谷、马铃薯、土豆、粮油。

表8(4)列~(7)列的结果显示,对比不参与产业融合的粮食企业,参与纵向拓展型产业融合对粮食企业效益增加有更大作用。究其原因,粮食企业受限于规模过小,在产业链各环节中脱节严重,难以有效衔接。粮食主产区政策以涉农企业为依托,围绕特定农产品延长产业链并完善价值链,推动粮食企业参与产业链上下游纵向延伸,形成农产品产销一条龙服务,实现粮食企业效益增加的效果。

表8 粮食企业的异质性政策效应

变量	经营效益: 涉农企业营业净利润率						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
主产区	0.199*** (0.048)	0.199*** (0.048)	0.199*** (0.048)	0.200** (0.048)	0.200*** (0.048)	0.199*** (0.048)	0.199*** (0.048)
主产区×粮食企业	0.016** (0.007)						
主产区×粮食企业×技术效率变化		0.018** (0.007)					
主产区×粮食企业×技术进步变化			0.015** (0.006)				
主产区×粮食企业×纵向拓展型				0.033** (0.017)		0.031* (0.018)	
主产区×粮食企业×横向延伸型					0.001 (0.011)	-0.011 (0.012)	
主产区×粮食企业×交叉融合型						0.070 (0.045)	0.057 (0.046)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	317851	317851	317851	317851	317851	317851	317851
R ²	0.120	0.120	0.120	0.120	0.120	0.120	0.120

注: ①基于精确断点回归的参数估计得到, 平滑多项式为二阶形式; ②***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著; ③括号内是按照企业经纬度位置双向聚类的标准误。

六、结论与启示

在建设农业强国的过程中,对于保障粮食及重要农产品供给这一底线任务而言,需要更加注重提高涉农企业的经营效益。本文基于2013—2019年浙大卡特一企研中国涉农研究数据库(CCAD)数据,采用断点回归设计的研究方法,定量分析了粮食主产区政策实施对涉农企业经营效益的影响。研究发现:第一,粮食主产区政策实施对其范围内涉农企业的经营效益具有正面影响。具体来看,粮食主产区内涉农企业的营业净利润率平均增加19.9%~20.5%,这一结果在经过一系列稳健性测试后仍然成立。第二,机制分析显示,粮食主产区政策实施,一方面提高了涉农企业的全要素生产率,主要通过促进

技术效率提升，优化要素投入结构，帮助企业获得成本优势实现效益增加；另一方面促进涉农企业参与多种形式的产业融合，拓宽企业增收渠道。第三，企业异质性分析发现，粮食企业经营效益增长更为显著，主要原因是粮食主产区政策实施有效驱动了企业生产率的提高，其中技术效率提升促进了政策效应对粮食企业经营效益的增加作用。此外，粮食主产区政策实施对开展纵向拓展型产业融合粮食企业的经营效益，具有显著的增加作用。

本文的研究结果具有重要的政策启示：第一，锚定建设农业强国目标，重视农业生产经营效益问题。建设农业强国，必须统筹兼顾多目标关系，其中农业生产经营效益的提高，更是首要目标。第二，协同推进粮食生产“增益”与“增效”。加大农业关键核心技术攻关力度，强化科技和改革双轮驱动，走集约化、机械化、智能化的新型农业发展道路，助力高新技术在农业上的推广应用，优化要素投入结构，提升生产效率的同时实现效益的协同增长。第三，优化完善新型粮食支持政策机制，依托新型农业经营主体加快农村一二三产业融合发展。继续鼓励、支持涉农企业参与多种形式的产业融合，拓展主营业务范围，培育跨不同产业和乡村产业内部的农业产业化联合体，加快构建粮经饲统筹、农林牧渔并举、产加销贯通、农文旅融合的现代乡村产业体系。此外，应创新政策组合，根据经营范围，分类施策，健全针对粮食企业的专门化激励政策，发挥优势企业的示范带头和辐射引领作用，探索粮食主产区政策实施促进涉农企业效益增加的有效路径。

参考文献

- 1.程国强、朱满德，2012：《中国工业化中期阶段的农业补贴制度与政策选择》，《管理世界》第1期，第9-20页。
- 2.程名望、史清华、Jin Yanhong、盖庆恩，2015：《农户收入差距及其根源：模型与实证》，《管理世界》第7期，第17-28页。
- 3.崔宁波、董晋，2021：《主产区粮食生产安全：地位、挑战与保障路径》，《农业经济问题》第7期，第130-144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.龚斌磊、张启正、袁菱苒、刘晓光，2022：《革命老区振兴发展的政策创新与效果评估》，《管理世界》第8期，第26-43页。
- 6.郭军、张效榕、孔祥智，2019：《农村一二三产业融合与农民增收——基于河南省农村一二三产业融合案例》，《农业经济问题》第3期，第135-144页。
- 7.黄季焜、杨军、仇焕广、徐志刚，2009：《本轮粮食价格的大起大落：主要原因及未来走势》，《管理世界》第1期，第72-78页。
- 8.黄少安，2018：《改革开放40年中国农村发展战略的阶段性演变及其理论总结》，《经济研究》第12期，第4-19页。
- 9.黄祖辉、俞宁，2010：《新型农业经营主体：现状、约束与发展思路——以浙江省为例的分析》，《中国农村经济》第10期，第16-26页。
- 10.匡远凤、彭代彦，2020：《中国农业经济增长绩效、来源与演化》，《数量经济技术经济研究》第12期，第45-65页。

- 11.李永东, 2011: 《河南省粮食核心区建设与农业产业化发展》, 《江西农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第19-25页。
- 12.刘畅、于晓华, 2023: 《农业转型和乡村振兴背景下的乡村“再野化”: 生态系统服务视角的分析》, 《中国农村经济》第4期, 第50-67页。
- 13.刘敏、姜会明、姜天龙, 2020: 《农机投入对农业GTFP影响及门槛效应的区域差异分析》, 《地理科学》第12期, 第2037-2045页。
- 14.罗斯炫、何可、张俊飚, 2020: 《增产加剧污染? ——基于粮食主产区政策的经验研究》, 《中国农村经济》第1期, 第108-131页。
- 15.倪国华、王赛男、Jin Yanhong, 2021: 《中国现代化进程中的粮食安全政策选择》, 《经济研究》第11期, 第173-191页。
- 16.聂辉华、贾瑞雪, 2011: 《中国制造业企业生产率与资源误置》, 《世界经济》第7期, 第27-42页。
- 17.牛文涛、郑景露、唐轲, 2022: 《农村三产融合赋能农民就业增收再审视——基于河南省孟庄镇、龙湖镇、薛店镇的案例分析》, 《农业经济问题》第8期, 第132-144页。
- 18.卫龙宝、方师乐、吴建、伍骏骞, 2017: 《中国农业上市公司多元化经营与企业绩效》, 《农业经济问题》第12期, 第62-72页。
- 19.魏梦升、颜廷武、罗斯炫, 2023: 《规模经营与技术进步对农业绿色低碳发展的影响——基于设立粮食主产区的准自然实验》, 《中国农村经济》第2期, 第41-65页。
- 20.伍骏骞、张星民, 2023: 《粮食生产激励能促进农民增收和县域经济发展吗? ——基于产粮大县奖励政策的准自然实验》, 《财经研究》第1期, 第124-138页。
- 21.项升、李豫新、江激宇, 2023: 《藏粮于技: 基层农技推广与粮食生产技术效率——基于安徽省粮食主产区859份种植户调查数据的实证分析》, 《农村经济》第4期, 第114-125页。
- 22.许庆、尹荣梁、章辉, 2011: 《规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究》, 《经济研究》第3期, 第59-71页。
- 23.张杰、黄泰岩、芦哲, 2011: 《中国企业利润来源与差异的决定机制研究》, 《中国工业经济》第1期, 第27-37页。
- 24.张向达、林洪羽, 2019: 《东北粮食主产区三产融合的耦合协调分析》, 《财经问题研究》第9期, 第95-101页。
- 25.张延龙、王明哲、廖永松, 2022: 《入驻农业产业园能提高企业经营绩效吗? ——基于全国59384家农业产业化龙头企业的微观证据》, 《中国农村经济》第4期, 第126-144页。
- 26.赵雪、石宝峰、盖庆恩、吴比、赵敏娟, 2023: 《以融合促振兴: 新型农业经营主体参与产业融合的增收效应》, 《管理世界》第6期, 第86-100页。
- 27.Allan, N. R., H. Ma, J. Huang, and S. Rozelle, 2006, “Livestock in China: Commodity-Specific Total Factor Production Decomposition Using New Panel Data”, *American Journal of Agricultural Economics*, 88(3): 680-695.
- 28.Clapp, J., 2017, “Food Self-Sufficiency: Making Sense of It, and When It Makes Sense”, *Food Policy*, Vol. 66: 88-96.
- 29.Gouel, C., M. Gautam, and W. J. Martin, 2016, “Managing Food Price Volatility in a Large Open Country: The Case of Wheat in India”, *Oxford Economic Papers-New Series*, 68(3): 811-835.

- 30.Jayne, T. S., and M. Rukuni, 1993, "Distributional Effects of Maize Self-Sufficiency in Zimbabwe", *Food Policy*, 18(4): 334-341.
- 31.Levinsohn, J., and A. Petrin, 2003, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *Review of Economic Studies*, 70(2): 317-341.
- 32.Magnan, N., T. J. Lybbert, A. F. McCalla, and J. A. Lampietti, 2011, "Modeling the Limitations and Implicit Costs of Cereal Self-sufficiency: The Case of Morocco", *Food Security*, 3(1): 49-60.
- 33.Melitz, M. J., 2003, "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity", *Econometrica*, 71(6): 1695-1725.
- 34.Olley, G. S., and A. Pakes, 1993, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, 64(6): 1263-1297.
- 35.Pandya-Lorch, R., and M. W. Rosegrant, 2000, "Prospects for Food Demand and Supply in Central Asia", *Food Policy*, 25(6): 637-646.

(作者单位: ¹南京农业大学经济管理学院;

²同济大学经济与管理学院)

(责任编辑: 小林)

The Impact of Major Grain Producing Area Policy Implementation on the Business Profits of Agricultural Enterprises

SU Zifan ZHOU Li

Abstract: Based on the data of China Academy for Rural Development-Qiyan Database (CCAD), this paper employs a regression discontinuity design to examine the impact of the major grain producing area policy implementation on the business profits of agricultural enterprises at the micro-level. The results indicate that the implementation of the policy in major grain producing areas enhances the business profit margin of agricultural enterprises. Mechanism analysis reveals that the policy implementation not only facilitates the promotion of technological efficiency in agricultural enterprises to improve TFP, optimize input structure, and gain cost advantages, but also encourages agricultural enterprises to participate in various forms of industry integration, thereby expanding income channels. Further analysis shows that, compared with non-grain enterprises, grain enterprises experience a greater positive effect from the policy. The conclusions of this study provide empirical evidence for exploring the mechanisms and optimization paths through which the major grain producing areas promotes the business profit growth of agricultural production.

Keywords: Major Grain Producing Areas; Agricultural Enterprises; Regression Discontinuity Design

省直管县财政改革促进县域粮食生产吗^{*}

——基于准自然实验的证据

杨义武¹ 林万龙²

摘要: 本文基于 2000—2020 年县级面板数据, 使用交错双重差分方法估计省直管县财政改革对粮食生产的影响。研究发现: 省直管县财政改革能显著促进县域粮食生产。省直管县财政改革通过提升县级政府财政治理能力, 引导粮农增加粮食作物播种面积、提升农业机械化水平、增加化肥施用量等生产要素配置机制和强化省级政府粮食注意力分配机制, 促进县域粮食生产。异质性分析表明, 省直管县财政改革的粮食增产效应在非强县扩权试点县、经济欠发达县、财政弱县、粮食主产区县域以及产粮大县更为明显。省直管县财政改革实施时间越长, 其粮食增产效应越明显。本文拓展了省直管县财政改革成效的研究, 为新阶段深化省以下财政体制改革、维护国家粮食安全提供了经验证据和决策方向。应适度增强省级财政统筹调控能力, 逐步优化省直管县财政改革的实施范围与实施方式, 合理划分省级和县级政府的财政事权和支出责任, 提升县级政府粮食安全保障的财政治理能力。

关键词: 省直管县财政改革 粮食生产 财政关系 生产要素配置

中图分类号: F812.2 文献标识码: A

一、引言

党的二十大报告明确强调, 全方位夯实粮食安全根基, 牢牢守住十八亿亩耕地红线, 确保中国人的饭碗牢牢端在自己手中^①。2012—2024 年历年中央“一号文件”中, 有关确保国家粮食安全、保障重要农产品供给的部署贯穿始终, 彰显党和国家对粮食安全的高度重视。2004—2023 年, 中国粮食已经连续 20 年实现增产丰收, 粮食总产量“连续 9 年保持在 1.3 万亿斤以上”, 这为中国经济社会大局

*本文研究得到国家自然科学应急管理项目“全面推进乡村振兴实现共同富裕的机制、路径与政策研究”(编号: 7214100349) 的资助。本文通讯作者: 林万龙。

^①习近平, 2022: 《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》, 北京: 人民出版社, 第 31 页。

稳定提供了有力支撑^①。同时，尽管中国的口粮供给已绝对安全，但从食物供给的总体情况看，中国粮食供给仍处于总量不足、结构性矛盾突出的状态（陈锡文，2023）。世界百年未有之大变局加速演进，世纪疫情、贸易摩擦和国际冲突等不确定、难预料的外部因素增大了利用国际市场解决国内粮食结构性短缺问题的挑战（朱晶等，2021；钟钰等，2024）。因此，在粮食安全问题上，中国要增强忧患意识，力求在更高水平上保障粮食安全。

党和国家始终以县域特别是产粮大县为基本单元加快推进国家粮食安全保障工程。《全国新增1000亿斤粮食生产能力规划（2009—2020年）》《新一轮千亿斤粮食产能提升行动方案（2024—2030年）》等均强调了县级单元在保障国家粮食安全中的重要地位和作用。县级单元是落实粮食安全责任的重要支撑（龚斌磊等，2023）。然而，由于粮食具有一定的公共产品属性，粮食生产会造成一些显性和隐性的利益流失，因此，县级政府对于粮食生产倾向于采取“搭便车”、规避责任或其他机会主义行为（胡靖，2000）。同时，粮食生产的弱质性、比较收益低等特质，使得粮食生产对县级政府财政收入和经济绩效提高的直接推动作用较为有限（张元红等，2015），粮食主产区省份的县域面临“产粮大县、经济弱县、财政穷县”的困境（魏后凯和王业强，2012）。

