

季节性流动视角下的中国粮食储备规模估算*

——基于粮食产销流动中断风险的分析

普冀喆 陈希 钟钰 甘林针

摘要：粮食储备是应对粮食安全风险挑战的“稳压器”，确定合理的储备规模是加强国家储备制度建设的重点任务。本文将粮食储备规模的研究思路从传统的平抑粮食生产年际波动调整为应对粮食产销流动中断风险，提出一个新的粮食储备规模估算框架。在主要考虑粮食国内产销和生产受灾减产的前提设定下，本文识别出目前粮食季节性流动过程中存在常规缺口、产区受灾、连续受灾三类风险断点，进一步组合不同风险情境，估算得出三大主粮稻谷、小麦、玉米的储备消费比区间分别为16.67%~33.83%、16.67%~34.83%和16.67%~40.00%；依据概率中的数学期望计算出稻谷、小麦、玉米的储备消费比分别为19.82%、20.00%和20.92%。综合分析结果，本文提出研判粮食产销流动风险、优化储备结构、明确储备主体分工、完善储备应急保障机制的建议。

关键词：粮食储备 粮食安全 储备规模 风险识别 粮食产销

中图分类号：F326.11 **文献标识码：**A

备豫不虞，为国常道。国家储备是国家治理的重要物质基础，是维护国家安全、赢得战略主动、推动实现经济社会发展重大目标的战略工具（中共国家粮食和物资储备局党组，2022）。其中，粮食储备是国家储备的关键组成，是应对粮食安全风险、打牢经济社会发展基础的稳压器。确定合理的储备规模，是加强国家储备制度建设的重点任务（中共国家粮食和物资储备局党组，2022），对健全粮食安全保障能力有重要意义。

储备规模过大或过小都会带来负面影响。过小，难以平抑市场波动、保证国家粮食安全；过大，不仅浪费资源，还会导致市场流通粮源减少、市场机制扭曲等问题（程国强和朱满德，2013）。且由

*本文研究得到2021年度中央农办 农业农村部乡村振兴专家咨询委员会软科学课题“粮食储备流通问题研究”（编号：rkx20211902）、国家社会科学基金重大项目“耕地—技术—政策融合视角的‘两藏’战略研究”（编号：21ZDA056）和国家自然科学基金项目“‘毁约跑路’还是‘逆势加码’：收储制度改革背景下粮食规模户经营行为调整与风险化解机制研究”（编号：71903187）的资助。衷心感谢匿名审稿专家的建设性意见，文责自负。本文通讯作者：陈希。

于中国政府储备与政策性库存并存，一般研究较难准确剥离中央储备、地方储备和政策性库存，给粮食储备规模估算和优化带来较大难度。根据可查资料，现有研究认为中国中央事权范围内的粮食库存规模高于合理区间（贾晋，2012），造成监管难度大，管理费、金融贷款利息增加等财政负担（范成方等，2022）。随着2016年以来玉米去库存，玉米市场波动加剧，政府正在加强玉米储备实力，同时也在强化口粮领域的储备建设。在进一步完善储备能力的关键时期，“储多少”的问题再次引发关注。但目前粮食储备规模研究相对滞后，且与中国粮食产销季节性流动的实际结合不紧。本文拟调整分析思路，从粮食产销的季节性流动特征着手，试图提出一个新的粮食储备规模估算框架。

一、已有研究回顾和本文创新之处

在进一步分析前，有必要界定“粮食储备”概念及范围。本文对粮食储备概念的使用，以官方表述为准。根据政府主管部门和相关政策文件的划分惯例，“我国粮食库存构成，主要分三大类：政府储备、政策性库存、企业商品库存。此外还有一部分农户存粮，通常不统计在库存范围内”^①。其中：政府储备包括中央储备粮和地方储备粮；政策性库存包括最低收购价粮、国家临时存储粮、国家一次性储备粮等。本文研究的粮食储备为政府储备，其主要目标是应急保供。政策性库存，如以最低收购价收购的稻麦、过去临时收储的玉米等，由于管理目标、运行机制与政府储备不同，不纳入本文的讨论范畴。

（一）对粮食储备规模研究的简要回顾

关于粮食储备的合理规模，国外研究集中在20世纪全球粮食市场波动较大时期，估算思路大致分为三类。第一类为历史经验法。该方法多以平滑生产或消费为目标，通过分析粮食生产或消费的历史波动确定储备规模（Wells and Karl, 1952; Waugh, 1967）。第二类为目标规划法。该方法应用数学规划算法确定储备规模（Eaton, 1980）。以往研究中的目标规划法有两目标模型和七目标模型（厉为民和黎淑英，1988），但其估算结果对目标设定比较敏感。第三类为动态规划法。该方法以随机动态规划的思想刻画粮食市场的动态特征，进而推算出最优储备函数（Gustafson, 1958; Williams and Wright, 1991）。但通过该方法得到的储备函数，优化的是社会存储主体的效用和行为，不适用于政府储备优化研究。在国际上有影响力的粮食储备规模标准是联合国粮农组织（FAO）提出的谷物最低安全库存消费比。FAO的谷物最低安全库存消费比是由三种方法的估算结果整合而成的。这三种算法分别为基于历史产量数据的产量平滑法、基于历史产销数据的产销平衡法和基于历史库存数据的描述分析法，都属于历史经验法（FAO, 1974）。进入21世纪后，国际上对粮食储备规模的研究减少，研究重点转向描述发展中国家的储备政策（Olajide and Oyelade, 2002; Rashid and Lemma, 2011）和储备管理机制优化（He et al., 2017; Iftekhhar et al., 2021）。

国内有关粮食储备规模估算的研究集中在2004年深化粮食流通体制改革前后，研究方法和研究

^①资料来源：《照亮百姓“粮仓家底”——专访国家粮食和物资储备局负责人》，http://www.xinhuanet.com/politics/2020-08/24/c_1126407434.htm。

对象更贴近中国实际。在政府储备规模估算方面，多数研究采用差额补偿的方法（普莫喆等，2018）。该方法的基本思路是把一段历史时间内粮食的趋势产量与实际歉年产量之间的最大差额作为粮食储备规模（刘颖，2002）。为了兼顾粮食安全和储备成本节约，马九杰和张传宗（2002）、刘颖等（2010）根据粮食安全容忍程度设置安全比例，以最大差额的一部分确定粮食储备规模。上述算法只考虑了粮食产量波动，吴志华等（2002）认为还应考虑由生产、净进口和库存构成的总供给波动，以总供给的趋势值与历史低值的差额作为粮食储备规模。此外，一些研究把平滑城乡居民粮食消费作为估算目标（娄源功，2003），或直接把城镇居民的口粮消费量作为粮食储备规模（贾晋，2012）。也有研究借鉴国外的两目标规划法^①、FAO 算法（普莫喆，2020），结合中国实际估算了粮食储备规模。以上研究对粮食储备规模的估算均基于全国统一市场的假设，如果考虑粮食市场的省际分割，估算的粮食储备量将是市场整合条件下的4倍（朱晶和钟甫宁，2004）。农户存粮是中国粮食储备研究的另一重要方面。万广华和张藕香（2007）、张瑞娟和武拉平（2012）研究发现，农户存粮决策具有消费安全和价格投机的双重属性。但中国农户存粮规模呈下降趋势，其家庭粮食安全正在由“自我保障”向“社会或市场保障”转换（魏霄云和史清华，2020）。总的来看，国内关于政府粮食储备规模的共识是，要根据国家战略安全目标动态调整储备品种和规模（王晓东，2022；曹宝明等，2022）。

（二）研究述评和本文创新点

既往研究提供了颇多有参考价值的研究思路和方法，但分析思路比较单一，存在两方面内容待深化。第一，已有研究的主要思路多为平抑年度间粮食产量波动，未能有效对接粮食产销流动中的风险环节，未能把生产端灾害风险纳入决策框架，决策参考信息相对单一，难以充分体现政府粮食储备“备荒应急”的目标。第二，已有研究往往以“粮食”这一集合概念作为研究对象，直接将粮食生产和需求数量代入模型，模糊了不同粮食品种的供求差异和风险差异，难以估算不同粮食品种的储备数量。总的来看，现有研究方法对粮食产销格局、受灾减产风险的设定比较笼统，使得研究结果部分脱离中国粮食产销流动实际。

粮食储备内嵌于粮食产业链条，通过储备粮吞吐来调控粮食市场。粮食储备的收储和抛储过程与粮食上市、消费等年内和年际流动紧密相关。粮食市场异常波动、重大自然灾害或突发事件等会带来粮食数量危机和物流网络破坏（李凤廷等，2016），需要及时调动粮食储备加以应对。明确了中国粮食产销流动的薄弱环节和中断风险，就明确了粮食储备应补足的市场缺口，也就明确了粮食储备的适度规模。所以，本文将研究思路从传统的平抑粮食生产年际波动，调整为应对粮食产销流动中断风险；从粮食产销的时空流动特征着手，识别三大主粮季节性流动过程中实际风险断点和风险事件发生的概率；通过分析不同风险情境组合，估算对应情境的粮食储备规模，给出储备规模区间。笔者认为，调整后的研究思路能够在一定程度上还原粮食储备应对重大突发事件的战略定位，也能够一定程度上与中国粮食产销的季节性流动特征吻合。相较于传统研究单一地考虑粮食生产波动，本文聚焦粮食产

^①两目标规划法是在模拟粮食市场未来产销情况基础上，以粮食安全程度最大化和储备成本最小化为目标，用数学规划算法估算粮食储备的合理规模。具体可参见普莫喆（2020）。

销的潜在风险断点，更能对接现实常发情境，提供更多维的储备决策信息。

与已有研究相比，本文研究在以下三个方面做了新的尝试：一是将粮食储备规模分析内嵌到粮食产销流动中，从以往单一考虑粮食生产的年际波动拓展到综合考虑产销的年际波动与年内波动两方面。二是关注粮食产销流动的中断风险，将粮食储备规模估算的目标从平抑粮食生产年际波动回归到备荒应急。以粮食生产受灾减产为例，分析突发事件如何影响粮食产销流动和产销缺口，进而影响粮食储备规模估算。三是考虑不同粮食品种的差异，基于不同粮食品种产销流动特征，估算稻谷、小麦、玉米三大主粮的储备数量，以期达到分品种精准施策的目的。

二、基于粮食产销流动特征的研究框架

（一）粮食产销的时空流动特征

识别粮食供应中断风险需先摸清国内粮食产销流动的特征规律。具体来说，中国粮食产销的时空流动特征在空间尺度上表现为“产本地、销全国”，在时间尺度上表现为“产一次、销全年”。

1.空间尺度：产本地、销全国。中国粮食生产区域集中度高，从过去的“湖广熟，天下足”“南粮北运”转向为“北粮南运”。虽然粮食调出省份在不同历史时期有所变化，但粮食“产本地、销全国”的产销流动特征始终未变。根据国家统计局官网数据计算，2022年主产区粮食产量占全国粮食总产量比重已达78.25%，其中，前五位的主产省份黑龙江、河南、山东、安徽、吉林合计粮食产量占比就达41.19%。粮食在主产地收获上市后，通过粮食经纪人、收储企业等多层级市场流通体系，从相对集中的产地流通至全国各地，在空间尺度上主要经历加工和消费两次分化过程（见图1）。

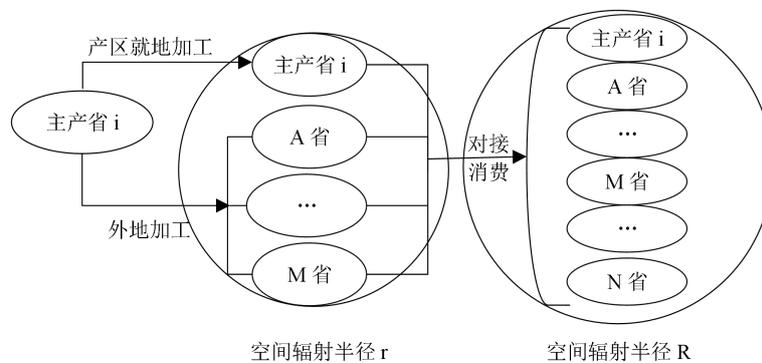


图1 空间尺度上的粮食流动特征

粮食加工和消费具有分散性。粮食收获后需根据不同市场需求进行相应加工，由粮食加工产能分布可大致判断市场中原粮的空间流向。如表1所示，相较于粮食生产的区域性和集中性，粮食加工产能分布则相对分散。由于粮食主产区的原料优势和政策优惠，粮食加工产能布局一般与粮食产区强相关。例如，2021年河南、山东小麦产量和小麦加工能力分列全国第一和第二，黑龙江的稻谷产量和稻谷加工能力均为全国第一位。同时，销区省份也具备一定加工产能。例如，2021年海南、福建、广东小麦加工能力合计占全国的3.8%；广东、浙江玉米产量合计仅占全国的0.3%，但其玉米加工能力合计占全国的2.4%。粮食加工产能分布的分散性说明产区原粮上市后会经市场流通体系销往全国各地。

季节性流动视角下的中国粮食储备规模估算

分区	省份	稻谷		小麦		玉米	
		产量比例	加工比例	产量比例	加工比例	产量比例	加工比例
粮食主产区	黑龙江	13.7	18.4	0.2	1.1	15.2	11.4
	吉林	3.2	5.1	0.0	0.1	11.7	4.8
	辽宁	2.0	4.9	0.0	0.5	7.4	7.1
	内蒙古	0.5	0.5	1.1	1.2	11.0	3.7
	河北	0.2	0.7	10.7	10.4	7.6	4.5
	江苏	9.3	9.5	9.8	6.8	1.1	30.7
	安徽	7.5	12.1	12.4	8.7	2.5	5.7
	江西	9.7	9.3	0.0	0.1	0.1	0.9
	山东	0.5	0.6	19.3	23.1	9.5	6.0
	河南	2.2	3.0	27.8	26.7	7.5	10.5
	湖北	8.8	13.3	2.9	2.9	1.2	4.5
	湖南	12.6	8.0	0.1	0.1	0.9	0.6
四川	7.0	2.7	1.8	1.1	4.0	0.2	
粮食主销区	北京	0.0	0.2	0.1	0.4	0.1	0.0
	天津	0.3	0.2	0.5	0.6	0.4	0.8
	上海	0.4	0.4	0.1	0.2	0.0	0.0
	福建	1.8	1.9	0.0	1.1	0.1	0.0
	广东	5.2	2.2	0.0	2.6	0.2	1.3
	海南	0.6	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0
	浙江	2.2	1.7	0.4	0.6	0.1	1.1

资料来源：加工比例根据《2022 年中国粮食和物资储备年鉴》数据计算，产量比例根据国家统计局网站 (<https://data.stats.gov.cn/>) 数据计算。

粮食不可替代的生存必需品属性决定了粮食消费需求分布的全国性和广泛性（周立等，2012）。粮食加工后对接消费需求，会进一步发生空间转移。超过 70% 的稻谷和小麦用作食用，加工后对接居民口粮消费，根据口粮消费习惯和人口分布销往全国各地。约 65% 的玉米用作饲料加工，加工后对接下游养殖需求，根据养殖业分布最终销往全国。

2.时间尺度：产一次、销全年。粮食生长是粮食作物与光、热、水等资源在时空匹配下进行干物质积累的过程。粮食生长的自然属性决定了粮食生产的季节性和周期性。粮食生产的季节性和周期性与粮食消费的连续性不匹配，决定了粮食产销流动在时间尺度上表现为“产一次、销全年”。中国幅员辽阔，横跨 6 个积温带，不同地区光热资源、作物熟制以及作物品种结构的差异，决定了粮食收获时点的差异。如图 2 所示，冬小麦和春小麦收获时点相邻，使得小麦整体的收获时点跨度最短，约为 2.5 个月。玉米的收获时点跨度次之，为 3 个月。稻谷南北熟制差异较大，海南的稻谷一年三熟、东北地区的稻谷一年一熟，使得稻谷整体的收获时点跨度相对最长，为 5.5 个月。但是，由于中国粮食生

产主要依赖几大优势产区，生产区域的集中使得粮食大规模收获上市的时段也较为集中。由图2可见，冬小麦产量约占全年小麦产量的95%，一般在5—6月收获；中稻和一季稻产量约占全年稻谷产量的72%，集中在8—10月收获；秋季9—10月收获的玉米约占全年玉米产量的90%。可见，中国主粮上市供应应具有明显的短期集中性、季节性和周期性特点。

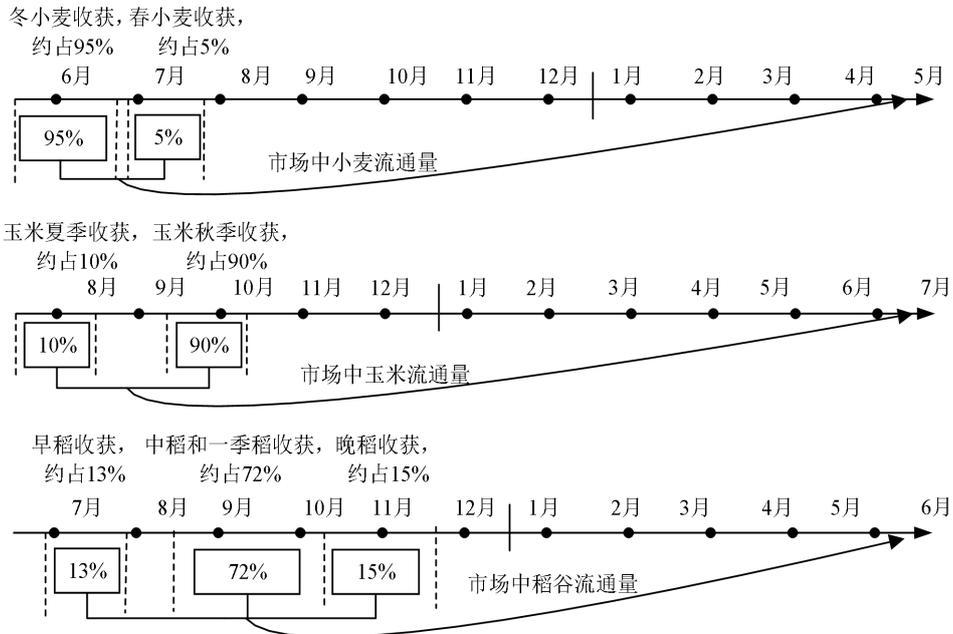


图2 中国粮食收获节点和时间尺度上的流动特征

粮食短期内集中上市后，流通至各粮食购销、加工和消费主体。随着时间推移，市场中流通的粮食不断减少，直至下一个收获季新粮上市。本文以2021年东北产区稻谷的流通为例，描述原粮流向情况。10月中上旬稻谷收获上市后，央储轮换和最低收购价政策陆续启动，农民可直接到中储粮直属库和中储粮委托的收购企业售卖。此外，还有一部分粮食通过粮食经纪人、粮食贸易商等购销主体向东北地区以外流动。粮食经纪人一般将粮食就近销售给收储企业、加工企业、粮食贸易商。粮食贸易商更多联结产区和销区，对接南方销区市场。就东北稻谷而言，稻谷流通的活跃期一般在11月到次年农历春节前。但由于产区和销区之间的运输距离较长，粮食贸易商向外销售的时间会有所延长。根据课题组对东北粮食贸易商的访谈资料^①，东北粮食向外运输的高峰期一直延续到次年3月，4月后随着流通中的稻谷原粮数量逐渐减少，市场存在一段“青黄不接”的常规缺口期，此时，粮食加工企业主要依赖前期库存开工生产。直至7月早稻上市后，加工企业可补充一定数量的新粮库存。因此，在时间尺度上，中国粮食产销流动形成“产一次、销全年”的特征。

^①课题组分别于2018年赴黑龙江省北安市、富锦市以及赵光农场，于2020年赴黑龙江省哈尔滨市双城区、吉林省扶余市和农安县，于2021年赴黑龙江省富锦市、宝清县以及八五三农场等地调研，对当地粮食贸易商进行访谈，掌握了大量当地粮食流通的一手资料。

(二) 研究框架及数据来源

1.研究框架。粮食产销在空间尺度和时间尺度上的不一致，决定了粮食在国土范围内要不断流动，对接产销。粮食的大范围时空流动，叠加粮食生产的外部风险，使得粮食产销流动存在中断风险。风险冲击如果发生在粮食“青黄不接”的常规缺口期，会造成粮食大规模短缺。按照本文的研究思路，粮食储备应当能够应对粮食产销流动的中断风险。这意味着，政府粮食储备规模应当大于或者等于粮食产销流动中断期间的粮食需求量。据此，可根据一定风险情境下粮食产销流动中断的时间长度（下文简称为“断点长度”），来推算政府应持有的粮食储备数量。具体来看，本文提出的估算框架包含以下几个关键内容和步骤（见图3）。

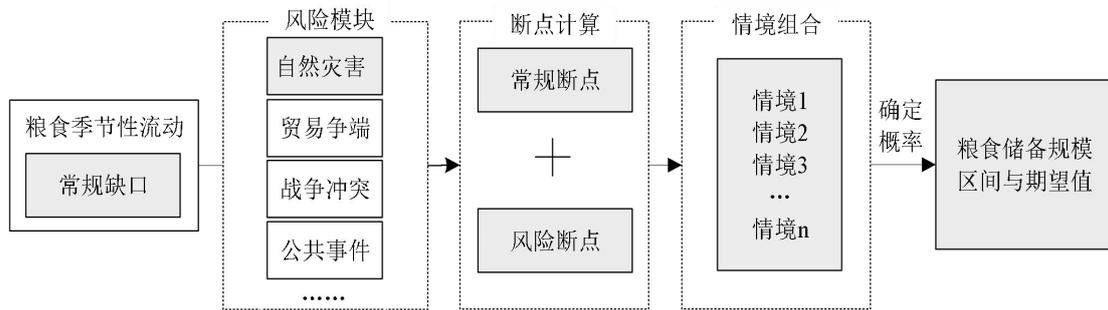


图3 基于粮食产销流动特征的研究框架

第一，确定供应常规缺口。把新粮上市前客观存在的“青黄不接”时期确定为常规缺口期。在这一时期内，粮食供应较为紧缺，粮食流动中断风险较高。常规缺口期的长度决定了粮食产销供应断点的基准长度。

第二，确定供应中断风险类型及相应的断点长度。受外部风险因素影响，粮食供应可能会脱离常规的季节性流动规律，形成更大的供需缺口。因此，先识别影响粮食供应的关键风险，分析该风险对粮食供应数量的影响，进而确定对应的断点长度。把基准断点与外部风险引发的断点相加，可得到该类风险情境下粮食产销供应断点的总长度。

第三，确定风险发生概率，设定风险情境，估算粮食储备规模。根据历史数据估算风险发生概率，并设定若干风险情境。在每种风险情境下，把产销断点期的粮食需求量作为政府应持有的粮食储备数量。不同风险情境对应的断点长度不同，需要的粮食储备数量也不同。

第四，得到储备规模的估算结果。一个是储备规模的区间值，其中区间左端点由常规缺口确定，右端点由最大风险情境确定。另一个是储备规模的期望值，根据各类风险发生的概率计算而得。区间值能提供更多参考信息，且保证了一定灵活性，是本文重点推荐的结果。

2.前提设定。粮食储备的实际应用场景非常复杂。为了将研究内容聚焦于研究重点——提出一个新的粮食储备规模估算框架，本文参考以往研究惯例，对市场条件、风险类型、风险事件发生概率等进行简化设定。具体设定内容包括以下三个方面。

第一，主要考虑国内粮食产销流动情况，暂不考虑国际贸易。中国三大主粮的进口比重比较低，供给以国内为主。以往经验表明，国际贸易即使发生波动，中国粮食进口可获得性也很少受到影响。

以往关于粮食储备规模估算的国内外研究也基本未考虑国际贸易的影响。因此，本文先将国内粮食产销流动情况作为重点分析。

第二，以生产受灾减产为例，分析供应中断风险。粮食流动中断的原因有多种，包括自然灾害、政策变动、贸易争端、战争等。本文有限的研究体量很难穷尽所有风险，因此根据以往研究惯例，先设定一种风险情境开展分析，即生产受灾减产^①。这一设定主要基于两方面考虑：一是，政府粮食储备建立之初的主要目的是备荒，即应对自然灾害风险，生产受灾减产的设定符合政府储备的最基本应用场景；二是，自然灾害是引发粮食生产波动的主要原因，粮食储备规模应能够应对这一主要风险。

第三，生产受灾减产的概率，以当前和过去一段时间内生产受灾减产发生率作为替代。事件的发生率与发生概率不同。在估算受灾概率、预测未来风险概率方面，以往研究有一些复杂的分析方法（王克和张峭，2013）。考虑到本文的研究重点和研究体量，在后文估算过程中以当前和过去一段时间内的生产受灾减产发生率替代其发生概率。

3.数据来源。本文主要采用国家和省级层面数据估算粮食储备规模。其中：各省份的粮食加工能力数据来源于《2022年中国粮食和物资储备年鉴》；全国粮食消费数据来源于国家粮油信息中心粮油供需状况月报^②；全国粮食收购价格指数来源于Wind数据库^③和全国原粮、油料收购价格指数系统^④，价格指数以2008年为基期，时期跨度为2009年1月至2022年6月；全国农作物受灾面积、成灾面积数据来源于国家统计局网站，时期跨度为1978—2021年；具体各省份的农作物受灾、成灾面积数据来源于《中国农村统计年鉴》（1995—2020年，历年）。

由于本文研究数据通过多渠道获取，不同数据来源更新的时间截点存在差异。在粮食储备规模估算过程中，为保持数据时期范围一致，本文将2020年设定为截止年份，并以2020/2021市场年度的粮食消费量为基准，推算断点所对应的粮食储备量和储备消费比。

三、粮食季节性流动的风险识别和断点计算

识别粮食供应中断风险和断点长度是确定粮食储备数量的基础和前提。本文基于粮食产销的时空流动特征，以生产受灾为例，识别粮食季节性流动过程中存在常规缺口、产区受灾、连续受灾三类风险断点。

^①关于灾害与粮食储备的关系在此进一步解释论证。就农业自然灾害而言，一方面，中国农业整体抗灾减灾能力增强使粮食产出更有保障；另一方面，农业科技支撑下未来粮食单产不断提高，使国家对农业受灾面积的承受边界逐渐拓展。二者综合考虑下，粮食储备对应到备荒部分的规模在未来应会有所减少，但需要进一步结合气候变化、地理自然情况等因素进行全面复杂的综合预测，暂不作为本文的研究重点。本文的重点在于提出“储备规模确定应对接粮食流动实际风险”的研究思路和方法，因此，主要基于当前粮食单产水平和过去一段时间内自然灾害的发生情况开展研究。

^②资料来源：中国粮油信息网络平台，<https://www.chinagrains.com.cn>。

^③资料来源：Wind数据库，<https://www.wind.com.cn/portal/zh/EDB/index.html>。

^④资料来源：全国原粮、油料收购价格指数系统，<http://sinoprice.sinograin.com.cn/SinoPrice>。

(一) 常规缺口

粮食常规缺口是指每年新粮集中上市前粮食购销市场的空档期，也就是民间俗称的“青黄不接”之际。此时，基层粮源基本见底，市场中流通的原粮数量较少，一方面难以完全满足市场粮食需求，另一方面供求趋紧下粮价较易出现波动。根据上述特点，可从以下两个方面识别和确定粮食常规缺口导致的断点风险和长度：首先，由于粮食“产一次、销全年”的产销流动特征，可推断断点位置大概率位于新粮上市前的某一连续时段；其次，由于“青黄不接”时段内粮食流通数量减少，粮食供求趋紧可能会推高粮食价格，可根据粮价变动情况推断断点位置。

就稻谷而言，早稻上市集中在7月，约占全年稻谷产量的13%。早稻在一定程度上缓解了局部时段稻谷供需相对紧张局面，缩短了“青黄不接”的时期，由此可判断稻谷常规缺口应出现在7月以前，且在第二季度4—6月的可能性较大。稻谷收购价格指数的月度平均值（见图4）和采用ARCH模型^①估计的月份效应（见图5）结果显示，上半年各月份稻谷收购价格并无显著差异，稻谷价格相对稳定，说明上半年稻谷供求形势偏向供大于求。进一步考虑连续时段的价格相对变化，发现上半年中5—6月的稻谷收购价格指数和月份效应系数略高于上半年其他连续时段。因此，综合考虑稻谷生产周期和市场价格变动，判断稻谷的常规缺口断点为5—6月。值得注意的是，年底11—12月的稻谷收购价格明显上涨（见图4），图5估计结果显示稻谷价格具有“12月份效应”。

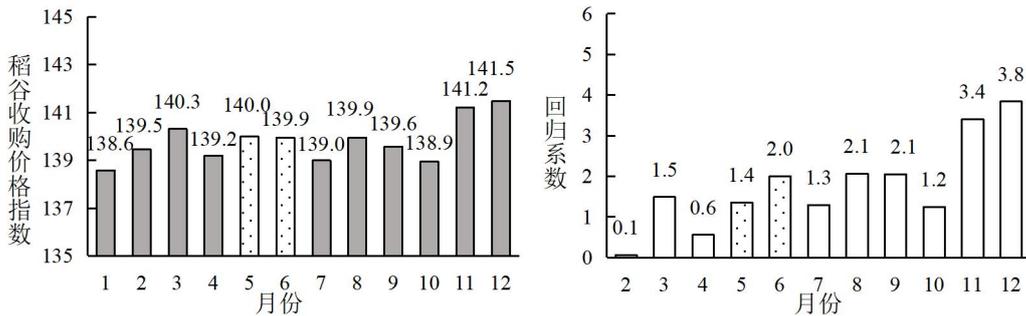


图4 2009—2022年稻谷收购价格指数月度平均值 图5 采用ARCH模型估计的稻谷价格月份效应

根据课题组调研掌握的信息，年底是东北稻谷收购高峰期，春节前各类粮食购销主体补库需求旺盛，但由于农民惜售、天气以及运输等原因，市场出现短期供不应求，从而推高了稻谷收购价格。可见，“12月份效应”是临近年关稻谷收购市场活跃的正常表现。

就小麦而言，95%的小麦上市时点集中在5月下旬和6月，根据生产周期可初步判断小麦的常规缺口应出现在6月以前。结合1—6月小麦收购价格指数的月度平均值变化（见图6）和采用ARCH

^①借鉴李锐（2003）、孙志红和卢新生（2011）测度月份效应的方法，利用2009年1月至2022年6月稻谷月度价格数据、2009年1月至2019年12月小麦和玉米的日度价格数据（数据来源于Wind数据库），采用ARCH模型和月度虚拟变量 D_{it} （以1月价格为基准）对稻谷、小麦、玉米的月份效应进行估计。主要估计公式为： $P_t = \alpha_1 + \sum \beta_i \times D_{it} + \varepsilon_t$ 。需要说明的是：由于小麦、玉米国内价格自2020年以来受新冠疫情、粮食危机、国际局势等因素影响波动较大，因此在模型中剔除2020年以后的小麦、玉米价格数据，采用2009年1月至2019年12月的小麦、玉米价格数据进行估计。

模型估计的月份效应结果（见图7），判断小麦常规缺口断点出现在4—5月^①。

就玉米而言，玉米从9月中旬开始集中收获上市，秋季收获的玉米约占全年产量的90%，初步判断常规缺口应出现在9月以前。结合玉米收购价格指数的月度平均值变化（见图8）和采用ARCH模型估计的月份效应结果（见图9），7—8月玉米市场价格变动相对明显，可以判断玉米常规缺口断点为7—8月。

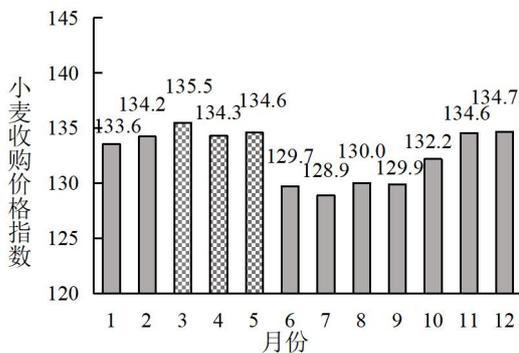


图6 2009—2022年小麦收购价格指数月度平均

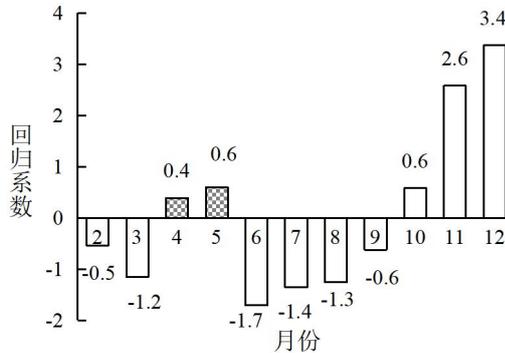


图7 采用ARCH模型估计的小麦价格月份效应

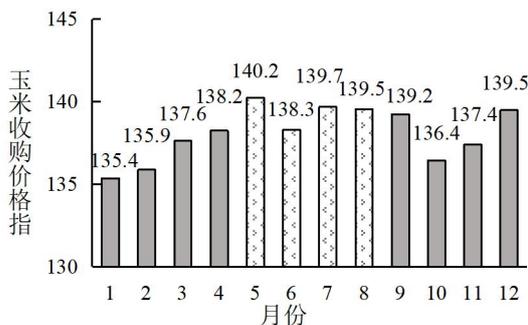


图8 2009—2022年玉米收购价格指数月度平均

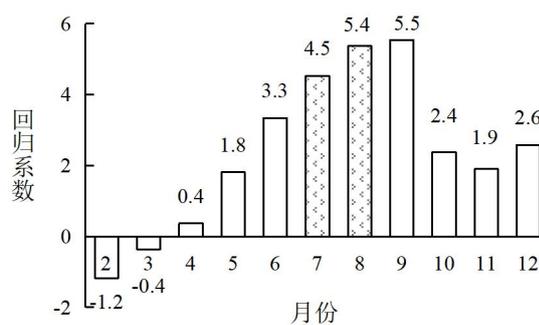


图9 采用ARCH模型估计的玉米价格月份效应

根据上述分析，稻谷、小麦、玉米常规缺口造成的断点长度均为2个月。表2展示了常规缺口断点对应的粮食消费量。根据表2可知，稻谷、小麦、玉米常规缺口断点对应的粮食消费量分别为3564万吨、2455万吨、4932万吨。进一步考虑各粮食品种的主要用途，稻谷常规缺口断点对应的食用消费量为2667万吨，小麦对应的制粉消费量为1530万吨，玉米对应的饲用消费量为3266万吨。