调动县级政府种粮抓粮的积极性，关键是让县级政府拥有的财权与承担粮食生产的事权相匹配，增强种粮抓粮的内生动力（罗丹和陈洁，2009）。中国分税制改革逐步理顺了中央和地方的事权和财权关系，如《关于切实缓解县乡财政困难的意见》^②《中央财政对产粮大县奖励办法》^③等一系列政策文件的出台，明确了中央对地方产粮大县的奖补政策。但是，省以下地方政府财权和事权相匹配的财政制度尚未完全建立，使得县乡基层政府长期陷入财政困境的局面并未改善，财政收支矛盾日益突出（刘勇政等，2019）。

完善省以下转移支付制度，建立县级政府财政事权和支出责任划分动态调整机制，是进一步推进省以下财政体制改革的重要内容（贾康，2022）。省以下财政体制改革的一项重要创新实践，当属21世纪初开始逐步实施的省直管县财政改革（李永友等，2021）。这一改革简化了财政层级，让省与县直接进行财政资金往来，具体包括收支划分、转移支付、财政预决算、资金往来和财政结算等^④。省直管县财政改革的效应已经得到学术界的广泛关注，已有诸多研究围绕政府财政能力提升（Li et al., 2016；吴敏等，2023）、公共支出（刘勇政等，2019；田雅群等，2023）以及经济发展（Liu and Alm,

^①资料来源：《全国粮食产量连续9年站稳1.3万亿斤台阶 来之不易的丰收答卷》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202312/content_6919639.htm。

^②参见《财政部关于印发〈关于切实缓解县乡财政困难的意见〉的通知》，http://yss.mof.gov.cn/zhengceguizhang/200805/t20080522_33629.htm。

^③参见《财政部关于印发中央财政对产粮大县奖励办法的通知》，http://www.mof.gov.cn/gkml/caizhengwengao/caizhengbuwengao2005/caizhengbuwengao20056/200805/t20080525_42774.htm。

^④参见《财政部关于推进省直接管理县财政改革的意见》，http://yss.mof.gov.cn/zhengceguizhang/200907/t20090707_176746.htm。

2016; 李永友等, 2021) 等方面开展了一系列研究, 但聚焦省直管县财政改革对粮食安全影响的文献比较少见。较为相关的研究是龚斌磊等 (2023) 分析了省直管县财政改革对农业增长的影响。

在未来一段时间, 考察中国省直管县财政改革与粮食生产的关系将变得更加必要。随着分税制改革不断深化, 省直管县财政改革的范围逐步扩大是必然趋势 (贾康, 2022)。2022 年《国务院办公厅关于进一步推进省以下财政体制改革工作的指导意见》明确提出, “因地制宜逐步调整优化省直管县财政改革实施范围和方式”^①。省直管县财政改革在本质上属于财政分权改革, 分权改革赋予县级政府更多的财政自主权, 在“晋升锦标赛”制度的激励下, 县级政府可能会将财政支出重心逐渐向经济建设领域倾斜 (龚斌磊等, 2023), 进而影响粮食生产和重要农产品供给。

但实际上, 在中西部地区, 由于经济发展水平相对落后, 县级政府财政收支不平衡现象较为明显, 尤其是对于那些招商引资条件并不优渥但农业资源丰富的产粮大县来说, 争取上级部门丰厚的转移支付资金成为财政收入的重要来源。而这些转移支付资金的专项性质, 促使县级政府将资金用于农业基础设施建设、种粮补贴、培育壮大新型农业经营主体以及发展粮油加工产业等 (曾明, 2015)。而且, 争取这些转移支付资金, 还需要前期对粮食生产所需的公共产品和服务进行大量投入和包装, 这样一来, 支持粮食生产不失为县级政府在既有约束条件下的理性选择。此外, 县级政府在不能直接获得粮食财政收入的情况下也重视粮食生产, 与政府绩效考核和粮食安全责任下压有关。以粮食播种面积和产量作为绩效考评的“指挥棒”, 在一定程度上可以改变县级政府财政支出的非农偏向, 促使县级政府加大对粮食生产的支持力度, 提高粮农的种粮积极性, 稳定粮食播种面积。那么, 省直管县财政改革究竟会对县域粮食生产产生何种影响呢? 针对这个问题, 本文拟从理论上探讨省直管县财政改革影响县域粮食生产的机制, 为下一步优化中国省直管县财政体制、保障县域粮食安全提供重要决策参考。

本文可能的边际贡献在于: 一是研究视角上, 本文尝试从省直管县财政体制改革的视角深入探讨影响县域粮食生产的制度因素, 对准确理解中国粮食连年丰收的答卷因何而来有一定贡献, 同时, 也为探究省直管县财政改革的成效提供了更多经验证据。二是研究内容上, 本文拟从粮食生产要素 (播种面积、机械化、化肥等) 配置和粮食注意力分配的视角, 分析省直管县财政改革对县域粮食生产的影响, 考察省直管县财政改革推动县域粮食生产的作用机制, 并从行政放权、改革滞胀、经济发展水平和产粮大县等角度开展异质性分析, 为下一步优化调整省直管县财政改革实施范围和改革重点, 更好地调动县域种粮抓粮积极性提供经验参考。三是研究方法上, 本文相较于已有相关研究具有一定的改进和创新。已有多数文献在采用双重差分 (differences-in-differences, 简称 DID) 模型开展省直管县财政改革效应评估时, 未能很好地处理改革对象选择的非随机性问题, 可能导致潜在的估计偏误。DID 模型有效估计的前提是改革对象选择的随机性, 但一些省份对改革试点县的选择有明确的标准, 并非

^①参见《国务院办公厅关于进一步推进省以下财政体制改革工作的指导意见》, https://www.gov.cn/zhengce/content/2022-06/13/content_5695477.htm。

随机的^①。本文通过控制改革县的选择标准变量与年份虚拟变量的交乘项，可以较好地处理改革对象选取的非随机性问题，降低模型估计偏误。

二、政策背景与理论分析

（一）政策背景

中国实行“中央一省一市一县一乡镇”多层级行政体制，每一级政府在行政和财政上都受更高一级政府直接管辖。1994年的分税制改革清晰划定了中央和省级政府之间的财权和事权，并赋予省级政府划分省级以下各层级政府财政收支的自由裁量权。在各级政府的相互博弈过程中，省以下政府间财政分配逐步形成了“事权层层下压，财权层层上移”的特点。在这个过程中，县级财政资金被层层截留，县级财政陷入赤字困境。同时，一些地市级政府也因自身能力较弱，对县级政府的辐射带动能力有限，出现“小马拉大车现象”（贾康，2022）。

为解决县级政府的财政困难，省直管县财政改革应运而生。这项改革的核心是将“省一市一县”的三级模式转变为“省一市、省一县”二级模式，即县级政府直接与省级政府建立包括收支划分、转移支付和预算结算在内的财政联系，无须再经过地市级政府。21世纪初，安徽省和湖北省率先实施省直管县财政体制改革。2006年，温家宝在国务院农村税费改革工作会议上指出，进一步改革县乡财政管理体制，改革县乡财政的管理方式，具备条件的地方，可以推进“省直管县”和“乡财乡用县管”的改革试点^②，掀起了省直管县财政改革的第一次浪潮。2009年，财政部发布的《关于推进省直接管理县财政改革的意见》提出改革的总体目标，即“2012年底前，力争全国除民族自治地区外全面推进省直接管理县财政改革”^③，又一次掀起了省直管县财政改革的浪潮。截至2011年底，全国共有27个省份1080个县（市、区）实施了省直管县财政改革，占全国县（市、区）总数的54%左右^④。2017年，国务院印发的《“十三五”推进基本公共服务均等化规划的通知》要求，“简化财政管理层级，扩大省直管县财政管理体制改革覆盖面”^⑤。2022年，《国务院办公厅关于进一步推进省以下财政体

^①例如：财政部明确提出，2012年底前，将粮食、油料、棉花、生猪生产大县全部纳入改革范围；江西省明确提出在国家重点扶贫开发县实行省直管县财政改革试点；陕西省明确提出优先选择生态保护任务重、财政经济特别困难的县实行省管县财政体制改革试点。资料来源：《财政部关于推进省直接管理县财政改革的意见》，http://yss.mof.gov.cn/zhengce/guizhang/200907/t20090707_176746.htm；《江西在国家扶贫工作重点县试点财政省直管县》，<http://lianghui.china.com.cn/chinese/pinkun/662152.htm>；《陕西省人民政府关于实行省管县财政体制改革试点的通知》，http://www.shaanxi.gov.cn/zfxgk/zfgb/2007/d4q_4245/200806/t20080626_1638400.html。

^②参见《温家宝在全国农村税费改革试点工作会议上的讲话》，https://www.gov.cn/zwhd/2006-02/18/content_203789.htm。

^③参见《财政部关于推进省直接管理县财政改革的意见》，http://yss.mof.gov.cn/zhengce/guizhang/200907/t20090707_176746.htm。

^④参见《省直管县和乡财县管改革情况》，http://www.mof.gov.cn/zhuanti/hugu/czjbqk2011/cztz2011/201208/t20120831_679730.htm。

^⑤参见《国务院关于印发“十三五”推进基本公共服务均等化规划的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/content/2017-03/01/content_5172013.htm。

制改革工作的指导意见》再次对这项改革加以肯定并提出：“推进省直管县财政改革。按照突出重点、利于发展、管理有效等要求，因地制宜逐步调整优化省直管县财政改革实施范围和方式。”^①

（二）理论分析

1. 粮食生产要素配置机制。省直管县财政改革主要通过增加县级政府税收分成比例和转移支付规模增加县级财政自给能力，缓解县级财政支出压力（刘勇政等，2019）。在收入划分方面，改革后地市级政府不再参与县级政府税收分成，使得改革县税收分成比例有所提升。吴敏等（2023）测算发现，财政省直管改革县的税收分成比例明显高于普通县。在转移支付方面，改革后转移支付由省级政府直接核定并发放到地市级政府和县级政府，地市级政府不再参与县级政府转移支付资金拨付，从而避免地市级政府从中截留资金。不少省份也明确提出增加对改革县的转移支付力度。例如，《江苏省人民政府关于实行省直管县财政管理体制改革的通知》明确指出，“加大转移支付力度，兼顾由经济薄弱县（市）成建制改成的区，缓解县乡财政困难”^②；《安徽省政府关于实行省直管县财政体制改革的通知》明确提出，“建立健全市对县的转移支付制度，进一步加大市对县的转移支付力度”^③。

尽管粮食生产对县级政府的财政贡献有限，但面对中央财政大规模支农转移支付的吸引，上级政府粮食安全考核压力以及县域自身短期产业转型困难、自有财力不足等因素的制约，支持粮食生产不失为既定约束条件下县级政府的理性选择（曾明，2015；伍骏骞和张星民，2023）。经过省直管县财政体制改革，县级政府的财治理能力会得到提升，主要表现为县级政府可以增加粮食生产所需的公共产品和服务供给，改善粮食生产条件，进而通过引导粮农扩大粮食播种面积、提升农业机械化水平、增加化肥施用量等路径增加粮食生产要素投入。具体来看：一是政府财治理能力提升有利于扩大农业领域公共投资。为了改善粮食生产条件，县级政府增加农业公共投资，实现对私人投资的部分替代，降低单位产出的私人生产成本，从而引导粮农扩大粮食播种面积。二是县级政府对农业领域的公共投资会产生间接收入效应，有助于粮农增加对农业机械、化肥等粮食生产要素投入，进而提高粮食单产和劳动生产率。三是在改革县增加的转移支付资金中，有相当一部分与农业生产相关，资金的专项性质决定了县级政府只能将资金用于农业基础设施建设、新型农业经营主体培育以及直接的粮食生产补贴，从而调动粮农种粮的积极性，促使播种面积、机械、化肥等粮食生产要素配置的增加。

2. 省级政府粮食注意力分配机制。实施省直管县财政体制后，省级财政直接管理地市级与县级财政。尽管县级政府受粮食安全治理外部性的影响整体上缺乏足够的激励增加粮食生产，但相对于市管县财政体制下的地市级政府，省直管县财政体制下的省级政府有更强的意愿通过涉农专项转移支付及配套资金来支持和激励县级政府重农产粮。运用 Rouse（1990）提出的注意力经济学概念，可将此概括为对粮食注意力的分配增加。究其原因，省级政府和地市级政府对保障粮食安全的重视程度存在差

^①参见《国务院办公厅关于进一步推进省以下财政体制改革工作的指导意见》，https://www.gov.cn/zhengce/content/2022-06/13/content_5695477.htm。

^②参见《省政府关于实行省直管县财政管理体制改革的通知》，http://www.jiangsu.gov.cn/art/2007/3/26/art_46143_2543691.html。

^③参见《安徽省政府关于实行省直管县财政体制改革的通知》，<https://www.ah.gov.cn/szf/zfgb/8122431.html>。

异。一方面，从保障粮食生产的公共产品供给看，诸如灌溉水系连通、粮食仓储物流设施建设、农业科技创新等项目所产生的外部收益范围往往无法被恰好限定在某一个地级市范围内，受益者可能是省域内的多个市域，从而导致省级政府比地市级政府更有动力保障粮食生产的系列公共产品供给。另一方面，从粮食本身的公共产品属性看，由于各地区资源禀赋和粮食生产能力不同，常出现有些地区的粮食产能过剩、有些地区的粮食供应相对不足的情况。为此，各个地区，特别是不能自给自足的非粮食主产区需要依靠粮食购销与调剂来保障本行政区域内粮食供求平衡。若这种购销与调剂发生在省域范围内，从理论上讲，由县域向省内各地流出的粮食对省级政府而言无疑是内部收益，而对地市级政府而言，则可能是外部收益。据此推断，省级政府从县级政府粮食生产中获取的收益不低于地市级政府^①，因而省级政府支持粮食生产的激励强于地市级政府。若这种购销与调剂是跨省域范围的，在粮食安全省长责任制考核约束下，为确保本省粮食供需平衡和粮价稳定，一般需要省级层面相关部门通过签署省际粮食购销合作框架协议^②、申报粮食进口关税配额以及向中央申请粮食跨省移库等途径解决粮食跨省流通外部性问题。省级政府在这方面能够发挥的作用也是地市级政府不可比拟的。

同时，粮食生产与经济发展又是一对天然的激励不相容的矛盾体（魏后凯和王业强，2012）。在这种情况下，根据多层级委托代理理论，省级政府作为委托人、下级政府作为代理人，两者之间可能存在利益不一致或利益冲突现象。若省级政府坚持将粮食生产事权多层次委托，不仅违背了事权下放的“激励相容”原则，导致政策执行偏差，还会带来道德风险等问题。实行省直管县财政改革后，地市级政府不再参与县级政府财政支农决策，而是由县政府直接按照省级政府“三农”工作年度总体要求和省粮食安全责任制考核办法，结合本地实际，统筹安排“三农”领域资金使用，并对资金使用效益负责，由此简化了上下级政府间财政支农资金使用过程中不必要的委托代理关系，提高了省级政府粮食注意力分配的信息传递速度和政策执行效率，并对基层粮食安全治理形成有效的监督（Williamson，1975）。