表2 三大粮食作物常规缺口断点及其对应的消费量

粮食品种	断点长度 (月)	月均消费量 (万吨)	主要用途月均消费量 (万吨)	断点对应的消 费量(万吨)	断点对应的 主要用途 消费量(万吨)
稻谷	2	1782	1333	3564	2667
小麦	2	1227	765	2455	1530
玉米	2	2466	1633	4932	3266

注：月均消费量和主要用途月均消费量对应的年份是2020/21市场年度；稻谷主要用途消费是指食用消费，小麦主要用途消费是指制粉消费，玉米主要用途消费是指饲用消费。

^①本文分析所得的小麦缺口月份与笔者2017年赴山东调研时当地反映的小麦流通缺口月份一致。

（二）产区受灾

在多数年份，中国农业灾害表现为春旱夏涝、北旱南涝、旱涝交替（许飞琼，2010），且多发于中国粮食主产区，易造成粮食产量不稳定。例如，1998年长江和嫩江流域的洪涝灾害、1999—2000年全国大范围干旱、2008年南方低温雨雪冰冻灾害、2016年武汉和安徽等地的洪涝灾害、2021年河南特大暴雨事件等。随着中国农业防灾减灾能力不断提升，农作物受灾面积比例从2000年以前的30%左右下降到近五年的15%以下，成灾面积比例从15%以上下降到7%以下^①。表3是根据中国农作物受灾面积、成灾面积和各品种农作物面积比例估算的三大粮食作物受灾、成灾情况。分析表3发现，以2010年为界，2010年后三大粮食作物受灾、成灾比例明显下降。综合表3信息，结合现阶段粮食生产防灾减灾水平，用2010—2020年^②三大粮食作物成灾面积占农作物播种面积比例的均值作为当前生产技术水平下常规年景的成灾率，得到稻谷、小麦、玉米在常规年景的成灾率分别为1.4%、1.1%和1.8%。

表3 2000—2021年三大粮食作物受灾、成灾情况 单位：%

年份	稻谷		小麦		玉米	
	受灾比例	成灾比例	受灾比例	成灾比例	受灾比例	成灾比例
2000	6.7	4.2	6.0	3.8	5.2	3.2
2001	6.2	3.8	5.3	3.2	5.2	3.2
2002	5.5	3.2	4.7	2.7	4.8	2.8
2003	6.2	3.7	5.2	3.1	5.6	3.4
2004	4.5	2.0	3.4	1.5	4.0	1.8
2005	4.6	2.4	3.7	1.9	4.2	2.2
2006	5.1	3.1	4.2	2.5	5.1	3.0
2007	6.3	3.2	5.1	2.6	6.5	3.3
2008	5.0	2.8	4.0	2.2	5.2	2.9
2009	5.8	2.6	4.8	2.1	6.4	2.9
2010	4.6	2.3	3.7	1.8	5.3	2.6
2011	3.9	1.5	3.1	1.2	4.7	1.8
2012	2.9	1.3	2.3	1.1	3.7	1.7
2013	3.6	1.6	2.9	1.3	4.8	2.2
2014	2.8	1.4	2.2	1.1	3.9	2.0
2015	2.4	1.4	1.9	1.1	3.5	2.0
2016	2.9	1.5	2.3	1.2	4.2	2.2
2017	2.1	1.0	1.6	0.8	2.8	1.4
2018	2.3	1.2	1.8	0.9	3.2	1.6

^①资料来源：根据国家统计局网站（<https://data.stats.gov.cn>）数据计算。

^②此处采用2010—2020年三大粮食作物成灾面积所占比例来作为其在常规年景的成灾率，而不是将时间范围划定为2010—2021年，主要是为了与下文中计算主产区常规年景成灾率的时间范围保持一致。

表3 (续)

2019	2.1	0.9	1.7	0.7	2.9	1.2
2020	2.1	0.9	1.7	0.7	2.9	1.2
2021	1.2	0.5	1.0	0.4	1.8	0.7

注：各粮食作物受灾比例、成灾比例根据全国农作物总受灾面积、成灾面积以及各粮食作物播种面积占农作物播种面积比例估算。以稻谷为例，稻谷受灾面积=全国农作物受灾面积×（稻谷播种面积/农作物播种面积），稻谷受灾比例=稻谷受灾面积/农作物播种面积。

资料来源：根据国家统计局网站（<https://data.stats.gov.cn>）数据计算。

在常规气象年景的基础上，需进一步考虑粮食主产区受灾严重可能延长粮食供应断点长度。表4第一部分统计了1995—2020年粮食主产区各粮食作物成灾面积占其播种面积的比例。如表4所示，主产区稻谷成灾面积占稻谷总播种面积比例的均值为8.23%，小麦和玉米分别为7.56%和10.29%；主产区稻谷成灾程度最轻的年份为2017年，成灾面积占稻谷总播种面积的3.50%，小麦和玉米成灾程度最轻的年份均为2019年，成灾面积分别占其总播种面积的3.14%和3.85%；主产区稻谷最重灾情发生于2003年，稻谷成灾面积占稻谷总播种面积的15.88%，主产区小麦和玉米最重灾情均发生在2000年，成灾面积分别占其总播种面积的16.32%和21.96%。首先，粮食储备规模估算需尽可能考虑主产区严重受灾情境，因此把稻谷、小麦、玉米的最大成灾比例作为断点估算的参考依据，分别为15.88%、16.32%和21.96%。然后，以2020年各粮食作物播种面积为基准，结合上述比例，得到稻谷、小麦、玉米成灾面积分别为447.60万公顷、381.50万公顷、906.10万公顷，比常规年景成灾面积^①多326.7万公顷、292.0万公顷、681.2万公顷。最后，以2020年稻谷、小麦、玉米单产水平为基准，估算得到主产区受灾严重导致单产减少三成、五成和八成的粮食减产数量及对应的断点长度。当单产减少三成，稻谷、小麦、玉米的断点长度分别为0.39个月、0.41个月和0.52个月；当单产减少五成，稻谷、小麦、玉米的断点长度分别为0.65个月、0.68个月和0.87个月；当单产减少八成（绝收标准），稻谷、小麦、玉米的断点长度分别为1.03个月、1.09个月和1.40个月。

表4 粮食主产区受灾严重情形下三大粮食作物减产数量及断点长度

指标	统计值	稻谷	小麦	玉米
1995—2020年主产区三大粮食作物成灾面积占其总播种面积比例（%）	平均值	8.23	7.56	10.29
	最小值	3.50	3.14	3.85
	最大值	15.88	16.32	21.96
	常规值 ^a	5.02	3.83	5.45
1995—2020年主产区三大粮食作物成灾面积 ^b （万公顷）	最大值	477.60	381.50	906.10
	常规值	150.90	89.50	224.90
	差值 ^c	326.70	292.00	681.20

^①参照上文表3的分析结论，采用2010—2020年粮食主产区稻谷、小麦、玉米的成灾面积占其总播种面积比例的均值作为主产区稻谷、小麦、玉米常规年景的成灾率，根据这一成灾率及其基准年份的播种面积可得到常规年景成灾面积。

表 4 (续)

主产区灾情严重时粮食额外减产数量 ^d (万吨)	减产 30%	690	503	1291
	减产 50%	1151	838	2152
	减产 80%	1841	1341	3443
主产区灾情严重时粮食额外减产对应的断点长度 ^e (月)	减产 30%	0.39	0.41	0.52
	减产 50%	0.65	0.68	0.87
	减产 80%	1.03	1.09	1.40

注：各年份粮食主产区各粮食作物成灾面积由当年各粮食主产省份相应作物的成灾面积加总得到，各省农作物成灾面积数据来自《中国农村统计年鉴》（1995—2020年）。a 参照表3的分析结论，采用2010—2020年主产区稻谷、小麦、玉米的成灾面积占其总播种面积比例的均值作为主产区稻谷、小麦、玉米常规年景的成灾率。b 以2020年各粮食作物播种面积为基准，估算主产区成灾面积的最大值和常规值。c 差值=最大值—常规值。d 根据主产区成灾严重时的各粮食作物成灾面积与其常规年景成灾面积的差值计算的额外减产的粮食数量，30%、50%和80%分别表示单产较常年减少三成、五成和八成。以2020年稻谷、小麦、玉米的单产为基准估算。e 以2020/2021市场年度稻谷、小麦、玉米消费量计算的月均消费量为基准，估算减产对应的断点长度。

（三）连续受灾

由于自然灾害发生具有随机性和不确定性，粮食生产极有可能遭受持续严重灾害。在过去很长一段时间内，中国粮食生产有“两丰两歉一平”的周期性波动规律。粮食储备规模估算需考虑这样的连续受灾情况。如图10所示，部分年份的农作物受灾比例、成灾比例连续处于较高水平。以2004年为界，2004年以前农作物连续受灾的现象比较频繁，2004年后随着一系列惠农支农政策实施、防灾减灾能力增强，农作物连续受灾现象减少。对2004年前后全国农作物受灾比例数据进行方差分析，结果显示在1%显著性水平上拒绝两组数据均值相等的原假设，这一结果也验证了2004年前后全国农作物受灾情况存在显著差异。因此，在判断农业生产受灾是否严重时，需以2004年为界设置不同的界限标准。

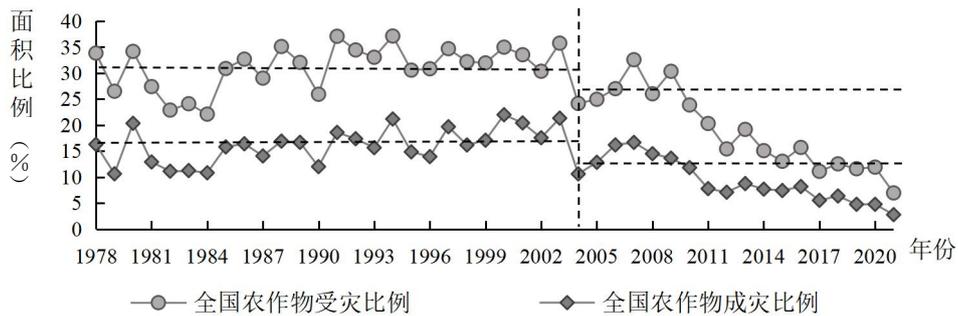


图 10 1978—2021 年农作物受灾、成灾情况

注：①农作物受灾是指因灾单产较常年减少一成以上；农作物成灾是指因灾单产较常年减少三成以上。②全国农作物受灾比例=全国农作物受灾面积/全国农作物播种面积，全国农作物成灾比例=全国农作物成灾面积/全国农作物播种面积。③图中水平横线分别表示不同时期农作物严重受灾、成灾的临界线。

资料来源：根据国家统计局网站 (<https://data.stats.gov.cn>) 数据计算。

对 2004 年及以前的年份，以 1978—2004 年农作物受灾面积比例和农作物成灾面积比例的均值 31.02% 和 15.99% 为标准，若当年农作物受灾面积比例大于 31.02%，且当年农作物成灾面积比例大于 15.99%，就认为该年农业生产受灾严重；对 2005—2020 年，以 1978—2020 年农作物受灾面积比例和农作物成灾面积比例的均值 26.70% 和 13.62% 为标准，若当年农作物受灾面积比例大于 26.70%，且当年农作物成灾面积比例大于 13.62%，就认为该年农业生产受灾严重。根据上述标准，得到图 11。如图 11 所示，1978—2020 年 43 年期间，有 17 个年份受灾、成灾严重，其中持续严重受灾的时期包括 1988—1989 年、1991—1992 年、1997—2001 年、2006—2007 年。在这些时期中，连续两年严重受灾的频次相对较高，与过去“两丰两歉一平”的周期性波动规律吻合。因此，本文估算储备规模主要考虑连续两年受灾情况。

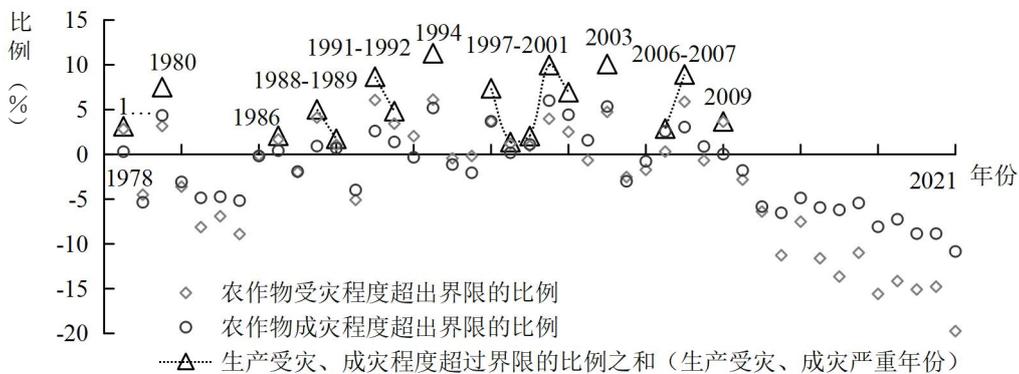


图 11 1978—2021 年农业生产受灾、成灾严重年份分布情况

基于单年受灾严重的断点长度（见表 4），考虑连续两年受灾情况，估算得到稻谷、小麦、玉米的断点长度如表 5 所示。根据单产减产程度的差异，两年可形成 6 种断点组合。其中，若连续两年单产均减产 30%，断点长度最短，稻谷、小麦、玉米分别为 0.78 个月、0.82 个月和 1.04 个月；若连续两年单产均减产 80%，断点长度最长，稻谷、小麦、玉米分别为 2.06 个月、2.18 个月和 2.80 个月。综上得到，若粮食主产区连续两年受灾严重，稻谷断点长度为 0.78~2.06 个月，小麦断点长度为 0.82~2.18 个月，玉米断点长度为 1.04~2.80 个月。

表 5 粮食主产区连续受灾严重情形下的断点长度

连续受灾时长	第 1 年单产减产程度 (%)	第 2 年单产减产程度 (%)	断点长度 (月)		
			稻谷	小麦	玉米
受灾 1 年	30	—	0.39	0.41	0.52
	50	—	0.65	0.68	0.87
	80	—	1.03	1.09	1.40
连续 2 年	30	30	0.78	0.82	1.04
	30	50	1.04	1.09	1.39
	30	80	1.42	1.50	1.92

表 5 (续)

	50	50	1.30	1.36	1.74
	50	80	1.68	1.77	2.27
	80	80	2.06	2.18	2.80

注：由于第 1 年减产 50%、第 2 年减产 30% 的断点长度与第 1 年减产 30%、第 2 年减产 50% 的断点长度相同，故不在表中报告。其他断点长度相同的情况也均未在表中重复报告。

四、分情境的粮食储备规模估算

(一) 不同风险情境组合

根据上文，粮食产销流动的中断风险包括常规缺口、产区受灾、连续受灾。常规缺口是粮食产销流动伴生的规律性特征，本文认为其普遍存在于粮食市场年度中，可将其视作必然事件。产区受灾和产区连续受灾则为随机事件，具有一定的发生率。粮食储备规模估算，需要确定产区受灾和产区连续受灾的发生率。本文估算的粮食产销流动中断风险事件发生率如图 12 所示。



图 12 不同风险情境下粮食产销流动中断风险的发生率

根据中国农业灾害历史数据确定产区受灾和连续受灾的发生率。

计算过程如下：产区受灾发生率为 $P(B_2)=(1978-2020 \text{ 年受灾、成灾严重年份频次})/43=17/43$ ，常规年景发生率则为 $P(B_1)=1-P(B_2)=26/43$ 。然后，确定连续受灾的发生率。在 1978—2020 年发生的 10 轮严重灾害中，受灾 1 年占 6 次，连续受灾占 4 次，由此得到受灾 1 年的发生率为 $P(B_{21}|B_2)=6/10$ ，连续受灾的发生率为 $P(B_{22}|B_2)=4/10$ 。单产减产的发生率直接按其区间覆盖长度确定^①。其中，单产减产 30% 的发生率按照减产 30%~50% 的区间确定为 $P(B_{21a}|B_{21})=2/7$ ，依此类推得到单产减产 50% 的发生率为 $P(B_{21b}|B_{21})=3/7$ ，单产减产 80% 的发生率为 $P(B_{21c}|B_{21})=2/7$ 。在连续受灾的情况下，两年均减产 30% 的发生率为 $P(B_{22a}|B_{22})=(2/7) \times (2/7)=4/49$ ，依此类推，得到连续受灾情况下各种风险情境组合的发生率。

^①根据国家统计局农作物成灾标准为单产较常规年份减少 30% 及以上，单产减少 30% 以下不算作成灾，故计算单产减少概率时所用分母为 7。在分母为 7 的基础上，将余下部分划分为 30%~50%、50%~80% 和 80% 以上三个区间，各自发生率按照其区间覆盖长度占比分别确定为 2/7、3/7 和 2/7。

表 6 为多种风险情境及对应的发生率。本文将常规产销缺口视作必然事件，即常规缺口的事件发生率为 1，因此，其他事件与常规缺口同时发生的概率仍为该事件自身的发生率。如表 6 所示，若产区不发生严重灾害，此时市场上只有常规缺口，该情境的发生率为 $P(AB_1)=26/43$ ；若粮食产区一年严重受灾，其发生率为 $P(AB_{21})=1 \times (17/43) \times (6/10)=357/1505$ ，进一步按照单产减产 30%、50%、80% 分级，发生率分别为 $P(AB_{21a})=102/1505$ 、 $P(AB_{21b})=153/1505$ 、 $P(AB_{21c})=102/1505$ ；若粮食产区连续两年严重受灾，其发生率为 $P(AB_{22})=238/1505$ ，进一步按照单产减产的 6 种组合分级，其发生率分别对应表 6 中的 $AB_{22a} \sim AB_{22f}$ 。

表 6 不同风险情境组合对应的发生率

情境组合	AB ₁	AB ₂₁			AB ₂₂					
		AB _{21a}	AB _{21b}	AB _{21c}	AB _{22a}	AB _{22b}	AB _{22c}	AB _{22d}	AB _{22e}	AB _{22f}
概率 P	$\frac{26}{43}$	$\frac{102}{1505}$	$\frac{153}{1505}$	$\frac{102}{1505}$	$\frac{136}{10535}$	$\frac{408}{10535}$	$\frac{272}{10535}$	$\frac{306}{10535}$	$\frac{408}{10535}$	$\frac{136}{10535}$

(二) 不同风险情境组合下的储备规模

根据本文研究思路，粮食储备规模应与粮食季节性流动的断点长度相匹配。表 7 估算了不同风险情境组合下的断点长度及其相应储备规模。其中，当产区未遭受严重自然灾害时，即仅存在常规缺口时，断点长度最短，对应的粮食储备规模也最小，此时，稻谷、小麦、玉米对应的储备规模分别为 3564 万吨、2455 万吨和 4932 万吨。当产区连续严重受灾且单产减产均超过 80% 时，断点长度最长，对应的粮食储备规模也最大，此时，稻谷、小麦、玉米对应的储备规模分别为 7235 万吨、5129 万吨和 11837 万吨。最后，综合 10 种风险情境组合的发生率及其对应的断点长度，可得到稻谷、小麦、玉米断点的数学期望，分别为 2.38 个月、2.40 个月和 2.51 个月，对应的储备规模分别应为 4239 万吨、2943 万吨和 6190 万吨。为便于与联合国粮农组织谷物最低安全库存消费比进行比较^①，本文计算粮食储备数量占粮食消费总量的比例，得到稻谷、小麦、玉米的储备消费比区间分别为 16.67%~33.83%、16.67%~34.83% 和 16.67%~40.00%，进一步根据概率数学期望计算得到稻谷、小麦、玉米的储备消费比分别为 19.82%、20.00% 和 20.92%。

表 7 多种粮食产销流动中断风险情境组合下的粮食断点长度及储备规模

情境组合		发生率 (%)	断点长度 (月)			储备规模 (万吨)		
			稻谷	小麦	玉米	稻谷	小麦	玉米
AB ₁	AB ₁	60.47	2.00	2.00	2.00	3564	2455	4932
AB ₂₁	AB _{21a}	6.78	2.39	2.41	2.52	4259	2957	6214
	AB _{21b}	10.17	2.65	2.68	2.87	4722	3288	7077
	AB _{21c}	6.78	3.03	3.09	3.40	5399	3791	8384

^①FAO 给出的是库存消费比，不是储备消费比。如前所述，FAO 计算库存消费比时用了三种方法，前两种计算的是储备，后一种计算的是整体库存（含储备和周转库存）。本文的方法算的只是储备，因此，后文使用“储备消费比”这一表述。

表7 (续)

AB ₂₂	AB _{22a}	1.29	2.78	2.82	3.04	4954	3460	7497
	AB _{22b}	3.87	3.04	3.09	3.39	5417	3791	8360
	AB _{22c}	2.58	3.42	3.50	3.92	6094	4295	9667
	AB _{22d}	2.90	3.30	3.36	3.74	5881	4123	9223
	AB _{22e}	3.87	3.68	3.77	4.27	6558	4626	10530
	AB _{22f}	1.29	4.06	4.18	4.80	7235	5129	11837
数学期望			2.38	2.40	2.51	4239 (19.82%)	2943 (20.00%)	6190 (20.92%)
最小值			2.00	2.00	2.00	3564 (16.67%)	2455 (16.67%)	4932 (16.67%)
最大值			4.06	4.18	4.80	7235 (33.83%)	5129 (34.83%)	11837 (40.00%)

注：括号中数据表示该粮食储备规模对应的储备消费比。

在以往估算结果中，徐力行（2004）认为中国粮食储备量应占粮食消费量的 1/3，丁声俊（2008）认为粮食储备量应占消费量的 25%~30%，普冀喆和郑风田（2020）认为小麦、稻谷、玉米的最低安全储备率分别应为 20%~36%、15%~35%和 15%~25%。这些结果与本文估算的比例区间接近。其中，本文得到的玉米储备消费比区间右端点偏大，主要原因是此处的右端点考虑的是极端情境。而以往研究估算的通常是常规风险情境，并未考虑到极端情况。与以往研究结论相比（以往研究按平均安全储备率为 25%计算），本文估算的粮食储备规模期望值减少 1859 万吨，按每年仓储保管费 100 元/吨计算，每年至少节省财政支出 18.59 亿元。如果算上金融贷款利息、管理人工工资费用等，本文估算的粮食储备规模期望值将节约更多财政支出，在一定程度上减少关于政府储备财政负担过大的争议。

对比政府发布数据，本文研究结果与此前国家粮食和物资储备局发布的数据不冲突。发布数据表明，“我国粮食库存总量持续高位运行”，“稻谷、小麦库存都能够满足 1 年以上需求”^①。此处的库存数据包括了政府储备、最低收购价形成的政策性库存、粮食企业商品库存等。本文的研究结果是从粮食产销流动中断风险的角度，给政府优化储备规模提供参考，并不能据此推断现实中粮食库存规模过大。实际上，粮食整体库存规模必然大于政府粮食储备规模。

五、对结果的进一步讨论

本文的主要目标是提出一个新的粮食储备规模估算框架。本文估算结果有三个前提设定：第一，主要考虑国内粮食产销流动情况，暂不考虑国际贸易；第二，以生产受灾减产为例分析粮食供应中断风险；第三，以当前和过去一段时间内灾害发生率替代粮食生产受灾减产的概率。

^①资料来源：《光亮百姓“粮仓家底”——专访国家粮食和物资储备局负责人》，http://www.xinhuanet.com/politics/2020-08/24/c_1126407434.htm。

基于以上前提条件，可进一步探讨本文研究结果的可信度。第一，如果考虑开放市场、多重风险冲击，本文研究结果显然低估了需要的粮食储备规模。若增加贸易的影响，储备调控的范围将进一步扩大。例如，全球粮食贸易数量、进口粮源控制力等，都会影响国内粮食储备规模。若扩展风险来源，纳入公共卫生事件、动物疫病、气候变化、战争等多重冲击，也会低估所需的粮食储备规模。第二，单产减产概率设定不同会影响储备规模的期望值。但是，基于本文的分析框架，储备规模的区间端点值不会变化。在实际情况中，连续大规模减产的概率很低，可能低于文中设定，导致本文结果可能高估储备规模期望值。第三，若同时考虑更多样的市场条件、不同的单产减产概率，模型设定就需要更加细化。这也是本研究未来的努力方向。

将本文研究结果应用到政策实践时，还需注意以下两点。第一，极端风险事件的发生具有一定概率。在本文设定的诸多风险情境组合下，设定的极端风险情境对应的事件发生率仅为1.29%，在得到的估算结果中对应粮食储备规模区间的右端点。面对低概率、高成本的极端风险情境，政府粮食储备是否应负责100%的粮食中断风险仍有待商榷。第二，本文提出的估算方式和得到的估算结果，只针对政府储备，不包括民间库存。中国粮食收储主体多样，民间主体也会根据市场情况、经营需要存储粮食。对民间主体的粮食存储规模，不建议由政府硬性规定。但是，政府可根据宏观调控需要，建立加工企业社会责任储备，引导农户和农业新型经营主体适度储备。

受研究体量和技術限制，本文研究难以在短期内纳入全部风险因素及其发生概率。但是，新提出的估算框架具有较强灵活性和实用性，可在未来持续拓展。第一，供给端可以覆盖更多环节，增加国际贸易等模块，以更全面地刻画粮食供给的波动性。第二，可容纳更多风险因素，只要厘清各类风险的发生和作用机制并得到权威研究结果作为参数，就可将其代入本框架进行估算。但要注意的是，气候变化及其带来的粮食种植带北移等需要单独考虑。因为气候变化会给粮食产销带来系统性影响，且其研究结果受方法、假设和模拟情景设定的影响较大，会给本文的风险情境及发生概率设定造成较大难度。第三，可以包容更复杂的单产波动估算方法，未来可借鉴粮食生产风险度量的研究预测单产波动概率。第四，允许根据主粮结构的变化来调整粮食储备的品种结构。与以往“总一分”式的估算逻辑不同，本文采取“分一总”式的估算思路，根据各粮食品种特征分别估算储备规模，不仅“内生”考虑了粮食储备结构问题，而且能达到分品种施策的目的。

总体来看，本文试图搭建一个新的粮食储备规模估算框架。目前的基础框架还存在一些局限，将在未来纳入更多研究内容，以推动粮食储备规模研究更好地与现实情境相结合。

六、结论与政策建议

粮食储备制度是保障粮食安全的重要防线，合理的粮食储备规模是确保粮食储备制度发挥“稳压器”“保护伞”作用的基础和关键。本文对应粮食储备备荒应急的重要目标，基于粮食产销的季节性流动特征，以生产受灾减产为例，识别出中国粮食季节性流动过程中的风险断点，进而确定合理的粮食储备规模。本文将粮食储备规模估算的研究思路从传统的平抑粮食生产年际波动调整为应对粮食产销流动中断风险。在主要考虑国内粮食产销流动、生产受灾减产风险的情境下，本文估算得到稻谷、

小麦、玉米的风险断点长度分别为2~4.06个月、2~4.18个月和2~4.80个月，对应的粮食储备消费比区间分别为16.67%~33.83%、16.67%~34.83%和16.67%~40.00%。最后，根据概率数学期望估算得到稻谷、小麦、玉米的断点长度分别为2.38个月、2.40个月和2.51个月，对应的粮食储备消费比分别为19.82%、20.00%和20.92%。

综合上述结论和判断，可得到以下几点建议。第一，确定粮食储备合理规模应研判粮食产销流动的重点风险。在传统风险与新兴风险叠加挑战下，应根据现阶段和未来一段时间内粮食供需形势变化和产销流动特征，摸排、识别好粮食产销各环节主要风险，充分评估新的重大风险，有针对性地确定粮食储备规模。第二，粮食储备规模的确定应考虑品种差异，动态优化储备结构。从消费端来看，粮食储备及品种结构应考虑居民食物消费习惯、膳食结构变化、消费需求升级；从供给端来看，粮食储备及品种结构应考虑不同粮食作物生产、流通、贸易的差异。第三，粮食收储主体应明确各自分工，实现功能差异、角色互补。除政府储备外，还需用好粮企、新型农业经营主体等民间库存资源，构建“政府主导、社会共建、多元互补”的社会粮食库存体系。第四，完善粮食储备应急保障机制，确保遭遇突发情况时各粮食存储主体及时响应、粮食储备“调得动、用得上”，切实发挥应急保供作用。

参考文献

- 1.曹宝明、黄昊舒、赵霞，2022：《中国粮食储备体系的演进逻辑、现实矛盾与优化路径》，《农业经济问题》第11期，第25-33页。
- 2.程国强、朱满德，2013：《中国粮食宏观调控的现实状态与政策框架》，《改革》第1期，第18-34页。
- 3.丁声俊，2008：《论国家粮食储备和粮食价格》，《粮食科技与经济》第3期，第9-10页、第13页。
- 4.范成方、李玉、王志刚，2022：《粮食产业供给侧结构性改革的思考与对策——以山东省为例》，《农业经济问题》第11期，第42-56页。
- 5.贾晋，2012：《我国粮食储备的合理规模、布局与宏观调控》，《重庆社会科学》第2期，第82-94页。
- 6.李凤廷、侯云先、邵开丽、钱向明，2016：《突发事件下的粮物流通——基于情景应对的储备粮紧急调运决策框架》，《中国农村经济》第12期，第60-75页。
- 7.李锐，2003：《中国股票市场的月份效应》，《数量经济技术经济研究》第7期，第126-130页。
- 8.厉为民、黎淑英，1988：《世界粮食安全概论》，北京：中国人民大学出版社，第104-105页。
- 9.刘颖，2002：《关于我国专项粮食储备规模的定量研究》，《华中农业大学学报（社会科学版）》第3期，第26-28页。
- 10.刘颖、许为、樊刚，2010：《中国粮食安全储备最优规模研究》，《农业技术经济》第11期，第83-89页。
- 11.娄源功，2003：《基于国家粮食安全的专项储备粮规模研究》，《农业技术经济》第4期，第6-12页。
- 12.马九杰、张传宗，2002：《中国粮食储备规模模拟优化与政策分析》，《管理世界》第9期，第95-105页、第113页。
- 13.普冀喆，2020：《中国政策性粮食收储问题研究：市场模拟与政策优化》，北京：中国农业出版社，第110-121页。

14. 普冀喆、郑风田, 2020: 《粮食储备规模优化研究: 基于库存消费比视角》, 《农村经济》第7期, 第78-85页。
15. 普冀喆、郑风田、崔海兴, 2018: 《粮食最优储备规模研究进展及启示》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第5期, 第67-75页、第163-164页。
16. 孙志红、卢新生, 2011: 《基于农业视角的股票价格季节性效应实证研究》, 《统计与决策》第23期, 第96-99页。
17. 万广华、张藕香, 2007: 《中国农户粮食储备行为的决定因素: 价格很重要吗?》, 《中国农村经济》第5期, 第13-23页。
18. 王克、张峭, 2013: 《农业生产风险评估方法评述及展望》, 《农业展望》第2期, 第38-43页。
19. 王晓东, 2022: 《在统筹发展和安全中完善重要商品储备制度——以农产品为视角的分析》, 《中国农村经济》第5期, 第2-19页。
20. 魏云霄、史清华, 2020: 《农家粮食: 储备与安全——以晋浙黔三省为例》, 《中国农村经济》第9期, 第86-104页。
21. 吴志华、施国庆、胡荣华, 2002: 《中国粮食安全储备及其规模确定》, 《中国农村观察》第1期, 第15-21页、第46页、第80页。
22. 徐力行, 2004: 《中国官方粮食储备合理规模的确定依据》, 《现代经济探讨》第7期, 第56-58页。
23. 许飞琼, 2010: 《农业灾害经济: 周期波动与综合治理》, 《经济理论与经济管理》第8期, 第74-79页。
24. 张瑞娟、武拉平, 2012: 《基于资产选择决策的农户粮食储备量影响因素分析》, 《中国农村经济》第7期, 第51-59页。
25. 中共国家粮食和物资储备局党组, 2022: 《完善国家储备体系 保障初级产品供给》, 《求是》第10期, 第36-41页。
26. 周立、潘素梅、董小瑜, 2012: 《从“谁来养活中国”到“怎样养活中国”——粮食属性、AB模式与发展主义时代的食物主权》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第2期, 第20-33页。
27. 朱晶、钟甫宁, 2004: 《市场整合、储备规模与粮食安全》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第19-23页。
28. Eaton, D. J., 1980, *A Systems Analysis of Grain Reserves*, Technical Bulletin 1611, U.S. Department of Agriculture, 33. <https://naldc.nal.usda.gov/download/CAT80737014/PDF>.
29. FAO, 1974, “An Estimate of the Desirable Minimum Safe Level of Global Stock for World Food Security”, in FAO (eds.) *Approaches to World Food Security: Selected Working Paper of the Commodities and Trade Division*, Rome: FAO Economic and Social Development Paper, 18-38.
30. Gustafson, R. L., 1958, *Carryover Levels for Grains: A Method for Determining Amounts that Are Optimal Under Specified Conditions*, Technical Bulletin 1178, U.S. Department of Agriculture, 5-48, <https://naldc.nal.usda.gov/download/CAT87201112/PDF>.
31. He, Y., J. Wen, S. Yang, and J. Song, 2017, “Optimizing Strategic Grain Reserve Placement in a Partial Pooling Structure”, 2017 IEEE/SICE International Symposium on System Integration (SII), Taipei, 342-347.
32. Iftekhar, A., X. Cui, and Y. Yang, 2021, “Blockchain Technology for Trustworthy Operations in the Management of Strategic Grain Reserves”, *Foods*, 10(10): 1-18.
33. Olajide, J. O., and O. J. Oyelade, 2002, “Performance Evaluation of the Strategic Grain Reserve Storage Programme

(SGRSP) in Nigeria”, *Technovation*, 22(7): 463-468.