然而，省直管县财政改革对粮食生产也可能会产生潜在的负面影响。主要表现为：改革后，县级政府与地市级政府在财政层级上，不再是上下级的关系，而是平等甚至是竞争关系，因而导致地市级政府不再对县级粮食生产给予财政扶持。同时，省直管县财政改革也会诱发诸如地市级竞相“撤县设区”^③、县政府“为增长而竞争”等现象，导致耕地非农化、非粮化问题产生，对粮食安全构成潜

^①若县政府粮食流通范围恰好限定在其所属的地级市，则省级政府与地市级政府从中获取的收益相等。

^②资料来源：《贵州省在第五届中国粮食交易大会上与辽宁等五省（区）签署粮食产销（粮食安全区域协同保障）合作协议》，http://lshwzcb.guizhou.gov.cn/xwzx/qlzx/202308/t20230829_82101907.html；《新疆与七省份签订合作框架协议 推动粮油企业间的产销合作》，<http://www.xinjiang.gov.cn/xinjiang/bmtdt/202308/f26fdc8788d04a0fba50a4ae3701e233.shtml>；《青海省粮食局与陕甘宁新川五省（区）签订粮食安全保障互联互通机制框架协议》，http://www.lswz.gov.cn/html/hybd/2023/2023-09/06/content_276145.shtml。

^③由于区级政府的财政归地市级政府财政管理，因此，为避免县级政府财政管理权的旁落，一些地市级政府在省直管县财政改革过程中加快实施“撤县设区”改革，扩大地市级政府的财政管理范围。

在威胁（张琛和孔祥智，2017；李永友等，2021；李宁和周琦宇，2023）。所以，从理论上讲，省直管县财政改革对粮食生产的最终影响存在一定的不确定性。但就现实情况看，改革产生的正向影响应较潜在的负面影响而言更突出，因而有利于调动县级政府种粮抓粮积极性，促进县域粮食生产。基于此，本文提出如下研究假说。

H1：省直管县财政改革会促进县域粮食生产。

H2：省直管县财政改革通过提升县级政府财政治理能力，引导粮农增加对粮食作物播种面积、农业机械、化肥等生产要素的配置，促进县域粮食生产。

H3：省直管县财政改革通过强化省级政府对粮食注意力的分配，促进县域粮食生产。

三、研究设计

（一）样本说明

本文基于2000—2020年中国20个省734个县级单位的非平衡面板数据开展实证研究，样本总量为10045。本文剔除的县（市、区）如下：一是北京市、天津市、上海市、重庆市4个直辖市下辖县（区）。尽管直辖市和省都属于省一级的行政区，但直辖市下辖县（区）的行政级别高于其他县（市、区），因而剔除直辖市下辖县（区）。二是浙江省和海南省下辖县（市、区）。考虑到这两个省一直实施省直管县财政体制改革，与其他省份为缓解县级财政困难、壮大县域经济的改革目标存在差异。三是宁夏回族自治区、广西壮族自治区、内蒙古自治区、西藏自治区、新疆维吾尔自治区下辖的县级行政单位。剔除的原因是：这5个自治区具有较高的自主管理权，在管理体制、经济与社会发展水平和风土人情等方面与其他省份存在一定差异，因此也不纳入本文样本。四是实施强县扩权改革的县和全面推行省直管改革的县。强县扩权与省直管县财政改革类似，都是一种权力下放过程，但不同的是，省直管县财政改革侧重财权的下放，而强县扩权改革侧重行政管理权力的下放。由于两类改革的改革时期和改革内容相近，实践中存在一些县在实施省直管县财政改革的同一时期推行省直管县行政改革。为排除行政改革的影响，降低模型估计偏误，本文将这类县剔除。五是样本期间发生撤县设区、撤县设市变动的县，同样被剔除。对于部分未公开或缺失的数据，本文在查阅地级市或县域统计年鉴、县域统计公报依然不能补足的情况下，采用线性插值法补齐。所有价值变量，本文使用省级CPI指数折算为以2000年为基期的实际值。

（二）变量选取和数据来源

1.被解释变量。参考已有研究的测度方法（张琛和孔祥智，2017；李宁和周琦宇，2023），本文选用各县域粮食产量刻画粮食生产情况。数据主要来源于相应省份统计年鉴（2001—2021年，历年）和县域国民经济和社会发展统计公报（2000—2020年，历年）。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为省直管县财政改革，用某县是否实施省直管县财政改革的虚拟变量表示。若 i 县第 t 年开始实施省直管县财政改革，则在 t 年及以后年份省直管县财政改革变量取值为1，否则取值为0。本文通过查阅各省实施省直管县财政改革的相关政策文件，根据各省历年改革情况，对省直管县财政改革变量赋值。

3.机制变量。根据上述理论分析，本文从生产要素配置和政府粮食注意力分配的角度，选取粮食作物播种面积、农业机械化、化肥施用量、政策注意力和经济注意力5个机制变量。其中，粮食作物播种面积、农业机械化、化肥施用量数据来源于《中国县域统计年鉴（县市卷）》^①（2001—2021年，历年）、相关省份统计年鉴（2001—2021年，历年）和县域国民经济和社会发展统计公报（2000—2020年，历年）。政策注意力数据来源于2000—2020年各省政府工作报告，用“粮食”和“农业”关键词出现频次表示；经济注意力采用各省农林水事务支出比重表征，数据来源于各省统计年鉴（2001—2021年，历年）。

4.控制变量。囿于数据可得性，本文参考已有研究做法（伍骏骞等，2017），控制了两组可能影响粮食生产的变量，包括：一是生产要素配置变量，包括粮食作物播种面积、农业机械化、农民收入水平等。二是宏观经济变量，包括金融发展水平、财政自给率、经济发展水平、对外开放、产业结构升级等。数据主要来源于《中国县域统计年鉴（县市卷）》（2001—2021年，历年）、相关省份统计年鉴及县域国民经济和社会发展统计公报等。值得一提的是，经济发展水平采用夜间灯光亮度表征。相比于传统的反映经济发展的统计指标，夜间灯光亮度数据具有客观性、准确性、完整性以及一致性等优点（Henderson et al., 2012）。全球夜间灯光图像主要来自DMSP-OLS和SNPP-VIIRS两套卫星数据，前者时间跨度为1992—2013年，后者时间跨度为2012—2020年。本文根据相同年份的共同区域进行夜间灯光取点，对两套卫星数据进行回归拟合，并将二者的空间分辨率调整为一致，从而得到2000—2020年平滑的夜间灯光平均亮度值。

5.改革试点县选择标准变量及其他变量。本文使用交错DID模型进行有效估计的前提是处理组和控制组在改革实施前具有共同时间趋势。如前所述，各地对省直管县财政改革试点县的选择并非完全随机，而是遵循明确的标准。为此，为尽量消除各地对改革试点县选择的非随机性，提高DID模型估计的有效性，本文参考Li et al. (2016)的研究方法，选取国家产粮大县、原国家贫困县、地形起伏度、初始经济发展水平和初始财政自给率5个选择标准变量分别与年份虚拟变量构成交乘项，以降低各地对改革试点县选择的非随机性。为控制各县初始粮食生产水平的差异以及不同年份的冲击，在模型中也加入初始粮食产量（2000年）与年份虚拟变量的交乘项。其中，产粮大县的名单来自《全国新增1000亿斤粮食生产能力规划（2009—2020年）》^②，若某县在名单之列，则产粮大县取值为1，否则为0；原国家贫困县来自“国家扶贫开发工作重点县名单”^③，赋值方式与产粮大县相似；地形起伏度直接影响农作物的种植规模与结构，一般而言，坡度小于25度可发展种植业，坡度高于25度可发展林业或养殖业，因而本文选择地形起伏度表征地理特征，数据来源于中国地形起伏度公里网格数据集（游珍等，2018）。另外，本文在异质性检验部分以经济密度变量作为经济强县和经济欠发达县识别依据进行分组回归。

^①资料来源：中国经济社会大数据研究平台官方网站，<https://data.cnki.net/yearBook/single?id=N2024030156>。

^②参见《全国新增1000亿斤粮食生产能力规划（2009—2020年）》，<https://zfxgk.ndrc.gov.cn/web/iteminfo.jsp?id=256>。

^③参见《扶贫办发布“国家扶贫开发工作重点县名单”》，https://www.gov.cn/gzdt/2012-03/19/content_2094524.htm。

变量定义及描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量定义及描述性统计

变量名称	变量含义	均值	标准差
粮食生产	当年粮食产量（万吨）	26.584	23.294
省直管县财政改革	是否为省直管县财政改革县：是=1，否=0	0.338	0.473
粮食作物播种面积	当年粮食作物播种面积（万公顷）	7.009	4.852
财政能力	一般公共预算收入（万元）	57583.280	85549.090
公共投资	社会固定资产投资/地区生产总值	0.619	0.369
农业机械化	农业机械总动力（万千瓦特）	36.537	33.311
化肥施用量	农用化肥施用量（按折纯法计算，吨）	25264.370	33528.930
政策注意力	省级政府工作报告中“粮食”和“农业”关键词词频（次）	16.938	7.198
经济注意力	省级农林水事务支出/一般公共预算支出	0.099	0.029
农民收入水平	农村居民人均可支配收入（元）	7212.517	5091.347
金融发展水平	县级金融机构各项贷款余额/总人口（万元/人）	0.579	0.359
财政自给率	一般公共预算收入/一般公共预算支出	0.337	0.226
经济发展水平	县级年度平均夜间灯光亮度（DN）	4.056	6.025
对外开放	县级外商直接投资/地区生产总值	0.023	0.034
产业结构升级	县级第二、第三产业增加值/地区生产总值	0.749	0.131
国家产粮大县	是否为国家主要产粮大县：是=1，否=0	0.092	0.289
原国家贫困县	是否为原国家贫困县：是=1，否=0	0.388	0.487
地形起伏度	地形平均坡度（度）	7.981	6.243
初始经济发展水平	2000 年的平均夜间灯光亮度（DN）	3.110	4.480
初始财政自给率	2000 年的一般公共预算收入/一般公共预算支出	0.521	0.226
初始粮食产量	2000 年的粮食产量（万吨）	22.896	18.395
县经济密度	县生产总值/行政区域土地面积（万元/平方千米）	695.986	926.335
省金融发展水平	省级金融机构各项贷款余额/总人口（万元/人）	3.790	3.416
省经济发展水平	省级年度平均夜间灯光亮度（DN）	3.817	3.981
省对外开放	省级外商直接投资/地区生产总值	0.022	0.019
省产业结构升级	省级第二、第三产业增加值/地区生产总值	0.875	0.048
省经济密度	省生产总值/行政区域土地面积（万元/平方千米）	634.524	936.685

注：除 0—1 虚拟变量、取值为 0~1 的比值变量和地形起伏度变量外，其余变量在后文回归时取自然对数。DN 值是遥感影像像元亮度值，记录的是地表的灰度值，DN 值越大表示该地区夜间越亮。

（三）模型设定

本文将中国省直管县财政改革视为一项准自然实验，将实施省直管县财政改革的县视为处理组，未实施省直管县财政改革的县视为控制组。考虑到实施省直管县财政改革的年份不一致，本文使用交错 DID 模型识别改革对粮食生产的影响。但交错 DID 模型有一个重要的潜在问题是存在异质性处理效应，即同一处理对于不同个体产生的效果存在差异，这种差异在本文中表现为各个县实施省直管县

财政改革的时长不同或在不同时点实施改革。在此背景下，若继续使用传统的双向固定效应模型（two-way fixed effect estimator，简称 TWFE）进行估计，就会产生潜在偏误。既然处理效应可能会因第一次接受处理的时点不同以及接受处理时长不同而具有异质性，那么，对于接受处理时长相同的样本，则应具有相同的处理效应。

针对上述问题，本文使用 Sun and Abraham (2021) 提出的交互加权（interaction-weighted，简称 IW）估计量处理方式进行估计^①。IW 估计量根据样本第一次接受处理的时间差异定义了“组别一时期平均处理效应”（cohort-specific average treatment effect on the treated，简称 CATT），再加权加总，具体的估计过程分为三步。

第一步，使用线性双向固定效应模型估计“组别一时期平均处理效应”：

$$\ln Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \sum_{e \in c} \sum_{l \neq -1} \delta_{e,l} (1\{E_i = e\} \cdot D_{it}^l) + X'_{it} \psi + (M \times t)' \gamma + \pi_{ct} + \xi_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中： i 代表县； c 代表地级市； t 代表年份； α_i 代表县固定效应； λ_t 代表时间固定效应； $\ln Y_{it}$ 表示县 i 第 t 年的粮食产量； e 表示个体第一次接受政策处理的时点； l 表示距离政策发生时点的期数； D_{it}^l 为传统事件分析中定义的、表示某县处理状态的虚拟变量； $1\{E_i = e\}$ 为新加入的关键虚拟变量，表示第 i 个县是否属于第一次实施改革时间为 e 的组别； $\delta_{e,l}$ 为“组别一时期平均处理效应”对应的估计量； X'_{it} 为控制变量； ψ 表示 X'_{it} 对 $\ln Y_{it}$ 的影响； M 为上述 5 个选择标准变量和初始粮食产量的变量矩阵； π_{ct} 和 ξ_{pt} 分别表示地级市一年份固定效应和省份一年份固定效应，以控制地级市和省份的技术进步、气候（温度、湿度、降雨）等随时间发生变化的趋势； ε_{it} 表示随机误差项。

第二步，根据每个组别在对应时期的样本份额估计权重： $pr\{E_i = e | E_i \in [-l, T-l]\}$ ， $l \in g$ ， g 表示不相交的相对时间期数集合 $[-T, T]$ 。

第三步，对第一步的“组别一时期平均处理效应”估计和第二步的权重估计进行加权平均，形成交互加权估计量：

$$\hat{\nu}_g = \frac{1}{|g|} \sum_{l \in g} \sum_e \hat{\delta}_{e,l} pr\{E_i = e | E_i \in [-l, T-l]\} \quad (2)$$

(2) 式中： $\hat{\delta}_{e,l}$ 是由第一步估计得到的估计量； $pr\{E_i = e | E_i \in [-l, T-l]\}$ 是由第二步估计得到的权重；其他符号含义与 (1) 式保持一致。在此基础上，按照 g 对权重进行标准化。若 g 只有一期，则 $|g|=1$ 。