34.Rashid, S., and S. Lemma, 2011, “Strategic Grain Reserves in Ethiopia: Institutional Design and Operational Performance”, IFPRI Discussion Papers 01054, <https://www.ifpri.org/publication/strategic-grain-reserves-ethiopia>.

35.Waugh, F. V., 1967, “Reserve Stocks of Farm Products in Agricultural Policy: A Review of Programs and Needs”, *Technical Papers of the National Advisory Commission on Food and Fiber*, (5): 3-52.

36.Wells, O. V., and A. F. Karl, 1952, *Reserve Levels for Storable Farm Products*, Washington DC: U.S. Senate Document 130, 2-6.

37.Williams, J. C., and B. D. Wright, 1991, *Storage and Commodity Markets*, London: Cambridge University Press, 23-98.

(作者单位: 中国农业科学院农业经济与发展研究所)

(责任编辑: 陈静怡)

Estimating the Size of China’s Grain Reserves from the Perspective of Seasonal Flows: An Analysis Based on Disruption Risks in Grain Chain

PU Mingzhe CHEN Xi ZHONG Yu GAN Linzhen

Abstract: Grain reserves are a stabilizer to cope with the risks and challenges in terms of food security. To determine a reasonable size of grain reserves is a key to strengthening the national reserve system. In this paper analyzing the size of grain reserves, we focus on coping with the disruption risks in flows of grain production and sale rather than the traditional idea of stabilizing interannual fluctuations of grain production, and propose a new framework of estimating the size of grain reserves. Mainly considering the domestic grain production and sales under the assumption of production loss due to disasters, this paper identifies three types of risks in the current seasonal grain flows: regular shortage, disasters in the production areas, and continuous disasters. This paper further combines different risk scenarios and estimates the size of grain reserves. The results are as follows: The reserve-to-consumption ratios of rice, wheat and corn range between 16.67%-33.83%, 16.67%-34.83% and 16.67%-40%, respectively, and the reserve-to-consumption ratios calculated from the mathematical expectation are 19.82%, 20% and 20.92%, respectively. Based on the above analysis, this paper provides suggestions to study and identify the key risks in flows of grain production and sales, optimize the reserve structure, clarify the target and position of the main reserve holders, and improve the emergency system of grain reserves.

Keywords: Grain Reserves; Food Security; Reserve Size; Risk Identification; Grain Production and Sales

撤县设区对区域粮食生产的外溢效应分析*

李 宁¹ 周琦宇²

摘要：系统考察撤县设区对区域粮食生产的外溢效应，有助于从全局层面把握撤县设区与粮食安全之间的关系，从而为协同城市化发展与粮食安全保障提供科学参考。本文基于2004—2020年全国1797个县级单位的面板数据，采用双重差分法、工具变量法等估计方法，探究了撤县设区对区域粮食生产的外溢效应及作用机制。研究发现：撤县设区会对周边未发生撤县设区建制变更县的粮食生产造成外溢的负向冲击，且该外溢效应在空间上表现出随距离增加而逐渐减弱的特征。外溢效应综合反映到地级市层面同样表现出撤县设区对粮食生产的削弱作用。在作用机制上，撤县设区主要通过影响周边县耕地用途非农化、种植结构非粮化的农地非农化机制，以及劳动力跨地区流动、本地就业结构改变的劳动力非农化机制，对粮食生产造成外溢的负向冲击。

关键词：撤县设区 粮食生产 外溢效应 农地非农化 劳动力非农化

中图分类号：F326.11 **文献标识码：**A

一、引言

随着中国城市化进程不断加快，撤县设区^①逐渐成为地方政府扩大城市规模、优化空间布局的重要行政手段，在全国范围内广泛实践^②。由于撤县设区具有服务于城市化战略的政策实践特征，多数学者针对其实施效果的评价主要围绕地区经济增长、城市化水平、公共服务供给等非农领域展开，且

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“撤县设区中的地方政府粮食安全主体责任转变：嵌入机制、影响效应与政策优化”（编号：72273060）、国家社会科学基金后期资助一般项目“撤县设区中的地方政府粮食安全主体责任转变研究”（编号：22FGLB038）和江苏省第六期333高层次人才培养支持项目（编号：2022316468）的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，但文责自负。本文通讯作者：周琦宇。

^①结合政策文件与已有研究，本文将撤县设区定义为直辖市或地级市将其所辖的县或县级市改设为市辖区，包括“撤县设区”以及“撤县级市设区”两种情况。

^②根据中华人民共和国民政部全国行政区划信息查询平台（<http://xzqh.mca.gov.cn>）公布的历年县级以上行政区划变更情况统计数据，2000—2021年，全国共有156个县级单位发生撤县设区建制变更（其中，111个为撤县设区，45个为撤县级市设区），并较为广泛、均匀地分布于东部、中部、西部和东北地区。

大多持肯定态度（Fan et al., 2012；卢盛峰和陈思霞，2016；王禹瀚和张恩，2021）。但从建制变更的结果来看，县（农业型政区）的撤销与市辖区（城市型政区）的设立即意味着原辖区经济职能重心的非农化转移（杨桐彬等，2020），由此，对于承担重要粮食安全责任的地方政府，尤其是县级政府而言，一个自然的疑问是：撤县设区会对粮食生产带来何种影响？

遗憾的是，在同时涉及撤县设区与粮食生产的已有文献中，仅有李宁和周琦宇（2023）讨论了粮食生产责任对地方政府撤县设区决策的潜在影响，还有张琛和孔祥智（2017）关注了县域在发生撤县设区前后本地粮食生产的变化问题，并给出了负向影响的经验判断。面对撤县设区是由县级政府与地级市政府共同发起并推进的事实，本文的关注点在于，撤县设区对粮食生产的影响除了体现在撤设县^①所在地之外，是否还可能会外溢到周边非撤设县乃至地级市层面呢？显然，将撤县设区对非撤设县乃至地级市整体层面的外溢效应纳入考察范畴，将有助于更为全面与系统地把握撤县设区与粮食生产之间的关系，从而为有序稳妥推进撤县设区与保障粮食安全提供重要参考^②。

鉴于此，本文尝试在理论上聚焦于影响粮食生产的农地与劳动力要素配置变化，并基于 2004—2020 年全国 1797 个县级单位的面板数据，采用多期双重差分法、工具变量法等估计方法，探究撤县设区对区域粮食生产的外溢效应及作用机制。相较于以往文献，本文可能的边际贡献在于：在研究问题上，将撤县设区的绩效评价拓宽到对区域粮食生产的外溢效应分析，丰富了城镇化建设与粮食安全关系的讨论；在研究内容上，系统考察了撤县设区影响粮食生产的外溢效应作用机制和空间异质性。

二、理论分析

本文主要从影响粮食生产的农地与劳动力要素配置变化入手，分析撤县设区对区域粮食生产产生的外溢效应。

（一）外溢效应产生的农地非农化机制

撤县设区作为政府推动城镇化建设的重要手段，深刻影响着撤设县的经济社会活动。这主要是因为，撤县设区的发生打破了市区与邻近县原有的刚性行政壁垒（王贤彬和谢小平，2012），可以借助土地要素的扩张进一步吸引劳动、资本等生产要素快速流向成本相对更低的撤设县，扩大撤设县的市场规模，进而提高资源配置效率以促进经济增长（邵朝对等，2018）。已有研究也表明，对经济绩效的追求构成了地级市与县级政府进行撤并调整的重要动力来源（叶林和杨宇泽，2017；李宁和周琦宇，2023）。然而，在同一地级市内部，作为同级政府的非撤设县面对其他撤设县经济绩效的改善，在“晋

^①为表述方便，本文将发生撤县设区建制变更的县称为“撤设县”，未发生撤县设区建制变更的县称为“非撤设县”。

^②面对长期以来广泛推进撤县设区所导致的城市空间无序扩张、基础设施重复建设、“虚假城市化”等乱象，2021 年国家发展和改革委员会提出“慎重撤县设区”，2022 年国家政府工作报告的措辞态度更是升级为了“严控撤县设区”，收紧之意十分清晰。从这个角度而言，本文从粮食安全的视角探究撤县设区的政策影响，也将为后续有序稳妥推进撤县设区提供理论参考与现实指引。此处，特别感谢审稿专家提出的宝贵意见，为本研究从更高立意和维度上理解撤县设区与粮食生产之间的关系提供了重要启发。

升锦标赛”“绩效相对排名”制度的激励下，极有可能产生“相互攀比”的行为激励，尤其表现为通过土地向非农领域集聚以争夺经济资源、实现经济扩张。换言之，作为粮食生产核心要素的耕地会在这一强经济发展导向下出现用途非农化与结构非粮化的配置转变，由此削弱粮食生产。

但与此同时，鉴于在中国粮食安全主体责任治理体系中，中央政府与地方政府之间形成了分层的委托代理关系^①（杜志雄，2013；罗万纯，2020），即自上而下层层分解各级政府的属地粮食生产责任，作为县级政府上一级的地级市政府面对撤设县粮食生产的萎缩，极有可能采取严格把控耕地用途转变、作物播种面积等措施，在地级市内部、区域之间进行粮食生产调配，以完成保障粮食安全的总体任务。不过值得注意的是，粮食生产对地级市政府缺乏正向激励，非撤设县作为独立运行的理性经济主体，对可能面临的粮食生产任务调配同样缺乏落实的激励。因此，尽管地级市政府对于农地非农化的严控与地区间粮食生产任务的调配可能对非撤设县粮食生产起到一定的提振作用，但相较于非撤设县主体的自发反应，可能因缺乏激励而效果甚微。换言之，综合而言，撤县设区仍会加剧非撤设县的农地非农化转变，进而对其粮食生产形成负向的外溢效应。

（二）外溢效应产生的劳动力非农化机制

撤县设区发生后，撤设县本地到中心城区的交通成本大幅降低，加之一体化市场和行政力量的共同作用，原有的生产要素集聚规模与生产效率有所提高（杨桐彬等，2020）。由此，撤设县与中心城区便会将周边非撤设县的经济社会资源，尤其是粮食生产领域的劳动力要素，吸引到当地配置效率与效益较高的工业、服务业等强势产业领域（詹新宇和曾傅雯，2021）。这意味着，非撤设县原有的劳动力要素会实现跨地区流动和重新配置。此外，根据“增长极”理论，撤设县与中心城区也极有可能会通过自身在人才、资本、技术等要素上的规模经济，对周边非撤设县产生辐射带动作用，尤其聚集在非农产业领域的发展。那么，非撤设县本地非农就业市场的蓬勃发展便极有可能带来就业结构的改变，尤其表现为本地农业劳动力的非农转移，进而冲击当地粮食生产。

然而，从区际产业转移的相关理论来看，地区间技术水平和生产要素禀赋等因素的差异，会导致不同地区在产业结构上存在发展阶段梯度，由此，当某一地区产业结构发生变动时，原有生产要素在遵循从低要素报酬率地区向高要素报酬率地区转移和从低市场容量地区向高市场容量地区转移的规律下，相对落后或不再具有比较优势的产业便将转移到存在产业梯度的周边地区，成为周边地区相对先进的产业。因此，随着撤设县产业结构的调整，原有的粮食生产要素与市场，便极有可能转移到周边相对落后但更适宜发展农业产业的非撤设县，进而可能在一定程度上有助于非撤设县粮食生产要素和产品市场效率的改善，尤其是可能在一定程度上减缓劳动力非农化。但是，考虑到粮食生产不具备类似非农部门中纺织、电子信息等明显的产业梯度特征（吴方卫和闫周府，2018），综合来看，撤县设区依旧会促进劳动力非农转移，进而削弱非撤设县的粮食生产。

综合以上分析，本文提出研究假说 H1：撤县设区通过作用于非撤设县的农地非农化与劳动力非

^①具体而言，由作为粮食安全委托方的中央政府对粮食安全主体责任的考核与问责制度进行总体设计与把握，各级地方政府相关部门则作为粮食安全的代理方，承担属地粮食安全责任（罗光强，2012；李宁和周琦宇，2023）。

农化，对非撤设县的粮食生产产生负向外溢效应。

然而，随着空间距离的增加，生产要素的流动需要付出更高的时间成本、信息成本以及交通运输成本等（陈国亮和陈建军，2012）。换言之，生产要素的重新配置将会受到空间距离的制约。劳动力要素流动及其示范效应因受到与空间距离有关的迁移成本影响而具有地域性特征，资本流动也同样可能因产业集聚效应而表现出较强的地域性。除此之外，地级市政府行政边界的存在划定了地方政府权力的空间边界，也极有可能影响生产要素的自由流动。可见，一个地区经济效益、生产要素等对周边地区外溢效应的大小会受到地域限制，且一般服从于随空间距离扩大而不断衰减的规律（Lan et al., 2021）。倘若撤县设区确实影响周边非撤设县的粮食生产核心要素配置，进而对粮食生产产生外溢效应，那么该外溢效应在一定空间范围内可能是有限的，并与其空间距离呈反向关系。基于此，本文提出研究假说 H2：撤县设区对区域粮食生产的负向外溢效应，表现出随非撤设县到撤设县空间距离增加而减弱的空间异质性特征。

三、研究设计

（一）样本选择与处理

由于 2004 年之后市管县体制才在全国范围内由试点转变为普遍推行，并且国家自 2004 年开始逐步取消农业税，因此为确保县域面临的外部制度环境稳定一致，且尽可能干净识别撤县设区影响粮食生产的净效应，同时结合数据的可获得性，本文将样本时间跨度确定为 2004—2020 年。在此基础上，考虑到原县的行政建制取消以及新市辖区的设立是撤县设区完成的组成要件，本研究收集数据时剔除了下述地区：①区划建制类型升格变为地级市而原来同名县（市）随之发生撤县设区的县级单位；②行政建制或面积发生合并或拆分的县级单位；③地级市与县行政隶属关系有变更的县级单位；④特殊建制类型或地区，包括建制为旗（旗级建制历史上未发生过撤县设区）、直辖市（下属县的行政级别为地市级，不具有可比性）、海南（省管县体制）、台港澳和西藏；⑤2004 年县级建制类型中为市辖区的县级样本。最终纳入分析的样本为 25 个省级单位 314 个地级市单位的 1797 个县级单位，其中 113 个县级单位发生过撤县设区^①。

（二）模型构建

1. 基准回归模型。撤县设区政策在全国各地的实施时点不一，即表现出时间与空间上的双重差异，为此，本文首先构建多期双重差分模型（1）式，以评估撤县设区对非撤设县粮食生产的外溢效应，接着构建（2）式，以检验撤县设区对地级市层面粮食生产的综合效应。模型的具体形式如下：

$$grain_{pt} = \alpha_1 + \beta_1 treat_p \times post_{pt} + \lambda_1 z_{pt} + \nu_p + \mu_{pt} + \varepsilon_{pt} \quad (1)$$

$$grain_{jt} = \alpha_2 + \beta_2 treat_j \times post_{jt} + \lambda_2 z_{jt} + \nu_j + \mu_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

此外，本文构建（3）式以检验外溢效应产生的作用机制。模型的具体形式如下：

^①资料来源：民政部全国行政区划信息查询平台，<http://xzqh.mca.gov.cn>。

$$M_{pt} = \alpha_3 + \beta_3 \text{treat}_p \times \text{post}_{pt} + \lambda_3 z_{pt} + \nu_p + \mu_{pt} + \varepsilon_{pt} \quad (3)$$

(1) 式和 (2) 式中：因变量 grain_{pt} 、 grain_{jt} 分别表示非撤设县 p 、地级市 j 第 t 年的粮食生产状况。 treat_p 、 treat_j 为地区虚拟变量，分别表示非撤设县 p 、地级市 j 是否受到撤县设区政策冲击。 post_{pt} 、 post_{jt} 分别表示非撤设县 p 、地级市 j 受到撤县设区政策冲击时间节点的虚拟变量。(3) 式中， M_{pt} 表示撤县设区产生外溢效应的机制变量，其他变量与参数解释同 (1) 式。 z_{pt} 、 z_{jt} 为其他影响非撤设县、地级市粮食产量的控制变量，包括生产要素投入、气候环境、宏观经济环境等。 ν_p 、 ν_j 表示地区固定效应，以捕捉反映个体异质且不随时间变化的因素，如自然条件、区位条件等。 μ_{pt} 、 μ_{jt} 表示年份固定效应，以控制随时间变化而不随地区个体变化的各种因素，如宏观层面的经济波动等外生冲击。 ε_{pt} 、 ε_{jt} 为误差项。 a_1 、 a_2 、 a_3 为常数项。 β_1 、 β_2 、 β_3 为本文关注的核心待估参数。

2. 平行趋势检验模型。鉴于使用双重差分估计方法得出真实因果处理效应的重要前提条件是，在政策执行之前处理组与对照组的粮食产量趋势不存在系统性差异，或者存在差异，差异也是固定的，即需要符合平行趋势假设。为检验趋势是否成立，本文采用事件分析法构建模型 (4) 式进行检验。

$$\text{grain}_{pt} = \alpha_4 + \prod_{k \geq -11, k \neq -1}^{14} \beta_k D_{pt}^k + \lambda_4 z_{pt} + \nu_p + \mu_{pt} + \varepsilon_{pt} \quad (4)$$

在 (4) 式中， D_{pt}^k 为撤县设区实施这一事件的虚拟变量。检验的基本思路是：如果在控制了诸多因素之后，非撤设县粮食产量的下降源于撤县设区事件的发生，则在撤县设区实施之前处理组和对照组在粮食产量的变动趋势上不会显著变化。换言之，如果平行趋势假设满足，则在政策实施当年之前的 β_k 不应显著。此外，相较于模型 (1) 仅估计了撤县设区影响非撤设县粮食产量的平均处理效应，通过将政策干预时点后移，便可以同时利用估计系数 β_k 捕捉政策干预后各年份处理效应的动态变化。假设非撤设县 p 受到撤县设区事件冲击的年份为 y_p ，令 $k = t - y_p$ ；当 $k \leq -11$ 时， $D_{pt}^{-11} = 1$ ，否则为 0；依此类推，当 $k = -11, -10, \dots, 14$ 时，相应的 $D_{pt}^k = 1$ ，否则为 0；当 $k \geq 14$ 时， $D_{pt}^{14} = 1$ ，否则为 0。在具体的回归分析中，为避免虚拟变量的多重共线性，参照标准做法以政策实施前一年为基准组，因此，模型 (4) 式中并无 D_{pt}^{-1} 这个虚拟变量。

3. 空间异质性模型。为考察撤县设区外溢效应的空间异质性，本文进一步纳入距离变量进行刻画。参考王雄元和卜落凡 (2019) 的做法，本文构建 (5) 式加以检验。模型的具体形式如下：

$$\text{grain}_{pt} = \alpha_5 + \beta_5 \text{treat}_p \times \text{post}_{pt} + \sum_{s=1}^m \delta_s N_{pt}^s + \lambda_5 z_{pt} + \nu_p + \mu_{pt} + \varepsilon_{pt} \quad (5)$$

(5) 式在 (1) 式的基础上引入一组新的控制变量 N_{pt}^s 。其中，参数 s 表示县域间的地理距离（单位为千米， $s \geq m$ ），用任意两个县域间的球面距离来衡量。如果第 t 年在距离非撤设县 p ($s - m, s$) 的空间范围内存在撤设县，那么 $N_{pt}^s = 1$ ，否则 $N_{pt}^s = 0$ 。例如， N_{pt}^m 表示第 t 年在距离非撤设县 p 不超过 m 千米的空间范围内是否存在撤设县。因此，变量 N_{pt}^s 的系数 δ_s 反映撤县设区实施后对非撤设县粮食生产的影响。在具体的回归分析中，本文结合实证样本，考虑以 50 千米为单位，报告当 $s = 50, 100, \dots, 450$ 时 (5) 式的回归结果，并通过比较不同阈值 m 下参数 δ_s 的经济与统计显著性来检验撤县设区外溢效应的空间异质性特征。

（三）变量选择与测度

1.被解释变量：粮食生产。参考已有研究（例如张琛和孔祥智，2017），本文选取粮食产量以刻画粮食生产情况。数据主要来源于各省份统计年鉴中的县域数据，未公开与缺失的数据根据各地级市或县域统计年鉴予以补充。

2.核心解释变量：撤县设区政策冲击。（1）式、（3）式、（4）式和（5）式中，若该非撤设县隶属的地级市存在撤设县， $treat_p$ 赋值为1，否则为0；将该非撤设县隶属地级市内最早发生撤县设区的年份作为该县政策冲击的起始年份，若在最早发生撤县设区的当年及之后， $post_{pt}$ 赋值为1，否则为0。需特别指出的是，为干净识别撤县设区的外溢效应及其机制，本文在实际回归中将发生撤并的样本县予以剔除^①。（3）式中，若该地级市辖区内有发生撤县设区， $treat_t$ 赋值为1，否则为0；将该地级市内最早发生撤县设区的年份作为地级市受政策冲击的起始年份，若在最早发生撤县设区的当年及之后， $post_{pt}$ 赋值为1，否则赋值为0。本文所关注的核心解释变量撤县设区政策冲击为政策分组虚拟变量与政策时间虚拟变量的交叉项。

3.机制变量。（4）式中的 M_{pt} 为撤县设区对非撤设县粮食生产造成外溢效应的机制变量。根据相关理论与已有文献，本文聚焦于作为粮食生产核心要素的农地与劳动力，从其数量与结构变化的角度选取耕地用途非农化、耕地种植结构非粮化、劳动力跨地区流动、本地就业结构改变四类机制变量。相关变量的具体测度见后文机制检验部分。

4.控制变量。参考已有研究（伍骏骞等，2017），本文选取的控制变量主要聚焦于以下三个维度：①生产要素投入，包括粮食作物播种面积、化肥施用折纯量、农业机械总动力。②气候环境条件，包括年降水量、年平均气温。③宏观经济情况，包括年末户籍总人口、财政负担、产业结构。以上所涉及的生产要素投入、宏观经济情况数据主要来源于《中国区域经济统计年鉴》（2005—2021年，历年）、《中国城市统计年鉴》（2005—2021年，历年）、《中国城市建设统计年鉴》（2005—2021年，历年）、《中国县（市）社会经济统计年鉴》（2005—2012年，历年）和《中国县域统计年鉴（县市卷）》（2013—2021年，历年），缺失部分通过查询各县（市）统计年鉴与国民经济和社会发展统计公报收集补足。气候环境条件数据来自国家气象科学数据中心^②。

表1给出了研究所涉及变量的赋值与描述性统计特征。

表1 变量说明与描述性统计

变量名称		变量含义	均值	标准差
县级	粮食生产	当年粮食产量（万吨）	27.688	30.985
层面	撤县设区政策冲击	是否为发生撤并地级市内的非撤设县：是=1；否=0	0.111	0.314
	粮食作物播种面积占比	粮食作物播种面积/农作物总播种面积	0.671	0.177

^①最终参与回归估计的样本为覆盖25个省级单位304个地级市单位的1684个县级单位，其中，作为处理组的为91个（发生撤并）地级市单位内部的440个非撤设县。

^②国家气象信息中心—中国气象数据网，<http://data.cma.cn>。

表1 (续)

	经济作物播种面积	当年播种的经济作物面积 (万公顷)	0.223	0.206
	乡村从业人员数	当年乡村从业人员数 (万人)	22.058	16.936
	县内乡外外出从业人员数	当年在所属县内、本乡镇外从业的人员数 (万人)	1.927	1.053
	省内县外外出从业人员数	当年在所属省内、本县外从业的人员数 (万人)	3.170	1.790
	乡村农林牧渔业从业人员数	当年乡村从事农林牧渔业的人员数 (万人)	11.949	9.143
	第二产业外出从业人员	当年在户籍所在乡镇外从事二三产业的人员数 (万人)	12.434	6.117
	农业机械总动力	当年农业机械总动力 (万千瓦)	39.853	39.383
	化肥施用折纯量	当年用于农业生产的化肥数量 (万吨)	2.363	2.487
	粮食作物播种面积	当年播种的粮食作物面积 (万公顷)	50.414	47.927
	年降水量	当年平均降水量 (毫米)	940.338	517.060
	年平均气温	当年平均气温 (摄氏度)	13.769	5.120
	年末户籍总人口	当年年末户籍人口数 (万人)	48.877	35.285
	财政负担	(一般财政预算支出—一般财政预算收入)/一般财政 预算收入	5.328	7.989
	产业结构	100×第一产业增加值/地区生产总值	0.221	0.177
地级 市层 面	粮食生产	当年粮食产量 (万吨)	224.085	207.880
	农业机械总动力	当年农业机械总动力 (万千瓦)	343.091	400.691
	化肥施用折纯量	当年用于农业生产的化肥数量 (万吨)	19.287	15.807
	粮食作物播种面积	当年播种的粮食作物面积 (万公顷)	41.076	32.954
	年度平均降水量	当年平均降水量 (毫米)	937.041	509.916
	年度平均气温	当年平均气温 (摄氏度)	13.839	5.008
	年末总人口	当年年末户籍人口数 (万人)	456.300	263.438
	财政负担	(一般财政预算支出—一般财政预算收入)/一般财政 预算收入	2.869	4.274
	产业结构	100×第一产业增加值/地区生产总值	0.150	0.100
	城市建设用地面积	当年城市建设土地面积 (平方千米)	88.982	89.889

注: 模型实际回归中, 除离散变量, 其余变量均先加上一单位然后再取对数, 即 $\ln(\text{真实值}+1)$ 。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果与平行趋势检验

表2汇报了撤县设区对粮食生产外溢效应的基准回归结果。其中, (1)列以非撤设县当年粮食产量作为被解释变量进行估计, (2)列则进一步将被解释变量替换为撤县设区当年及往后两年共三年粮食产量的均值。估计结果显示: 撤县设区政策冲击在至少5%水平上显著且回归系数为负, 表明撤县设区不仅削弱了同一地级市内部的非撤设县当年的粮食产量, 而且对其三年内的粮食产量均值也具有显著的负向影响; 并且, 从经济学意义上来看, 撤县设区政策冲击导致同一地级市内部的非撤设县粮食减产1.4%。换言之, 撤县设区对粮食生产的负面冲击的确会外溢到同一地级市内的非撤设县。对粮

食产量的实际值进行描述性统计可以发现，2004—2020年全部样本县的粮食产量均值为27.736万吨，其中有撤县设区发生的同一地级市内部的非撤设县粮食产量均值为27.688万吨，那么可以推算出，撤县设区政策冲击使得非撤设县的粮食产量平均减产0.388万吨。可见，撤县设区的影响在统计学与经济学意义上均显著，初步验证了前文假说H1的部分内容。

表2 撤县设区对粮食生产外溢效应的基准回归结果

	(1) 当年粮食产量	(2) 三年内粮食产量均值
撤县设区政策冲击	-0.014*** (0.004)	-0.011** (0.004)
控制变量	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
常数项	控制	控制
观测值数	19138	17624
R ²	0.981	0.986

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②括号内的数字表示稳健标准误。

根据模型(4)式，图1绘制了撤县设区估计系数及其95%的置信区间，以直观考察撤县设区政策的平行趋势以及动态效应。可以发现，处理组与对照组在事件发生之前的粮食生产变动趋势没有显著的系统性差异，即满足平行趋势假设检验，表明符合双重差分使用的前提。且在动态效应上，估计结果显示，撤县设区对非撤设县粮食生产的外溢效应总体上表现出随时间推移逐渐增强的特征，直到撤县设区事件发生的第9年开始，撤县设区对非撤设县粮食生产的外溢效应开始不再显著。

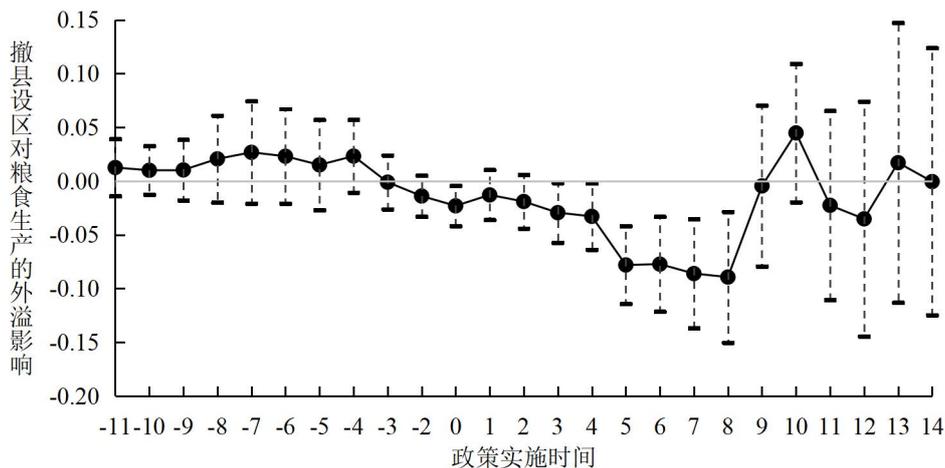


图1 撤县设区外溢效应的平行趋势检验

(二) 空间异质性分析

根据前文的理论分析，非撤设县粮食生产受到的外溢效应可能存在空间异质性，即其受到影响的

具体程度与非撤设县到最近撤设县的空间距离有关。鉴于此，本文进一步纳入距离变量 N_{pt}^s 刻画外溢效应的空间异质性。图 2 在 95% 的置信水平上绘制了 (5) 式估计结果中 N_{pt}^s 变量系数随空间距离的变动趋势。从图 2 可以发现，在一段距离内非撤设县粮食生产受到的外溢效应为负且较为显著，但随着非撤设县到撤设县的距离不断增加，其受到的外溢效应逐渐减弱，验证了前文假说 H2。

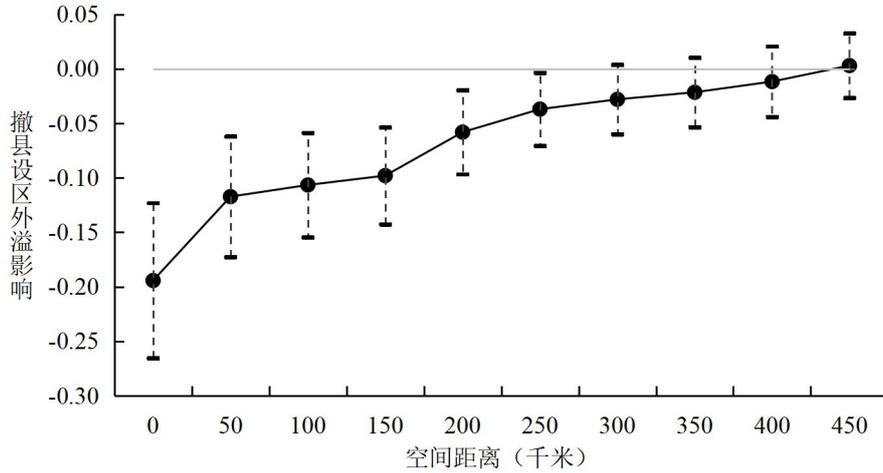


图 2 撤县设区外溢效应的空间异质性特征

(三) 稳健性检验：排除潜在担忧

1. 考虑撤县设区政策的内生性。为获得更为稳健的估计结果，并加深对文章主题的理解，本文进一步采用工具变量法对内生性问题进行处理^①。具体而言，考虑到撤县设区调整服务于城市发展空间扩容以及都市圈、城市群的建设，在撤县设区政策冲击的工具变量选择上，聚焦于地理距离（用该县级单位到所在地级市中心城区的质心距离表示）、地级市内部政区结构（用该县级单位所在地级市上一年市辖区数量占比表示）以及地级市行政等级^②（用地级市行政级别高低表示）三个维度。同时，参考 Nunn and Nancy（2014）在研究中对工具变量的设置方式，构造两个既随时间变化也随地区变化的交互项作为面板数据中撤县设区政策冲击的工具变量：上一年市辖区数量占比的平方×县到所在地级市中心城区的质心距离、地级市行政等级×时间趋势项。表 3 的回归结果显示，在控制内生性问题后，撤县设区政策冲击仍在 1% 的水平上显著且估计系数为负，表明撤县设区对同一地级市内非撤设县粮食生产的外溢效应表现为负向冲击，与理论预期一致。此外，针对工具变量有效性检验的经验指标也表明不存在弱工具变量问题，且通过了外生性检验。这在佐证工具变量合理有效的同时，也验证了基准回归结果的稳健性。

^①在实践中，经济发展水平更高的地区通常更容易达到撤县设区的实施标准而成为上级政府选取的撤并对象，且此类地区往往伴随第一产业产值占比的下降与粮食生产的减弱，由此可能使得撤县设区与粮食生产之间存在反向因果关系。

^②地级市行政等级用所在地级市是否为副省级城市或省会城市来表示，“是”赋值为 1，“否”赋值为 0。

表3 考虑撤县设区政策冲击内生性的稳健性检验

	当年粮食产量			三年内粮食产量均值		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
撤县设区政策冲击	-0.038*** (0.014)	-0.050*** (0.014)	-0.042*** (0.014)	-0.029*** (0.009)	-0.037*** (0.009)	-0.029*** (0.009)
生产要素投入变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
气候环境条件变量		控制	控制		控制	控制
宏观经济情况变量			控制			控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
不可识别检验 p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
过度识别检验 p 值	0.9010	0.9957	0.8627	0.7058	0.6179	0.4601
弱工具变量检验 F 值	42.502	52.852	49.619	42.503	52.852	49.619
常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	20841	18629	18058	18643	16783	16544
R ²	0.444	0.454	0.454	0.376	0.385	0.392