四、回归结果分析

(一) 基准估计

表2报告了省直管县财政改革对县域粮食生产影响的基准估计结果。其中：(1)列是加入县固定效

^①本文使用 Stata 程序包中“eventstudyinteract”命令估计。

应、省份一年份固定效应、地级市一年份固定效应的估计结果，(2)列是在(1)列基础上加入控制变量 X'_{it} 的估计结果，(3)列则进一步控制选择标准变量一年份固定效应、初始粮食产量一年份固定效应。

(1)~(3)列的回归结果均显示，省直管县财政改革对县域粮食生产有显著的正向影响，H1得以验证。

表2 省直管县财政改革对县域粮食生产影响的基准估计结果

变量	粮食生产		
	(1)	(2)	(3)
省直管县财政改革	0.0534*** (0.0101)	0.0442*** (0.0088)	0.0398*** (0.0103)
控制变量	未控制	已控制	已控制
县固定效应	已控制	已控制	已控制
省份一年份固定效应	已控制	已控制	已控制
地级市一年份固定效应	已控制	已控制	已控制
选择标准变量一年份固定效应	未控制	未控制	已控制
初始粮食产量一年份固定效应	未控制	未控制	已控制
观测值数	10045	10045	10045
调整后的 R ²	0.9605	0.9676	0.9721

注：①***表示1%的显著性水平。②括号中为稳健标准误。③Stata程序包中“eventstudyinteract”命令估计结果只显示核心解释变量的系数，不显示控制变量的估计系数。

(二) 平行趋势检验

DID估计结果一致性的前提是处理组和控制组满足平行趋势假定，即在改革实施之前，处理组和控制组的变化趋势是一致的，不存在显著差异。本文运用事件分析法对省直管县财政改革前后县域粮食产量的变化趋势进行检验。本文检验各县在改革实施前6年到后6年粮食产量的动态变化趋势，以改革实施的前一年为基期，结果如图1所示。可以看出，在改革窗口期内，在省直管县财政改革实施之前，改革县和非改革县的粮食产量动态变化趋势没有显著差异。而当省直管县财政改革实施后，核心解释变量变得显著且系数方向为正，由此可知，平行趋势假设成立。

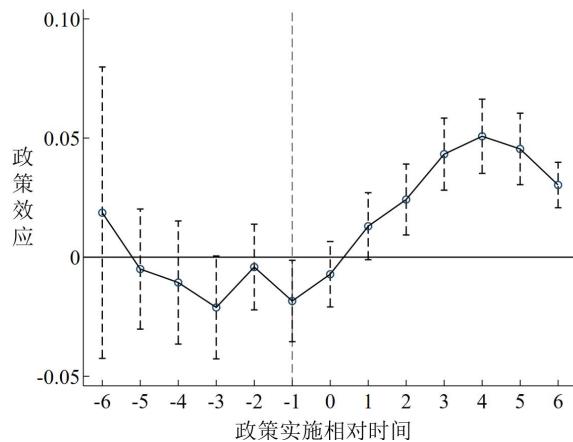


图1 平行趋势检验

(三) 稳健性检验

1. Goodman-Bacon 分解。根据 Goodman-Bacon (2021) 的研究, 当处理组样本在不同时间点接受处理时, 不同处理组之间或不同时间的处理效应存在异质性, 可能导致出现“坏处理组”甚至“负权重”问题。负权重过大导致模型估计系数与真实估计系数相反, 从而使得估计结果不稳健。因此, 本文参考 Goodman-Bacon (2021) 的研究, 将总的 DID 估计量分解为四类三组, 计算各组的系数值和权重, 以检验估计结果中可能存在的估计偏误。具体分组如表 3 所示, 包括: “较早实施省直管县财政改革的县 (处理组) vs 较晚实施省直管县财政改革的县 (控制组)” “较晚实施省直管县财政改革的县 (处理组) vs 较早实施省直管县财政改革的县 (控制组)” “实施省直管县财政改革的县 (处理组) vs 从未实施省直管县财政改革的县 (控制组)”。分解结果显示, 不合适的处理效应“较晚实施省直管县财政改革的县 vs 较早实施省直管县财政改革的县”的估计值为 -0.011, 权重仅为 0.061; 合适的处理效应“实施省直管县财政改革的县 vs 从未实施省直管县财政改革的县”的估计值为 0.052, 且权重较大, 为 0.836。由此认定本文估计结果存在的偏误较小, 结论较为稳健。

表 3 Goodman-Bacon 分解权重表

DID 分组类型	权重	平均 DID 估计量
较早实施省直管县财政改革的县 vs 较晚实施省直管县财政改革的县	0.103	0.002
较晚实施省直管县财政改革的县 vs 较早实施省直管县财政改革的县	0.061	-0.011
实施省直管县财政改革的县 vs 从未实施省直管县财政改革的县	0.836	0.052

2. 安慰剂检验。本文采用随机抽样方法进行安慰剂检验, 如图 2 所示。通过随机抽取省直管县财政改革县, 并随机选择样本期作为改革时间, 来检验本文估计结果是否由不可观测的因素驱动。上述检验的基本逻辑是: 理论上, 将随机设定的伪省直管县财政改革县和改革时间代入交错 DID 模型不会对结果变量产生影响, 即改革实施效果为 0。但倘若发现伪省直管县财政改革的实施效果不为 0, 与真实估计结果相近, 说明导致结果变量存在差异的并不是省直管县财政改革政策而是其他随机的不可观测因素。

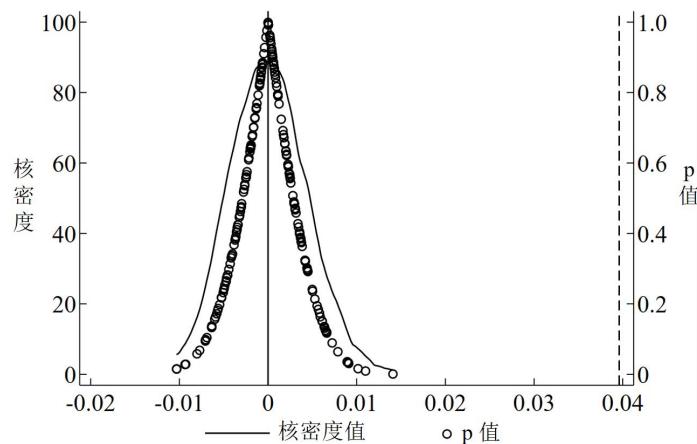


图 2 省直管县财政改革对县域粮食生产影响的安慰剂检验

本文将这一随机抽取过程重复 500 次，并画出 500 个实施效果的估计系数和 p 值分布图。由图 2 可知，伪省直管县财政改革实施效果估计系数集中分布在 0 值附近，真实估计系数（虚线）明显偏离安慰剂检验分布区域，基本排除了不可观测因素对本文估计结果的影响。

3. 样本自选择讨论。省直管县财政改革县的选取并非完全随机，而是存在样本选择性偏差。倾向得分匹配基础上的双重差分法（PSM-DID）可有效地处理样本选择性偏差问题。这种方法的设计思路是：基于系列特征变量估算出倾向得分值，在最大程度上还原省直管县财政改革县在未实施省直管县财政改革时的表现，从而构造出一个无限接近于省直管县财政改革县（处理组）特征的非省直管县财政改革县（控制组），消除样本选择性偏差后再进行双重差分模型估计。参照已有研究做法（才国伟和黄亮雄，2010），本文构建以省直管县财政改革变量为因变量，以县域初始经济发展水平、初始财政自给率、是否为原国家贫困县、是否为国家主要产粮大县、地形起伏度等特征变量为自变量的 Logit 模型，估算每个县实施改革的概率即倾向得分值。

本文采用最近邻匹配方法 ($k=2$) 进行匹配，匹配前后处理组和控制组的密度函数分布如图 3 所示。

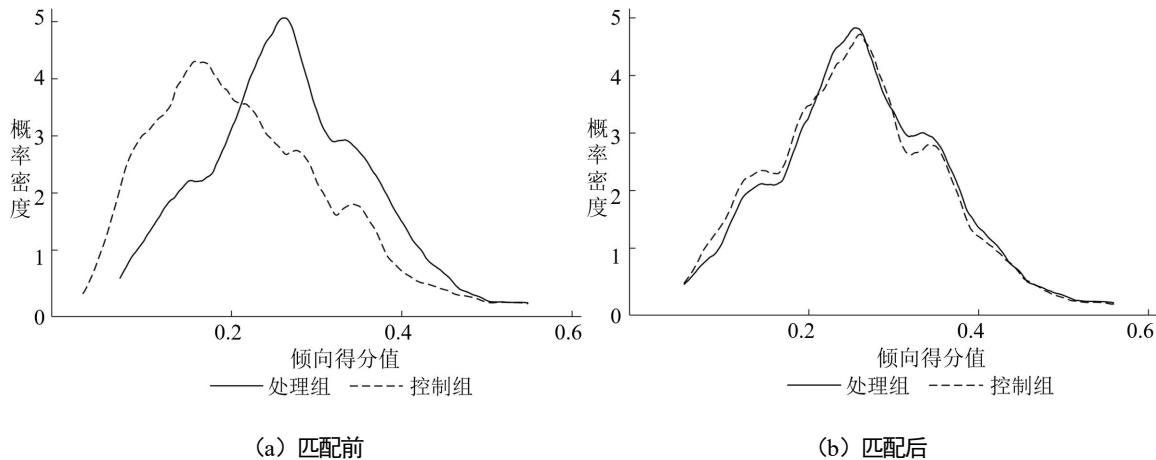


图 3 省直管县财政改革县与非改革县倾向得分匹配前后的密度函数

根据图 3 (a) 和图 3 (b) 可以发现，匹配后改革县（处理组）和非改革县（控制组）差异明显缩小，说明匹配质量较高。基于匹配后的数据，本文采用交错 DID 模型估计省直管县财政改革对县域粮食生产的平均处理效应，如表 4 所示。

表 4 省直管县财政改革对县域粮食生产影响的 PSM-DID 估计结果

变量	粮食生产	
	(1)	(2)
省直管县财政改革	0.0531*** (0.0101)	0.0458*** (0.0096)
控制变量	未控制	已控制
县固定效应	已控制	已控制
省份一年份固定效应	已控制	已控制

表4 (续)

地级市一年份固定效应	已控制	已控制
初始粮食产量一年份固定效应	未控制	已控制
观测值数	8954	8954
调整后的R ²	0.9552	0.9653

注: ①***表示 1% 的显著性水平。②括号中为稳健标准误。③控制变量选取与基准模型一致。

需要说明的是, 考虑到 PSM 模型已根据上述 5 个选择标准变量对样本数据进行匹配筛选, 为此, 模型估计时不再控制选择标准变量一年份固定效应。表 4 (1) 列为控制县固定效应、地级市一年份固定效应和省份一年份固定效应的估计结果, 表 4 (2) 列是在 (1) 列的基础上进一步控制初始粮食产量一年份固定效应和其他控制变量的估计结果。可以看出, 在 (1) 列和 (2) 列中, 省直管县财政改革变量均在 1% 统计水平上显著, 且估计系数为正值, 与基准估计结果系数大小差别不大, 表明省直管县财政改革促进县域粮食生产的结论较为稳健。

4. 工具变量法。尽管省直管县财政改革是一项相对外生的准自然实验, 但依然可能存在潜在联立性问题或者遗漏变量问题引发的估计偏误。以联立性问题为例, 一个县是否被选为省直管县财政改革试点县, 与县政府财政困难程度, 经济发展水平, 是否为粮食、油料、棉花、生猪生产大县等因素可能密切相关, 而这些因素同时也影响县域粮食生产, 便产生了内生性问题。因此, 参考已有研究 (刘勇政等, 2019) 的做法, 本文选取各县到所属地级市地理距离 (千米) 作为省直管县财政改革的工具变量进行两阶段最小二乘估计。从外生性看, 各县到所属地级市的地理距离是固定的, 在改革实施前就已经存在, 不会直接对被解释变量产生影响, 满足与扰动项不相关假定。从相关性看, 各县到所属地级市地理距离与该县是否被遴选为省直管县财政改革试点有一定相关性。省级政府对改革试点县选择的一个重要决定因素是, 改革县与所属地级市的地理距离。这是因为, 实施省直管县财政改革意味着取消地级市对下辖县的财政管辖权, 会使地级市利益受损, 因而地市级政府往往持反对态度。一个县与所属地级市地理距离越近, 二者的经济联系可能越密切, 实施省直管县财政改革遭受地市级政府反对越强烈, 因而该县被选为省直管县财政改革县的概率也就越小。刘勇政等 (2019) 的研究也证实了这一点。值得一提的是, 由于各县到所属地级市的地理距离是不随时间变化的截面数据, 本文构造了各县到所属地级市地理距离 (回归时取对数) 与时间趋势项的交乘项作为最终的工具变量。

表 5 报告了使用工具变量法的回归结果。第一阶段估计结果显示, 各县到所属地级市地理距离对省直管县财政改革的影响在 1% 统计水平上显著, 且系数方向为正, 表明各县到所属地级市地理距离越远, 推行省直管县财政改革的可能性越大。Cragg-Donald Wald F 统计量和 Anderson c. c. LM 统计量均验证了工具变量选取的合理性。第二阶段估计结果显示, 省直管县财政改革在 5% 统计水平上显著, 且系数为正, 表明在处理内生性问题之后, 省直管县财政改革对县域粮食生产依然具有正向影响。从变量估计系数看, 省直管县财政改革变量系数值为 0.0605, 表明相对于未实施省直管县财政改革的县, 实施改革县的粮食产量会增加 1.0623 万吨。这一数值与基准估计结果相比略高, 这可能是由于工具变量法使得模型的内生性问题得到有效处理, 估计结果更为准确。

省直管县财政改革促进县域粮食生产吗

表 5 省直管县财政改革对县域粮食生产影响的工具变量法估计结果

变量	第一阶段估计		第二阶段估计	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
各县到所属地级市地理距离×时间趋势项	0.1389***	0.0429		
省直管县财政改革			0.0605**	0.0268
常数项	-0.0422	0.0290	0.1214***	0.0392
控制变量		已控制		已控制
县固定效应		已控制		已控制
选择标准变量一年份固定效应		已控制		已控制
初始粮食产量一年份固定效应		已控制		已控制
Cragg-Donald Wald F 统计量	32.4810			
	[16.3800]			
Anderson c. c. LM 统计量	10.5310			
	(0.0012)			
观测值数	10045		10045	
调整后的R ²			0.1090	

注：①**和***分别表示 5% 和 1% 的显著性水平。②圆括号中为稳健标准误。③方括号中为 Stock-Yogo 检验在 10% 水平上的临界值。④控制变量选取与基准模型一致。

五、机制检验结果

（一）粮食生产要素配置

表 6 汇报了省直管县财政改革的粮食生产要素配置机制检验结果。表 6 (1) 列和 (2) 列分别检验了省直管县财政改革是否会带来县级政府财政能力提升和公共投资增加的机制，本文采用交错 DID 模型进行估计。结果显示，省直管县财政改革的确有利于县级政府财政能力提升和公共投资增加。上述结果与已有相关研究可以相互印证（陈思霞和卢盛峰，2014；刘勇政等，2019）。