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内的数字表示稳健标准误。

2. 考虑地区异质性。中央政府在县域间划定了差异化的粮食安全责任（李宁和周琦宇，2022），对于承担不同程度粮食生产责任的非撤设县而言，其粮食生产受到撤县设区的外溢冲击可能会表现出异质性。为此，本文根据非撤设县是否属于国定产粮大县对县域进行分组回归。表 4 中（1）列和（2）列的估计结果显示，非产粮大县粮食生产受到撤县设区的外溢效应显著为负，而产粮大县粮食生产受到的外溢效应虽然为负，但不显著。这可能是因为，尽管撤县设区导致的生产要素流动给周边产粮大县的粮食生产造成了一定冲击，但由于产粮大县承担着更重的粮食生产责任，当地政府以及上级政府会相对更为严格地把控其粮食产量目标的完成情况。

此外，由于不同地区的经济发展水平存在差异，不同地方政府对经济发展与粮食安全保障双重发展目标的权衡和侧重也将有所不同。因此，本文进一步对东、中部发达地区和西部欠发达地区进行分样本回归，回归结果见表 4 中（3）列和（4）列。估计结果显示，西部欠发达地区粮食生产受到撤县设区的外溢效应显著为负，东、中部地区受到的外溢效应为负但不显著。这意味着：总体上，撤县设区对非撤设县的粮食生产存在负向外溢效应，但这一外溢效应存在地区异质性，即西部欠发达地区粮食生产受到撤县设区政策冲击的外溢效应显著强于东、中部发达地区。出现该现象可能的原因在于：相较于东、中部发达地区而言，西部地区的经济体量、财政收入等明显滞后，因而当西部地区地级市内部有县域发生撤并后，其周边非撤设县的当地政府在“晋升锦标赛”中追求地区生产总值增长的激励更为强烈，尤其可能通过引导大量土地向非农产业聚集以争夺资源、实现增长，进而导致粮食生产被显著削弱。以上检验结果均在一定程度上与前文的理论分析相互印证。

表4 考虑地区异质性情况下的稳健性检验

	考虑地区粮食生产责任异质性的分样本回归		考虑地区经济发达程度异质性的分样本回归	
	(1) 非产粮大县	(2) 产粮大县	(3) 东、中部发达地区	(4) 西部欠发达地区
撤县设区政策冲击	-0.082*** (0.020)	-0.007 (0.019)	-0.005 (0.025)	-0.156*** (0.056)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
不可识别检验 p 值	0.000	0.000	0.000	0.000
过度识别检验 p 值	0.4926	0.2975	0.2856	0.7742
弱工具变量检验 F 值	1544.681	1373.621	1493.676	624.575
常数项	控制	控制	控制	控制
观测值数	11090	6599	5961	7197
R ²	0.503	0.274	0.541	0.282

注：①***表示1%的显著性水平；②括号内的数字表示稳健标准误。

3. 考虑政策冲击强度的差异。考虑到不同撤设县在粮食产能及其所在地级市内部政区数量方面具有明显差异，本文进一步借鉴连续 DID 模型的思路，引入连续型变量，在（2）式基础上构建（6）式，以捕捉撤县设区外溢效应的冲击强度差异：

$$grain_{pt} = \alpha_6 + \beta_6 shock_p \times post_{pt} + \lambda_6 Z_{pt} + \nu_p + \mu_{pt} + \varepsilon_{pt} \quad (6)$$

（6）式中， $shock_p$ 表示非撤设县 p 受到撤并外溢效应的冲击强度。结合前文对外溢效应作用机制的分析，综合考量地级市内部撤县设区发生次数、各撤设县粮食产能、地级市内部政区数量等情况，本文分别从考虑粮食产能冲击强度、考虑政区数量冲击强度，以及同时考虑粮食产能与政区数量冲击强度等不同识别策略入手，对非撤设县受到的冲击强度变量加以说明与测度（见表5）。

表5 非撤设县受到外溢效应的冲击强度测度

强度的识别策略	非撤设县受到外溢效应的冲击强度测算说明
考虑粮食产能冲击强度	所有发生撤设县粮食总产能占地级市粮食产能比重的滞后一期
考虑政区数量冲击强度	地级市内部当年发生撤县设区后剩余县数的倒数
同时考虑粮食产能与政区数量冲击强度	所有发生撤设县粮食总产能占地级市粮食产能比重的滞后一期/地级市内部当年发生撤县设区后剩余县数的倒数

在对撤县设区政策冲击强度进行充分刻画的基础上，表6分别汇报了不同强度识别策略下不考虑与考虑工具变量的 DID 模型估计结果。（1）列~（6）列结果显示，撤县设区政策冲击在1%水平上显著且估计系数均为负，表明不论是考虑粮食产能冲击强度、政区数量冲击强度还是同时考虑两种强度，撤县设区对非撤设县的粮食生产均产生了负向的外溢影响，进一步佐证了前述结论的稳健性。

表6 考虑冲击强度的外溢效应稳健性检验

	不考虑工具变量的 DID			考虑工具变量的 DID		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	考虑粮食产 能冲击强度	考虑政区 数量冲击强度	同时考虑 两种强度	考虑粮食产 能冲击强度	考虑政区 数量冲击强度	同时考虑 两种强度
撤县设区政策冲击强度	-0.221*** (0.030)	-0.134*** (0.024)	-0.620*** (0.088)	-0.344*** (0.099)	-0.295*** (0.087)	-0.588*** (0.143)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
不可识别检验 p 值				0.000	0.000	0.000
过度识别检验 p 值				0.897	0.660	0.128
弱工具变量检验 F 值				27.893	24.813	216.719
常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	19016	19024	19016	17936	17944	17936
R ²	0.981	0.981	0.981	0.455	0.454	0.455

注：①***表示1%的显著性水平；②括号内的数字表示稳健标准误。

4. 撤县设区对地级市层面粮食生产的综合效应。在检验发现撤县设区会同时削弱撤设县与非撤设县粮食生产的基础上，理论上也有可能观测到地级市层面的粮食生产发生波动。鉴于地级市层面受到撤县设区的政策冲击同样可能因撤设县粮食产能以及地级市内部政区数量等方面的异质性而存在差异，本文在（2）式的基础上，仍将进一步构建便于充分刻画政策冲击强度的连续型 DID 模型，以识别地级市层面粮食生产受到的综合效应。模型的具体形式如下：

$$grain_{jt} = \alpha_7 + \beta_7 shock_j \times post_{jt} + \lambda_7 Z_{jt} + \nu_j + \mu_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (7)$$

（7）式中， $shock_j$ 表示地级市 j 受撤县设区政策冲击的强度，对其具体的测度思路参考上文中对非撤设县受到政策冲击强度的考量，赋值方式见表 7。

表7 地级市受撤县设区政策冲击的强度测度

强度的识别策略	地级市受撤县设区政策冲击强度测算说明
考虑粮食产能冲击强度	所有发生撤设县粮食总产能占地级市粮食产能比重的滞后一期
考虑区划数量冲击强度	撤并总县数占地级市县级政区数量的比重
同时考虑产能与政区数量冲击强度	所有发生撤设县粮食总产能占地级市粮食产能比重的滞后一期×撤并总县数占地级市县级政区数量的比重

表 8 中分别汇报了不考虑工具变量与考虑工具变量的 DID 模型估计结果，并在（1）列和（5）列保留了不考虑政策冲击强度的模型估计结果。估计结果显示，无论是否考虑冲击强度的差异，以及考虑何种维度下的冲击强度，撤县设区政策冲击至少在 10% 水平上显著且估计系数均为负。这表明，撤县设区对撤设县粮食生产的直接效应与对非撤设县粮食生产的外溢效应综合反映到地级市层面依然表

现为显著的削弱作用，换言之，撤县设区的发生显著降低了所在地级市的粮食产量。上述研究结论与理论预期一致，且从侧面印证了前文模型估计结果的稳健性。

表 8 考虑撤县设区对地级市粮食生产综合效应的稳健性检验

	不考虑工具变量的 DID				考虑工具变量的 DID			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	不考虑 政策冲击 强度	考虑 粮食产能 冲击强度	考虑 政区数量 冲击强度	同时考虑 两种强度	不考虑 政策冲击 强度	考虑 粮食产能 冲击强度	考虑 政区数量 冲击强度	同时考虑 两种强度
撤县设区政策 冲击	-0.021** (0.010)				-0.035** (0.015)			
撤县设区政策 冲击强度		-0.143*** (0.049)	-0.115** (0.041)	-0.290*** (0.074)		-0.536* (0.279)	-0.144** (0.062)	-0.988* (0.594)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
不可识别检验 p 值					0.001	0.079	0.004	0.046
过度识别检验 p 值					0.400	0.382	0.372	0.694
弱工具变量检 验 F 值					200.415	40.201	101.831	48.516
常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	4625	4046	4046	4046	3995	3492	3492	3492
R ²	0.992	0.992	0.992	0.992	0.648	0.662	0.669	0.663

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内的数字表示稳健标准误。

五、作用机制检验

（一）农地非农化

1.耕地用途非农化。从前文理论分析来看，撤县设区能改善地区资源配置效率、优化产业结构空间布局（王禹澔和张恩，2021），进而会对撤设县本地及其所在地级市的经济发展绩效起到积极作用，使得非撤设县农地要素配置受到影响。为此，本部分首先在表 9（1）列和（2）列的回归中实证检验撤县设区对撤设县经济发展的影响，参照余泳泽等（2020）的做法，采用夜间灯光亮度^①、产业结构作为反映该县级单位经济发展绩效情况的指标。估计结果显示，撤县设区政策冲击的确提高了撤设县的经济绩效，且无论是在统计学还是经济学意义上，这一影响均显著。

^①资料来源：美国国家航天航空局，<https://disc.gsfc.nasa.gov/datasets>。

接着,在表9(3)列和(4)列的回归中进一步检验撤县设区对地级市城市建设用地面积^①的影响。估计结果显示,无论是否考虑冲击强度,撤县设区政策冲击均在1%显著性水平上促进了城市建设用地面积的提高。实践中,城市建设用地面积的扩张主要来自对耕地即农业用地的占用。此外,为进一步增加机制分析结果的可信度,本文借鉴已有文献的通常做法,采用中介效应逐步法进行回归,并汇报了Sobel检验结果。为稳健起见,表9中还分别汇报了不考虑撤县设区对非撤设县政策冲击强度差异以及同时考虑两种政策冲击强度差异情形下的估计结果。从表9(5)列~(8)列的检验结果可以发现,无论是否考虑撤县设区政策冲击强度差异,将粮食作物播种面积作为机制变量纳入模型的回归结果均显示,撤县设区政策冲击显著削弱了非撤设县的粮食作物播种面积。Sobel检验的结果也表明中介效应显著。可见,耕地用途非农化的确是撤县设区对非撤设县粮食生产产生外溢效应的作用机制。

表9 撤县设区外溢效应的耕地用途非农化机制

	撤设县样本		地级市样本		地级市内非撤设县样本			
	夜间灯光 亮度	产业结构	城市建设用地面积		粮食作物 播种面积	粮食产量	粮食作物 播种面积	粮食产量
			不考虑 冲击强度	考虑两种 冲击强度	不考虑 冲击强度	不考虑 冲击强度	考虑两种 冲击强度	考虑两种 冲击强度
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
撤县设区政策 冲击	0.463*** (0.111)	0.966*** (0.293)	0.215*** (0.074)		-0.027*** (0.009)		-2.995*** (1.034)	
撤县设区政策 冲击强度				6.531*** (1.632)		-0.041*** (0.010)		-5.566*** (1.260)
粮食作物播种 面积						0.900*** (0.044)		0.883*** (0.060)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Sobel 检验					z=-2.968*** (p 值=0.003) 中介效应显著		z=-2.842*** (p 值=0.004) 中介效应显著	
常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	19352	22620	3663	3255	18058	18058	17936	17936
R ²	0.077	0.024	0.065	-0.220	0.075	0.447	0.010	0.343

注:①***表示1%的显著性水平;②括号内的数字表示稳健标准误。

2.耕地种植结构非粮化。在农地要素重构方面,撤县设区理论上也有可能影响非撤设县耕地种植结构,进而对其粮食生产产生外溢效应。为此,借鉴已有研究做法(如,罗必良等,2018),采用经济作物播种面积以及粮食作物播种面积的占比来表征耕地种植结构调整。表10(1)列、(3)列、(5)列和(7)列汇报了撤县设区影响非撤设县耕地种植结构的回归结果。估计结果显示,无论是否

^①资料来源:《中国城市建设统计年鉴》(2005—2021,历年)。

考虑撤县设区的政策冲击强度差异，撤县设区政策冲击均在 1%的水平上显著增加经济作物播种面积占比、削弱粮食作物播种面积占比，即加剧了非撤设县耕地种植结构的非粮化调整。与此同时，为增强机制分析研究结论的可信度，同样汇报了逐步法以及 Sobel 检验的估计结果。表 10（2）列、（4）列、（6）列和（8）列分别为将机制变量纳入基准模型（2）式后的估计结果，可以发现，撤县设区政策冲击至少在 10%的统计水平上显著且估计系数为负。同时，Sobel 检验结果表明中介效应显著。综合以上结果可以发现，耕地种植结构调整也是撤县设区对非撤设县粮食生产产生外溢效应的重要渠道。

表 10 撤县设区外溢效应的耕地种植结构非粮化机制

	不考虑冲击强度		考虑两种冲击强度		不考虑冲击强度		考虑两种冲击强度	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	经济作物 播种面积	粮食 产量	经济作物 播种面积	粮食 产量	粮食作物播 种面积占比	粮食 产量	粮食作物播 种面积占比	粮食 产量
撤县设区政策冲击	0.086*** (0.013)	-0.038** (0.016)			-0.046*** (0.007)	-0.074* (0.038)		
撤县设区政策冲击强度			2.232*** (0.419)	-1.700*** (0.466)			-1.449*** (0.234)	-4.390*** (0.757)
经济作物播种面积	—	-0.188*** (0.014)	—	-0.190*** (0.014)	—	—	—	—
粮食作物播种面积占比	—	—	—	—	—	1.895*** (0.156)	—	1.885*** (0.102)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Sobel 检验	z=-5.934*** (p 值=0.000) 中介效应显著		z= -4.959*** (p 值=0.000) 中介效应显著		z= -5.780*** (p 值=0.000) 中介效应显著		z= -5.871*** (p 值=0.000) 中介效应显著	
常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	16429	16429	16364	16364	16429	16429	16364	16364
R ²	0.028	0.112	0.013	0.112	-0.046	0.276	-0.150	0.222

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内的数字表示稳健标准误。

（二）劳动力非农化

1.劳动力跨地区流动。针对测度劳动力跨地区流动的变量选取，本文不仅采用“县内乡外外出劳动力”和“省内县外外出劳动力”指标直接刻画^①，也通过“乡村从业人员数”从侧面进行表征。从表 11（1）列～（4）列的回归结果可以发现，撤县设区政策冲击在 1%的水平上显著促进了非撤设县县内乡外外出劳动力数的增加，以及省内县外外出劳动力数的减少。出现这一结果的原因可能在于，

^①需要说明的是：在目前政府公开的社会经济统计数据中，只有湖北省在《湖北农村统计年鉴》（2005—2021 年，历年）中完整公布了县（市、区）级层面的乡村劳动力流动数据，故在涉及劳动力流动变量的估计模型中，所采用的样本只包括湖北省数据。下同。

撤县设区的发生可能会对非撤设县非农就业市场的建设与发展产生正向的外溢效应。尽管省内县外外出劳动力指标无法区分劳动力流动方向的地级市边界，但是，撤县设区影响显著为负的结果依然从侧面佐证了前文的理论分析。（5）列和（7）列汇报了将乡村从业人员数作为被解释变量的回归结果，结果显示，撤县设区政策冲击的估计结果同样在 1%水平上显著且系数为负，说明撤县设区对非撤设县的劳动力跨地区流动产生了外溢影响，使得非撤设县的乡村从业人员数显著减少。此外，与前文机制检验的思路相类似，从表 11 中采用的逐步法以及 Sobel 检验估计结果来看，撤县设区政策冲击以及乡村从业人员数的估计结果均在 1%水平上显著，Sobel 检验结果的 z 值也在至少 5%的水平上显著。这进一步佐证了劳动力跨地区流动机制是撤县设区对非撤设县粮食生产产生外溢效应的重要机制。

表 11 撤县设区外溢效应的劳动力跨地区流动机制

	不考虑冲击强度		考虑两种冲击强度		不考虑冲击强度		考虑两种冲击强度	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	县内乡外外出劳动力	省内县外外出劳动力	县内乡外外出劳动力	省内县外外出劳动力	乡村从业人员数	粮食产量	乡村从业人员数	粮食产量
撤县设区政策冲击	0.183*** (0.045)	-0.104*** (0.038)			-0.081*** (0.026)	-0.241*** (0.053)		
撤县设区政策冲击强度			4.234*** (1.013)	-2.391*** (0.875)			-1.933*** (0.627)	-1.122*** (0.280)
乡村从业人员数						0.144*** (0.036)		0.036** (0.013)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Sobel 检验					z=-2.458*** (p 值=0.005) 中介效应显著		z=-2.150** (p 值=0.032) 中介效应显著	
常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	696	696	696	696	17064	17064	17047	17058
R ²	0.102	0.042	0.107	0.043	0.028	0.381	0.010	0.380

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内的数字表示稳健标准误。

2.本地就业结构改变。前文的理论分析中指出，面临撤县设区冲击后周边县域的劳动力要素可能会基于配置效率与收益的差异流向非农产业，进而可能对地区粮食生产形成外溢的负向影响。鉴于此，本部分进一步检验本地就业结构改变这一作用机制。考虑到从事狭义农业产业的劳动力人数较难直接获取，本文借鉴已有研究的常用做法（如，苏昕和刘昊龙，2017），选取“乡村农林牧渔业从业人员数”来表征农业劳动力的数量，同时采用“二三产业外出从业人员数”指标从侧面加以刻画，共同反映本地就业结构的变动。根据表 12（1）列、（3）列、（5）列、（6）列的估计结果，无论是否考虑撤县设区冲击的强度差异，撤县设区政策冲击均在 1%统计水平上显著减少了非撤设县的乡村农林牧渔业从业人员数，增加了二三产业的外出从业人员数，这一结论与理论预期相一致。同时，（2）列与

(4)列中,逐步法与 Sobel 检验的回归结果显示,本地就业结构改变在撤县设区对非撤设县粮食生产的外溢效应中起到了中介作用。可见,本地就业结构由农业领域向非农领域的转移的确构成了撤县设区产生外溢效应的作用机制,由此验证了前文的研究假说 H1。

表 12 撤县设区外溢效应的本地就业结构改变机制

	不考虑冲击强度		考虑两种冲击强度		不考虑冲击强度		考虑两种冲击强度	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(5)	(6)
	乡村农林牧渔业从业人员数	粮食产量	乡村农林牧渔业从业人员数	粮食产量	二三产业外出从业人员	二三产业外出从业人员	二三产业外出从业人员	二三产业外出从业人员
撤县设区政策冲击	-0.100*** (0.026)	-0.212*** (0.046)			0.065*** (0.020)			
撤县设区政策冲击强度			-2.793*** (0.765)	-6.311*** (0.929)			1.906*** (0.532)	
乡村农林牧渔业从业人员数		0.061*** (0.018)		0.045*** (0.012)				
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Sobel 检验	z=-2.543** (p 值=0.011) 中介效应显著		z=-2.616** (p 值=0.009) 中介效应显著		—		—	
常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	15856	15856	15822	15822	696	696	696	696
R ²	0.028	0.422	-0.003	0.339	0.111	0.111	0.111	0.111

注:①**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平;②括号内的数字表示稳健标准误。

六、研究结论与政策建议

系统考察撤县设区对区域粮食生产的外溢效应,有助于从全局层面把握撤县设区与粮食安全之间的关系,从而为协同城市化发展与粮食安全保障提供科学参考。鉴于此,本文在理论上聚焦于影响粮食生产的农地与劳动力要素配置变化,基于 2004—2020 年全国 25 个省级单位 314 个地级市单位 1797 个县级单位的面板数据,采用多期双重差分法、工具变量法等估计方法,探究了撤县设区对粮食生产的外溢效应及其作用机制。研究表明:第一,撤县设区会对非撤设县的粮食生产造成外溢的负向冲击,且该外溢效应在空间上表现出随距离增加而逐渐减弱的异质性特征。第二,上述外溢效应综合反映到地级市层面同样表现出撤县设区对粮食生产的削弱作用。第三,在作用机制上,撤县设区主要通过影响周边非撤设县耕地用途非农化、种植结构非粮化的农地非农化机制,以及劳动力跨地区流动、本地就业结构改变的劳动力非农化机制,对粮食生产造成外溢的负向冲击。

结合研究发现,本文提出如下三点政策启示:首先,在当前国家日益强调稳妥推进撤县设区与切实保障县域粮食安全的现实背景下,应充分考量撤设县及其邻近地区的粮食生产情况,进而综合评估地区进行撤县设区改革的必要性、可行性和科学性。其次,应重点聚焦并积极应对撤县设区进程中生

产要素的非农化转变。一方面统筹协调好城市建设用地与耕地用地数量，尤其是借助撤设县的生产资源优势实现对农业的反哺，赋能农业结构优化、生产条件改善，从而提高耕地资源利用效率、保证粮食综合生产能力；另一方面应继续深化户籍制度改革、弱化行政管理体制边界，并在此基础上大力发展粮食生产社会化服务组织，通过机械化等方式实现农业生产劳动力资源的要素替代，以稳定粮食播种面积与产量。最后，考虑到地理邻近性因素的作用，地方政府应不断加强县域与周边县域之间关于粮食生产的技术交流与合作，并统筹协调好不同地区之间的经济发展目标与粮食生产任务。

参考文献

- 1.陈国亮、陈建军，2012：《产业关联、空间地理与二三产业共同集聚——来自中国212个城市的经验考察》，《管理世界》第4期，第82-100页。
- 2.杜志雄，2013：《粮食安全国家责任与地方目标的博弈》，北京：中国社会科学出版社，第126-127页。
- 3.李宁、周琦宇，2023：《嵌入的机制探究：撤县设区中的粮食安全主体责任转变》，《农业经济问题》第3期，第72-87页。
- 4.李宁、周琦宇，2022：《粮食生产责任会激励地方政府撤县设区吗？》，《山西财经大学学报》第12期，第18-33页。
- 5.卢盛峰、陈思霞，2016：《政策偏袒的经济收益：来自中国工业企业出口的证据》，《金融研究》第7期，第33-47页。
- 6.罗光强，2012：《我国粮食主产区粮食安全责任实现的路径及对策》，《经济纵横》第1期，第84-87页。
- 7.罗万纯，2020：《中国粮食安全治理：发展趋势、挑战及改进》，《中国农村经济》第12期，第56-66页。
- 8.罗必良、江雪萍、李尚蒲等，2018：《农地流转会导致种植结构“非粮化”吗》，《江海学刊》第2期，第94-101页、第238页。
- 9.邵朝对、苏丹妮、包群，2018：《中国式分权下撤县设区的增长绩效评估》，《世界经济》第10期，第101-125页。
- 10.苏昕、刘昊龙，2017：《农村劳动力转移背景下农业合作经营对农业生产效率的影响》，《中国农村经济》第5期，第58-72页。
- 11.叶林、杨宇泽，2017：《中国城市行政区划调整的三重逻辑：一个研究述评》，《公共行政评论》第4期，第158-178页、第196页。
- 12.王贤彬、谢小平，2012：《区域市场的行政整合与经济增长》，《南方经济》第3期，第23-36页。
- 13.王雄元、卜落凡，2019：《国际出口贸易与企业创新——基于“中欧班列”开通的准自然实验研究》，《中国工业经济》第10期，第80-98页。
- 14.王禹濤、张恩，2021：《“撤县设区”研究刍议与展望》，《中国行政管理》第2期，第116-122页。
- 15.伍骏骞、方师乐、李谷成等，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。
- 16.吴方卫、闫周府，2018：《劳动禀赋变化：要素替代抑或生产退出——以蚕桑生产为例》，《农业技术经济》第12期，第30-40页。
- 17.杨桐彬、朱英明、周波，2020：《行政区划调整对城市化发展失衡的影响——基于撤县设区的准自然实验》，《现代财经（天津财经大学学报）》第8期，第88-99页。

- 18.余泳泽、孙鹏博、宣烨, 2020: 《地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级?》, 《经济研究》第8期, 第57-72页。
- 19.詹新宇、曾傅雯, 2021: 《行政区划调整提升经济发展质量了吗? ——来自“撤县设区”的经验证据》, 《财贸研究》第4期, 第70-82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、第159页。
- 21.Fan, S., L. X. Li, and X. B. Zhang, 2012, “Challenges of Creating Cities in China: Lessons from a Short-Lived County-to-City Upgrading Policy”, *Journal of Comparative Economics*, 40(3): 476-491.
- 22.Nunn, N., and Nancy, Q., 2014, “US Food Aid and Civil Conflict”, *American Economic Review*, 104(6): 1630-1666.
- 23.Lan, F., C. C. Jiao, G. Y. Deng, and H. L. Da, 2021, “Urban Agglomeration, Housing Price and Space-Time Spillover Effect—Empirical Evidences Based on Data from Hundreds of Cities in China”, *Managerial and decision economics*, 42(4): 898-919.

(作者单位: ¹南京财经大学粮食与物资学院;

²南京农业大学公共管理学院)

(责任编辑: 陈静怡)

The Spillover Effect of the Withdrawal of Counties into Districts on Regional Grain Production

LI Ning ZHOU Qiyu

Abstract: To systematically examine the spillover effect of withdrawing counties into districts on regional grain production helps comprehend the relationship between the withdrawal and food security from a global perspective, providing policy implications for coordinated development of urbanization and food security. Based on the panel data covering 1,797 county-level administrative units in China from 2004 to 2020, this study employs a difference-in-differences method and instrumental variable approach to investigate the spillover effect of withdrawing counties into districts on grain production and its underlying mechanisms. The findings indicate that the withdrawal of counties into districts has a negative spillover effect on neighboring unrevoked counties, which exhibits spatial heterogeneity of a diminishing magnitude with an increasing distance. At the municipal level, the spillover effect is also manifested as a weakening effect of withdrawing counties into districts on grain production. The study further reveals that the negative spillover effect is mainly attributed to the non-agricultural transfers of farmland and labor force.

Keywords: Withdrawal of Counties into Districts; Food Production; Spillover Effect; Non-agricultural Transfer of Farmland; Non-agricultural Transfer of Labor Force

农作物育种产学研合作网络特征及其对 种子企业技术创新绩效的影响*

——基于植物新品种权申请的合作网络分析

肖翠萍^{1,2} 李晓云¹

摘要：全面构建以企业为主体、产学研协同的种业创新体系是提升种业创新能力、建设现代化种业强国的重要组成部分。本文采用全国31个省级行政区1999—2020年植物新品种权申请的数据，研究了农作物育种产学研合作网络的特征，以及种子企业与不同类型组织合作的网络特征对种子企业技术创新绩效的差异化影响。研究发现：参与农作物育种产学研合作的组织数量不断增加，种子企业是主要参与者，而科研机构更多占据了网络核心位置。种子企业嵌入不同类型的合作网络对种子企业技术创新绩效产生了差异化的影响。种子企业与科研机构合作的网络关系强度和网络中心度正向影响种子企业技术创新绩效，网络关系广度对种子企业技术创新绩效产生倒U型影响；种子企业与企业合作的网络关系强度对种子企业技术创新绩效产生倒U型影响，网络关系广度正向影响种子企业技术创新绩效，网络中心度的影响不显著。网络结构洞数量对种子企业技术创新绩效产生倒U型影响，种子企业与企业合作在占据更少数量的网络结构洞处达到种子企业技术创新绩效的最大值。本文的研究结论对于种子企业构建科学的合作关系以及协调科研机构和种子企业在育种体系中的关系具有参考意义。

关键词：农作物育种 产学研合作 种子企业 技术创新绩效 社会网络分析

中图分类号：F273.1 **文献标识码：**A

一、引言

“国以农为本，农以种为先”，种业高质量发展是促进农业现代化、保障国家粮食安全的根本路径。鉴于种业的重要性，国家出台了一系列政策措施推动种业发展。2011年发布的《国务院关于加快

*本文是教育部哲学社会科学重大攻关项目“新形势下中国粮食安全与水资源保障重大问题研究”（编号：20JZD015）和国家重点研发计划项目“山区油菜产业高值高效关键技术集成与示范应用”（编号：2021YFD1600505）的阶段性研究成果。感谢匿名审稿人对本文提出的宝贵修改意见，但文责自负。

推进现代农作物种业发展的意见》中，明确种业是国家战略性、基础性核心产业^①；2020年中央经济工作会议提出开展种源“卡脖子”技术攻关，立志打一场种业翻身仗^②；2021年中央“一号文件”进一步强调要打好种业翻身仗^③；2022年中央“一号文件”要求大力推进种源等农业关键核心技术攻关^④；2023年中央“一号文件”要求深入实施种业振兴行动^⑤。随着种业振兴行动的深入实施，中国种子企业规模小、人才不足、育种资源稀缺等因素导致的创新能力不强问题更加突出，不利于种业振兴目标的实现（程郁等，2022）。强化合作创新有助于种子企业获取更多育种资源，属于提高技术创新绩效的重要方式。2011年发布的《国务院关于加快推进现代农作物种业发展的意见》中，明确指出产学研相结合是增强农作物种业竞争力的基本原则^⑥。

产学研合作是指企业、高校、科研机构运用各自资源相互协作进行优势互补的经济和社会活动。狭义的产学研合作指企业与高校、研究机构之间的合作。随着技术创新的难度不断提升，产学研创新主体均积极加入跨组织的合作以获取更多创新资源。产学研合作的范畴也随之扩大，既包括狭义的“产学”（企业+高校）、“产研”（企业+研究机构）和“产学研”（企业+高校+研究机构）合作，也包括“产产”（企业+企业）、“学学”（高校+高校）、“研研”（研究机构+研究机构）以及“研学”（高校+研究机构）合作。2019年中央“一号文件”、2022年全国两会政府工作报告、党的二十大都强调了产学研合作在推进关键核心技术（包括种源核心技术）攻关中的作用^⑦。因此，种子企业如何构建更加科学合理的合作关系以促进自身技术创新绩效的提升，是值得研究的问题。

种业振兴得到了众多学者的关注，但针对种子企业技术创新绩效提升的研究较少。仅有的少量研究主要从创新资源投入（李万君等，2022）、政府支持（李万君和李艳军，2018；李万君等，2019）和植物新品种保护（陈燕娟，2013）等角度进行分析。从产学研合作角度进行研究，可为促进种子企

^①参见《国务院关于加快推进现代农作物种业发展的意见》，http://www.gov.cn/zwggk/2011-04/18/content_1846364.htm。

^②参见《中央经济工作会议举行 习近平李克强作重要讲话》，http://www.gov.cn/xinwen/2020-12/18/content_5571002.htm。

^③参见《中共中央 国务院关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2021-02/21/content_5588098.htm。

^④参见《中共中央 国务院关于做好2022年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2022-02/22/content_5675035.htm。

^⑤参见《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的意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content_5741370.htm。

^⑥参见《国务院关于加快推进现代农作物种业发展的意见》，http://www.gov.cn/zwggk/2011-04/18/content_1846364.htm。

^⑦参见《中共中央 国务院关于坚持农业农村优先发展做好“三农”工作的若干意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2019-02/19/content_5366917.htm；《政府工作报告——2022年3月5日在第十三届全国人民代表大会第五次会议上》，http://www.gov.cn/premier/2022-03/12/content_5678750.htm；《习近平：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》，http://www.gov.cn/gongbao/content/2022/content_5722378.htm。

业技术创新绩效的提升,提供研究和实践的新思路。众多学者强调了产学研合作在提升种子企业技术创新绩效中的重要作用(仇焕广等,2022;王以中等,2022),但在农作物育种领域,关于产学研合作的研究还较少,主要集中于产学研合作存在的问题及对策(余剑等,2016)、产学研合作模式比较分析(国亮等,2017)、育种单位和科研人员参与产学研合作的影响因素(余茜等,2017)等方面。

随着技术创新难度提升,产学研合作向多主体广泛交流与合作的网络化创新模式转变(申俊喜,2012)。企业的合作网络对其技术创新绩效的影响得到了学术界的普遍关注,产生了很多有价值的研究成果。例如,曾德明等(2021)区分了基础研究和应用研究的合作网络关系对企业创新绩效的影响机制;杨震宁和赵红(2020)从“竞合”关系视角,研究了合作网络关系对企业创新绩效的影响。然而,企业的合作网络对其技术创新绩效究竟会产生何种影响,尚未得出一致结论。究其原因,可能是既有研究忽略了企业嵌入不同类型的合作网络中,因合作组织的差异,企业可获得的同质和异质资源的数量、质量及机会不同,致使不同类型的合作网络对企业技术创新绩效产生差异化的影响(郭建杰和谢富纪,2020;高霞等,2021)。由于农作物育种产学研合作网络具有多种类型,上述影响在种子企业的合作网络中可能同样存在,也是本文关注的重点。

本文基于种子企业与学研机构合作、种子企业与企业合作所形成的多种关系,研究不同类型的合作网络对种子企业技术创新绩效的差异化影响。本文的边际贡献在于:第一,基于社会网络视角,为农作物育种产学研合作研究提供新的思路,能更好地刻画网络化创新模式下农作物育种产学研合作的特征;第二,检验种子企业与不同类型组织合作的合作网络对其技术创新绩效的差异化影响,为种子企业优化产学研合作关系提供思路。

二、研究假说

基于社会网络视角,本文着重分析种子企业与不同类型组织合作的网络关系和网络位置对种子企业技术创新绩效的影响。网络关系指成员间的联结关系,网络关系强度和广度对技术创新绩效的影响受到学术界关注。网络位置指网络成员在网络中所占据的位置,包括网络中心位置和网络中介位置,主要影响网络成员获取合作单位优质信息的能力以及对其他成员的吸引力。