表 6 省直管县财政改革的粮食生产要素配置机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	财政能力	公共投资	粮食作物播种面积	农业机械化	化肥施用量
省直管县财政改革	0.0367** (0.0152)	0.0206* (0.0113)	0.0136* (0.0073)	0.0399*** (0.0077)	0.0413** (0.0201)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份一年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地级市一年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
选择标准变量一年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

表6 (续)

初始粮食产量一年份固定效应	未控制	未控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	10045	10045	10045	10045	10045
调整后的 R ²	0.9862	0.8842	0.9808	0.9314	0.9638

注：①*、**和***分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。②括号中为稳健标准误。③(3)列的控制变量不包括粮食作物播种面积，(4)列的控制变量不包括农业机械化。

表 6 (3) ~ (5) 列进一步检验省直管县财政改革是否会通过县级政府财政能力提升，改善粮食生产条件，进而引导粮农通过扩大粮食作物播种面积、提升农业机械化水平、增加化肥施用量等增加生产要素配置的行为促进粮食生产。其中：表 6 (3) 列是以粮食作物播种面积为被解释变量的估计结果，结果显示，省直管县财政改革显著促进了粮农扩大粮食作物播种面积；表 6 (4) 列是以农业机械化为被解释变量的估计结果，可以发现，省直管县财政改革显著提升了农业机械化；表 6 (5) 列是以化肥施用量为被解释变量的估计结果，可以看出，省直管县财政改革能够显著促进农业生产中化肥的投入。可见，增加粮食生产要素配置的确是省直管县财政改革促进粮食生产的重要机制。由此，H2 得以验证。

(二) 政府对粮食注意力的分配

在多任务情境下，省级政府在宏观层面调控有限财政资金来保障粮食生产的“主动性”，在很大程度上体现为粮食注意力的分配 (Rouse, 1990)。注意力分配的增加，会伴随资源配置、政策支持以及监督力度的增加，最终影响粮食安全的治理效果。甘林针等 (2024) 研究发现，粮食注意力分配越高的地区，粮食种植面积比例越高，粮食生产的贡献越大。本文将省级政府对粮食注意力的分配划分为两类：一是政策注意力，用各省级政府工作报告中“粮食”和“农业”关键词词频来间接表征，词频越高，表明粮食注意力分配越多；二是经济注意力，以各省农林水事务支出占地方财政一般预算支出比重表征，该比重越大，表明分配的经济注意力越多。省直管县财政改革县比例，以各省实施省直管县财政改革县的数量占省下辖县总数的比重表征。表 7 (1) 列和 (2) 列分别展示了省直管县财政改革县比例影响政策注意力和经济注意力的估计结果。可以发现，省直管县财政改革县比例变量均在 1% 统计水平上显著，且估计系数为正，表明省级政府对粮食注意力的分配是省直管县财政改革促进粮食增产的重要途径。H3 得以验证。

表 7 省直管县财政改革的粮食注意力分配机制检验结果

变量	(1) 政策注意力		(2) 经济注意力	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
省直管县财政改革县比例	23.6346***	0.2140	0.0032***	0.0005
常数项	0.1437	0.1850	0.0680***	0.0003
控制变量		已控制		已控制
省份固定效应		已控制		已控制
年份固定效应		已控制		已控制

表 7 (续)

观测值数	420	420
调整后的 R ²	0.5613	0.5273

注：①***表示 1% 的显著性水平。②控制变量包括省经济发展水平、省金融发展水平、省对外开放、省产业结构升级和省经济密度等。

六、异质性分析

(一) 基于是否推行强县扩权改革的异质性分析

省直管县财政改革与强县扩权改革本质上都是放权，前者是财政领域的放权，后者是行政领域的放权。梳理各省改革实践，发现省际改革策略差异很大，有的省份将财权和行政管理权限都下放到县级，有的省份只下放了财权^①。

本文以省直管县财政改革县是否同步推行强县扩权改革进行分样本检验。结果发现，省直管县财政改革对粮食生产的提升效应存在于非强县扩权试点县^②。由此得到的启示是：对于绝大多数农业大县来说，面临经济发展的区位劣势和基础薄弱的双重困境，通过推行强县扩权改革赋予县级政府更多行政管理权力，非但难以实现县域经济跃升，反而可能会激发县级政府为发展经济而牺牲粮食生产的行为动机（李宁和周琦宇，2023；龚斌磊等，2023）。浙江省几十年的省直管县财政改革经验也表明，“省以下的市和县行政不同级，但是财政同级，市和县在一个平台上与省政府说话，搭建财政体制”的治理模式也是行之有效的。

(二) 基于省直管县财政改革实施时长的异质性分析

中国先后于 2006 年和 2009 年掀起了两次省直管县财政改革浪潮，据此，本文将样本划分为三组：政策实施时长小于 10 年、10~15 年和大于 15 年。本文旨在考察省直管县财政改革的粮食增产效应是否会因试点县改革实施时间或改革批次的早晚而呈现差异。分组估计结果显示，不同批次省直管县财政改革的粮食增产效应存在异质性，越早实施省直管县财政改革，改革的粮食增产效应越明显^②。长期而言，改革实施时间越长，将越有助于县级政府通过财政支农资金的循环累积效应改善粮食生产条件、稳定农民种粮预期，从而致使粮食增产的边际效应越大。

(三) 基于县域经济发展水平的异质性分析

依据中国社会科学院财经战略研究院发布的“中国县域经济综合竞争力”排名，本文将样本县划

^①例如，湖北省 2004 年在全省范围内推行省直管县财政改革，并逐步将省直管县行政改革的试点扩展到全省范围，明确规定“除国家法律、法规有明确规定的以外，目前须经市(州)审批或由市(州)管理的，改由扩权县(市)自行审批、管理，报市(州)备案”，通过若干行政权力下放，扩大县域经济发展自主权。参见《省委办公厅省政府办公厅关于扩大部分县(市)经济和社会发展管理权限的通知》，<http://app.enshi.cn/print.php?contentid=15344>。

^②因篇幅所限，相关结果未予展示，可登录《中国农村经济》网站查看本文附录。

分为百强县和非百强县，分组估计省直管县财政改革的粮食增产效应^①。结果发现，省直管县财政改革的粮食增产效应在经济强县表现不明显，但在欠发达县表现明显。本文以县域经济密度的90%分位点作为经济强县和经济欠发达县的分组标准进行分组回归，估计结果基本保持一致。进一步，本文以县域一般公共预算收入的90%分位点作为财政强县和财政弱县的分组标准进行分组回归，结果显示，省直管县财政改革的粮食增产效应存在于财政弱县，而非财政强县。这可能由于省直管县财政改革更能提升经济欠发达县、财政弱县的财政能力，使它们有充足的财力承担保障粮食安全的责任事权。相比于经济强县、财政强县，经济欠发达县、财政弱县主要集聚在中西部地区，这些地区市“卡”县、市“刮”县的现象相对普遍（王文龙，2023）。而且，多数经济欠发达县、财政弱县所属的地级市经济实力也一般，地级市对所辖县的辐射和带动能力有限，经常出现“小马拉大车”的情况，这些县实施省直管县财政改革后能有效减少对地级市的依附，提升县级政府保障粮食安全的财政能力。

（四）基于粮食产销区的异质性分析

本文从省级层面依据国家划分的粮食主产区、主销区和产销平衡区，估计省直管县财政改革的粮食增产效应在粮食产销区的差异化表现。结果发现，省直管县财政改革的粮食增产效应在粮食主产区省份明显，在主销区和产销平衡区省份不显著。然而，单纯按省级行政区划分产销区，会掩盖省域内部的差异，也容易使主销区、产销平衡区推脱和转移粮食安全责任。为此，本文进一步从县级层面划定产粮大县和非产粮大县，分样本估计省直管县财政改革的粮食增产效应，结果显示，省直管县财政改革的粮食增产效应主要体现在产粮大县，在非产粮大县不显著^②。

一方面，可能是由于省直管县财政体制对粮食生产大县粮食生产行为的考核激励较为充分（龚斌磊等，2023）。中国粮食、油料、棉花、生猪生产大县已全部纳入省直管县财政改革范围，因而产粮大县的增产效应明显。另一方面，主产区省份承担保障粮食安全责任重于主销区、产销平衡区省份，且各自在保障粮食安全努力方向上存在差异。根据《粮食安全省长责任制考核办法》^③，粮食主产区和产粮大县在确保耕地面积、粮食生产和可持续能力等方面被赋予较大权重，而粮食主销区、产销平衡区和非产粮大县则在粮食储备、调控和监管等方面被赋予较大权重。因此，主产区省份会配置更多的粮食注意力来提高粮食产能，而省直管县财政改革有助于强化省级政府对粮食注意力的分配机制。

七、结论与政策启示

系统考察省直管县财政改革对县域粮食生产的影响，有助于科学全面地把握省直管县财政体制改革与粮食安全的关系，为省以下财政体制改革与粮食安全保障协同推进提供一定的科学依据。本文基于2000—2020年中国734个县级面板数据，采用交错DID模型评估了省直管县财政改革的粮食增产效应，检验了其作用机制，并考察了这一改革实施对粮食生产影响的异质性。研究发现：第一，省直

^①因篇幅所限，相关结果未予展示，可登录《中国农村经济》网站查看本文附录。

^②参见《粮食局关于印发〈2016年度粮食安全省长责任制考核指标及评分标准解读〉的通知》，https://www.gov.cn/xinwen/2016-10/09/content_5116395.htm。

管县财政改革会促进县域粮食生产。第二，在作用机制上，省直管县财政改革主要是通过县级政府财政治理能力提升引导粮农扩大粮食作物播种面积、提升农业机械化水平、增加化肥施用量等生产要素的配置机制和强化省级政府粮食注意力的分配机制，促进县域粮食生产。第三，异质性分析表明：相比于强县扩权试点县，省直管县财政改革的粮食增产效应在非强县扩权试点县更为明显；省直管县财政改革实施时间越长，省直管县财政改革的粮食增产效应越明显；省直管县财政改革的粮食增产效应在经济欠发达县、财政弱县表现明显，在经济强县、财政强县则表现不明显；省直管县财政改革的粮食增产效应在粮食主产区、产粮大县较为明显。

据此，本文提出以下三点政策启示：一是进一步理顺中央和地方财政关系，建立权责清晰、财力协调的中央和地方财政关系，完善中央和地方粮食安全共同财政事权体系，为省级政府分配粮食注意力、提升粮食安全治理效能提供制度支撑和财政保障。二是建立健全权责配置更为合理、收入划分更加规范、财力分布相对均衡、基层保障更加有力的省以下财政关系，重点推动建立健全县级财力长效保障机制，提升县级政府财政治理能力，夯实基层政府粮食安全责任事权的财政根基。三是逐步优化调整省直管县财政改革的实施范围和实施方式。将经济欠发达县、财政弱县、粮食主产区下辖县、粮食主销区和产销平衡区的产粮大县作为改革优化的重点，加大对这些县的转移支付力度，实施产粮大县公共服务能力提升行动，实现财政体制设计与县级政府粮食生产行为激励相容。审时度势适度对政策进行微调优化，防止政策实施过程中的大起大落和“一刀切”，保持省直管县财政改革政策实施的稳定性和可持续性。尽管省直管县财政改革会内生推演省直管县行政改革，但未来改革方向不应积极寻求简政放权改革的配套，而是在渐进改革中寻求最小震荡因素，避免因行政放权可能带来的县级政府激励扭曲而影响粮食安全。

参考文献

- 1.才国伟、黄亮雄，2010:《政府层级改革的影响因素及其经济绩效研究》，《管理世界》第8期，第73-83页。
- 2.陈思霞、卢盛峰，2014:《分权增加了民生性财政支出吗？——来自中国“省直管县”的自然实验》，《经济学（季刊）》第4期，第1261-1282页。
- 3.陈锡文，2023:《当前农业农村的若干重要问题》，《中国农村经济》第8期，第2-17页。
- 4.甘林针、钱龙、钟钰，2024:《成效不彰VS行之有效：粮食安全省长责任制促进了粮食生产吗？》，《经济评论》第2期，第22-35页。
- 5.龚斌磊、张启正、袁菱苒、马光荣，2023:《财政分权、定向激励与农业增长——以“省直管县”财政体制改革为例》，《管理世界》第7期，第30-46页。
- 6.胡清，2000:《中国粮食安全：公共品属性与长期调控重点》，《中国农村观察》第4期，第24-30页。
- 7.贾康，2022:《论中国省以下财政体制改革的深化》，《地方财政研究》第9期，第4-13页。
- 8.李宁、周琦宇，2023:《撤县设区对区域粮食生产的外溢效应分析》，《中国农村经济》第5期，第23-41页。
- 9.李永友、周思娇、胡玲慧，2021:《分权时序与经济增长》，《管理世界》第5期，第71-86页。

10. 刘勇政、贾俊雪、丁思莹, 2019: 《地方财政治理: 授人以鱼还是授人以渔——基于省直管县财政体制改革的研究》, 《中国社会科学》第 7 期, 第 43-63 页。
11. 罗丹、陈洁, 2009: 《县乡财政的困境与出路——关于 9 县(市) 20 余个乡镇的实证分析》, 《管理世界》第 3 期, 第 72-83 页。
12. 田雅群、何广文、范亚辰、刘昶, 2023: 《“省直管县”财政体制改革有利于打赢蓝天保卫战吗——基于县域空气质量的研究》, 《中国农村经济》第 3 期, 第 101-119 页。
13. 王文龙, 2023: 《省直管县改革: 县域差异、政策选择与目标耦合》, 《湖北社会科学》第 4 期, 第 33-40 页。
14. 魏后凯、王业强, 2012: 《中央支持粮食主产区发展的理论基础与政策导向》, 《经济学动态》第 11 期, 第 49-55 页。
15. 吴敏、周黎安、石光, 2023: 《中国县级政府税收分成的典型化事实: 基于独特数据的测算与分析》, 《财贸经济》第 4 期, 第 5-20 页。
16. 伍骏骞、方师乐、李谷成、徐广彤, 2017: 《中国农业机械化发展水平对粮食产量的空间溢出效应分析——基于跨区作业的视角》, 《中国农村经济》第 6 期, 第 44-57 页。
17. 伍骏骞、张星民, 2023: 《粮食生产激励能促进农民增收和县域经济发展吗? ——基于产粮大县奖励政策的准自然实验》, 《财经研究》第 1 期, 第 124-138 页。
18. 游珍、封志明、杨艳昭, 2018: 《中国地形起伏度公里网格数据集》, 《全球变化数据仓储电子杂志(中英文)》, <https://doi.org/10.3974/geodb.2018.03.16.V1>。
19. 曾明, 2015: 《财政转移支付的激励效应: 地方政府为什么支持粮食生产? ——基于粮食主产区 JS 县的调研》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第 3 期, 第 60-68 页。
20. 张琛、孔祥智, 2017: 《行政区划调整与粮食生产: 来自合成控制法的证据》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第 3 期, 第 121-133 页。
21. 张元红、刘长全、国鲁来, 2015: 《中国粮食安全状况评价与战略思考》, 《中国农村观察》第 1 期, 第 2-14 页。
22. 朱晶、臧星月、李天祥, 2021: 《新发展格局下中国粮食安全风险及其防范》, 《中国农村经济》第 9 期, 第 2-21 页。
23. 钟钰、巴雪真、陈萌山, 2024: 《新时代国家粮食安全的理论构建与治理进路》, 《中国农村经济》第 2 期, 第 2-19 页。
24. Goodman-Bacon, A., 2021, “The Long-Run Effects of Childhood Insurance Coverage: Medicaid Implementation, Adult Health, and Labor Market Outcome”, *American Economic Review*, 111(8): 2550-2593.
25. Henderson, J. V., A. Storeygard, and D. N. Weil, 2012, “Measuring Economic Growth from Outer Space”, *American Economic Review*, 102(2): 994-1028.
26. Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, Vol. 123: 18-37.
27. Liu, Y., and J. Alm, 2016, “‘Province-Managing-County’ Fiscal Reform, Land Expansion, and Urban Growth in China”, *Journal of Housing Economics*, Vol. 33: 82-100.