(一) 产学研合作网络关系对种子企业技术创新绩效的影响

1.网络关系强度对种子企业技术创新绩效的影响。网络关系强度衡量网络成员合作关系的紧密程度。种子企业提高网络关系强度,可以提高合作单位关键信息的分享意愿(Kale et al., 2000)、降低合作成本(吴晓云和王建平,2017),有助于提高种子企业技术创新绩效。网络关系强度过高易引发知识同化和路径依赖等问题,阻碍新创意和新知识的产生(杨震宁和赵红,2020),不利于种子企业技术创新绩效的提升。综上,网络关系强度对种子企业技术创新绩效产生倒U型影响。

种子企业与学研机构在组织性质、目标、文化、资源等方面具有较大差异,与学研机构合作可以使种子企业获取更多差异性较大的知识以提升创新优势(郭建杰和谢富纪,2020)。也就是说,种子企业需要与拥有大部分育种资源的学研机构保持更紧密的合作网络关系,以减少合作分歧和获取更多育种资源。同时,随着网络关系强度提高,与种子企业与企业合作相比,种子企业与学研机构合作更不

易出现知识同质化问题。因此，种子企业与学研机构合作的最优网络关系强度更高，即种子企业与企业合作在更低的网络关系强度处就会达到种子企业技术创新绩效的最大值。由此，本文提出假说 H1a 和假说 H1b。

H1a: 种子企业与学研机构合作的网络关系强度对种子企业技术创新绩效产生倒 U 型影响。

H1b: 种子企业与企业合作的网络关系强度对种子企业技术创新绩效产生倒 U 型影响，且相较于与学研机构的合作，这种合作在更低的网络关系强度处达到种子企业技术创新绩效的最大值。

2.网络关系广度对种子企业技术创新绩效的影响。网络关系广度度量网络成员与其他成员建立合作关系的广泛程度。提高网络关系广度有利于种子企业拓宽资源获取渠道，促进其技术创新绩效的提升。但是，过高的网络关系广度会增加企业维持良好合作关系的成本，反而不利于提升自身技术创新绩效（杨震宁和赵红，2020）。因此，网络关系广度对种子企业技术创新绩效产生倒 U 型影响。

随着网络关系广度的提升，种子企业与学研机构合作所产生的协调和沟通成本比种子企业与企业合作所产生的协调和沟通成本更高。种子企业从学研机构获取的差异性较大的知识，会给企业带来创新优势（郭建杰和谢富纪，2020），但是在种子企业育种创新能力不足的情况下，消化吸收过多差异性较大的知识所产生的成本也更高。也就是说，随着网络关系广度的不断提升，种子企业与学研机构合作所获取的知识所产生的消化吸收成本，比种子企业与企业合作所产生的消化吸收成本更高。因此，种子企业与企业合作在更高的网络关系广度处达到种子企业技术创新绩效的最大值。围绕种子企业与不同类型组织合作的网络关系对技术创新绩效的差异化影响（见图 1），本文提出假说 H2a 和假说 H2b。

H2a: 种子企业与学研机构合作的网络关系广度对种子企业技术创新绩效产生倒 U 型影响。

H2b: 种子企业与企业合作的网络关系广度对种子企业技术创新绩效产生倒 U 型影响，且相较于与学研机构的合作，这种合作在更高的网络关系广度处达到种子企业技术创新绩效的最大值。

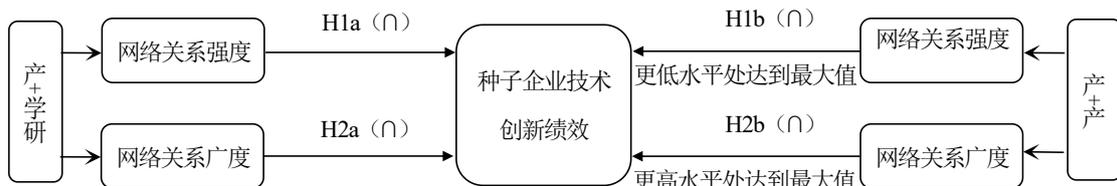


图 1 网络关系对种子企业技术创新绩效的影响

注：“∩”代表倒 U 型影响。

（二）产学研合作网络位置对种子企业技术创新绩效的影响

1.网络中心度对种子企业技术创新绩效的影响。网络中心度反映企业处于网络中心位置的程度。网络中心度越高的企业与其他组织产生的联系越多，意味着企业有更多信息资源获取渠道，更容易对外部信息进行核实，有助于提高企业信息获取的数量和质量（Lee et al., 2015）。网络中心度高的企业在合作网络中也拥有较高的地位和声誉（Lin et al., 2009；张红娟和谭劲松，2014），能够吸引更多有潜质的合作单位，减少识别和筛选潜在合作单位以及评估其资质等方面的合作成本，有助于提高种子企业技术创新绩效。据此，本文提出假说 H3a 和假说 H3b。

H3a: 种子企业与学研机构合作的网络中心度对种子企业技术创新绩效产生正向影响。

H3b: 种子企业与企业合作的网络中心度对种子企业技术创新绩效产生正向影响。

2.网络结构洞数量对种子企业技术创新绩效的影响。网络结构洞数量反映企业占据网络“中介位置”的程度。根据网络结构洞理论,若两个网络成员之间没有直接联系,二者之间的联系必须通过共同的合作单位建立,则意味着两个网络成员之间存在网络“结构洞”。占据网络结构洞的成员可以连接相互分离的网络,成为信息传递和资源流动的“阀门”,享有资源控制与获取的优势,有助于提高自身技术创新绩效(Burt, 2004; 刘善仕等, 2017)。但是,当种子企业的网络结构洞数量过多时,将不利于其技术创新绩效的提升。原因在于,网络结构洞数量过多将降低种子企业与合作单位互动的频率,这不利于形成合作的互惠机制,导致合作成本与机会主义风险增加(杨博旭等, 2019)。特别是当组织间的竞争意识较强时,利益分歧将增加机会主义风险,会阻碍种子企业技术创新绩效的提升。

相较于与学研机构的合作,当拥有相同数量的网络结构洞时,种子企业与企业合作获取的异质性创新资源更少,对育种创新的促进作用更小。此外,在种子销售环节中,种子企业同质竞争问题严重,种子企业与企业合作的利益分歧严重,过多数量的网络结构洞引致机会主义行为的风险更高,对技术创新绩效的损害更大。可见,相较于与学研机构合作,种子企业与企业合作的最优网络结构洞数量会更少,即在拥有更少数量的网络结构洞处达到其技术创新绩效的最大值。围绕种子企业与不同类型组织合作的网络位置对种子企业技术创新绩效的差异化影响(见图2),本文提出假说 H4a 和假说 H4b。

H4a: 种子企业与学研机构合作的网络结构洞数量对种子企业技术创新绩效产生倒 U 型影响。

H4b: 种子企业与企业合作的网络结构洞数量对种子企业技术创新绩效产生倒 U 型影响,相较于与学研机构的合作,这种合作在更少数量的网络结构洞处达到种子企业技术创新绩效的最大值。



图2 网络位置对种子企业技术创新绩效的影响

注：“∩”和“+”分别代表倒U型影响和正向影响。

三、数据来源、变量选取与实证方法

(一) 数据来源与处理

植物新品种权或植物育种者权利,伴随植物领域的知识产权保护制度同步出现,故植物新品种权联合申请是农作物育种合作的最直接体现。考虑到植物新品种权从申请到公告存在一定的时间滞后性,故本文选取全国31个省级行政区(不包含港澳台)1999—2020年的数据作为分析基础。植物新品种权数据通过对农业农村部科技发展中心网站^①公布的“品种权申请公告”进行整理后得到。

^①农业农村部科技发展中心网址: http://www.nybkjffzx.cn/p_pzbh/pzbh.aspx。

本文在品种权申请公告中搜索“共同申请人”、“共同培育人”以及“申请人”，筛选出机构间合作申请的植物新品种权，并对数据进行了系统清理。第一，删除政府机构、国外组织参与的合作，删除研究机构与其二级附属单位的合作，删除母公司和子公司的合作。第二，定义以“公司”“集团”“合作社”等关键词结尾的申请人为企业，将不以“公司”“集团”“合作社”等关键词结尾，但具有企业属性的组织也界定为企业；将以“大学”“学院”“学校”等关键词结尾的申请人界定为高校；将以“研究院”“研究所”“科学院”“研究（技术）中心”“育种中心”“良种繁育基地”“试（实）验站”等关键词结尾，且组织属性为事业单位或社会组织的申请人定义为研究机构。第三，将各单位名称统一为现用名（若名称有变动），剔除查不到申请人信息的数据。最终，得到 3797 个产学研合作申请的植物新品种。其中，种子企业与学研机构合作申请的品种数为 2589 个，种子企业与企业合作申请的品种数为 806 个，分别占合作申请品种数总量的 68.19%和 21.22%，属于最主要的两类合作；“研研”合作、“学学”合作以及“学研”合作数量比重合计为 10.59%。

农作物育种产学研合作网络特征分析以 1999—2020 年的数据为基础，用以反映农作物育种产学研合作的发展历程及网络特征。实证分析部分采用 2011—2020 年的数据，旨在考察中国政府 2011 年强调育种产学研合作和坚持企业的商业化育种主体地位以来，种子企业的合作网络特征对种子企业技术创新绩效的影响。

（二）变量选取及定义

1.被解释变量：种子企业技术创新绩效。植物新品种权申请与授权是研究中国农作物育种创新活动的重要指标。考虑到植物新品种权的申请量能有效反映种子企业育种创新的活跃程度，而植物新品种授权受到的影响因素较多、经历的时间较长且具有不确定性。参考已有研究的做法（李万君等，2019；徐志刚等，2021），本文采用植物新品种权申请量表表征种子企业的技术创新绩效。

2.核心解释变量：网络关系与网络位置。社会网络分析方法是一种从“关系”角度研究网络关系结构特征的重要方法（林春艳和孔凡超，2016）。若一个组织和其他组织联合申请了一个植物新品种权，则两个组织的联系视为一个合作关系，多于两个组织共同申请植物新品种权的合作关系被拆分成两两合作关系。由于合作是相互的，本文构建的农作物育种产学研合作网络为无向网络。

网络关系包括网络关系强度和网络关系广度。第一，网络关系强度。参考高霞等（2019）的做法，种子企业与学研机构合作的网络关系强度用种子企业与学研机构合作新品种权申请量与学研合作单位数量的比值衡量，种子企业与企业合作的网络关系强度计算方式与之类似。上述两个指标反映了种子企业与两类合作单位的平均合作次数。第二，网络关系广度。种子企业与学研机构合作、与企业合作的网络关系广度，分别用与种子企业合作的学研单位数量、企业数量表示。

网络位置包括网络中心度和网络结构洞数量。第一，网络中心度。网络中心度越高，反映网络成员越处于中心位置，对其他成员信息流动的控制能力越强。借鉴已有文献的做法（孙笑明等，2014），企业*i*的网络中心度（ BC_i ）的计算公式如下：

$$BC_i = \frac{2 \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n b_{jk}(i)}{n^2 - 3n + 2}, j \neq k \neq i, j < k \quad (1)$$

(1) 式中： i 、 j 、 k 均为网络成员； $b_{jk}(i)$ 代表网络成员 i 处于 j 和 k 之间捷径上的概率； n 是网络成员的数量。

第二，网络结构洞数量。参考已有文献的做法 (Guan et al., 2015)，企业 i 的网络结构洞数量 (SH_i) 的计算公式如下：

$$SH_i = 2 - \sum_j (p_{ij} + \sum_q p_{iq} p_{qj})^2, q \neq i, q \neq j \quad (2)$$

(2) 式中： i 、 j 、 q 均为网络成员；括号内第一项 p_{ij} 表示网络成员 i 和 j 的直接联系数量占 i 在网络中所有联系数量的比重；括号内第二项 $\sum_q p_{iq} p_{qj}$ 代表网络成员 i 和 j 的间接联系数量占 i 在网络中所有联系数量的比重。(2) 式取值越大，代表种子企业的网络结构洞数量越多。

3. 控制变量。第一，企业年龄。企业年龄越大，积累的创新资源和合作经验也越丰富，越有助于提高技术创新绩效。本文采用观测年份^①与企业成立年份之差来衡量企业年龄，为避免零值取对数无意义的问题，将其加 1 后取对数处理。第二，企业资金规模。资金规模越大的企业拥有越多的财力和资源用于投资研发，越有助于提高技术创新绩效 (Karamanos, 2016)。企业资金规模以企业注册资本的对数值衡量。第三，企业人员规模。企业人员规模用企业参保人数对数值代表。第四，企业性质。企业性质分为公有制 (包括公有或公有控股) 和非公有制。第五，企业知识积累。知识积累越多的企业，知识利用率越高，越有助于提升技术创新绩效。除企业知识积累变量外，其他控制变量数据来源为天眼查网站^②。企业知识积累采用企业进入观测年份前 3 年的论文发表量表示，并将论文发表量加 1 后取对数处理。论文发表量数据来源于中国知网，搜集论文的数据库包括“SCI 来源期刊”“EI 来源期刊”“北大核心”“中文社会科学引文索引数据库”“中国科学引文数据库”。

根据已有研究的做法 (Schilling and Phelps, 2007; Liu and Guan, 2015; 王明益等, 2023)，本文采用 3 年移动时间窗构建种子企业的合作网络，考察种子企业过去 3 年的合作网络对当年技术创新绩效的影响。例如，考察种子企业 2011—2013 年的合作网络对 2014 年技术创新绩效的影响，考察 2012—2014 年的合作网络对 2015 年技术创新绩效的影响。解释变量的数据范围为 2011—2019 年，划分为 2011—2013 年、2012—2014 年等 7 个窗口期，被解释变量的数据范围为 2014—2020 年。企业与学研机构的合作涉及 374 个种子企业，共 1074 个非平衡面板观测值；种子企业与企业的合作涉及 228 个种子企业，共 590 个非平衡面板观测值。考虑到种子企业育种周期较长，本文还采用 5 年移动时间窗构建合作网络，考察种子企业过去 5 年的合作网络对今年技术创新绩效的影响。所有变量定义及描述性统计结果见表 1。

^①本文基于 3 年时间窗、5 年时间窗构建种子企业的合作网络，以 3 年时间窗为例：当窗口期为 2011—2013 年时，观测年份指 2011 年，以此类推。5 年时间窗下观测年份选取方法与之相同。

^②天眼查网站网址：<https://www.tianyancha.com/?jsid=SEM-NEW360-PP-YR-080001>。

表 1 变量定义及描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义	3 年时间窗		5 年时间窗	
			产+学研	产+产	产+学研	产+产
被解释变量	种子企业技术创新绩效	种子企业的植物新品种权申请量(个)	3.58 (11.52)	4.71 (12.73)	3.38 (10.90)	4.57 (12.46)
核心解释变量	网络关系强度	种子企业的植物新品种权合作申请量与合作单位数量的比值	2.26 (3.47)	2.34 (3.30)	2.33 (3.64)	2.40 (3.33)
	网络关系广度	种子企业合作单位数量(个)	1.54 (1.10)	1.26 (0.65)	1.56 (1.17)	1.29 (0.71)
	网络中心度	根据(1)式测算	41.52 (303.07)	0.39 (2.47)	53.07 (367.52)	0.54 (3.46)
	网络结构洞数量	根据(2)式测算	1.06 (0.20)	1.05 (0.17)	1.06 (0.21)	1.06 (0.18)
控制变量	企业年龄	观测年份与种子企业成立年份之差(年)	10.32 (6.60)	8.96 (6.74)	8.87 (6.31)	7.70 (6.54)
	企业资金规模	种子企业注册本金(万元)	6925.92 (15785.65)	8861.90 (20861.89)	6447.06 (14661.53)	8326.39 (20060.13)
	企业人员规模	种子企业参保人数(个)	42.89 (101.19)	49.45 (109.55)	41.31 (100.03)	47.01 (105.83)
	企业性质	种子企业性质: 公有制企业=1, 非公有制企业=0	0.25 (0.43)	0.15 (0.35)	0.24 (0.43)	0.15 (0.36)
	企业知识积累	种子企业进入观测年份前3年的论文发表量(篇)	0.82 (2.29)	0.58 (2.06)	0.70 (2.26)	0.50 (2.00)

注: ①括号外数据为平均值, 括号内数据为标准差。②企业年龄、企业资金规模、企业人员规模和企业知识积累 4 个变量在本表中展示的是原值, 在后文实证模型中使用的是对数值。

(三) 实证方法

种子企业植物新品种权申请量是任意的非负整数, 属于计数型变量, 且在 3 年时间窗和 5 年时间窗构建的合作网络中, 被解释变量的方差均大于均值, 存在被解释变量过度分散的问题, 故本文选取负二项回归模型进行实证分析。本文样本中部分种子企业技术创新绩效取值为 0, 因此还需在零膨胀负二项回归模型和标准负二项回归模型之间做出选择。Vuong 检验发现, Vuong 统计量的绝对值远小于 1.96, 不能拒绝使用标准负二项回归模型的原假设, 故本文采用标准负二项回归模型更合适。基于面板数据的实证分析还需进行固定效应模型和随机效应模型的选择。首先, 本文部分控制变量(如企业性质)在观测期内取值基本不变, 采用固定效应模型无法估计不随时间变化的变量的影响; 其次, 本文使用的是短面板数据, 采用固定效应模型会损失自由度, 致使回归结果的有效性降低; 最后, 本文的研究样本限定在种子企业, 虽然企业异质性因素也会存在, 但相较于多种类型的企业样本而言,

企业间的个体差异要小得多，采用随机效应模型即可消除个体异质性。因此，本文最终采用随机效应负二项回归模型进行实证分析。

四、农作物育种产学研合作网络特征分析

（一）农作物育种产学研合作发展历程

从产学研合作植物新品种权年均申请量的变化及其增长率特征分析，1999—2020年农作物育种产学研合作存在4个发展阶段（见图3）。第一阶段，萌芽期（1999—2002年）。自1999年原农业部受理第一个植物新品种权申请，一直到2002年，产学研合作植物新品种权年均申请量约13个，农作物育种产学研合作水平较低。第二阶段，缓慢发展期（2003—2010年）。2003年起，产学研合作植物新品种权申请量有了一定程度的增加。这可能是受益于2000年《中华人民共和国种子法》的颁布，种子的育、繁、推等环节逐步向市场开放。不过，直到2010年，产学研合作植物新品种权申请量一直呈现波动增长状态，年均申请量约64个，农作物育种产学研合作发展还较为缓慢。第三阶段，平稳发展期（2011—2015年）。产学研合作植物新品种权年均申请量达到128个，年均增长率为9.87%，农作物育种产学研合作发展较为平稳。这可能缘于2011年、2012年和2013年先后出台的《国务院关于加快推进现代农作物种业发展的意见》、《国务院办公厅关于印发全国现代农作物种业发展规划（2012—2020）的通知》和《国务院办公厅关于深化种业体制改革提高创新能力的意见》中提出要促进育种产学研合作^①。第四阶段，快速发展期（2016—2020年）。产学研合作植物新品种权年均申请量达到518个，年均增长率高达35.25%。

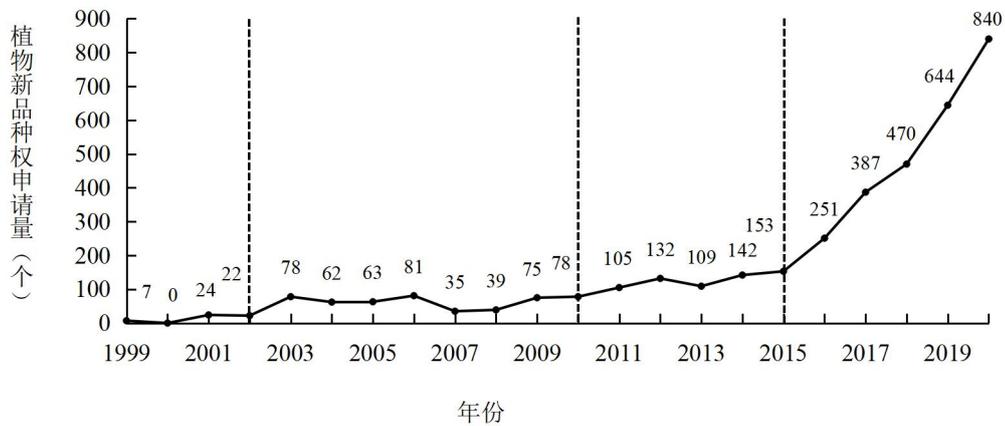


图3 产学研合作植物新品种权申请量（1999—2020年）

^①参见《国务院关于加快推进现代农作物种业发展的意见》，http://www.gov.cn/zwggk/2011-04/18/content_1846364.htm；《国务院办公厅关于印发全国现代农作物种业发展规划（2012—2020年）的通知》，http://www.gov.cn/zwggk/2012-12/31/content_2302986.htm；《国务院办公厅关于深化种业体制改革提高创新能力的意见》，http://www.gov.cn/zwggk/2013-12/25/content_2553966.htm。

(二) 农作物育种产学研合作网络关系分布特征

在农作物育种产学研合作的4个发展阶段中，有“产研”“产产”等多种类型的合作，不同产学研合作网络关系分布特征如图4所示。第一，“产研”合作是最主要的合作模式。在各发展阶段中，“产研”合作量占合作总量的比重分别达到60.38%、66.93%、68.95%和51.93%。从趋势上看，在快速发展期，“产研”合作比重下降明显，相比平稳发展期下降了17.02个百分点。第二，“产产”合作是第二大合作模式。在快速发展期，“产产”合作比重增长明显，比平稳发展期增长了11.67个百分点。“产研”合作比重的大幅下降和“产产”合作比重的激增可能由两方面因素引起：一方面，越来越多的种子企业选择与企业合作以避免异质性组织合作所引发的高额合作成本；另一方面，政府强化以企业为商业化育种主体的政策。第三，“研研”合作、“学学”合作、“研学”合作较少。在各发展阶段中，上述3类合作累计均不超过合作总量的12%，表示研究机构之间、高校之间、高校和研究机构之间的合作偏少，这会催生育种资源过度分散和重复研究等问题，不利于育种创新能力的提升。

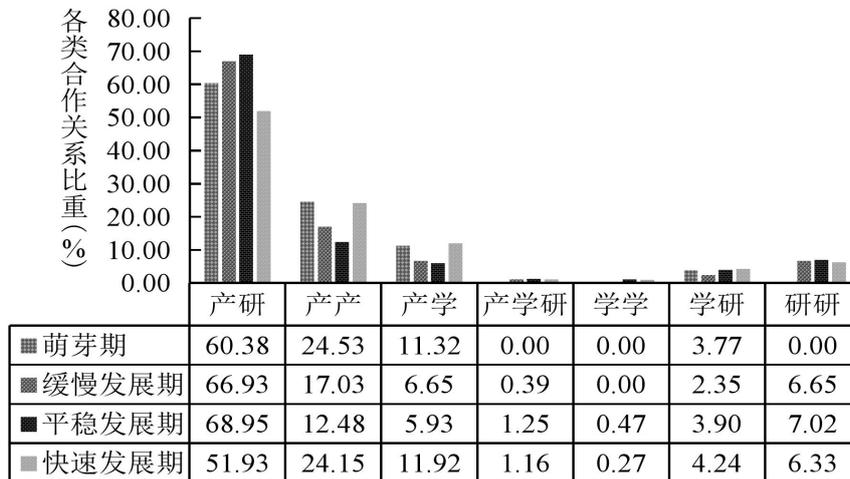


图4 农作物育种产学研合作关系分布 (1999—2020年)

(三) 农作物育种产学研合作网络结构特征分析

1. 整体网络结构特征。由表2可知，农作物育种产学研合作整体网络结构表现出三点突出特征。

表2 农作物育种产学研合作整体网络结构特征

发展阶段	网络规模 (个)	整体网络密度	整体网络集聚系数
萌芽期 (1999—2002年)	49	0.029	0.429
缓慢发展期 (2003—2010年)	342	0.004	0.077
平稳发展期 (2011—2015年)	409	0.004	0.178
快速发展期 (2016—2020年)	1042	0.002	0.165

注：①网络规模等于合作数组织量。②整体网络密度等于实际存在的网络关系总量与理论上最多的网络关系总量的比值。③整体网络集聚系数等于所有网络成员集聚系数的平均值，各网络成员的集聚系数等于各成员实际存在的网络关系总量与理论上最多的网络关系总量的比值。

第一，农作物育种产学研合作网络规模不断扩大。与缓慢发展期相比，平稳发展期的合作组织数量增长了 19.59%。与平稳发展期相比，快速发展期的合作组织数量增长了 154.77%。这说明越来越多的组织参与到育种产学研合作中，为网络成员提供了更多潜在的信息资源和合作机会。

第二，农作物育种产学研合作整体网络密度较低，育种组织间并未形成紧密合作的网络关系。整体网络密度可以反映网络成员合作的频繁程度，取值在 0 到 1 之间，取值越接近 0 代表网络成员间的合作联系越松散，反之则越紧密。1999 年以来，农作物育种产学研合作整体网络密度值在 0.03 以下，且呈现下降趋势。

第三，农作物育种产学研合作的整体网络集聚系数较小，不利于促进育种组织间的紧密合作。整体网络集聚系数越大，越能够促进组织间的相互信任和合作。1999 年以来，农作物育种产学研合作整体网络集聚系数较低且波动较大，这将不利于育种组织间形成紧密合作的网络关系。

2.个体网络位置特征。农作物育种产学研合作个体网络特征如表 3 所示。在各发展阶段中，超过 75%的合作组织的网络中心度为 0，说明大部分合作组织处于网络边缘位置，信息获取能力较差，育种创新资源被少数处于中心位置的组织控制。同时，网络结构洞数量的平均值与高于平均值的组织占比不断上升，表明更多组织占据了“桥”的位置。

表 3 农作物育种产学研合作的个体网络特征

发展阶段	网络中心度				网络结构洞数量	
	最小值	最大值	平均值	网络中心度为 0 的组织占比 (%)	平均值	高于平均值的组织占比 (%)
萌芽期 (1999—2002 年)	0.00	9.00	0.61	85.71	1.09	14.29
缓慢发展期 (2003—2010 年)	0.00	261.00	4.60	80.41	1.10	19.59
平稳发展期 (2011—2015 年)	0.00	2845.00	81.86	78.29	1.10	21.71
快速发展期 (2016—2020 年)	0.00	24966.90	731.71	75.43	1.12	24.86

种子企业是农作物育种产学研合作的主要参与者，但学研机构更多占据了网络核心位置。在农作物育种产学研合作的各发展阶段中，种子企业占合作组织的比重分别达到 61.22%、60.82%、55.75% 和 62.96%。然而，从创新资源获取和控制的角度分析，学研机构始终占据核心地位。2011—2015 年，网络中心度和网络结构洞数量均排在前 15%的合作组织中，种子企业所占比重仅为 34%，学研机构所占比重达到 66%。2016—2020 年，网络中心度和网络结构洞数量均排在前 10%的合作组织中，种子企业所占比重为 24.05%，学研机构所占比重高达 75.95%。

五、种子企业合作网络特征对其技术创新绩效影响的实证分析

(一) 网络特征对种子企业技术创新绩效影响的回归结果及分析

表 4 报告了种子企业的合作网络特征对其技术创新绩效影响的回归结果。具体地，(1) 列~(2) 列展示了种子企业与学研机构合作的网络关系和网络位置对种子企业技术创新绩效影响的回归结果，(3) 列~(4) 列展示了种子企业与企业合作的网络关系和网络位置对种子企业技术创新绩效影响的回归结果。

表 4 种子企业合作网络特征对其技术创新绩效影响的回归结果

	被解释变量：种子企业技术创新绩效			
	种子企业与学研机构合作		种子企业与合作企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	3 年时间窗	5 年时间窗	3 年时间窗	5 年时间窗
网络关系强度	0.103*** (0.034)	0.073** (0.033)	0.296*** (0.107)	0.291*** (0.105)
网络关系强度的二次项	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.019** (0.008)	-0.019** (0.007)
网络关系广度	0.321** (0.146)	0.594** (0.139)	0.932** (0.463)	1.009** (0.444)
网络关系广度的二次项	-0.004 (0.016)	-0.038*** (0.009)	-0.029 (0.102)	-0.061 (0.096)
网络中心度	0.000 (0.001)	0.001*** (0.000)	0.083 (0.125)	0.076 (0.099)
网络结构洞数量	13.750*** (3.685)	5.154 (3.765)	15.300** (6.053)	11.670** (5.681)
网络结构洞数量的二次项	-5.692*** (1.500)	-2.269 (1.553)	-6.416*** (2.484)	-4.938** (2.270)
企业年龄	0.018 (0.094)	-0.029 (0.090)	-0.037 (0.107)	-0.006 (0.103)
企业资金规模	0.033 (0.061)	0.039 (0.069)	-0.093 (0.079)	-0.038 (0.087)
企业人员规模	0.266*** (0.064)	0.419** (0.074)	0.325*** (0.092)	0.344*** (0.097)
企业性质	-0.238 (0.166)	-0.106 (0.187)	-0.553** (0.280)	-0.430 (0.299)
企业知识积累	0.089 (0.098)	0.056 (0.109)	0.583*** (0.139)	0.461*** (0.167)
对数似然函数值	-1315.981	-1237.727	-739.885	-743.373
观测值	1074	1104	590	640

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②括号内为标准误。

1.网络关系强度对种子企业技术创新绩效的影响。第一，种子企业与学研机构合作的网络关系强度对种子企业技术创新绩效产生显著的正向影响。在表 4 的（1）列和（2）列中，网络关系强度的一次项显著，回归系数为正，二次项不显著，说明网络关系强度对种子企业技术创新绩效产生显著的正向影响，假说 H1a 未得到验证。

第二，种子企业与合作企业的网络关系强度对种子企业技术创新绩效产生倒 U 型影响。在（3）

列和(4)列中,网络关系强度的一次项显著,回归系数为正,二次项显著,回归系数为负,说明种子企业与企业合作的网络关系强度对种子企业技术创新绩效产生倒U型影响。由于假说H1a未成立,假说H1b只能部分得到验证。2011—2019年,在基于3年时间窗、5年时间窗构建的合作网络中,网络关系强度超过倒U型曲线拐点值的种子企业比重分别为7.46%、13.60%。

2.网络关系广度对种子企业技术创新绩效的影响。第一,种子企业与学研机构合作的网络关系广度对种子企业技术创新绩效产生倒U型影响。表4的(1)列中,网络关系广度的一次项显著,回归系数为正,二次项不显著,说明网络关系广度对种子企业技术创新绩效产生正向影响。在表4的(2)列中,网络关系广度的一次项显著,回归系数为正,二次项显著,回归系数为负,说明网络关系广度对种子企业技术创新绩效产生倒U型影响。上述两个回归结果的差异,可能缘于基于5年时间窗构建的合作网络时间跨度更大,有助于反映种子企业与学研机构合作的网络关系对种子企业技术创新绩效的倒U型影响。2011—2019年,约有0.53%的种子企业的网络关系广度超过倒U型曲线的拐点值。不过,随着种子企业不断提高网络关系广度,网络关系广度超过倒U型曲线拐点值的种子企业所占比重可能会变得更高。综上,假说H2a得到验证。

第二,种子企业与企业合作的网络关系广度对种子企业技术创新绩效产生正向影响。表4的(3)列和(4)列中,网络关系广度的一次项显著,回归系数为正,二次项不显著,说明种子企业与企业合作的网络关系广度对种子企业技术创新绩效产生显著的正向影响。也就是说,假说H2b未得到验证。2011—2019年,种子企业的企业合作单位数量平均不足2个。种子企业与企业合作的网络关系广度较低可能是未展现出倒U型影响的原因。

3.网络中心度对种子企业技术创新绩效的影响。第一,种子企业与学研机构合作的网络中心度对种子企业技术创新绩效产生正向影响。在表4的(1)列中,网络中心度不显著。在(2)列中,网络中心度显著,系数为正。上述两个回归结果的差异,可能缘于基于5年时间窗构建的合作网络中心度(均值为53.07)大于基于3年时间窗构建的合作网络中心度(均值为41.52)。在种子企业与学研机构合作网络中,更长时间的跨度使种子企业的网络中心度提高,从而凸显出对自身技术创新绩效的正向影响,假说H3a得到验证。

第二,种子企业与企业合作的网络中心度对种子企业技术创新绩效的影响并不显著。在(3)列和(4)列中,网络中心度不显著,假说H3b未得到验证。2011—2019年间,在基于3年时间窗和5年时间窗构建的合作网络中,网络中心度的均值仅为0.39和0.54。种子企业与企业合作的网络中心度较低可能是网络中心度对种子企业技术创新绩效影响不显著的原因。

4.网络结构洞数量对种子企业技术创新绩效的影响。第一,种子企业与学研机构合作的网络结构洞数量对种子企业技术创新绩效产生显著的倒U型影响。在表4的(1)列中,网络结构洞数量的一次项显著,回归系数为正,二次项显著,回归系数为负,说明种子企业的网络结构洞数量对其技术创新绩效产生倒U型影响。由在(2)列可知,基于5年移动时间窗构建的种子企业合作网络中,网络结构洞数量对种子企业技术创新绩效的影响不显著。上述两个回归结果的差异,可能缘于在基于5年时间窗构建的合作网络中,更长时间的积累使种子企业的网络结构洞数量过多,反而无法有效利用网

络结构洞带来的过多异质性创新资源。可见，种子企业的网络结构洞数量存在一个阈值，当超过该阈值时，网络结构洞数量将对技术创新绩效带来不利影响，进而验证了假说 H4a。

第二，种子企业与企业合作的网络结构洞数量对种子企业技术创新绩效产生倒 U 型影响。（3）列和（4）列中，网络结构洞数量的一次项显著，回归系数为正，二次项显著，回归系数为负，说明种子企业与企业合作的网络结构洞数量对种子企业技术创新绩效产生倒 U 型影响。此外，在基于 3 年时间窗构建的合作网络中，当种子企业与学研机构合作、种子企业与企业合作的网络结构洞数量分别达到 1.21 和 1.19 时，种子企业达到技术创新绩效的最大值。可见，种子企业与企业合作在更少数量的网络结构洞处达到技术创新绩效的最大值，假说 H4b 得到验证。在种子企业与学研机构的合作网络中，种子企业可以拥有更多数量的网络结构洞以获取更多异质性创新资源。2011—2019 年，在两类合作网络中，网络结构洞数量超过倒 U 型曲线拐点值的种子企业数量比重仅为 13% 左右。

（二）稳健性检验

本文通过如下方法进行稳健性检验：第一，增加控制变量。基准回归控制了可能影响种子企业技术创新绩效的主要因素。在此，本文进一步控制种子企业所处的外部环境因素，新增整体网络密度、整体网络集聚系数和种子企业所在区域^①等控制变量，回归结果见表 5 的（1）列、（3）列、（5）列、（7）列。第二，控制年份固定效应。政府支持政策的变化，以及其他一些随时间变化但不随个体变化的因素可能会影响种子企业的技术创新绩效，因此，本文在模型中控制年份固定效应，回归结果见表 5 的（2）列、（4）列、（6）列和（8）列。

表 5 稳健性检验结果

	被解释变量：种子企业技术创新绩效							
	种子企业和学研机构合作				种子企业与企业合作			
	3 年时间窗		5 年时间窗		3 年时间窗		5 年时间窗	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
网络关系强度	0.102*** (0.034)	0.119*** (0.033)	0.069** (0.033)	0.067* (0.034)	0.291*** (0.107)	0.273** (0.113)	0.311*** (0.107)	0.298*** (0.107)
网络关系强度的二次项	-0.001 (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.018** (0.008)	-0.019** (0.009)	-0.020*** (0.008)	-0.020*** (0.008)
网络关系广度	0.314** (0.148)	0.364*** (0.141)	0.587*** (0.139)	0.578*** (0.139)	0.572 (0.719)	0.771 (0.499)	1.035** (0.457)	0.952** (0.458)
网络关系广度的二次项	-0.004 (0.017)	-0.008 (0.015)	-0.037*** (0.009)	-0.036*** (0.009)	0.071 (0.172)	-0.024 (0.108)	-0.078 (0.097)	-0.062 (0.096)
网络中心度	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)	0.061 (0.127)	0.039 (0.122)	0.087 (0.097)	0.080 (0.099)

^①整体网络密度和整体网络集聚系数的定义及计算方法见表 2。种子企业所在区域为虚拟变量，若种子企业所在省份为东部地区，变量取值为 1；若种子企业所在省份为其他地区，变量取值为 0。

表 5 (续)

网络结构洞数量	13.640*** (3.712)	15.170*** (3.688)	5.408 (3.775)	5.099 (3.799)	14.230** (6.174)	11.690* (6.537)	10.160* (5.748)	11.320* (5.949)
网络结构洞数量的二次项	-5.659*** (1.513)	-6.282*** (1.500)	-2.402 (1.558)	-2.272 (1.569)	-7.021** (2.824)	-4.887* (2.665)	-4.362* (2.278)	-4.785** (2.390)
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	已控制
年份固定效应	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制
对数似然函数值	-1315.275	-1310.862	-1236.55	-1236.392	-738.705	-732.158	-742.012	-742.395
样本量	1074	1074	1104	1104	590	590	640	640

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

在表 5 的 (5) 列和 (6) 列中, 网络关系广度的一次项和二次项均未通过显著性检验, 说明种子企业与企业合作的网络关系广度未对种子企业技术创新绩效产生倒 U 型影响。继续采用增加控制变量和年份固定效应的方法进行检验, 发现种子企业与企业合作的网络关系广度对种子企业技术创新绩效产生显著的正向影响^①, 这与基准回归结果一致。可见, 除 (2) 列中网络关系强度对种子企业技术创新绩效的影响与基准回归结果不一致外, 其他稳健性检验结果均与基准回归结果一致, 证明了本文实证结果的稳健性。

(三) 内生性问题的讨论

技术创新绩效高的种子企业可能会吸引更多优质的合作单位和拥有更强的合作能力, 反过来影响其在合作网络中的位置和 network 关系, 从而导致内生性问题。本文采用两种方法对内生性问题进行讨论^②。

由于被解释变量 0 值较多, 本文基于 IV-Tobit 模型进行内生性问题的检验。考虑到社会网络指标的滞后项和“省份一年度”均值是社会网络指标常用的工具变量(许和连等, 2018; 黄灿和蒋青嫄, 2021), 在两类合作网络中, 网络中心度以种子企业所在省份的网络中心度的窗口期均值作为工具变量。网络结构洞数量以种子企业所在省份的网络结构洞数量的窗口期均值及均值的平方项作为工具变量。其他解释变量均采用其滞后 1 期的量作为工具变量。工具变量法第一阶段回归结果显示, 各工具变量的系数在 1%或 5%的水平上显著, 说明不存在弱工具变量问题。Wald 检验的 p 值均大于 0.1, 意味着不能拒绝所有解释变量均为外生性的原假设。

此外, 本文还采用 2SLS 分析内生性问题。将种子企业植物新品种权申请量加 1 后取对数, 使被解释变量成为连续变量。在两类合作网络中, 网络中心度以种子企业所在省份的网络中心度的窗口期均值作为工具变量, 网络结构洞数量以种子企业所在省份的网络结构洞数量的窗口期均值及均值的平方项作为工具变量。其他解释变量均采用滞后 1 期的量作为工具变量。工具变量的第一阶段回归结果显示, 工具变量均在 1%或 5%的水平上显著, 即不存在弱工具变量问题。过度识别检验显示, Sargan

^①由于篇幅有限, 未展示线性影响的回归结果, 作者备案。

^②由于篇幅有限, 未展示内生性检验的相关结果, 作者备案。

统计量的 p 值均大于 0.31, 说明工具变量符合外生性条件。DWH 检验的 p 值均大于 0.1, 意味着不能拒绝所有解释变量均为外生性的原假设。

六、研究结论与启示

提升种子企业的技术创新绩效, 是实现种业振兴目标的必然要求。但是专门针对种子企业技术创新绩效的研究较少, 仅有少量研究从创新资源投入、政府支持和植物新品种保护等角度进行分析。本文基于社会网络视角, 采用全国 31 个省级行政区 1999—2020 年植物新品种权申请的数据, 运用负二项回归模型研究了种子企业与不同类型组织合作的网络关系和网络位置对种子企业技术创新绩效的影响。研究发现, 参与产学研合作的组织数量不断增加, 但未形成紧密合作的网络关系, 种子企业是产学研合作的主要参与者, 但科研机构却更多占据了网络核心位置。不同类型的合作网络特征对种子企业技术创新绩效存在差异化的影响: 种子企业与科研机构合作的网络关系强度和网络中心度正向影响种子企业技术创新绩效, 网络关系广度对种子企业技术创新绩效产生倒 U 型影响; 种子企业与企业合作的网络关系强度对种子企业技术创新绩效产生倒 U 型影响, 网络关系广度正向影响种子企业技术创新绩效, 网络中心度的影响不显著; 在所有类型合作网络中, 网络结构洞数量对种子企业技术创新绩效产生倒 U 型影响, 种子企业与企业合作在占据更少数量的网络结构洞处达到种子企业技术创新绩效的最大值。

基于上述结论, 本文得到如下启示: 第一, 鼓励处于网络核心位置的组织牵头推进种业领域国家重大创新平台建设。借助网络核心组织(如中国种子集团有限公司)的网络联结能力, 积极搭建创新联盟或合作创新平台, 打造网络中关键信息和知识转移、扩散的中心, 优化产学研深度融合的种业技术创新体系。第二, 在商业化育种起步阶段, 创新资源有限的种子企业应选择与少数几个科研机构开展深度合作, 占据更多数量的网络结构洞以获取更多异质性创新资源。此外, 种子企业应适当增加企业合作单位的数量并保持较为紧密的合作网络关系, 通过提升网络中心度或者选择与网络中心度较高的育种组织合作, 来获取更多种质资源和创新型知识。第三, 在商业化育种领域, 政府应对种子企业间的创新合作给予更多支持, 加快提升种子企业的技术创新绩效和强化种子企业在商业化育种中的主体地位。政府还需继续鼓励实力较强的种子企业(如育繁推一体化企业)在应用基础研究和育种技术创新等方面与科研机构开展合作, 并引导科研机构将育种基础性研究和公益性研究的成果借助种子企业完成市场转化。

参考文献

- 1.陈燕娟, 2013: 《知识产权视角下的种子企业后向一体化战略研究》, 《科技管理研究》第 9 期, 第 171-174 页。
- 2.程郁、叶兴庆、宁夏、殷浩栋、伍振军、陈凯华, 2022: 《中国实现种业科技自立自强面临的主要“卡点”与政策思路》, 《中国农村经济》第 8 期, 第 35-51 页。
- 3.高霞、曹洁琼、包玲玲, 2021: 《产学研合作开放度的异质性对企业创新绩效的影响》, 《科研管理》第 9 期,

第 112-119 页。

4.高霞、其格其、曹洁琼, 2019: 《产学研合作创新网络开放度对企业创新绩效的影响》, 《科研管理》第 9 期, 第 231-240 页。

5.郭建杰、谢富纪, 2020: 《企业合作网络位置对创新绩效的影响——以 ICT 产业为例》, 《系统管理学报》第 6 期, 第 1124-1135 页。

6.国亮、侯军岐、杨博, 2017: 《基于 AHP 法的商业化育种模式研究》, 《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第 3 期, 第 112-119 页。

7.黄灿、蒋青嬗, 2021: 《股东关系网络与企业创新》, 《南开经济研究》第 2 期, 第 67-87 页。

8.李万君、龚璇、李艳军, 2022: 《种子企业技术创新投入产出分析: 政府支持下异质组织创新绩效的考察》, 《当代经济管理》第 7 期, 第 40-48 页。

9.李万君、李艳军, 2018: 《种业科技创新能力提升路径探析——政府支持体系优化视角》, 《管理现代化》第 1 期, 第 39-41 页。

10.李万君、李艳军、李婷婷、朱信凯, 2019: 《政府支持如何影响种子企业技术创新绩效? ——基于政策、组织和市场异质性的分析》, 《中国农村经济》第 9 期, 第 104-123 页。

11.林春艳、孔凡超, 2016: 《中国产业结构高度化的空间关联效应分析——基于社会网络分析方法》, 《经济学家》第 11 期, 第 45-53 页。

12.刘善仕、孙博、葛淳棉、王琪, 2017: 《人力资本社会网络与企业创新——基于在线简历数据的实证研究》, 《管理世界》第 7 期, 第 88-98 页、第 119 页、第 188 页。

13.仇焕广、张祎彤、苏柳方、李登旺, 2022: 《打好种业翻身仗: 中国种业发展的困境与选择》, 《农业经济问题》第 8 期, 第 67-78 页。

14.申俊喜, 2012: 《创新产学研合作视角下我国战略性新兴产业发展对策研究》, 《科学学与科学技术管理》第 2 期, 第 37-43 页。

15.孙笑明、崔文田、崔芳、董劲威, 2014: 《当前合作网络结构对关键研发者创造力的影响》, 《管理工程学报》第 1 期, 第 48-55 页。

16.王明益、陈林、张中意、姚清仿, 2023: 《自由贸易试验区的协同创新网络效应: 空间断点与地理识别》, 《世界经济》第 3 期, 第 94-124 页。

17.王以中、辛翔飞、林青宁、宋金波, 2022: 《我国畜禽种业发展形势及对策》, 《农业经济问题》第 7 期, 第 52-63 页。

18.吴晓云、王建平, 2017: 《网络关系强度对技术创新绩效的影响——不同创新模式的双重中介模型》, 《科学学与科学技术管理》第 7 期, 第 155-166 页。

19.徐志刚、余金湘、章丹, 2021: 《实质性派生品种制度对作物育种科技创新的影响研究》, 《中国软科学》第 3 期, 第 31-42 页。

- 20.许和连、成丽红、孙天阳, 2018: 《离岸服务外包网络与服务全球价值链提升》, 《世界经济》第6期, 第77-101页。
- 21.杨博旭、王玉荣、李兴光, 2019: 《“厚此薄彼”还是“雨露均沾”——组织如何有效利用网络嵌入资源提高创新绩效》, 《南开管理评论》第3期, 第201-213页。
- 22.杨震宁、赵红, 2020: 《中国企业的开放式创新: 制度环境、“竞合”关系与创新绩效》, 《管理世界》第2期, 第139-160页、第224页。
- 23.余剑、王瑜、吴琼、李翔, 2016: 《以产学研合作加速商业化育种进程——关于中种集团产学研合作的研究》, 《中国种业》第12期, 第36-39页。
- 24.余茜、李冬梅、冯莹、龙艳妮、姜心禄、李彦辉, 2017: 《种业科教单位参与科企合作实现机制研究——来自西部六省的证据》, 《科技管理研究》第16期, 第117-123页。
- 25.曾德明、赵胜超、叶江峰、杨靓, 2021: 《基础研究合作、应用研究合作与企业创新绩效》, 《科学学研究》第8期, 第1485-1497页。
- 26.张红娟、谭劲松, 2014: 《联盟网络与企业创新绩效: 跨层次分析》, 《管理世界》第3期, 第163-169页。
- 27.Burt, R. S., 2004, “Structural Holes and Good Ideas”, *American Journal of Sociology*, 110(2): 349-399.
- 28.Guan, J., J. Zhang, and Y. Yan, 2015, “The Impact of Multilevel Networks on Innovation”, *Research Policy*, 44(3): 545-559.
- 29.Kale, P., H. Singh, and H. Perlmutter, 2000, “Learning and Protection of Proprietary Assets in Strategic Alliances: Building Relational Capital”, *Strategic Management Journal*, 21(3): 217-237.
- 30.Karamanos, A. G., 2016, “Effects of a Firm’s and Their Partners’ Alliance Ego-network Structure on Its Innovation Output in an Era of Ferment”, *R&D Management*, 46(S1): 261-276.
- 31.Lee, C. Y., M. C. Wang, and Y. C. Huang, 2015, “The Double-edged Sword of Technological Diversity in R&D Alliances: Network Position and Learning Speed as Moderators”, *European Management Journal*, 33(6): 450-461.
- 32.Lin, Z., H. Yang, and B. Arya, 2009, “Alliance Partners and Firm Performance: Resource Complementarity and Status Association”, *Strategic Management Journal*, 30(9): 921-940.
- 33.Liu, N., and J. Guan, 2015, “Dynamic Evolution of Collaborative Networks: Evidence from Nano-energy Research in China”, *Scientometrics*, 102(3): 1895-1919.
- 34.Schilling, M. A., and C. C. Phelps, 2007, “Interfirm Collaboration Networks: The Impact of Large-scale Network Structure on Firm Innovation”, *Management Science*, 53(7): 1113-1126.

(作者单位: ¹华中农业大学经济管理学院;

²海南大学应用科技学院)

(责任编辑: 杨 鑫)

The Characteristics of Industry-University-Institute Collaboration Networks in Crop Breeding and Their Impacts on Seed Enterprises' Technological Innovation Performance: An Analysis Based on Applications for New Plant Variety Rights

XIAO Cuiping LI Xiaoyun

Abstract: Constructing an industry innovation system for crop breeding with enterprises as the main body and industry-university-institute collaboration (IUI) is important for enhancing the innovation capacity of the seed industry to build a modern seed industry power. Using the data of new plant variety right applications from 1999 to 2020 for 31 provincial-level administrative regions in China, this paper explores the characteristics of IUI networks in crop breeding and accesses the heterogeneous impacts of network characteristics of seed enterprises' collaboration with different types of organizations on their technological innovation performance. We find that the number of organizations that involve in the IUI collaboration has been increasing, with seed enterprises being the main participants in the collaboration, while universities and research institutions are more likely to occupy the core position in the network. Seed enterprises joining different types of collaborative networks exhibit heterogeneous technological innovation performance. The relationship strength and network centrality of seed enterprises' collaboration with universities and research institutions positively influence their technological innovation performance, while the relationship breadth has an inverted U-shaped effect on technological innovation performance. The relationship strength of seed enterprises' collaboration with other enterprises has an inverted U-shaped effect on their technological innovation performance while the relationship breadth positively affects technological innovation performance, and the impact of network centrality is insignificant. The number of network structure holes has an inverted U-shaped effect on the technological innovation performance of seed enterprises, and inter-enterprise collaboration reaches its highest point of technological innovation performance with fewer network structure holes. This study provides insights for seed enterprises to build scientific partnerships. It also shows light on the coordination of the relationship among universities, research institutions, and seed enterprises within the breeding system.

Keywords: Crop Breeding; Industry University Institute Collaboration; Seed Enterprises; Technological Innovation Performance; Social Network Analysis

数字乡村发展对农民创业的影响及机制研究*

赵佳佳¹ 魏娟² 刘天军³

摘要：本研究探索性地使用县域数字乡村指数与中国家庭追踪调查（CFPS）在县域层面的匹配数据，考察了数字乡村发展对农民创业决策的影响及作用机制。研究发现：数字乡村发展显著提升了农民创业的概率。对数字乡村发展分维度的分析还发现，乡村基础设施数字化、乡村生活数字化和乡村治理数字化均对农民创业决策具有显著正向影响，但乡村经济数字化的影响未通过显著性检验。机制分析表明，数字乡村发展可以通过促进信息利用、缓解信贷约束、增强风险承担意愿以及提升社会信任水平影响农民创业决策。异质性分析发现，数字乡村发展不仅可以提高已接入互联网农民的创业概率，也能提升未接入互联网农民的创业概率。此外，数字乡村发展的创业促进效应在使用互联网开展社交、商业活动的农民中更为显著，在未使用互联网开展社交、商业活动的农民中则相对有限。由此可知，数字乡村发展对农民创业的促进作用能跨越一级数字接入鸿沟，但仍受到二级数字使用鸿沟的制约。

关键词：数字乡村 农民创业 数字经济 数字鸿沟

中图分类号：F320.1 **文献标识码：**A

一、引言

随着以5G、大数据、人工智能等为标志的第四次技术革命快速推进，人类社会跨入以数字经济为核心发展引擎的新时代。2021年中国数字经济规模已达45.5万亿元，占GDP的39.8%，同比名义增长16.2个百分点^①。数字经济高速发展所带来的“扩散效应”、“溢出效应”和“普惠效应”也使乡村社会获得新的发展机遇。在此背景下，中央和各级地方政府高度重视数字乡村发展。2018年中央“一号文件”正式提出数字乡村战略，随后印发的《数字乡村发展战略纲要》《数字乡村建设指南1.0》《数字乡村发展行动计划（2022—2025年）》等系列文件为数字乡村发展勾勒蓝图、指明方向以及明确行

*本文研究得到国家自然科学基金重点项目“我国西部农业市场培育与开放研究”（编号：71933005）和中国博士后科学基金面上项目“数字乡村发展对农村居民家庭消费的影响研究：理论机制与实证检验”（编号：2022M710218）的资助。感谢审稿专家的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：魏娟。

^①资料来源：《中国数字经济发展报告（2022年）》，<http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202207/P020220729609949023295.pdf>。

动方案。数字乡村发展在密集政策部署下初见成效，与乡村经济实践的关联性日趋增强。现有研究表明，数字乡村发展能显著促进农民收入增长，加快消费升级以及完善乡村治理，对于数字技术赋能“三农”高质量发展、实现乡村振兴具有重要意义。

与此同时，农村信息利用效率低、融资渠道狭窄、市场监管力量薄弱等导致创业核心要素缺乏、创业交易成本高昂、农民创业动力不足，使得城乡间平均创业率差距不断扩大^①，严重阻碍了乡村产业振兴与共同富裕重要目标的实现（黄祖辉等，2022）。在传统驱动力量日益式微的背景下，农民创业迫切需要探寻新的动力机制。党的二十大报告明确提出加快发展数字经济，促进数字经济和实体经济深度融合。实践中，越来越多农民采用数字技术开展形式多样的创业活动。据统计，全国返乡入乡创业项目中，55%运用了数字技术，开办网店、直播直销、无接触配送等^②。最近的多项研究也发现，新一代数字技术不仅能提升农民创业概率，还能显著提高农民创业绩效（Deller et al., 2022；苏岚岚和孔荣，2020）。因此，以数字技术为基础，旨在实现网络化、信息化和数字化转型的数字乡村发展或将成为助推农民创新创业活动的新动能。理论上而言，第一，数字乡村发展通过构建孪生的“数字世界”催生多种功能效应，为乡村治理、生产和生活等场景赋能，减少乡村地区的不确定性，降低商业活动的交易成本，进而激发农民创业创新活力。第二，数字乡村发展的脱域性特征赋予其高度的时空延展性，能够打破物理空间限制，激活根植在乡村内部的市场机会、沉睡资本、乡贤人才等创业所需关键要素，促进各要素的优化配置与创新组合，从而有助于开展农民创业活动。那么，数字乡村发展能否有效促进农民创业，其主要机制为何，值得从理论和实证方面做深入的研讨。

梳理文献可知，系统分析数字乡村发展对农民创业的影响及其潜在作用机制的研究相对不足。具体而言，数字乡村相关研究多侧重从理论层面总结发达国家数字乡村发展经验（梅燕等，2021），归纳数字乡村建设的分类实践（徐琴，2023），剖析数字乡村发展的底层逻辑（李丽莉等，2023），据此提出中国数字乡村建设的优化路径（曾亿武等，2021）。鲜有研究在实证层面直接评估数字乡村发展的微观影响效应，少有的几项研究从宏观层面探讨数字乡村发展对收入增长（齐文浩等，2021）、消费升级（汪亚楠和王海成，2021）和产业结构升级的影响（陶涛等，2022），尚未有文献聚焦数字乡村建设主战场，从县域层面来剖析数字乡村发展对微观主体行为的影响。有关农民创业影响因素的文献也少有基于数字乡村发展视角的理论与实证研究，相关研究虽已证实数字化应用的某一维度或单一指标，如农村网络宽带（Deller et al., 2022）、互联网使用（Barnett et al., 2019）、数字金融（宋帅和李梦，2021）、电子商务（涂勤和曹增栋，2022）等，对农民创业具有显著的正向影响，但缺乏对数字乡村发展多维特征的有效关注。此外，上述文献也并未探讨面临不同层级数字鸿沟时，乡村数字化对农民创业促进效应的差异性影响。

^①笔者根据中国家庭追踪调查（CFPS）公开数据计算，中国家庭平均创业率从2010年的8.15%增长至2018年的10.19%，但城乡创业率之差由2010年的2.41个百分点扩大至2018年的5.21个百分点，其中，2018年乡村地区创业率为7.49%，仅为同年城镇地区创业率的58.92%。

^②资料来源：《去年返乡入乡创业创新人员超千万》，http://www.gov.cn/xinwen/2021-03/25/content_5595514.htm。

鉴于此，本文拟使用县域数字乡村指数与中国家庭追踪调查在县域层面的匹配数据，实证探讨数字乡村发展对农民创业决策的影响及其作用机制。本文可能的边际贡献主要体现在三个方面。首先，相较于现有文献较为零散地探讨数字技术在生产、生活等领域的应用及其经济效应，本文基于数字乡村发展的整体架构进行经济效应评估，在研究的系统性和全面性方面具有一定的改进。其次，本文通过将县域数字乡村指数与中国家庭追踪调查微观数据进行匹配，探索性地剖析县域层面的数字乡村发展对微观个体行为的影响，在一定程度上突破了现有文献仅从宏观加总层面分析所导致的结论局限。最后，本文不仅论证了数字乡村发展对农民创业的影响效应及其作用机制——促进信息利用、缓解信贷约束、增强风险承担意愿以及提升社会信任水平，还探讨了数字乡村发展助推农民创业中受到不同层级数字鸿沟影响的异质性，为相关实证研究做出有益补充。

二、理论分析与研究假说

（一）数字乡村发展的定义及内容框架

数字乡村发展由数字技术应用下沉至乡村地区并与当地经济社会互相融合而演化形成。2019 年中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《数字乡村发展战略纲要》对数字乡村给出了明确定义：“数字乡村是伴随网络化、信息化和数字化在农业农村经济社会发展中的应用，以及农民现代信息技能的提高而内生的农业农村现代化发展和转型进程。”^①由该定义可知，数字乡村发展起点为数字化，落脚点在农业农村经济社会中的应用，目标是全面建成数字乡村和实现农业农村现代化。基于以上判断并借鉴系统论思想和已有研究成果，本文认为数字乡村发展的内涵由数字基础设施和数字应用场景两部分组成。数字基础设施是数字乡村建设和发展的基石，为乡村数字应用场景提供全面支撑与物质基础；数字应用场景刻画了农业农村各领域与数字化深度融合的适用域，主要包括乡村经济、乡村生活、乡村治理等数字应用场景。乡村经济数字化是数字乡村建设的核心内容，是驱动乡村经济高质量发展、包容性增长的新动能；乡村生活数字化是数字乡村建设的关键目标，通过构建更加智能的乡村服务体系，满足村民日益增长的个性化需求；乡村治理数字化是数字乡村建设的重要保障，通过对国家治理体系中最基本治理单元的数字化改造，最终实现治理的公开、透明、开放与共享。综上，数字乡村发展内容框架包含乡村基础设施数字化、乡村经济数字化、乡村生活数字化、乡村治理数字化四个方面，各方面既相互独立又彼此关联，功能和角色各有侧重。

（二）数字乡村发展影响农民创业的理论分析

参考 Shane and Venkataraman（2000）等相关研究，本文将“农民创业”定义为：农村地区居民依托当地自然社会经济环境，通过机会识别与开发、要素资源整合与利用，最终实现新产品或新服务的开发、新组织创立的完整过程。根据创业情境理论，创业活动的兴起、发展与其所处特定区域的优势条件与限制因素密切相关（Zahra, 2007），农民创业必然受到乡村情境的深刻影响。中国乡村普遍具

^①资料来源：中共中央办公厅 国务院办公厅印发《数字乡村发展战略纲要》，http://www.gov.cn/zhengce/2019-05/16/content_5392269.htm。

有封闭性和稳定性，即与外部环境的信息交换较少、资源流动速率较慢，而数字乡村发展在很大程度上打破了这种封闭属性，促使乡村与外界的信息和资源流动显著增强（刘少杰和林傲耸，2021）。一方面，数字乡村发展通过构建“物理世界”和“数字世界”孪生的虚拟空间，催生和放大乘数效应、溢出效应、匹配效应等，为农业生产、基层治理、文化生活等场景赋能，激发乡村创新创业精神。另一方面，数字乡村发展通过激活乡村沉睡的资源和要素，包括既存的资本、人才、数据等要素，促进要素组合配置不断优化与创新（王胜等，2021）。根据经典的 Timmons 创业模型，机会、资源和创业者等是创业活动的核心要素。数字乡村发展所衍生的信息、资源、人才等要素的流动和重新配置恰好激活了创业的核心要素，农民创业活动应时而生。

具体到微观层面，首先，数字乡村发展通过促进信息基础设施建设提高通信设备接入率与互联网使用效率，增加农民信息利用的广度与深度；其次，数字乡村发展推动数字普惠金融服务覆盖至乡村地区，提高了农民信贷融资可得性；再次，数字乡村发展促进乡村生活的智能化与数字化，提升了乡村生活的便利性；最后，数字乡村发展加速乡村治理效能提升，显著降低了在乡村地区从事商业活动的风险。由此可见，数字乡村发展从多方面对农民生产、生活场景产生积极影响，优化乡村营商环境，激活乡村要素资源，降低营商风险，从而促进农民创新创业。综上所述，本文提出研究假说 H1。

H1：数字乡村发展水平越高，农民越有可能做出创业决策。

（三）数字乡村发展影响农民创业的作用机制分析

1. 数字乡村发展可通过促进信息利用影响农民创业。一方面，当前全国行政村光纤和 4G 覆盖率均超过 98%，但在较为复杂的生产管理、市场销售、供应链拓展等深度应用上的产品市场供给远远不足，农民对数字技术的使用仍以即时通信和消费娱乐等生活类应用为主。数字乡村发展不仅可以丰富信息终端与应用服务的供给，拓宽信息获取渠道，而且能显著提升信息的利用广度与深度。具体而言，第一，乡村基础设施数字化依托新一代信息基础设施建设工程，逐步形成契合“三农”特点的信息终端、移动互联网应用，利用这些终端应用农民能实时掌握市场供需情况，实现要素创新配置。第二，乡村经济数字化促使云计算、大数据、物联网、人工智能等信息技术与农业经营管理深度融合应用，农民可以利用这些融合应用进行智能感知、智能分析与智能决策。另一方面，机会识别理论指出一切创业活动的起点与核心是创业机会的发现与识别，而创业机会源于分布在经济社会中隐性的不对称信息（Companys and McMullen, 2007）。对信息的利用与挖掘能显著提高个体发现创业商机的概率，从而形成创业原始起点。特别是在乡村地区，市场规模小、经济结构单一，创业机会的发现更加依赖对信息的分析与利用。因此，本文提出研究假说 H2。

H2：数字乡村发展通过提高信息利用水平，促进了农民创业。

2. 数字乡村发展可通过缓解信贷约束影响农民创业。一方面，数字乡村发展通过重点建设互联网金融、移动支付、网络信贷等农村普惠金融服务，为各类农业经营主体提供金融信贷等资源，缓解农民信贷约束（沈费伟，2021）。具体而言，第一，农民缺少征信记录和抵押品是长期以来传统金融机构在农村地区开展线下业务面临的主要难题之一，而乡村地区的基础设施数字化通过构建“三农”大数据平台，持续采集农民在生产、销售与消费过程中产生的海量数据，为蚂蚁金服、京东金融等数字

金融机构实现精准信用评估、担保认证等操作提供数据支持，进而有利于数字金融供给，提升农民金融资源可得性。第二，传统金融机构通常将服务网点与营业厅设在人口相对集中的区域，增加了农民申请信贷服务的交通成本与时间成本。数字乡村发展使金融服务数字化、网络化及虚拟化，打破城乡之间的时空限制，显著减少农民获得金融资源的交易成本（王修华和赵亚雄，2022）。另一方面，创新发展理论指出充裕的资金在创新创业过程中地位特殊，是促进生产要素形成“新组合”的重要保障。而资金短缺是各国创业者普遍遇到的发展障碍，尤其在中国农村地区，潜在创业者面临着更为显著的流动性约束。因此，信贷约束的缓解将增加农民流动性资金、降低创业的财富门槛效应，从而有利于具有企业家精神的农民选择创业。综上，本文提出研究假说 H3。

H3: 数字乡村发展通过缓解信贷约束，促进了农民创业。

3. 数字乡村发展可通过增强风险承担意愿影响农民创业。一方面，数字乡村发展能显著提升农民对生产风险、市场风险、制度风险与生活风险的承担意愿。具体而言，首先，数字乡村发展通过加快构建现代化农业生产监测系统，实现生产环节的智能监测、智能预警与智能操作，利用物联网等信息化手段对墒情、苗情、灾情等“三情”进行预测预报，降低生产的潜在损失程度，增强农民生产风险承担意愿。其次，数字乡村发展促进健全产业链市场监测预警系统，通过发布农产品市场价格、重要农产品供需分析等信息，帮助农民及时调整销售与储藏策略，增强农民对市场风险的承担意愿。再次，乡村治理数字化能够显著提高村镇级综合服务的信息化水平，有利于国家创业支持政策与扶持项目的精准直达，促进相关政策法规的稳定执行，降低制度不确定性，增强农民制度风险承担意愿。最后，乡村生活数字化显著降低农民的日常生活成本，远程教学与在线医疗的普及也减少了农民对教育、医疗和养老问题的担忧，增强农民对生活风险的承担意愿。另一方面，风险和不确定性是创业活动的典型特征。根据实物期权理论，创业者对风险的感知和承担意愿会影响其是否追寻创业机会的决定（McMullen and Shepherd, 2006）。因此，更愿意承担风险的个体参与创业等风险性商业活动的可能性更大（周慧珺，2020）。综上所述，本文提出研究假说 H4。

H4: 数字乡村发展通过增强风险承担意愿，促进了农民创业。

4. 数字乡村发展可通过增加社会信任水平影响农民创业。一方面，数字乡村发展能够减少各类机会不平等、提高社区舆论民主化，进而增强农民社会信任水平。具体而言，第一，乡村生活数字化减少了农民在教育、医疗和养老方面的机会不平等，提高其社会公平感知，进而提升农民社会信任水平（吕炜等，2020）。第二，乡村治理数字化创造了更加透明的社区公共舆论空间，重新分配了社会话语权，鼓励村民广泛参与村级公共事务的讨论与协商，实现民主对话，进而正向影响农民的社会信任。另一方面，较高的社会信任水平有助于增加个体的心理安全感，在农民之间形成“弱连接”，促进创业经验的分享（Geneste and Galvin, 2013），降低信息资源的缄默性与黏性，提高创业机会搜寻概率，从而促进农民创业决策。为此，本文提出研究假说 H5。

H5: 数字乡村发展通过增加社会信任水平，促进了农民创业。

三、研究设计

（一）模型设定

本文构建基准 Probit 回归模型如下：

$$Y_{ij}^* = \beta_0 + \beta_1 DigitalCty_j + X'_{ij}\gamma + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

$$Prob(Y_{ij} = 1) = Prob(Y_{ij}^* > 0) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 DigitalCty_j + X'_{ij}\gamma) \quad (2)$$

(1) 式和 (2) 式中： Y_{ij}^* 表示第 j 个县第 i 个农民创业的潜变量； Y_{ij} 为可观测的农民创业结果变量，若 $Y_{ij}^* > 0$ ，则 $Y_{ij} = 1$ ，表示农民创业，若 $Y_{ij}^* \leq 0$ ，则 $Y_{ij} = 0$ ，表示农民未创业； $DigitalCty_j$ 为核心解释变量，表示第 j 个县的数字乡村发展指数； X'_{ij} 是一系列控制变量，包括个体层面、家庭层面以及地区层面的特征变量； ε_{ij} 代表随机扰动项； β_0 为常数项； β_1 为待估计系数。此外，本文分析的是县域层面数字乡村发展对个体创业决策的影响，为避免地区内部个体之间的相关性对模型估计结果产生影响，模型均采用聚类到地区层面的异方差稳健标准误。