- 28.Rouse, J., 1990, "The Economy of Attention", *English Education*, 22(2): 83-98.
- 29.Sun, L., and S. Abraham, 2021, "Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects", *Journal of Econometrics*, 225(2): 175-199.
- 30.Williamson, O., 1975, *Markets and Hierarchies:Analysis and Antitrust Implications*, New York: Free Press, 82-105.

(作者单位: ¹南京财经大学财政与税务学院;

²中国农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 柳 荻)

Does the Fiscal Reform of Province Governing County Promote County Grain Production? Evidence from a Quasi-Natural Experiment

YANG Yiwu LIN Wanlong

Abstract: Based on the county-level panel data from 2000 to 2020, this paper estimates the impact of the fiscal reform of province governing county on grain production using the staggered Difference-in-Differences (DID) method. The study finds that the fiscal reform of province governing county significantly boosts county grain production. By enhancing the financial governance capacity of county-level governments, the fiscal reform of province governing county leads to the increases of grain crops planting area, agricultural machinery level, and fertilizer usage as well as other production factors allocation mechanisms, and strengthens the distribution mechanism of provincial government's attention to grain, thus promoting county-level grain production. Heterogeneity analysis shows that the effect of the fiscal reform of province governing county on increasing grain production is more pronounced in non-“Strengthening County and Extending Power” pilot counties, economically underdeveloped counties, financially weak counties, major grain producing areas, and major grain producing counties. The longer the implementation of the fiscal reform of province governing county is, the more significant the grain yield increase effect is. This paper has expanded the literature on the effects of fiscal reform of province governing county, providing empirical evidence and decision-making directions for deepening the reform of the sub-provincial fiscal system and maintaining national food security in the new stage. It is supposed to moderately enhance the ability of provincial-level financial coordination and regulation, gradually optimize the implementation scope and methods of county-level financial reform under provincial direct management, reasonably divide the financial powers and expenditure responsibilities of provincial-level and county-level governments, and enhance the financial governance capacity of county-level governments in ensuring food security.

Keywords: Fiscal Reform of Province Governing County; Grain Production; Fiscal Relation; Production Factor Allocation

新时期反贫困研究新进展*

——“反贫困理论创新”国际研讨会综述

檀学文^{1,3} 东梅² 欧阳鑫³ 余德劲²

进入21世纪以来，全球减贫成效显著，但各地区减贫进展差距较大。与此同时，面向联合国2030年消除全球极端贫困的可持续发展目标，反贫困理论研究仍显滞后。为推进国内外学术交流，促进反贫困理论创新研究，由中国社会科学院农村发展研究所、中国社会科学院贫困问题研究中心和宁夏大学主办，宁夏大学经济管理学院（西部发展研究院）和中国国外农业经济研究会承办的“反贫困理论创新”国际研讨会于2023年8月16日—19日在宁夏银川举行。会议邀请了来自美国、巴西、南非、韩国、印度、印度尼西亚、卢旺达等国家以及世界银行、中国社会科学院、北京大学、中央党校、中国农业大学、复旦大学、南开大学、西南大学、西北大学、四川大学等机构或大学近百位专家学者与会，各界代表、青年学者、研究生等参会人员超过600人。

本次会议聚焦“面向可持续发展目标的反贫困理论创新”，共邀请七位学者做主旨报告。对于中国在消除绝对贫困后如何进一步实现共同富裕的时代命题，中国社会科学院高培勇、斯坦福大学罗斯高、中国社会科学院农村发展研究所魏后凯分别发表题为“夯实消除贫困和促进共同富裕的基础性制度”、“中国的‘共同富裕’始于0至3岁”和“中国脱贫地区政策和转型方向”的报告。然而，世界上还有很多地区深陷贫困泥潭，针对这些地区如何实现减贫和发展，北京大学林毅夫和世界银行卢安然分别发表题为“结构变迁与减贫：新结构经济学的视角”和“世界贫困演变和世界银行的思路”的报告。实际上，贫困并非一个国家或地区的“私人物品”，复旦大学万广华在题为“反贫困的异地社会经济效应：以跨省犯罪为例”的报告中，指出了贫困和贫困治理的外部性问题。另外，贫困分析不能固守传统经济指标，约翰内斯堡大学帕特里克·邦德在题为“无形财富时代的贫困与不平等：气候、自然资源与第四次工业革命”的报告中提示要重视各类无形财富因素。

主旨演讲结束后，会议设置了“反贫困理论”“贫困治理”“减贫机制与效应”“减贫韧性与内生动力”“减贫理论解释”“减贫政策分析”六个平行论坛。在《中国农村经济》《中国农村观察》编辑部和《China & World Economy》编辑部支持下，经严格匿名评审，会议从100余篇中英文投稿论文中筛选出36篇论文参加平行论坛交流。

*本文通讯作者：欧阳鑫。

本次会议的研讨议题，不仅呈现了对反贫困理论研究视野的扩展和研究内容的深化，还从全球以及相关国家层面对反贫困经验进行了总结，对下一步如何消除全球极端贫困进行战略探索，也对中国如何从内生发展角度深入推进脱贫成果的巩固拓展进行了具体分析。与会专家和学者提出了很多具有重要参考价值的观点，现将本次会议的主要内容综述如下。

一、反贫困理论研究视野的扩展

消除贫困和降低不平等有助于保障人的基本生存权、提高人类生活福祉，如何实现减贫和发展是人们孜孜不倦探索的问题。本次会议围绕贫困与不平等议题，邀请了来自经济学、社会学、国际政治学等领域的资深学者发表演讲。从经济增长角度看如何实现作为减贫基础的经济增长而不只是强调经济增长为何重要，从分配角度看如何形成反贫困和共同富裕相统一的收入分配制度，以及在反贫困理论中如何系统性审视经济指标之外的无形财富因素，这些都大大扩展了反贫困理论研究的视野。

（一）实现作为减贫基础的经济增长

随着贫困理论逐渐成熟、减贫经验愈加丰富，人们对贫困治理已经形成了诸多共识，例如贫困的减少依赖于经济增长、人力资本投资、社会援助等。本次会议在已有共识的基础上对减贫战略进行了更广泛的讨论，对减贫机制进行了更深入的阐述。

益贫性或包容性经济增长是发展中国家减贫的基础，这是众多反贫困理论的共识。魏后凯、卢安然等都强调持续高速的经济增长是中国成功减贫的基础。林毅夫指出，贫困代表没有财富和资本，贫困人口获取收入最重要的途径就是通过就业输出劳动，而就业机会则来自产业发展。世界银行增长委员会曾概括经济体迅速发展的五大特征，包括经济开放、宏观经济稳定、高储蓄高投资、市场经济以及有为政府（Commission on Growth and Development, 2008）。在新结构经济学视角下，要消除贫困，最重要的是在有效市场和有为政府“两只手”的共同作用下，按照各个地方的要素禀赋结构所决定的比较优势来发展经济。新结构经济学理论指出，为促使逐利的企业家正确选择具有比较优势的产业，需要进行两方面制度安排：一是有效市场，即市场要形成能反映各种要素相对稀缺性的准确价格信号，以降低企业生产成本、提升利润空间；二是有为政府，即政府要对先行企业的“试错行为”进行激励补偿，并配套产业发展所需的软的制度安排和硬的基础设施，以降低交易费用。同时，必须考虑各地方不同的发展程度、发展水平以及地方特殊性，思考地区比较优势是什么，然后选择产业，最后在政府和企业家的共同努力下，把符合比较优势的产业变成地区的竞争优势。林毅夫认为，完成一个“没有贫困的世界”的目标需要世界人民加倍努力，只要思路对了，“没有贫困的世界”仍有可能实现。

（二）完善反贫困和共同富裕相统一的收入分配制度

关于收入分配在减贫中的作用，一般都关注政府的财政支出或者社会支出以及居民的转移性收入。帕特里克·邦德认为，一般来说，随着国家收入水平的提高，对居民的社会支出也趋于增加，这有利于减贫和降低不平等。他认为，中国的社会支出水平不算高，但由于有很好的政策引导而产生了良好的减贫效应；而南非的社会支出水平虽然在世界银行的测算中并不低，但是考虑到其他隐性因素后其实际有效支出水平并不高，减贫效果有限。

卢安然研究认为，理论上，穷人所获得的转移性收入高于其贡献的税收，是财政体系中的净收入者；而富人所获得的转移性收入低于其贡献的税收，是财政体系中的净支出者。事实上，高收入国家富人缴纳的税收多，有更多的税收收入可用于对穷人的转移支付；但低收入国家经济较差，税收少，为穷人提供转移支付的税收基础弱，而且穷人购买的商品和服务存在隐性的间接税，综合比较之下，低收入国家的穷人也可能是财政体系中的净支出者。因此，累进税是一个较为理想的税收制度设计。

高培勇将财政收入和支出结合起来，提出反贫困和促进共同富裕要依靠制度建设，特别是基础性制度建设。党的二十大报告提出规范收入分配秩序和财富积累机制。这“两个规范”定位于税收、社会保障、转移支付等制度，意味着着眼于反贫困和共同富裕的中国制度建设，步入了收入分配和财富积累两大领域兼容、收入流量和财富存量两种调节并重的新征程，这是从中国国情出发的现实考量，具有历史性、标志性意义。从现行税收征管机制的基本特征来看，中国的税收征收管理机制存在主征间接税、主征企业法人税、主征现金流税三方面典型特征。由于存在路径依赖，中国难以产生征收直接税、居民个人税和财产存量税的强烈需求。因此，要从去除间接税崇拜起步，推进反贫困、促进共同富裕的制度建设。中国迫切需要向现代税收征管机制转换，转换的基本方向在于：由主征间接税拓展至间接税与直接税相兼容；由主征企业法人税拓展至企业法人税和居民个人税相兼容；由主征现金流税拓展至流量税与存量税相兼容。中国税制结构的优化调整困难不在于税制结构的安排，而在于税收征管机制建设及相关主体能力建设上，这是两个亟待解决的关键问题。

（三）审视反贫困理论中的无形因素

多数情况下，经济发展水平和减贫成果可以通过国内生产总值、居民收入等“有形”的统计指标来体现，但这样往往将“无形”因素排除在分析范围之外，忽略了自然资源、气候变化、极端天气和灾害、生物多样性、大流行病、公共支出质量和结构等无形因素对人们生活的影响。斯蒂格里茨等人关于经济绩效和社会进步测量的分析中已经指出类似问题（Stiglitz et al., 2009）。帕特里克·邦德进一步认为，生态环境破坏、自然资源枯竭、气候灾害、非法活动猖獗、贫富差距加大、多边机构和国际合作失灵等无形的社会和生态问题给贫困治理带来了重大挑战，而这些问题处于经济统计范围之外，对它们的理论分析通常是零散的。他提出可用“无形财富”作为统括性视角进行理论创新，正确认识社会和生态的特殊价值，并采取切实可行的措施，进而促进减少贫困和降低不平等。综合来看，本次研讨会上涉及反贫困和共同富裕的无形因素至少有以下三个突出的方面。

一是重视影响贫困的非传统因素。World Bank (2020) 提出了“3C”概念，即气候变化（climate change）、冲突（conflict）和新冠疫情（COVID-19）。帕特里克·邦德提出，资源过度利用、环境破坏等不当的人类活动即使发生在局部地区，也能通过全球价值链的联系带来整体性的全球影响。生态移民如果实施良好，能在一定程度上提升人类对气候变化和灾害的适应能力（正如在宁夏所看到的）；但是如果移民是非自愿的，政策执行缺乏规范和监督，将可能造成“气候难民”。巴西学者莱拉·博约斯在其发言中也提到了这点。不仅如此，贫困与气候变化、气候灾害、资源枯竭、社会冲突等因素的关系不是单向的，而是相互影响的。例如，万广华使用中国省级面板数据对贫困和跨省犯罪的关系进行了研究，通过空间计量模型分析发现贫困会同时导致本省犯罪率和跨省犯罪率上升，而且由贫困

带来的跨省犯罪效应是本省犯罪的 6 倍。此外，针对如何降低犯罪率这一问题，研究发现扶贫比加强警力的作用更大。因此，扶贫对降低犯罪率的作用强于加强警力。各国（地区）间的经济社会利益是紧密相关的，反贫困行动具有正外部性，携手消除全球贫困有助于保护自身利益。

二是现有社会支出的结构存在不合理。世界银行的分析显示，南非基于市场收入的基尼系数高达 0.77，考虑到税收和转移支付因素后，南非的基尼系数下降到 0.59，因此南非是一个再分配力度很大的国家。但是，根据帕特里克·邦德的研究，考虑到更多的细节因素后，这个结论并不正确（Bond, 2016）。首先，社会支出不只是面向个人的社会福利，还存在所谓的“公司福利”，而公司福利通常有利于富人；其次，企业经常存在避税、利润返还、腐败等问题，而企业更多代表富人意志。例如，有数据显示，南非和中国的政府腐败并不严重，但是它们的公司腐败却十分严重。再次，社会支出（国家服务）不仅要考虑规模和成本，还要注意其质量和人群覆盖差异。例如，南非大多数中产阶级和上层阶级已经“放弃了国家服务”，很少乘坐公共交通工具，倾向于送孩子上私立学校，其原因就在于公共医疗和教育的质量很差。最后，社会制度中隐藏着不为人所知的扩大不平等的因素。例如，一般认为穷人从公共财政系统中获益更多而富人对其贡献更多。但是，World Bank (2023) 指出，由于受税收基础和间接税等影响，低收入国家的穷人也是财政系统中的净贡献者。