（二）数据来源

本文数据主要来源于中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）、北京大学《县域数字乡村指数（2018 年）》以及《中国县域统计年鉴（县市卷）—2019》，分别用于描述被解释变量农民创业、核心解释变量县域数字乡村发展水平以及控制变量区域社会经济特征。CFPS 由北京大学中国社会调查中心组织实施，采用多阶段等概率抽样，样本覆盖 25 个省份的 162 个县（含县级市、市辖区）。样本规模为 16000 户，调查对象含样本家户中的全部家庭成员，2010 年为抽样及调研基期，随后每两年追踪调研一次，形成了 2010—2018 年共 5 个子数据集。本文采用 CFPS2018 数据集^①，并对样本做如下筛选：①剔除基于国家统计局城乡分类资料确定的城镇样本，保留乡村样本；②剔除 16 周岁以下的样本；③剔除正在上学、丧失劳动能力和退出劳动力市场的样本。县域数字乡村指数由北京大学新农村发展研究院和阿里研究院基于阿里集团的各类互联网数据、宏观统计数据和网络抓取数据共同编制，用于刻画中国县域数字乡村的发展状况^②。该指数的构建主要依据国家战略规划和乡村发展内生需求，同时充分考量了数字技术嵌入乡村发展不同层面的阶段性差异以及从县域尺度评估的数据可得性。具体包括数字乡村总指数、四个一级指标（乡村基础设施数字化指数、乡村经济数字化指数、乡村治理数字化指数、乡村生活数字化指数）以及多个二级指标，测算获得全国范围内 1880 个县（市）的数字乡村发展指数。将以上三个来源的数据集按照县域和年份进行精准匹配^③，最终获得 89 个县或县级市的 8369 个农民样本。数字乡村建设的主战场在县域，因此，该匹配数据集有助于

^①CFPS2018 为官网公布的最新数据集（查询日期 2021 年 11 月 29 日），包括家庭经济库、个人库、跨年核心变量库等。

^②资料来源：《县域数字乡村指数（2018）》，<https://www.saas.pku.edu.cn/docs/2020-09/20200929171934282586.pdf>。

^③因 CFPS 已公开数据集不包括县域层面的信息，本文数据的匹配与分析均在 CFPS 机房完成，特此感谢 CFPS 数据办公室对本研究的大力支持。

从县域层面识别数字乡村发展对农民创业的影响,打破了已有研究多从省级宏观层面进行探讨的局限。

(三) 变量说明

1. 被解释变量: 农民创业。农村居民的创业情况可以根据 CFPS2018 家庭库和个人库数据综合判断得到。其中: 家庭库中包含“过去 12 个月, 您家是否有家庭成员从事个体经营或开办私营企业”的问项, 且提供了完整的家庭内创业成员个人识别码, 通过识别码匹配个人库即可获得该创业个体的特征信息; 个人库则依据工作类型将当前工作状态分为自家农业生产经营、私营企业/个体工商户/其他非农自雇、农业打工、非农受雇四种。本文参照 Dou et al. (2019) 的处理方法, 将家庭库的创业信息与个人库的主要工作信息进行匹配, 判定识别从事个体经营、私营企业和其他自雇的样本, 并将其定义为创业个体, 最终共计获得 747 个农民创业样本。

2. 解释变量: 数字乡村发展。本文主要采用北京大学新农村发展研究院发布的《县域数字乡村指数(2018)》来表征数字乡村发展。该指数为目前可得且聚焦县域层面为数不多的数据集之一, 基于 21 个来自阿里巴巴集团及旗下业务伙伴和 8 个源于国家统计数据及网络爬取的指标, 采用对数型功效函数法进行标准化处理后, 自下往上逐级计算所得。经过主成分分析和聚集度分析等检验后认为该指数具有一定的科学性与代表性。数字乡村发展指数原始取值在 0~100 之间, 为更方便地解释数字乡村发展的含义, 除描述性统计部分外, 本文实证分析均采用 Z-Score 标准化后的数字乡村发展变量。

3. 控制变量。借鉴莫怡青和李力行(2022)等研究, 本文选取个体层面、家庭层面和地区层面的控制变量。其中: 个体层面的变量包括性别、年龄(及平方项)、受教育年限、婚姻状况、政治面貌、健康状况、互联网接入等; 家庭层面的变量包括家庭房屋产权、家庭人口规模、家庭少儿抚养比、家庭老人抚养比等; 地区层面的变量包括县域人均 GDP、县域政府规模、县域产业结构、返乡创业试点县以及地区虚拟变量等。变量的具体定义、赋值及描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量描述性统计

变量名称	定义及赋值	平均值	标准差	观测值数量
农民创业	是否农民创业: 是=1, 否=0	0.089	0.285	8369
数字乡村发展	县域数字乡村发展总指数	51.939	10.154	8369
基础设施数字化	县域基础设施数字化分指数	74.325	13.033	8369
乡村经济数字化	县域乡村经济数字化分指数	42.761	8.841	8369
乡村治理数字化	县域乡村治理数字化分指数	43.961	21.880	8369
乡村生活数字化	县域乡村生活数字化分指数	45.330	12.763	8369
性别	受访者是否为男性: 是=1, 否=0	0.528	0.499	8369
年龄	受访者年龄(周岁)	48.524	14.196	8369
受教育年限	受访者受教育年限(年)	6.344	4.502	8369
婚姻状况	受访者是否有配偶: 有=1, 无=0	0.861	0.346	8369
政治面貌	受访者是否是党员: 是=1, 否=0	0.072	0.259	8369
健康状况	受访者自评是否健康: 是=1, 否=0	0.816	0.388	8369

表1 (续)

互联网接入	受访者是否接入互联网: 是=1, 否=0	0.396	0.489	8369
家庭房屋产权	家庭房屋产权: 有=1, 无=0	0.913	0.281	8369
家庭人口规模	家庭人口规模(人)	4.556	2.146	8369
家庭少儿抚养比	14岁以下人口占比	0.175	0.168	8369
家庭老人抚养比	65岁以上人口占比	0.137	0.224	8369
县域人均GDP	人均国内生产总值(万元/人)	3.233	3.147	8369
县域政府规模	公共预算支出占GDP的百分比	0.362	0.308	8369
县域产业结构	第一、第二产业增加值占GDP比重	0.544	0.098	8369
返乡创业试点县	是否为返乡创业试点县: 是=1, 否=0	0.159	0.365	8369
东部经济带	是否为东部地区: 是=1, 否=0	0.313	0.464	8369
中部经济带	是否为中部地区: 是=1, 否=0	0.268	0.443	8369
西部经济带	是否为西部地区: 是=1, 否=0	0.419	0.493	8369

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果与分析

表2(1)列汇报了标准Probit模型的边际效应估计结果,其中,被解释变量为农民创业决策,核心解释变量为数字乡村发展。从表中可知,数字乡村发展影响农民创业的边际效应系数为0.021,即控制个体特征、家庭特征和区域特征后^①,数字乡村发展每提高1个标准差,农民创业的概率平均提高2.1%,具有显著的经济意义,假说H1得以验证。表2中(2)列~(5)列展示了数字乡村发展各分维度对农民创业影响的估计结果。其中,基础设施数字化、乡村治理数字化和乡村生活数字化均对农民创业具有显著的正向影响,而乡村经济数字化未通过显著性检验。乡村经济数字化影响不显著的可能原因是,数字技术作为新型经济增长驱动力,已落地的应用场景较多出现在城市地区工业或服务业^②,对乡村经济活动的影响相对有限。现有文献也表明,现阶段乡村经济数字化仍然是数字乡村发展的短板,应立足需求大力推进(黄季焜,2021)。

表2 数字乡村发展对农民创业影响的基准回归结果

	被解释变量: 农民创业				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Probit 模型	Probit 模型	Probit 模型	Probit 模型	Probit 模型
数字乡村发展	0.021*** (0.008)				

^①因篇幅限制,本文不在报告回归结果的表格中展示控制变量的回归系数,详细结果备索。

^②中国农业数字经济渗透率不足9%,远低于工业21%和服务业40.7%。参见《中国数字经济发展白皮书(2021年)》, <http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202104/P020210424737615413306.pdf>。

表 2 (续)

基础设施数字化		0.012*			
		(0.007)			
乡村经济数字化			0.010		
			(0.008)		
乡村治理数字化				0.015***	
				(0.006)	
乡村生活数字化					0.017**
					(0.007)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	8369	8369	8369	8369	8369
伪 R ²	0.080	0.078	0.077	0.080	0.080

注：①***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为地区层面聚类的异方差稳健标准误。③表中汇报的是 Probit 模型估计的边际效应。

(二) 数字乡村发展变量的内生性处理

上述基准模型可能存在遗漏变量、反向因果和测量误差等导致的内生性问题。首先，数字乡村发展可能会内生于某些不可观测的遗漏变量，而这些变量也会影响农民创业，比如乡村传统文化、当地居民对数字技术的接受程度等。其次，区域创业活动越频繁，对数字乡村相关设施与技术的需求也会越大，这可能反过来推动当地数字乡村发展。最后，数字乡村发展数据可能存在统计误差，比如本研究所使用的指数主要来源于阿里集团的业务数据，因而可能存在某些数字乡村发展水平很高的地区由于采用其他互联网公司的产品或服务，这使得数字乡村发展的影响被低估，从而造成估计偏差。

因此，本文采用工具变量法做进一步估计。理想的工具变量须同时满足相关性和外生性条件。本文采取以下方法选择工具变量：首先，借鉴张勋等（2021）的研究，利用地理信息系统计算出农民所在县域与浙江省杭州市中心点的球面距离作为数字乡村发展的工具变量。主要依据是：一方面，本文核心解释变量数字乡村发展指数是基于阿里集团的底层业务数据编制而成，以阿里集团为代表的大型互联网企业发源于杭州，且向外具有辐射效应，因此，县域距离杭州的球面距离与数字乡村发展水平具有较高相关性。另一方面，杭州只是中国东部地区的重要城市之一，与杭州的距离远近并不意味着农民创业概率的大小，因此，工具变量外生性近似满足。其次，使用 Lewbel（2012）提出的利用异方差生成工具变量的方法。该方法认为，当内生变量对模型中其他外生变量回归后的残差具有异方差性时，该残差和去中心化的外生变量的乘积项可作为有效的工具变量。

工具变量的估计结果如表 3 所示。（1）列和（2）列报告的是工具变量为“与杭州的球面距离”的估计结果。首先，第一阶段回归结果中，工具变量的 F 统计量的值为 66.83，表明所选工具变量不存在弱工具变量问题。其次，在第一阶段估计结果中，工具变量与数字乡村发展之间的关系通过了 1% 水平的显著性检验，表明本文所选工具变量与数字乡村发展具有较强的相关性。从模型估计系数来看，工具变量与数字乡村发展之间为显著负相关关系，与预期相符，表明县域与杭州的球面距离越远，其

数字乡村发展水平越低。第二阶段估计结果显示，数字乡村发展的估计系数显著为正，说明考虑内生性问题后数字乡村发展的创业促进效应仍然存在。最后，Wald 外生性检验 p 值为 0.729 不能拒绝原假设“H0：待检验解释变量为外生”，表明在工具变量有效的前提下可以判断出模型估计不存在严重的内生性问题。（3）列和（4）列为 Lewbel 异方差工具变量法的估计结果。Breusch-pagan 异方差检验结果表明，内生变量对模型中外生变量的回归残差存在异方差性，满足 Lewbel 方法使用的前提条件。

（3）列为仅使用 Lewbel 方法构造工具变量的估计结果，（4）列为同时考虑 Lewbel 工具变量和球面距离工具变量的回归结果。从表中结果可知，数字乡村发展均显著，且估计系数为正。

表 3 数字乡村发展影响农民创业的估计结果（工具变量法）

	被解释变量：农民创业			
	IV-Probit		Lewbel-IV	标准 IV + Lewbel-IV
	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段	第二阶段	2SLS	2SLS
数字乡村发展		0.026 [*] (0.016)	0.020 ^{**} (0.010)	0.024 ^{***} (0.008)
与杭州的球面距离	-0.466 ^{***} (0.057)			
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	8369	8369	8369	8369
第一阶段 F 统计量	66.83			
Wald 外生性检验		$\chi^2(1)=0.12$ [p=0.729]		
Breusch-pagan 检验			$\chi^2(1)=62.89$ [p=0.000]	

注：①***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为地区层面聚类的异方差稳健标准误。③IV-Probit 模型第二阶段报告的是变量的边际效应。

关于遗漏不可观测变量可能带来的内生性问题，本文借鉴 Altonji et al. (2005) 等评估遗漏变量重要性的思路进行检验。具体而言，设计两组回归模型，一组为受约束控制变量的模型，解释变量的估计系数为 $\hat{\beta}^R$ ，另一组为完全控制变量模型，解释变量的估计系数为 $\hat{\beta}^F$ ，进而计算变动系数 $Ratio = \left| \hat{\beta}^F / (\hat{\beta}^R - \hat{\beta}^F) \right|$ ，该变动系数越大表示待估系数受遗漏变量的影响越小^①。本文设计两个受约束控制变量模型和两个完全控制变量模型：受约束控制变量模型 1 只包括关键解释变量（数字乡村发展），完全控制变量模型 1 加入关键解释变量以及个体和家庭特征变量；受约束控制变量模型 2 加入关键解释变量和个体特征变量，完全控制变量模型 2 包括关键解释变量和个体、家庭、区域特征等全部变量。变动系数 *Ratio* 的计算结果见表 4。第一种情形下计算的 *Ratio* 为 4.342，第二种情况计算的 *Ratio* 为 7.498。该结果表明，当遗漏变量对模型的潜在影响至少要达到现有模型中控制变量影响的 4.342 倍，估计结果才可能出现遗漏变量导致的偏误。由此可知，本文基准回归的估计结果具有稳健性。

^①变动系数 *Ratio* 的经验参考标准为不能小于 1 (Altonji et al., 2005)。

表4 遗漏变量偏误的检验结果

	被解释变量：农民创业			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	受约束控制变量模型 1	完全控制变量模型 1	受约束控制变量模型 2	完全控制变量模型 2
数字乡村发展	0.031*** (0.005)	0.025*** (0.005)	0.024*** (0.005)	0.021*** (0.008)
控制个体特征	否	是	是	是
控制家庭特征	否	是	否	是
控制区域特征	否	否	否	是
观测值	8369	8369	8369	8369
<i>Ratio</i>	4.342		7.498	

注：①***代表1%的显著性水平。②括号内为地区层面聚类的异方差稳健标准误。③表中为Probit模型估计的边际效应。

(三) 稳健性检验

1. 约束分析数据集。本文借鉴尹振涛等(2021)的处理方法,删除杭州市的样本,并在此基础上进一步剔除数字乡村发展指数最高5%和最低5%的样本,形成新的数据集,以验证本文估计结果的稳健性。具体结果如表5(1)列和(2)列所示,数字乡村发展的估计结果显著,且系数为正,与前述基准分析结果一致。

表5 稳健性检验：约束分析数据集与替换核心变量

	去除杭州市的样本	剔除数字乡村发展指数最高 和最低5%的样本	替换被解释变量	替换核心解释变量
	(1)	(2)	(3)	(4)
	农民创业	农民创业	农户家庭创业	农民创业
数字乡村发展	0.020** (0.008)	0.036*** (0.009)	0.025*** (0.010)	
村级互联网应用水平				0.018*** (0.006)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	8276	7486	8369	8270

注：①***和**分别代表1%和5%的显著性水平。②控制变量的选取同基准回归。③括号内为地区层面聚类的异方差稳健标准误。④表中为Probit模型估计的边际效应。

2. 替换被解释变量。本文将被解释变量替换为农户家庭创业变量。农户家庭创业变量用CFPS家庭问卷中的创业信息来度量,包含个体经营(个体工商户和个人合伙两种)和开办私营企业(私营有限责任公司、私营股份有限公司等)两种类型。替换被解释变量为家庭创业后,数字乡村发展对家庭创业影响的估计结果如表5(3)列所示。从估计结果来看,数字乡村发展对家庭创业的影响仍然显著,且系数为正。因此,就被解释变量的选择而言,本文结果具有良好的稳健性。

3. 替换核心解释变量。为进一步检验结果的稳健性，本文将基准回归中的核心解释变量替换为村级互联网应用水平。村级互联网应用水平由样本个体利用互联网开展各项活动的频率在村级层面取平均所得。理论上，数字乡村发展水平越高的地区，农民采用互联网进行各类活动也越频繁。本文相关分析结果也显示计算所得村级互联网应用水平与数字乡村发展具有较强相关性^①。替换核心解释变量的估计结果见表5（4）列，村级互联网应用水平对农民创业的影响显著，且系数为正，进一步说明本文基准回归结果具有稳健性。

（四）数字乡村发展影响农民创业的机制检验

1. 促进信息利用。在当前乡村网络覆盖率较高背景下，高效利用互联网资源与工具是破解农村地区“信息茧房”的关键。数字乡村发展能够拓宽农村居民的信息获取渠道、促进其挖掘和高效利用信息，从而有助于农民发现创业商机、搜寻创业资源。为检验数字乡村发展能否通过信息利用机制促进农民创业，本文选取CFPS数据库中个体使用互联网开展商业活动的频率来衡量信息利用水平^②，检验结果见表6。其中，（1）列~（5）列为数字乡村发展及各分维度对农民信息利用影响的估计结果。考虑到互联网商业活动变量仅适用于已接入互联网的样本，直接估计可能存在样本选择偏误，本文采用IV-Heckman模型进行分析^③。计算结果显示，逆米尔斯比率在1%水平上通过显著性检验，证实样本存在选择偏差，IV-Heckman模型的结果更可信。从表6中估计系数可知，数字乡村发展能显著提高农民信息利用水平。四个分维度的估计结果表明，基础设施数字化、乡村经济数字化、乡村治理数字化以及乡村生活数字化均能正向提升农民使用互联网开展商业活动的频率，即提高农民的信息利用水平。（6）列为只纳入数字乡村发展和控制变量，（7）列在（6）列基础上加入信息利用变量。通过系数对比可知，在控制机制变量后，数字乡村发展对农民创业的影响系数变小^④。综上，假说H2得到验证。

表6 信息利用机制检验结果

	信息利用					农民创业	
	IV-Heckman 模型					Probit 模型	Probit 模型
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
数字乡村发展	0.585*** (0.155)					0.032** (0.013)	0.025** (0.013)
基础设施数字化		1.221** (0.557)					
乡村经济数字化			0.637*** (0.194)				

^①因篇幅限制，本文不再报告村级互联网应用水平与数字乡村发展的相关分析结果，感兴趣者可向笔者索取。

^②具体问题为“一般情况下（通常的生活状态下），您使用互联网进行商业活动的频率有多高？”选项包括“几乎每天”、“一周3~4次”、“一周1~2次”、“一月2~3次”、“一月1次”、“几个月1次”和“从不”。

^③此处选取的排他性约束变量为电视作为信息来源的重要程度，取值为1、2、...、5，1代表非常不重要，5代表非常重要。

^④由于机制变量可能存在潜在内生性问题，加入机制变量后的回归结果仅作为判断参考（江艇，2022）。

表 6 (续)

乡村治理数字化				0.461***			
				(0.123)			
乡村生活数字化				0.917***			
				(0.347)			
信息利用						0.029***	
						(0.003)	
IMR (逆米尔斯比率)	0.806***	0.996***	0.749**	0.747**	0.863***		
	(0.297)	(0.358)	(0.301)	(0.293)	(0.317)		
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
观测值	3311	3311	3311	3311	3311	3311	3311

注：①***和**分别代表 1%和 5%的显著性水平。②控制变量包括基准回归中除“互联网接入”外的其他所有控制变量。③括号内为地区层面聚类的异方差稳健标准误。④(1)列~(5)列为 IV-Heckman 模型的估计结果，(6)列和(7)列为 Probit 模型估计的边际效应。

2. 缓解信贷约束。数字乡村发展促进了数字金融服务在农村地区的推广与深化。金融机构的网上银行与掌上信贷服务越发完善，使得农民获得正规信贷的渠道不断拓宽。为检验数字乡村发展能否通过缓解农民信贷约束来促进农民创业，本文选取 CFPS 数据库中当前银行信贷状态作为信贷约束的表征变量，检验结果见表 7。其中，(1)列~(5)列为数字乡村发展对银行正规信贷影响的估计结果。表中系数显示，数字乡村发展显著增加农民从正规金融机构获得融资贷款的可能性，即缓解农户的信贷约束。分维度而言，基础设施数字化、乡村生活数字化对农民获得银行正规信贷具有显著正向影响，而乡村经济数字化、乡村治理数字化的影响未通过显著性检验。(6)列为仅加入数字乡村发展和控制变量的基准回归结果，(7)列在(6)列基础上进一步加入机制变量。由表中系数可知，正规信贷对农民创业具有显著正向影响，在加入机制变量正规信贷后，数字乡村发展对农民创业的影响系数变小。因此，可以认为数字乡村发展通过助力农民获得正规信贷、缓解资金约束来促进农民创业决策，假说 H3 得证。

表 7 信贷缓解机制检验结果

	正规信贷					农民创业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
数字乡村发展	0.030**					0.021***	0.020***
	(0.012)					(0.008)	(0.008)
基础设施数字化		0.036***					
		(0.010)					
乡村经济数字化			0.038				
			(0.203)				
乡村治理数字化				0.021			
				(0.117)			

表 7 (续)

乡村生活数字化	0.031*** (0.012)						
正规信贷						0.032*** (0.010)	
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
观测值	8369	8369	8369	8369	8369	8369	8369

注：①***和**分别代表 1%和 5%的显著性水平。②控制变量同基准回归。③括号内为地区层面聚类的异方差稳健标准误。④表中为 Probit 模型估计的边际效应。

3. 增强风险承担意愿。数字乡村发展使乡村治理水平不断提高，市场环境趋于稳定，政府优惠政策与支持项目信息更加公开透明，显著降低制度环境不确定性，与此同时，数字乡村发展还有助于乡村经济多元化，降低了单一经济结构带来的市场风险，提升了农民风险承担意愿，进而促进农民开展创业活动。为检验数字乡村发展能否通过增强农民风险承担意愿影响其创业决策，借鉴已有研究（秦芳等，2023），本文基于 CFPS 调查问卷中是否持有金融产品的信息来衡量农民风险承担意愿^①，并同时控制个体的风险偏好水平^②，检验结果如表 8 所示。其中，（1）列~（5）列为数字乡村发展及各分维度对农民风险承担意愿影响的回归结果。数字乡村发展与农民风险承担意愿显著正相关，即在数字乡村发展越好的县域，持相同风险偏好水平的农民具有更高的风险承担意愿。四个分维度估计结果显示，乡村治理数字化对个体风险承担意愿具有显著正向影响，表明乡村治理数字化能显著提升治理效能，降低乡村活动的不确定性。基础设施数字化、乡村经济数字化、乡村生活数字化的影响系数均未通过显著性检验。（6）列和（7）列回归模型的被解释变量为农民创业，解释变量依次加入数字乡村发展和风险承担机制变量。由表中系数可知，风险承担与农民创业决策具有显著正相关关系，且在控制机制变量后，数字乡村发展对农民创业影响的估计系数减小。因此，本文认为，增强个体风险承担意愿是数字乡村发展促进农民创业的作用机制之一，假说 H4 得以验证。

表 8 风险承担机制检验结果

	风险承担意愿					农民创业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
数字乡村发展	0.006** (0.003)					0.023*** (0.008)	0.022*** (0.005)
基础设施数字化		0.003 (0.003)					

^①具体问题为“您家现在是否持有金融产品，如股票、基金、国债、外汇产品等”，选项包括“是”和“否”两种。

^②根据 CFPS 调查问卷中关于风险实验的结果数据构造出个体的风险偏好水平变量，赋值为 1~6，数值越大表明个体的风险偏好水平越高。

表 8 (续)

乡村经济数字化	0.002 (0.002)						
乡村治理数字化	0.004** (0.002)						
乡村生活数字化	0.002 (0.002)						
风险承担意愿						0.042* (0.025)	
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
观测值	8368	8368	8368	8368	8368	8368	8368

注：①***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平。②控制变量在基准回归基础上增加了个体风险偏好变量。③括号内为地区层面聚类的异方差稳健标准误。④表中为 Probit 模型估计的边际效应。

4. 提升社会信任水平。数字乡村发展推动乡村生活更便利、沟通更高效、氛围更和谐，乡村社区整体信任水平得以提升。为检验数字乡村发展能否通过社会信任机制影响农民创业，本文根据 CFPS 调查问卷中关于个体社会信任水平的测量题项，选取对陌生人的信任评分来衡量社会信任水平^①，检验结果见表 9。其中，（1）列～（5）列为数字乡村发展及各分维度对农民社会信任影响的估计结果。需要考虑的是，社区文化、习俗等不可观测因素可能同时影响社会信任水平和数字乡村发展，从而导致模型估计偏误。由聚类稳健 Hausman 检验和工具变量法第一阶段估计 F 检验的结果可知^②，两阶段工具变量回归比普通最小二乘法回归结果更有效，因此本部分采用工具变量法的回归结果。从第二阶段估计系数看，数字乡村发展对农民社会信任具有显著正向影响，各分维度均对社会信任具有显著正向影响。（6）列为基准回归结果，（7）列为控制机制变量社会信任后数字乡村发展对农民创业的估计结果。由表中系数可知，社会信任未通过显著性检验，原因可能是农民创业对社会信任的回归存在内生性问题^③。社会信任对农民创业的显著影响已在多项实证研究中得到证实（周广肃等，2015；Dou et al., 2019；赵佳佳等，2020）。综上，本文认为数字乡村发展能通过提升农民社会信任水平来促进创业，假说 H5 得证。

表 9 社会信任机制检验结果

	社会信任					农民创业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS	Probit 模型	Probit 模型
数字乡村发展	0.431*** (0.108)					0.021*** (0.005)	0.022*** (0.005)

^①社会信任的题项为“您对陌生人的信任程度能打几分”，取值为 0、1、2、…、10 分，0 代表非常不信任，10 代表非常信任。

^②工具变量的选取原则同前文内生性处理部分，不再赘述。

^③限于篇幅，且本文关注重点为数字乡村发展，因此不再对社会信任的内生性做相关处理。

表 9 (续)

基础设施数字化	0.763** (0.299)						
乡村经济数字化	0.570*** (0.149)						
乡村治理数字化			0.326*** (0.094)				
乡村生活数字化					0.628*** (0.188)		
社会信任							-0.002 (0.001)
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
观测值	8353	8353	8353	8353	8353	8353	8353

注：①***和**分别代表 1%和 5%的显著性水平。②控制变量同基准回归。③括号内为地区层面聚类的异方差稳健标准误。④表中 Probit 模型估计汇报的是边际效应。

(五) 数字鸿沟的异质性影响

1. 一级数字鸿沟的影响。数字乡村建设与发展过程中，内生于乡村社会的数字鸿沟问题一直存在。数字鸿沟一般包括一级数字鸿沟（接入鸿沟）和二级数字鸿沟（运用鸿沟）两类。随着乡村数字基础设施建设的完善，接入鸿沟可能不再对数字鸿沟具有解释力（邱泽奇和乔天宇，2021），而互联网运用的鸿沟正在逐渐扩大（Deursen and Dijk，2014）。为厘清数字鸿沟在数字乡村发展助推农民创业中的影响，本文分别对一级、二级数字鸿沟进行异质性分析。一级数字鸿沟影响的估计结果如表 10 所示，（1）列和（2）列分别为接入和未接入互联网^①样本组的估计结果，（3）列和（4）列分别为接入和未接入移动互联网^②样本组的估计结果。从表中可以看出，无论农民是否接入互联网以及采取何种接入方式，数字乡村发展对农民创业均具有显著正向影响，表明数字乡村发展具有包容性、普惠性，能有效弥合由一级数字鸿沟导致的潜在创业机会差距。

表 10 一级数字鸿沟的异质性影响

	被解释变量：农民创业			
	互联网		移动互联网	
	(1) 接入	(2) 未接入	(3) 接入	(4) 未接入
数字乡村发展	0.032** (0.013)	0.016** (0.006)	0.031** (0.013)	0.016*** (0.006)

^①主要指电脑端有线连接互联网。

^②主要指手机端移动连接互联网。

表 10 (续)

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3313	5056	3275	5094

注：①***和**分别代表 1%和 5%的显著性水平。②控制变量为基准回归中除互联网接入以外的其他所有控制变量。③括号内为地区层面聚类的异方差稳健标准误；④表中为 Probit 模型估计的边际效应。

2. 二级数字鸿沟的影响。CFPS2018 调查中详细问询了个体使用互联网的主要场景以及对应使用情况^①。本文选取 2 个最可能对创业活动产生影响的应用场景（商业和社交）来探讨二级数字鸿沟的影响，估计结果见表 11。表中（1）列和（2）列依次为使用和未使用互联网进行商业活动的估计结果。在使用互联网开展商业活动的子样本中，数字乡村发展对农民创业具有显著正向影响，而在未使用互联网开展商业活动的子样本中，数字乡村发展的创业促进效应未通过显著性检验。（3）列和（4）列依次为是否使用互联网进行社交的分组估计结果。结果与（1）列和（2）列类似，不再赘述。综上所述可知，乡村社会的数字使用鸿沟在一定程度上抑制了数字乡村发展的创业促进效应。因此，数字乡村建设应重点关注互联网应用的普及与高效利用，以期弥合乡村数字使用鸿沟。

表 11 二级数字鸿沟的异质性影响

	被解释变量：农民创业			
	互联网商业		互联网社交	
	(1) 使用	(2) 未使用	(3) 使用	(4) 未使用
数字乡村发展	0.040** (0.016)	0.015 (0.014)	0.035*** (0.013)	0.036 (0.033)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1973	1338	2979	305

注：①***、**和*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平。②控制变量为基准回归中除互联网接入以外的其他所有控制变量。③括号内为地区层面聚类的异方差稳健标准误。④表中为 Probit 模型的边际效应。

五、结论与政策启示

本文基于 2018 年全国县域数字乡村指数与中国家庭追踪调查（CFPS）的微观匹配数据，深入分析了数字乡村发展对农民创业的影响，并探讨了其中的作用机制。分析结果表明，数字乡村发展对农民创业具有显著正向影响，即数字乡村发展水平越高，农民创业的概率越大。在考虑模型内生性问题后，该结论依然稳健。数字乡村发展对农民创业的作用机制表现为：数字乡村发展促使农民更深层次地使用、挖掘互联网信息，激活创业潜力；数字乡村发展缓解了农民的信贷约束，提高农民正规信贷可得性；数字乡村发展提升了农民风险承担意愿，助推农民从事风险性和不确定性较高的创业活动；

^①每种应用场景的频率选项包括“几乎每天”、“一周 3~4 次”、“一周 1~2 次”、“一月 2~3 次”、“一月 1 次”、“几个月 1 次”和“从不”，本文根据该题项的回答划分“使用”和“未使用”两类，用于分组分析。

数字乡村发展提高了农民的社会信任水平，帮助农民构建创业网络及“弱联系”，从而有利于创业活动开展。进一步的异质性分析表明，数字乡村发展不仅可以促进已接入互联网农民的创业决策，还能显著提高未接入互联网农民的创业决策，但是数字乡村发展对农民创业的促进效应在利用互联网进行商业和社交活动的农民中更为显著，而对不使用者影响较小。本文认为，数字乡村发展虽然有助于缓解一级数字鸿沟的不利影响，但二级数字鸿沟仍是影响农民开展创业活动的重要障碍之一。

基于研究结论，本文得到如下政策启示：首先，各级政府应深入实施数字乡村发展行动，从促进信息利用、增加数字金融供给、完善数字治理等方面着手，全面优化乡村地区创业和营商环境。具体而言，要加强农村数字化基础设施建设，鼓励运营商开发符合农民需求的产品和服务，降低农民信息使用成本；鼓励数字金融机构在农村地区开展线上业务，缓解农民信贷约束；推动物联网、人工智能等数字技术在农村地区的落地应用，减少农业经营风险；加强社会诚信体系建设，借助数字平台弘扬社会主义核心价值观，加大对网络诈骗和虚假宣传的惩罚力度，提升农民的社会信任水平。其次，各地应大力推动乡村产业的数字化转型，推进物联网、大数据等数字技术与农村传统产业的深度融合，建设一批数字基础设施完备、科技创新优势显著的农村创业创新园区。最后，各级政府应着力构建面向农村地区的数字技术推广体系，在农村基层推广服务中增设数字技能培训内容。同时，高等院校和相关培训机构应发挥教育培训职能，提升农民数字素养和数字技术应用能力，缓解二级数字鸿沟的不利影响。

参考文献

- 1.黄季焜, 2021: 《以数字技术引领农业农村创新发展》, 《农村工作通讯》第5期, 第44-46页。
- 2.黄祖辉、宋文豪、叶春辉、胡伟斌, 2022: 《政府支持农民工返乡创业的县域经济增长效应——基于返乡创业试点政策的考察》, 《中国农村经济》第1期, 第24-43页。
- 3.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。
- 4.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。
- 5.刘少杰、林傲耸, 2021: 《中国乡村建设行动的路径演化与经验总结》, 《社会发展研究》第2期, 第13-22页。
- 6.吕伟、郭曼曼、王伟同, 2020: 《教育机会公平与居民社会信任: 城市教育代际流动的实证测度与微观证据》, 《中国工业经济》第2期, 第80-99页。
- 7.梅燕、鹿雨慧、毛丹灵, 2021: 《典型发达国家数字乡村发展模式总结与比较分析》, 《经济社会体制比较》第3期, 第58-68页。
- 8.莫怡青、李力行, 2022: 《零工经济对创业的影响——以外卖平台的兴起为例》, 《管理世界》第2期, 第31-45页、第3页。
- 9.齐文浩、李明杰、李景波, 2021: 《数字乡村赋能与农民收入增长: 作用机理与实证检验——基于农民创业活跃度的调节效应研究》, 《东南大学学报(哲学社会科学版)》第2期, 第116-125页、第148页。
- 10.秦芳、谢凯、王剑程, 2023: 《电子商务发展的创业效应: 来自微观家庭数据的证据》, 《财贸经济》第2期,

第154-168页。

- 11.邱泽奇、乔天宇, 2021:《电商技术变革与农户共同发展》,《中国社会科学》第10期,第145-166页、第207页。
- 12.沈费伟, 2021:《数字乡村的内生发展模式:实践逻辑、运作机理与优化策略》,《电子政务》第10期,第57-67页。
- 13.宋帅、李梦, 2021:《数字金融对农民创业决策的影响》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第5期,第38-49页。
- 14.苏岚岚、孔荣, 2020:《互联网使用促进农户创业增益了吗?——基于内生转换回归模型的实证分析》,《中国农村经济》第2期,第62-80页。
- 15.陶涛、樊凯欣、朱子阳, 2022:《数字乡村建设与县域产业结构升级——基于电子商务进农村综合示范政策的准自然实验》,《中国流通经济》第5期,第3-13页。
- 16.涂勤、曹增栋, 2022:《电子商务进农村能促进农户创业吗?——基于电子商务进农村综合示范政策的准自然实验》,《中国农村观察》第6期,第163-180页。
- 17.汪亚楠、王海成, 2021:《数字乡村对农村居民网购的影响效应》,《中国流通经济》第7期,第9-18页。
- 18.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。
- 19.王修华、赵亚雄, 2022:《数字金融发展与城乡家庭金融可得性差异》,《中国农村经济》第1期,第44-60页。
- 20.徐琴, 2023:《数字乡村建设的分类实践:理由证成、经验探索与可能困境》,《电子政务》,第92-104页,
<http://kns.cnki.net/kcms/detail/11.5181.TP.20230119.1002.005.html>。
- 21.尹振涛、李俊成、杨璐, 2021:《金融科技发展能提高农村家庭幸福感吗?——基于幸福经济学的研究视角》,《中国农村经济》第8期,第63-79页。
- 22.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。
- 23.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、第204-205页。
- 24.赵佳佳、魏娟、刘军弟、刘天军, 2020:《信任有助于提升创业绩效吗?——基于876个农民创业者的理论探讨与实证检验》,《中国农村观察》第4期,第90-108页。
- 25.周广肃、谢绚丽、李力行, 2015:《信任对家庭创业决策的影响及机制探讨》,《管理世界》第12期,第121-129页、第171页。
- 26.周慧珺, 2020:《风险态度与家庭财富水平》,《中央财经大学学报》第5期,第65-79页。
- 27.Altonji, J. G., T. E. Elder, and C. R. Taber, 2005, "Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools", *Journal of Political Economy*, 113(1): 151-184.
- 28.Barnett, W. A., M. Hu, and X. Wang, 2019, "Does the Utilization of Information Communication Technology Promote Entrepreneurship: Evidence from Rural China", *Technological Forecasting and Social Change*, Vol.141: 12-21.
- 29.Companys, Y. E., and J. S. McMullen, 2007, "Strategic Entrepreneurs at Work: The Nature, Discovery, and Exploitation of Entrepreneurial Opportunities", *Small Business Economics*, 28(4): 301-322.
- 30.Deller, S., B. Whitacre, and T. Conroy, 2022, "Rural Broadband Speeds and Business Startup Rates", *American Journal of*

Agricultural Economics, 104(3): 999-1025.