三是教育对减贫和共同富裕存在复杂的影响机制。教育、健康等人力资本投资对减贫和共同富裕的作用是显而易见的，在世界银行的减贫战略中被视为“第二支柱”。此次研讨会上提出了教育问题中常被忽视的一些因素。首先是上文已经提到的教育质量差异问题，农村人口以及低收入人口的受教育质量可能更差，南非的例子已经证明了这一点。其次是教育分阶段投资的效果差异及其累积性影响问题。对不同阶段教育的投入产出效率的研究是人力资本领域的一个经典问题，一般认为对儿童早期教育的投资效益高于后期。美国学者罗斯高开展了关于儿童早期发展的长期研究，他发现与其他中等收入国家相比，中国教育水平相对落后，尤以农村地区显著，这与中国在农村进行大规模教育投资的事实相悖。根据他的研究，中国农村教育落后的关键原因在于中国农村家庭对婴幼儿良好和科学的养育行为缺失。养育行为的缺失使中国农村婴幼儿的认知能力、语言能力和社会情感能力发展滞后，而这又将产生长期影响，不利于他们后续教育和进入更高收入水平的工作行列。因此，社会要认识到投资儿童早期发展具有更高的回报率，将干预儿童早期发展纳入相关政策是必要的。只有这样，才有可能促使更多劳动力完成高中阶段教育，而这是实现共同富裕的必然要求。

西南大学黄莉和李玲的研究与罗斯高的分析相呼应，她们基于调研数据从认知能力、社会情感能力、语言能力、运动能力刻画了儿童早期发展水平，发现脱贫脆弱地区儿童早期发展较为滞后，精准扶贫政策并未有效促进脱贫脆弱地区儿童早期发展水平的提升，但通过增加父母在陪伴子女上的时间可以提升儿童早期情感能力。

二、反贫困理论研究内容的深化

贫困研究领域已形成了相对完整的理论体系，涵盖了贫困的含义、指标、测度、干预、评价等，为当前反贫困研究提供了基础和规范。随着时代的不断发展，社会生产方式和人们的思想观念发生了

转变，学者不断推进贫困研究以捕捉新时期出现的新变量，贫困问题的内涵和外延得到不断丰富，这些进展在本次研讨会上也有一定的体现。

（一）贫困识别与测度领域的研究深化

对贫困的认识经历了从绝对贫困到相对贫困、从单一维度到多维度的转变。2022年，世界银行按照2017年国际购买力平价指数，将国际贫困线从每人每天1.9美元上调到等值的每人每天2.15美元，对中低收入国家国际贫困线和中高收入国家国际贫困线也进行了相应的上调，而且世界银行也越来越倾向于同时使用多个贫困标准进行贫困状况评估。在绝对贫困标准之外，多维贫困标准以及多维相对贫困标准也都在已有研究中被大量使用。本次研讨会深化了对贫困识别与测度的研究，包括贫困瞄准效果的评价和因素性贫困分析等。

关于贫困瞄准效果，中国农业大学唐丽霞、陈枫和张一珂梳理了发展中国家的贫困瞄准方式——基于福利测量的贫困瞄准和基于民众参与的贫困瞄准。然而，这些贫困瞄准方式的精准性和可操作性均有不足。中国精准扶贫的实践经验显示，多维和复合的评价方式是有效瞄准的有效途径，动态调整是有效瞄准的有力保障，强有力的组织保障和政府投入是有效瞄准的重要基础。

随着中国城市化进程的不断加速，中国城市贫困问题日益凸显。四川大学王卓和秦浩关注了中国城市贫困的瞄准效率问题。低保是中国城市贫困治理的重要组成部分，但是现行城市低保存在错保和漏保等问题，瞄准效率低，且低保水平线和相对贫困线之间存在差距，低保制度对相对贫困的缓解作用有限。他们使用2019年中国家庭金融调查数据，基于行为能力理论，研究代理家计调查(proxy means tests, PMT)对城市低保瞄准偏误及其减贫效果的作用。研究发现，相较于实际低保瞄准机制，基于多维评价体系的代理家计调查能够显著降低错保率和漏保率，进而有助于提高低保制度的瞄准效率和减贫效应。

单维贫困和多维贫困、绝对贫困和相对贫困是基于贫困属性的划分，它们有着不同的分析范式和识别标准，相关研究逐步趋于成熟。近年来，一些文献根据不同致贫因素在“贫困”前冠以不同前缀，进而形成了一系列因素性贫困的提法。例如：由能源匮乏或能源消费低于标准舒适性所需的理论水平导致的贫困称为“能源贫困”；由生态环境恶化导致的贫困称为“生态贫困”；由地理因素导致的空间集中性贫困称为“地理贫困”等。

青海民族大学耿强艳和胡西武的研究聚焦于“生态性空间贫困”。他们指出，中国一些经济发展落后地区，因处于特殊的地理位置而被赋予生态功能，这些地区的资源利用权和发展机会受限，经济发展长期处于低水平。以青海省为例，他们从人、产业、地理、生态四个维度构建了生态性空间贫困陷阱指标体系，借助统计年鉴和地理空间等数据分析了生态性空间贫困问题。研究发现，青海省生态性空间贫困陷阱指数处于较高水平，且呈现南高北低的空间异质性特征。进一步分析发现，该指数受人力资本、经济水平、发展机会、地形因素、社会保障等阻滞因素影响，同时受农村劳动年龄人口比重、每万人大学生比重、路网密度、农村人均可支配收入、家庭平均储蓄存款、住户贷款余额增长幅度等障碍因子影响。

（二）贫困驱动因素领域的研究深化

随着信息技术的突飞猛进，数字经济在时间和空间上突破了传统经济场域限制，得到快速发展，极大改变了人们的生产生活方式和思维观念等，为反贫困事业注入了新动力。此外，女性的发展机会和发展权利也受到越来越多的重视。本次研讨会中数字经济、女性赋权等作为新时期减贫或巩固脱贫成果的驱动因素被屡次提及。

进入信息时代以来，以数据资源为关键要素、现代信息网络为主要载体的数字经济发展速度快、辐射范围广、影响程度深，正推动生产方式、生活方式和治理方式的深刻变革。同时，学术界也催生了诸多关于数字经济对贫困影响的研究。

重庆工商大学王胜和李志国基于秦巴山区奉节县电商扶贫实践，探讨了电商如何对地区的“贫困锁定”进行“解锁”。从系统演化的视角，他们将中国扶贫进程划分为物质输入、能量输入和信息输入三个阶段。针对集中连片特困地区的“贫困锁定”困境，电商数字平台颠覆了集中连片特困地区系统内信息的编码、加工、传播、占有和利用等方式，并借助数字空间的匹配效应、协同效应、乘数效应、溢出效应和公平效应，实现信息主导下系统物质和能量输入的同向和匹配，从而彻底打破“致贫增强反馈回路”，推动系统全面脱贫。

西南大学石嘉懿基于2016—2020年中国家庭追踪调查项目数据，探讨了数字技术对农村居民相对贫困的影响，研究发现数字技术能够通过拓宽正式就业渠道、扩大社会社交网络以及增加个体非农就业机会进而缓解相对贫困。数字经济的多业态和多层次就业需求，使得不同人力资本水平的人群均能匹配到合适岗位，有助于缩小就业机会差距，表现为数字技能对相对贫困的减缓效应在不同人力资本水平的群组间不存在显著差异。

湖北经济学院张全红基于已有研究，从缓冲能力、自组织力和学习能力三个维度构建了农户生计恢复力指标体系，利用2018年中国家庭收入调查（CHIP）住户调查的农村样本数据，研究了数字金融发展对农村家庭生计能力的影响。研究发现，数字金融主要通过信贷资本和人力资本两大途径来提升农户生计恢复力，而且对脱贫户生计恢复力的提升幅度更大。

以往反贫困研究多以家庭为单位，然而，反贫困政策效果可能因资源或决策权配置的性别差异而有所不同。基于由全国妇联和国家统计局联合开展的2010年中国妇女社会地位调查（NEWSS）数据，海南大学严凤鸣和许海平分析了女性家庭决策赋权对儿童多维贫困的影响。他们基于夫妻双方在日常家计支出、购买大件物品、投资、建房、借贷和子女教育等方面的决策权利分配，来衡量家庭妇女赋权情况，研究发现妇女家庭决策权的提升有助于降低儿童在教育、生活条件、健康、社会参与和外界保护上的多维贫困。

（三）减贫政策效应评价的多维探讨

通常而言，对扶贫政策效果的评价从资源利用角度出发，即考察既定扶贫资源投入的产出情况，或者既定的扶贫效应（如农户增收）的资源投入情况，而且一般使用货币价值来衡量。但是，反贫困行动的效果是多方面的，农户的发展目标也包括增收在内的多维福祉，因此扶贫效果评价需要超越收入维度。本次研讨会上一些论文作者从幸福感角度分析了精准扶贫的政策效应。

南开大学周云波、黄杏子和北京师范大学沈扬扬，基于中国家庭追踪调查项目2010—2018年的平衡面板数据，探讨了精准扶贫政策对贫困群体主观幸福感的影响。他们将2015年设为精准扶贫的政策冲击时点，以2014年农村居民家庭人均可支配收入是否低于中国官方贫困标准（2014年为每人每年2800元）作为划分处理组和对照组的依据，运用双重差分模型研究发现，精准扶贫政策有助于提升贫困群体的主观幸福感。进一步分析表明，精准扶贫政策的主观福利改进效应，除了传统的收入提升路径外，还来源于公平感的提升、安全感的提升以及对未来预期的积极心态。

四川大学贺立龙和郭劲廷基于四川凉山彝族自治州的调查数据，实证研究发现农户从“福利依赖”型生计策略转向“兼业经营”型生计策略的过程中，其主观幸福感有所提升。然而，以建档立卡为代表的扶贫干预政策却对上述过程具有抑制作用。可能的原因是：以建档立卡为代表的政策干预的主要目标在于提高农户收入，促使其年收入高于绝对贫困标准，进而完成消除绝对贫困的政治任务，而忽略了农户自身经营能力的提升。在农户生计由“福利依赖”和“务农主导”向“兼业经营”和“务工主导”优化方面，扶贫政策的刺激力度略显不足，长此以往，或将导致农户对政策优惠和相关福利的依赖，使其生计倾向固化，最终影响福利水平。

总体而言，中国扶贫政策对贫困人口的影响除了增收外，在主观效用、生计策略、阶层流动、代际贫困、平等与公平等诸多社会经济问题上还有待进一步研究。精准扶贫政策含义丰富，政策领域广泛，未来研究应注重将扶贫政策予以具化，开展更为细致的政策评估研究。

三、反贫困经验总结与战略探索

2030年全球可持续发展目标的第一项是“在全世界消除一切形式的贫困”。然而，新冠疫情的大流行逆转了此前全球减贫进程的积极趋势，导致7100多万人陷入贫困（World Bank, 2023）。此外，地区冲突不断、大国博弈加剧、自然灾害频发，国际形势的不稳定性和不确定性增加，这些都给国际减贫进程带来了严峻挑战。国内外学者持续关注不同国家和地区的减贫实践，并试图寻找推进全球减贫更加有效的战略。

（一）国际反贫困实践的经验总结

中国何以成功消除绝对贫困，需要从各个层面、各个角度作出充分解释以加深对其合理性的认识。本次研讨会上有多篇论文在这一方面作出了新的努力。中国农业大学李泽峰、左停、李世雄和赵泽宇从贫困治理视角，总结了中国在消除贫困过程中采取的具有原创性、独特性和普适性的措施，结合国际环境和时代特征分析了这些措施的应用条件和作用机制，提出宏观层面的整体性反贫困治理、中观层面的反贫困政策实施和微观层面的农民资产与能力建设是中国对世界反贫困理论的贡献。他们利用上述综合反贫困治理理论，对中国的反贫困实践重新归纳总结，更加立体和全面地解释中国反贫困实践取得重大成就的原因。

西南大学郑景露、徐亚东和张应良将中国农村基层治理中具有鲜明特色的集体经济组织带入了市场与政府关系的分析框架，以资源流动、配置和协调为线索，为中国农村减贫成就构建了“有效市场—有能集体—有为政府”的理论解释框架。他们认为，中国减贫奇迹是有效市场、有能集体和有为政府功能

充分发挥的结果：有效市场发挥了市场机制信息灵敏、效率高、激励有效、调节灵活的优势，提高资源流动的主动性；有能集体发挥了组织有力、资源转化、利益分配的优势，加强资源汇聚的整合性；有为政府发挥了政策引导、扶贫资金补贴、统筹兼顾的制度优势，提高资源流动的强制性。

中国农业大学巴枫、左停等在综合反贫困治理框架下，对 25 个发展中国家的减贫政策进行了比较，从各国贫困定义和标准、减贫计划和减贫战略、减贫治理机构之间的互动关系、减贫绩效四个方面进行了分析。他们指出：大多数国家主要通过货币形式定义贫困，即贫困表现为缺乏足够的收入来满足基本需求（如营养、粮食安全、卫生、教育等）；多数国家的中长期减贫计划与联合国《2030 年可持续发展议程》保持一致，减贫战略因国而异但核心原则相同，即一是通过提高农业生产率和支持小农来推动国家经济增长，二是对人力资本投资。

21 世纪以来，中国和拉丁美洲国家在减少极端贫困和促进共同繁荣方面取得了重大进展。复旦大学郑宇和程文君回顾了中国和拉丁美洲国家的减贫历程，认为中国在消除贫困、减少不平等和促进共同繁荣方面的成就主要归功于持续的经济增长和政府主导的反贫困战略，且经济增长的重要性位列社会保护之上。而拉丁美洲国家在减贫方面的成功主要源于社会保障制度。中国和拉丁美洲国家的减贫经验表明，实现经济发展和减少贫困并没有“一刀切”的方案，需要各国根据自身特点和条件制定自己的减贫战略，这是一个不断发展的“干中学”过程。巴西学者莱拉·比约斯陈述了巴西贫困治理现状和治理对策。她指出，由于种族歧视、市场排斥、环境恶劣等因素，巴西的贫困、被动移民状况都比统计数据更加严重，需要通过团结经济、粮食安全和营养计划等多种途径综合加以解决。

韩国学者左承喜和中国学者左学金构建了一个村庄竞争模型，认为村民、村级组织和政府的发展必须遵循经济歧视原则（economic discrimination），进而帮助那些有竞争力的村庄实现更好的发展。他们以 20 世纪 70 年代韩国新村运动为例，阐述村庄竞争模型在减贫方面的作用，同时也回顾了中国农村发展的政策和经验。他们分析认为，中国和韩国都在权威政治模式下实现了经济增长奇迹，但在农村发展绩效上存在差异——韩国农村实现了共享和包容性发展，而中国农村发展相对迟缓。原因在于，中国的农村经济制度和政策不利于村庄竞争。值得注意的是，韩国在 20 世纪 90 年代从经济歧视政策转向了经济平等主义，这不利于保持乡村经济活力。

（二）消除全球极端贫困的战略探索

世界银行根据取得显著减贫成效国家的减贫经验，先后总结归纳了“两个半支柱”和“三支柱”战略。1990 年，世界银行在其发布的《世界发展报告》中提出了减贫“两个半支柱”战略——第一支柱是（劳动密集型）增长；第二支柱是包括健康和营养在内的人力资本投资；最后半个支柱是社会救助，为老人和病人等不具备劳动能力的人提供针对性的现金转移（World Bank, 1990）。2016 年，世界银行发表一份研究报告，提出为了实现 2030 年全球减贫目标，有必要建立“三支柱”战略，即将以前作为补充作用的社会救助支柱扩展为更广泛的社会保障支柱，包括社会保险和社会救助，以应对经济、生态、健康等冲击（Gill et al., 2016）。

那么，“三支柱”战略是一个充分有效的消除贫困战略吗？从其提出以来全球减贫进展不同的结果来看显然未必，卢安然也并未直接回答这个问题。但是，作为对高培勇的税收征管机制和帕特里克·邦

德的实际社会支出悖论的回应，以及基于对《贫困与共享繁荣报告 2022》的理解，卢安然提出了反贫困战略“第四支柱”——财政政策，她认为该报告中提出的三项优先财政政策中，促进经济增长和促进经济长期增长的优先财政政策均有利于促进原有“三支柱”战略的实现，有关累进税的优先财政政策则强调了以累进税方式动员反贫困资源的必要性。

无独有偶，中国社会科学院农村发展研究所檀学文和中国社会科学院大学欧阳鑫尝试从另一个角度提出反贫困战略的“第四支柱”，那就是基于中国减贫经验的专项反贫困行动。他们认为，“三支柱”战略在一些国家无法有效发挥作用是因为其经济增长无法启动。进一步分析发现，“三支柱”实际上是建立在以“有限政府”为特征的新古典经济学的理论假设基础上的，内含了宏观经济自发成长、各支柱制度化运行、国家同质等前提条件，这在相当一部分发展中国家可能并不适用。他们根据中国的减贫和发展经验，提出发展中国家应建立“积极政府”，发挥政府在促进经济增长上的积极作用，并开展专项反贫困行动。

从逻辑上看，无论是财政政策还是专项反贫困行动，新的“第四支柱”都对原有“三支柱”起到了补充作用。从实践来看，专项反贫困行动一定程度上囊括了财政政策，范围更广。

对于发展中国家政府在反贫困中应发挥“积极政府”作用这一观点，宁夏大学东梅和沈小诗提供了实证支持，中国农业大学臧雷振和盖建泽给出了案例支持。东梅和沈小诗基于全球 69 个发展中国家共 89 万户家庭数据，运用多层回归模型发现，一国或地区良好的政府治理不仅能降低贫困发生率、缓解贫困程度，还能减少贫困程度的地区差异。政府治理通过促进资源有效供给和有效分配发挥减贫效应，且尤在中等偏下经济体中明显。臧雷振和盖建泽以中国和坦桑尼亚政府资助的技术推广项目为例，说明了政府主导的适度技术推广有助于克服发展中国家的制度障碍，提升小农的脱贫效果。

四、巩固拓展中国脱贫攻坚成果

打赢脱贫攻坚战、全面建成小康社会后，中国反贫困的理论研究和政策实践转向何方？《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》指出，要进一步巩固拓展脱贫攻坚成果，接续推动脱贫地区发展和乡村全面振兴。地区发展不平衡及分化问题、群众脱贫不稳定及返贫问题等是近年来学者的研究热点。

（一）接续推动欠发达地区发展

中国扶贫政策由早期的救济式扶贫到开发式扶贫再到精准扶贫不断转变，探索出了一条符合中国国情的中国特色减贫道路。魏后凯指出，中国的扶贫政策转型，一方面经历了从聚焦于区域逐渐向聚焦于贫困户和贫困人口的转变，另一方面则坚持和完善了区域扶贫开发政策，实现了区域政策和到户政策的有机结合。经过 40 多年的持续努力，中国在农村扶贫开发上取得了巨大成效，7.7 亿农村贫困人口实现脱贫，贫困地区收入增长速度连续多年高于全国农村居民收入的平均增长速度。脱贫攻坚目标任务完成后，中国对摆脱贫困的县设置了 5 年过渡期，以保持帮扶政策总体稳定；同时，制定了一系列政策来防止发生规模性返贫，增强贫困地区的内生发展动力。

魏后凯指出，中国守住了不发生规模性返贫的底线，但也出现了一些新的情况，比如县域发展水平出现了分化。近年来，县域发展水平差异大，脱贫县和非贫困县均出现了分化的趋势。2020年，脱贫县中有25个县的居民人均可支配收入超过全国平均水平，非贫困县中有61个县的居民人均可支配收入低于脱贫县的平均水平。在县域发展分化的情况下，原贫困地区不等于欠发达地区，而且原贫困地区政策的长期固化也会带来新的不公平。因此，要以县级行政区为单位，考虑低收入人口集聚和地区发展能力等，重新识别和划定欠发达地区。在此基础上，加大对欠发达地区在财政、税收、金融和公共服务等方面的支持力度，实施创新驱动行动，以期更好地缩小地区差距。

（二）促进低收入人口内生发展

中国脱贫攻坚战取得全面胜利后，反贫困研究的重心由消除绝对贫困转到减少更广泛的贫困和提升更广泛的福祉方向，大量关注脱贫人口的脱贫质量和促进低收入人口发展的研究涌现，并出现了一系列热词：“返贫风险”“贫困脆弱性”“韧性”“恢复力”“发展动力”“内源发展”等。

“贫困脆弱性”是指家庭未来发生贫困的概率，是巩固脱贫攻坚成果的前瞻性指标。重庆大学张鹏和兰宇使用2022年在重庆、云南、贵州三省（市）的农户调研数据，利用“贫困脆弱性”指标衡量农户返贫风险，发现样本地区农户返贫风险总体呈“橄榄形”分布，“脱贫不脱政策”总体上能降低农户返贫风险。南开大学姚万军和周欣雨研究发现，农户贫困脆弱性的上升将降低农业生产投资。

“韧性（resilience）”一词源自拉丁语“resilio”，最初的意思是反弹或跳回原始状态。在中国巩固拓展脱贫攻坚成果的背景下，衍生出了“减贫韧性”“经济韧性”“发展韧性”等相关表述。安徽财经大学胡联和盛迪将“农户减贫韧性”这一概念界定为面对各种风险和冲击，农户能够保持持续脱贫以及进一步发展的能力。他们借用VEP（vulnerability as expected poverty）贫困脆弱性测度方法以家庭福利水平高于某一标准的概率进行衡量，使用2021年中国社会状况综合调查（CSS）数据分析发现非农就业能提高农户的减贫韧性和发展韧性。

与“韧性”相近的一个概念是“恢复力”，二者均借用了动力学中的弹性思维，反映了事前状态下家庭对外部风险冲击的应对能力。湖北经济学院刘杰和张全红认为，生计恢复力表现为农户在面对不确定的环境等外部冲击时，能够对有限的资源禀赋进行最优策略选择，进而在新的环境条件下达到新的稳定状态和实现生计可持续。他们以收入、资产、健康状况测度个体缓冲能力，以个人信誉和社交网络测度个体自组织能力，以受教育程度和外出务工时间测度个体学习能力，并采用熵值法构建基于以上三个维度的农户生计恢复力指数，发现数字金融发展水平有助于提升农村家庭的生计恢复力。

提升内生发展动力是中国开发式扶贫的重要政策导向，也是巩固拓展脱贫成果、实现农户增收的内在要求。湖南农业大学李飞、肖志芳、李欣玥和杨雯渊基于河北省阜平县农村妇女在帮扶车间就业的案例，探讨了家庭内生发展动力的内涵及其提升途径。案例发现，促进妇女就业对提升妇女自我效能感、强化儿童人力资本培育、形成家庭和谐气氛产生了积极影响，有助于提升家庭内生发展动力。

新内源发展立足于本地但并不排斥外部因素，是一种以外生促内生的内外联动混合发展模式，因克服了单一的外源发展和内源发展的缺陷而受到众多学者青睐。西北农林科技大学冯辉、高天志和郑

少锋基于2022年梨果种植户的调研数据，将新内源发展定位于同时满足资源在地化使用和收益在地化获得，并使用农户在梨果交易中获得买家数量多少的五级分类变量作为农民新内源发展的代理变量，发现提升互联网使用水平能够显著推动农民新内源发展。

五、结语

“反贫困理论创新”国际研讨会是在中国打赢脱贫攻坚战以后对反贫困理论研究和关注明显下降的背景下召开的，会议学术价值得到普遍认可。中国社会科学院国际合作局副局长廖凡指出，在打赢脱贫攻坚战后，中国社会科学院开展了中国减贫经验、成就与国际合作以及习近平反贫困理论研究，举办了人类减贫经验国际论坛、减贫与落实联合国可持续发展议程专题研讨会，始终走在反贫困研究和国际交流前沿，本次会议也是其中重要的一环。

中国社会科学院农村发展研究所所长魏后凯提出，期待通过充分的学术交流，深化对中国特色反贫困经验和成就的理论认识，对全球各地区减贫进程差距显著作出更具一致性的理论解释，充分展现反贫困理论的创新与发展，携手应对消除贫困这一最大的全球性挑战。中国社会科学院贫困问题研究中心主任吴国宝研究员等学者认为，中国反贫困理论总结滞后于实践，中国反贫困研究不仅要进一步做好基于中国实践的理论总结，回应新时期的新问题，还要加快步入具有国际化和全球化视野的独立自主发展新阶段，本次研讨会的召开是向新阶段迈出的有意义的一步。

在与会学者共同努力下，本次研讨会扩展了反贫困研究的理论视野，也提出了反贫困战略新构想。经济增长是有效减贫的基础已经是常识，会上讨论更多的是如何实现包容的、有利于就业和减贫的经济增长。林毅夫重新阐释了新结构经济学视角下，如何让市场和政府“两只手”共同作用，实现符合比较优势的经济发展。卢安然和檀学文等也提出需要发挥政府在促进经济增长中的积极作用。收入分配在减贫中的作用首先体现为财政政策。收入分配的优劣不仅在于财政支出数量，还在于支出结构和质量，以及财政收入结构及其实现方式。高培勇讨论的税收征管问题揭示了建立规范收入分配秩序基础性制度的必要性。帕特里克·邦德从无形财富视角指出了更多未被纳入考察视野的、影响减贫效果的生态和社会问题。基于对世界银行“三支柱”战略局限性的认识，卢安然和檀学文等分别提出了“第四支柱”的构想。尽管两者提出的“第四支柱”的角度不同，但这对于反思部分发展中国家因何减贫失灵具有参考价值。魏后凯对反贫困政策的空间属性进行了归纳，根据县域发展水平分化状况，提出要重新识别欠发达地区并实施创新发展战略以缩小地区差距。

除此以外，本次研讨会还呈现探讨新问题、探索新理论、摸索新方法路径的“三新”学术交流特征。在问题设置上，本次研讨会除了讨论减贫成效、脱贫经验等传统问题，还大量涉及减贫韧性和恢复力，内生动力和内生发展，同时影响减贫和共同富裕的收入分配制度，以及整体经济社会发展模式密切相关的无形财富因素、数字经济冲击、低收入或相对贫困性质等。在理论探索上，本次研讨会上提出了整体性或综合性反贫困治理、有能集体、贫困锁定和解锁、村庄竞争、第四支柱、政策执行等一系列新的理论解释或假说，尽管有些还有待于进一步完善和论证。在研究方法路径上，反贫困实证

研究的突破在很大程度上取决于数据，本次研讨会中的一些研究克服新冠疫情影响在近两年采集了最新的一手数据，一些研究采取了将多个来源数据进行宏观和微观匹配的方法，一些研究利用可得指标对内源发展、生计策略、生计恢复力等概念进行了量化尝试。

当然，研讨会成果也显示出当前反贫困研究面临滞后于实践发展、不能对新时期的实践需要提供充分的理论指导的双重困境。研究中的部分典型问题包括：对相对贫困或低收入的概念内核认识不清；精准扶贫中产生了海量数据但研究依然面临数据缺失窘境，导致不得不采取数据匹配、指标“移花接木”等间接方法进行实证研究；对“执行力”“开发式扶贫”等中国减贫中的独特因素缺乏有说服力的一般性提炼等。产生这些问题的原因：一方面是研究能力不足、数据缺乏，另一方面是常规性的研究思路与中国综合性、递进式减贫实践与战略的整体性脱节。突破这种现状需要国家实施数据开放战略，需要学术界更多地采取综合性研究思路，通过深入的数据采集和分析解决新概念的测量问题。

参考文献

- 1.Bond, P., 2016, “Do Government Spending and Taxation Really Reduce Inequality, or Do We Need More Thorough Measurements? A Response to the World Bank Researchers”, <https://www.econ3x3.org/article/do-government-spending-and-taxation-really-reduce-inequality-or-do-we-need-more-thorough>.
- 2.Commission on Growth and Development, 2008, “The Growth Report: Strategies for Sustained Growth and Inclusive Development”, *World Bank Publications*, (1): 158-161.
- 3.Zeballos, C., I. S. Gill, R. Ana, 2016, “Grow, Invest, Insure: A Game Plan to End Extreme Poverty by 2030”. <https://hdl.handle.net/10986/25694>.
- 4.Stiglitz, J. E., A. Sen and J. P. Fitoussi, 2009, “Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress, Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress”, http://www.miqols.org/howb/wp-content/uploads/2016/06/Stiglitz-Well-Being-Report-rapport_anglais.pdf.
- 5.World Bank, 1990, *World Development Report 1990: Poverty*, New York: Oxford University Press, 2-3.
- 6.World Bank, 2020, “Poverty and Shared Prosperity 2020: Reversals of Fortune”, <https://hdl.handle.net/10986/34496>.
- 7.World Bank, 2023, “Poverty and Shared Prosperity 2022: Correcting Course”, <https://www.worldbank.org/en/publication/poverty-and-shared-prosperity>.

(作者单位：¹中国社会科学院农村发展研究所；

²宁夏大学经济管理学院；

³中国社会科学院大学应用经济学院)

(责任编辑：尚友芳)