31.Deursen, A. J. V., and J. A. V. Dijk, 2014, "The Digital Divide Shifts to Differences in Usage", *New Media & Society*, 16(3): 507-526.

32.Dou, J., B. Ye, J. Ye, and Z. Pan, 2019, "Trustworthiness of Local Government, Institutions, and Self-Employment in Transitional China", *China Economic Review*, Vol.57, 101329.

33.Geneste, L., and P. Galvin, 2013, "Trust and Knowledge Acquisition by Small and Medium-Sized Firms in Weak Client-Firm Exchange Relationships", *International Small Business Journal: Researching Entrepreneurship*, 33(3): 277-298.

34.Lewbel, A., 2012, "Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models", *Journal of Business & Economic Statistics*, 30(1): 67-80.

35.McMullen, J. S., and D. A. Shepherd, 2006, "Entrepreneurial Action and the Role of Uncertainty in the Theory of the Entrepreneur", *Academy of Management Review*, 31(1): 132-152.

36.Shane, S., and S. Venkataraman, 2000, "The Promise of Entrepreneurship as a Field of Research", *Academy of Management Review*, 25(1): 217-226.

37.Zahra, S. A., 2007, "Contextualizing Theory Building in Entrepreneurship Research", *Journal of Business Venturing*, 22(3): 443-452.

(作者单位: ¹北京大学中国农业政策研究中心;

²江苏大学新农村发展研究院;

³西北农林科技大学经济管理学院)

(责任编辑: 陈静怡)

The Impacts of Digital Village Development on Farmer Entrepreneurship and Their Mechanisms

ZHAO Jiajia WEI Juan LIU Tianjun

Abstract: This paper estimates the impact of digital village development on farmer entrepreneurship by constructing a dataset that matches the county-level index of Digital Villages and China Family Panel Studies (CFPS). The empirical results demonstrate that the development of digital villages significantly increases the probability of farmers starting their own businesses in rural China. Moreover, we find that digital village development encourages farmer entrepreneurship by resulting in more internet information usage, fewer financial constraints, more risk-taking preferences, and higher social trust. Besides, we find heterogeneity in the impact of digital village development on farmer entrepreneurship, where the access to internet does not matter anymore but internet usage plays a crucial role. Finally, we find that there remains a persistent disparity in internet information usage, which means rural residents who use information efficiently tend to benefit the most.

Keywords: Digital Rural Development; Farmer Entrepreneurship; Digital Economy; Digital Divide

数字乡村建设是否能够推动革命老区共同富裕*

林海^{1,2} 赵路犇¹ 胡雅淇^{3,4}

摘要:本文通过网络爬虫技术收集了2012—2021年全国2997个县级行政区的数字乡村建设信息,分析数字乡村建设对革命老区共同富裕的影响。具体来说,本文考察了数字基础条件和数字乡村治理两个维度,使用实证分析方法,探索数字乡村建设对革命老区农村居民相对收入和城乡收入差距的影响。研究发现:作为数字乡村建设硬环境维度的数字基础条件推动了革命老区农村地区的收入增长,也拉大了革命老区城乡间的收入差距,造成数字鸿沟;作为数字乡村建设软环境维度的数字乡村治理在消除数字鸿沟和实现共同富裕方面具有显著的正向作用。由此,本文认为,在大力建设革命老区数字基础设施的同时,需优化数字乡村治理措施,加强数字赋能,革命老区才有可能从数字乡村建设中获取更大收益,从而实现跨越式增长和共同富裕。

关键词: 数字乡村建设 数字基础条件 数字乡村治理 数字鸿沟 共同富裕

中图分类号: F325.2 **文献标识码:** A

一、引言

巩固拓展脱贫攻坚成果、全面推动乡村振兴和实现共同富裕,离不开革命老区产业振兴和农民收入的提高。分布在全国28个省份的1389个革命老区县,占到全国县级行政区数量的近一半,其人口总数超过了全国总人口的一半(陈前恒,2022)。革命老区作为党和国家在土地革命时期和抗日战争时期的根据地,普遍位于多省交界山区,交通相对不便,在改革开放和社会主义现代化建设新时期,其经济社会发展相对滞后的局面比较突出(龚斌磊等,2022)。为促进革命老区发展,2021年发布的《国务院关于新时代支持革命老区振兴发展的意见》着重强调,要“立足新发展阶段、贯彻新发展理念、构建新发展格局、推动高质量发展,巩固拓展脱贫攻坚成果,激发内生动力,发挥比较优势,努力走出一条新时代振兴发展新路,把革命老区建设得更好,让革命老区人民过上更好生活,逐步实现

*本研究得到国家社会科学基金重大项目“建立解决相对贫困的长效机制研究”(编号:20ZDA073)和国家自然科学基金面上项目“关系网络与社会互动:基于空间计量经济学的方法”(编号:71773120)的资助。本文通讯作者:胡雅淇。

共同富裕”^①。党的二十大报告和 2022 年中央农村工作会议也提出要全面推进乡村振兴、扎实推进共同富裕。其中，党的二十大报告还着重提出要支持革命老区加快发展。从现实情况看，革命老区的产业发展在很大程度上受到山区交通不便、农户生产规模小的制约，生产和销售成本较高，进入市场较困难。然而，革命老区具有丰富的红色文化资源和良好的生态环境等优势。这些优势为发展相关文化生态旅游产业、配套产品销售、促进乡村产业发展，进而推进共同富裕提供了较好的基础。共同富裕涉及富裕和共享发展成果两个方面，其中，富裕的衡量标准包括物质财富和精神成果等多个维度，涵盖居民收入、教育、医疗、社会保障等多方面的公共服务（刘培林等，2021；李实，2021）。如何提高革命老区农村居民人均可支配收入，缩小城乡之间以及革命老区与非革命老区之间的收入差距，是现阶段推进革命老区共同富裕需要优先考虑的问题。如何有效利用革命老区自身优势，实现革命老区乡村振兴和共同富裕的“弯道超车”，是当前革命老区发展亟须关注的重要问题。

中国广大农村地区特别是革命老区，在对接大市场时面临较高的交易成本，信息沟通困难是其主要原因。数字乡村建设为产业振兴和农民增收带来了新的机遇。如果革命老区的传统优势能够与数字乡村建设措施有效结合，推动革命老区产业振兴和农民增收，将有助于推动乡村振兴和共同富裕。数字乡村概念起源于 2005 年中央“一号文件”提出的“加强农业信息化建设”。自 2018 年中央“一号文件”明确提出数字乡村发展战略起，连续六年的中央“一号文件”均提到数字乡村建设，“十四五”规划也将其列为未来五年的重要建设内容。2022 年 1 月 26 日，中共中央网络安全和信息化委员会办公室等十部门印发《数字乡村发展行动计划（2022—2025 年）》，给出了较为全面的数字乡村建设内容。从政策环境层面看，数字乡村建设着眼于促进乡村振兴的引领作用，将有效解决农村产业振兴面临的实际困难。从实施现状看，数字乡村建设的相关措施可以归纳为硬环境维度的数字基础条件和软环境维度的数字乡村治理。这些措施能够促进革命老区更好地结合自身独特的红色文化和绿色生态优势，为革命老区红色旅游等特色产业发展提供新的机遇。

从已有数字乡村建设情况看，以信息通信技术为代表的数字基础设施建设在一定程度上推动了乡村产业发展，提升了农民收入，主要体现在：信息成本的降低有利于农户接受新技术，从而促进农业生产和助推农户增收。数字乡村建设有可能更好地整合农业生产、流通和交易各环节，使之有机地连成一个整体，有助于建立涉及多个经营主体的多元化农业信息服务网络，进而实现农业全产业链信息化和农村社会全方位信息化，实现高质量发展的农业农村现代化（曾亿武等，2021）。互联网信息技术对农业部门的影响主要体现在生产和销售两个方面（胡雅淇和林海，2020）。互联网能够拓展农户获取信息的渠道，降低生产和销售过程中的信息成本。相关研究表明，信息成本存在于整个农业价值链中，从农户最初的种植决定，到农作物整个生长周期的管理，再到后续的收获、采后、加工，直到最终向中间商、消费者、加工者和出口商销售农产品，这一生产经营过程对农户而言意味着信息成本的产生（胡雅淇和林海，2020）。信息技术的普及和广泛应用可以大大降低沟通、交易和信息获取的

^①参见《国务院关于新时代支持革命老区振兴发展的意见》，http://www.gov.cn/zhengce/content/2021-02/20/content_5587874.htm。

成本,提高要素流通效率和农业全要素生产率(朱秋博等,2019),进而提高农业农村的生产效率(陶涛等,2022)。有学者在考察农村电子商务发展时也发现,电子商务采纳能够对农户农业收入产生显著的促进作用,利润率和销量的提升构成增收效应的来源机制(曾亿武等,2018)。由此看来,数字乡村建设将有助于革命老区产业发展成本的降低,并有望提升农业生产、流通、市场交易手段的现代化水平。

在讨论数字乡村建设推动革命老区乡村振兴和促进农民增收的同时,也需要关注数字乡村建设对共同富裕的影响。信息通信技术等数字乡村相关设施和服务的发展能否带来农村地区特别是革命老区的经济增长并促进共同富裕,学术界对此仍存在争议,主要原因在于数字技术的应用既能带来信息红利,也会造成数字鸿沟。“信息红利”的支持者认为信息技术的普及会显著增加农产品市场销量、提高农产品销售价格和改善农民福利(Jensen, 2007; Aker, 2010; Muto and Yamano, 2009; 许竹青等, 2013; Shimamoto et al., 2015)。与此同时,一些研究指出,信息技术对于农户收入增加并无显著作用(Molony, 2008; Futch and McIntosh, 2009; Lee and Bellemare, 2013);还有研究指出,信息技术所带来的信息红利并非均匀分配给所有群体,而是使得富裕阶层更加富有,发达地区与不发达地区之间以及高收入人群与低收入人群之间的收入差距越来越大,从而在贫富之间形成难以逾越的数字鸿沟(陈文和吴赢, 2021; 朱秋博等, 2022)。作为数字基础设施建设内容重要组成部分的信息通信技术,其发展和应用的技术门槛造成了农村内部收入差距加大,若能通过社会环境与公共政策来引导信息通信技术变革所产生的积极影响,对于消除群体内部的数字鸿沟具有重要作用(邱泽奇和乔天宇, 2021)。数字乡村建设如果仅仅是简单地引入更多的数字技术基础设施,将有可能扩大数字鸿沟,而数字乡村治理等其他维度的引入则可能会缩小数字鸿沟。有研究显示,相对贫困地区的农民参与数字乡村建设的实践较为滞后,个体特征等内部因素和数字技能培训等外部因素均对农民数字参与度有显著影响(苏岚岚和彭艳玲, 2021),因而需要从更多层面提升农民的数字参与度,通过专业培训和相关支持政策积极引导农村居民“使用”数字技术,从而避免因盲目“接入”所导致的农村收入差距扩大(李怡和柯杰升, 2021)。同时,政策层面的综合措施可以产生更为积极的影响。例如:通过支持农村物流体系、电商公共服务体系和电商人才培训体系的建设,电子商务进农村综合示范政策的实施促进了农村电商发展,推动了电商扶贫的开展,在农民增收、能力提升和精准脱贫方面的作用显著(易法敏等, 2021);电子商务支持政策、电子商务服务站、贷款支持政策等因素对脱贫地区农户融入电商价值链的影响也是正向的(熊雪和聂凤英, 2022)。因此,将数字乡村建设中有关改进乡村治理、丰富网络文化、加强数字人才培养、提升公共服务效能等公共政策内容,和农村地区特别是革命老区的红色文化传统、良好生态环境等资源禀赋有机结合,很可能是未来消除数字鸿沟、实现农村地区乡村振兴和共同富裕的关键因素。

通过上述分析可以看出,以往关于数字乡村建设促进农民增收的研究主要集中在信息通信技术应用的影响效应方面,认为信息通信技术在产生增收效应的同时还会带来数字鸿沟的问题。但是,对于数字乡村建设更广泛的内容(例如数字乡村治理和配套公共政策等建设内容)在推动农户增收、消除数字鸿沟、实现产业振兴和促进共同富裕等方面的影响效应研究,还有待补充。因而,探明数字乡村

建设在革命老区数字鸿沟产生过程中的作用，把握数字乡村建设对革命老区农村居民的增收效果，厘清数字乡村建设助力革命老区共同富裕的作用机制，成为亟待解决的问题。鉴于此，本研究尝试分析数字乡村建设对革命老区农民增收与共同富裕的作用效果，试图为数字乡村建设战略在革命老区的实施提供决策参考。

本文研究的边际贡献在于：新增了对数字乡村建设软环境和共同富裕之间关系的考察，并分析了数字乡村建设软环境和硬环境维度对农村居民收入影响的交互效应。本研究通过分析数字乡村建设（特别是数字乡村治理软环境建设）推动农村居民增收与共同富裕的作用机制，探讨其与农村地区自身优势结合对于农户增收和共同富裕的促进作用，既能丰富数字乡村建设应用于农业农村发展的经济学分析，从有为政府与有效市场更好结合的角度，为更广泛意义上的数字乡村建设提供理论基础和实践参考，也能从数字乡村建设软环境和硬环境的双维度来解释现有实证研究结论存在的分歧，丰富实证检验的维度，并为财政资金的高效使用提供政策启示。

文章余下内容安排如下：第二部分从硬环境和软环境的双维度视角搭建数字乡村建设作用于农民增收与共同富裕的理论框架，并提出研究假说；第三部分详细介绍本研究的模型构建、变量说明和数据来源；第四部分基于第三部分的内容进行实证分析，并对相关实证结果给予解释；第五部分得出结论并给出相关政策启示。

二、理论框架与研究假说

（一）数字乡村建设的硬环境与软环境维度

数字乡村建设是一个综合性建设项目。根据《数字乡村发展行动计划（2022—2025年）》，数字乡村建设包括数字基础设施、智慧农业、新业态新模式、数字治理、网络文化振兴、智慧绿色乡村、公共服务效能提升和网络帮扶八个方面。与之相对应，早期的数字乡村建设多数是从单个或多个方面提供政策扶持。例如，从2014年开始实施的电子商务进农村综合示范政策主要从农产品上行和工业品下行两个方面、从增加商品购买和销售便利度两个角度提供政策和资金支持。总的来看，数字乡村建设的八个方面可以概括为硬环境和软环境两个维度。其中，硬环境维度指数字基础条件，包括数字基础设施、物联网等智慧农业、智慧绿色乡村和新业态新模式；软环境维度指数字乡村治理，包括数字治理、网络文化振兴、公共服务效能提升和网络帮扶。

数字乡村建设主要从两个方面助力革命老区共同富裕的实现。一方面，数字基础设施建设可以提高农户收入，通过“做大蛋糕”助力共同富裕。而增收部分的分配由市场竞争决定，因农户的禀赋条件存在差异，数字基础设施对不同农户收入的影响亦不同，从而带来数字鸿沟问题。另一方面，数字乡村治理可以通过加强乡村社会的治理水平和弱势群体应用数字技术的能力，弥合数字技术应用自身带来的数字鸿沟。

（二）数字基础条件助推革命老区共同富裕的作用路径

通过数字乡村建设改进数字基础设施接入条件和数字技术使用条件，革命老区农户不仅能够以较低的成本获取生产技术信息、提高技术水平，还可以更方便地购买生产资料、降低要素采购成本，从

而影响农户的生产环节，提高农产品生产效率。数字乡村建设通过影响农户生产决策，带来农户收入增长，即数字基础设施、数字化平台、智慧农业等方面的建设内容能够影响农户的生产和经营环节，进而提升农产品的销量和价格。此外，革命老区自身具备红色文化和绿色生态等特色优势，能够提高农户对数字乡村建设配套措施的采纳程度，推动新产品新业态的产生。具体来看，数字基础设施主要从三个方面提高农户收入、推进共同富裕。

首先，数字乡村建设能够影响农户生产决策，通过提升农业全要素生产率和提高农产品产量等方式对农业生产起到积极作用。由于受到农村市场中供应商数量的限制，传统的生产资料市场并不是完全竞争的，农户被动地在一个相对垄断的市场中获取价格较高的生产资料。通过数字乡村建设，农户不仅可以从更多的平台获得性价比更高的生产资料信息，还能更为直观地看到生产的实际应用场景，从而在资金有限的情况下购买更多的生产资料，提高生产要素的贡献率。例如，电子商务的出现使得农户就近购买农资的行为大幅度减少，他们更倾向于在网上购买虽离家较远但价格较便宜的农资。如果农户将节约的资金用于扩大生产规模并进行专业化生产，则有利于提升生产的规模效率。同时，农户使用数字化平台能够提升生产决策的科学性、优化生产过程和改变要素配置结构，从而提高农产品生产效率。科学决策的基础是准确地收集与分析信息，互联网信息技术的广泛使用可以有效提升生产决策的准确性，智慧农业和农业大数据就是典型的应用案例。

其次，数字乡村建设能够拓展农产品流通渠道、增强农户的市场参与度，从而提高农产品的价格和销量。当乡村数字化水平较低时，农户的信息搜寻成本（包括向中间商和其他社会资源获取市场价格的人际关系成本、时间沉没成本和交通成本）较高，随着数字乡村建设的不断发展，数字技术的使用费用不断下降，农户的信息搜寻成本降低，农户出售农产品的保留价格就会有所提高（许竹青等，2013），进而能够增进农户的市场参与程度和提高农产品价格。同时，数字乡村建设有助于实现生产者和消费者之间“一对一”的直接互动，既能为生产者提供有效的市场信息和有力的决策依据，也能通过认同、信任和黏性的形成来提升消费者的回购率，进而增加农产品销量。在电商销售过程中，“县长直播带货”等形式增加了消费者对农产品的关注度和接受程度，从而增加了革命老区的农产品销量。此外，展示革命老区的红色文化，宣传革命老区良好生态环境下农产品的优质绿色特点，使得消费者在获得更多产品信息的同时愿意支付更高的价格，并成为革命老区的新增消费群体。

最后，数字乡村建设通过农业产业价值链拓展和一二三产业融合发展催生新业态。新技术的运用促进了专业化生产，拓展了乡村产业生态系统，在促使农业内部价值链延伸的同时促进了一二三产业融合发展。农业与农村工业、商贸、旅游、文化、教育、康养、环保等产业的融合发展又推动了新产品和新业态的出现。一方面，从农业产业内部看，农产品的生产收获不再是农产品销售的前端环节，数字技术的引入吸引了加工、包装和物流等行业的聚集，从而实现农产品产业链的延伸。另一方面，从一二三产业融合看，数字技术的引入促进了“农业观光—直播网红—产品销售”、“休闲农业—旅游—住宿、餐饮业”和“现代农业—生物育种—科普教育”（郭朝先和苗雨菲，2023）等新型产业链条和产业路径的培育和发展。丰富的乡村产业生态系统及其发展前景，将会吸引城市资本和人才的流入，通过返乡就业、返乡创业等形式，为乡村产业发展注入内生动力，助推乡村产业兴旺。革命老区

可进一步将自身红色文化资源、绿色生态资源与数字乡村建设相结合，优先发展红色旅游、生态旅游及其文旅配套，提升农业农村产业链、价值链，并通过提升原有农产品的质量和价格以及培育新业态和新产品，增加就业岗位、促进农户增收。

此外，受限于资源禀赋不同，农村居民在数字技能、数字素养以及使用方式上存在差别，因而难以保证获取到同质、等量的数字红利。数字乡村建设在促进农民收入增长的同时，会给不同禀赋条件的农户带来不同的收入增长速度和幅度，从而拉大群体内部的收入差距，带来数字鸿沟问题。具体来看，数字技术的使用具有较强的技术性和复杂性，使用者需具备一定的数字素养才能实现数字技术的高效利用，先进的数字技术能否转化为现实生产力和致富机会，取决于其是否为农村居民所采用。受到资源禀赋与知识储备的约束，相较于城镇居民，农村居民往往呈现“低数字敏感度”的特征，高效捕捉、定位数字信息存在较大困难，最终导致城乡间的数字鸿沟。因此，农村居民很可能由于自身人力资本缺乏、难以克服数字技术应用复杂性等原因，无法充分利用数字技术的功能，从而无法更好地分享数字红利。所以，数字技术使用可能构造了新的门槛，并带来发展机会的不平等，从而可能会抑制共同富裕的实现（徐静等，2023；刘子玉和罗明忠，2023）。通过上述分析，本文提出研究假说 H1。

H1：数字基础条件既能够增加革命老区的农村居民收入，又会拉大革命老区的城乡收入差距。

（三）数字乡村治理助推共同富裕的作用路径

单纯的数字基础条件，在市场机制的作用下会使得拥有较好资源禀赋的地区和群体更多地受益。而政府的有为管理有可能改善弱势群体在数字乡村建设背景下获取数字红利能力较弱的处境，缓解数字乡村建设带来的数字鸿沟问题。已有研究表明，电商等数字技术在乡村制造了技术门槛，带来了发展机会的不平等，但良好的乡村内部环境可以消解技术变革带来的技术门槛以及不平等的发展机会，为数字技能弱势农户提供平等的发展机会，甚至缩小弱势群体与其他群体之间累积的贫富差距（邱泽奇和乔天宇，2021）。

具体来看，一方面，数字技术能够通过以下四条路径赋能社会治理现代化（张成岗和王明玉，2022；Pirannejad and Janssen，2019）：为公民参与奠定主体基础；克服空间地理距离的限制，加强人际沟通与交流；促进公共利益共享，加强群体规范；优化政府与公民互动的方式，为公民实施监督权提供平台。数字技术赋能乡村治理，可以有效降低乡村治理成本，助力打通乡村治理场域中的内循环。以村“两委”的号召和引导为主要手段，将数字化治理嵌入集体经济或私营经济中，在拓宽农民收入渠道的同时，通过完善乡村社会管理工程，提升村民与数字化技术的联结感，真正实现数字技术的“使用”，降低农业要素配置成本，拓宽非农收入信息渠道，从而提高革命老区农村居民的收入水平。另一方面，数字技术能够帮助个体在社会中建立更优质的知识网络，助力特殊群体在数字环境中掌握自身命运（Brinkerhoff and Wetterberg，2016），能够为公民和政府提供密切合作的机会并可通过价值共建来增加公民对数字参与机制的信任和采纳（Chohan and Hu，2020），还能够重塑互动公共空间的形态，突破传统乡村治理中的“话语霸权”和“政治冷漠”现象，实现自我增权（胡卫卫等，2019）。因此，数字赋能乡村治理能够增加数字技术在农民群体（尤其是相对贫困落后的群体）中的赋能效果，从而

增加数字赋能的普及程度和应用深度,进而可能会有助于弥合革命老区数字技术单一维度带来的数字鸿沟。针对上述分析,本文提出研究假说 H2。

H2: 数字乡村治理既可以促进农村居民收入增长,又可缓解数字鸿沟问题,缩小革命老区的城乡收入差距。

三、模型设定、变量选择与数据来源

(一) 模型设定

本文着重探索数字乡村建设能否有效提升革命老区农村居民收入,进而实现城乡共同富裕。因此,本文选用农村居民相对收入作为农村居民收入的代理变量,选用城乡收入差距作为城乡共同富裕的代理变量,构建数字乡村建设影响革命老区农村居民相对收入与城乡收入差距的基准模型,表达式如下:

$$RUIIncome_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Demnsion_{ijt} + \theta Z_{it} + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$GAPRUIIncome_{it} = \beta_0 + \beta_1 Demnsion_{ijt} + \theta Z_{it} + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(1) 式和 (2) 式中, i 代表县域, t 代表年份。 $RUIIncome_{it}$ 与 $GAPRUIIncome_{it}$ 分别代表农村居民相对收入和城乡收入差距。 $Demnsion_{ijt}$ 代表数字乡村建设,其中, j 表示数字乡村建设的两个维度(当 $j=1$ 时,代表数字基础条件;当 $j=2$ 时,代表数字乡村治理)。 Z_{it} 代表控制变量, v_t 为时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

由于本文所关注的是数字基础条件与数字乡村治理对革命老区农村居民相对收入和城乡收入差距的作用,因此本文在基准模型的基础上进一步引入数字基础条件、数字乡村治理分别与是否革命老区的交互项,表达式如下:

$$RUIIncome_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Demnsion_{ijt} + \alpha_2 Demnsion_{ijt} \times ORBA_i + \theta Z_{it} + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$GAPRUIIncome_{it} = \beta_0 + \beta_1 Demnsion_{ijt} + \beta_2 Demnsion_{ijt} \times ORBA_i + \theta Z_{it} + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(3) 式和 (4) 式中, $ORBA_i$ 为是否革命老区虚拟变量,若某一县^①为革命老区,则变量取值为 1,否则取值为 0^②。(3) 式中的 α_2 与 (4) 式中的 β_2 是本文研究的核心系数,分别衡量不同维度的数字乡村建设对革命老区农村居民相对收入以及城乡收入差距的作用强度与效果是否存在差异。

(二) 变量说明

1. 被解释变量。本文的被解释变量包括农村居民相对收入与城乡收入差距。本文采用县域当期农村居民人均可支配收入与当期全国农村居民人均可支配收入均值之比刻画农村居民相对收入;以县域当期城镇居民人均可支配收入与县域当期农村居民人均可支配收入之比度量城乡收入差距。

2. 核心解释变量。(1) 数字基础条件。就如何构建具有普适性的数字基础条件指标而言,现有文献暂未形成普遍认可的方法。本文以数字基础设施条件与数字基础应用条件构建数字基础条件综合指

^①本文中的“县”包括市辖区、县级市等县级行政区。

^②革命老区的划分标准参考中国老区建设促进会官方网站 (<http://www.zhongguolaoqu.com>)。

数,来表征数字基础条件。对于数字基础设施条件,本文选取县域农村固定宽带普及率与农村智能手机普及率来衡量。对于数字基础应用条件,本文选取数字农业相关企业数量来衡量。在县域层面,数字农业相关企业是基于农户实际生产需求而产生和发展的,其主营业务均集中在为乡村生产经营活动提供数字化服务方面。因此,数字农业相关企业数量在一定程度上能够体现县域农村居民数字技术应用的便利程度。

(2)数字乡村治理。现有研究中,尽管已有学者就数字乡村治理对农村经济社会发展的作用形式与路径展开了探索(沈费伟和杜芳,2022),但这些研究大多集中在定性分析层面,如何以定量的方式考察数字乡村治理对农民、农村所产生的实际经济效果,仍是亟待解决的问题。本研究采用县级政府网站所发布的数字乡村建设信息数量来表征县域数字乡村治理。采用该指标作为数字乡村治理代理指标的原因包括两方面:一方面,在政务公开背景下,各县级数字乡村建设主管部门需要通过县级政府网站发布相关信息,与数字乡村建设直接关联的信息数量可以反映政府对数字乡村建设的关注程度,关注程度高的县更倾向于采取措施推动辖区内数字乡村建设发展;另一方面,数字政务是数字治理的重要内容,县级政府网站发布数字乡村建设信息的情况在一定程度上可以反映数字乡村治理的水平。因而,县级政府网站上各年度的数字乡村建设信息基本上能够反映本县当年的数字乡村治理情况。

基于县级政府网站数字乡村建设信息文本所形成的数据具有以下优点:第一,与传统渠道相比,县级政府网站具有信息量大的特点,更能够反映地方政府实际的日常运行状态与主要工作方向;第二,与地方新闻网站或其他信息发布机构相比,县级政府网站体现更强的政府意志,更能凸显地方政府对特定政策的重视程度与实施效果^①。

3.控制变量。在回归过程中,为尽可能控制其他因素对农村居民相对收入与城乡收入差距的影响,借鉴张启正等(2022)的做法,本文从地理环境条件、社会经济条件与交通发展状况三个层面考虑控制变量的选取。首先,在地理环境条件层面,革命老区相比于非革命老区可能存在一定的“绿色”优势,本文设置县域环境发展变量,采用县域PM_{2.5}均值的倒数来衡量。其次,在社会经济条件层面,参考孙文婷和刘志彪(2022)的做法,本文选取金融发展水平、人力资本、经济发展水平、非农就业比重加以控制。最后,在交通发展状况层面,考虑到不同县域间交通便利程度不同,本文设置交通设施发展变量控制县域间的交通状况差异,以县域公路总长度^②与县域面积之比衡量。

(三)数据来源和变量测度

根据变量特征的不同,本文研究所采用的数据主要通过查阅公开数据以及对特定网站编写爬虫程序两种方式获取。

一者,关于县域层面经济社会统计特征的数据主要来自2013—2021年历年《中国县域统计年鉴》、

^①需要补充说明的是,县级政府网站内容仅仅是地方政府实施数字乡村治理的重要体现之一。作为探索性研究,本文尝试基于县级政府网站信息对数字乡村治理进行测算。后续研究可进一步尝试整合相关渠道的数据进行综合分析。

^②由于公路总长度最小报告单位仅精确至市级,因此,本文以各县行政区域面积与所属市城区面积之比为权重将市级公路总长度赋值到县级层面。

各县级政府网站公布的 2012—2021 年历年《国民经济和社会发展统计公报》、国家统计局在线统计数据库^①和 2013—2022 年历年《中国农村统计年鉴》；有关地理环境条件层面的数据来源于达尔豪斯大学大气成分分析组所公布的 PM_{2.5} 数据^②。

二者，对于数字基础应用条件与数字乡村治理两项指标，本文采用 Python 语言构建网络爬虫技术爬取数据，通过搜集、加工、处理得到所需数据。①数字基础应用条件数据获取。本文采用数字农业相关企业数量表征数字基础应用条件，借助网络爬虫技术在天眼查官网^③获得 2012—2021 年各县与查询关键词相关的企业总数。通过分别搜索“农产品电商”“农业大数据”“农业物联网”“智慧农业管理系统”“智慧农业”“精准农业”6 个关键词，本文共获得 6 组企业数量。由于部分关键词覆盖的领域较广，搜索结果可能会出现重叠，本文通过剔除覆盖企业业务范围最大的“智慧农业”与“精准农业”2 组企业数量，保存其余 4 组企业数量。数字基础条件的指标层次关系与指标衡量方式如表 1 所示。

表 1 数字基础条件的指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
数字基础条件	数字基础设施条件	农村固定宽带普及率，即农村宽带接入用户数与乡村户数之比 农村智能手机普及率，即农村居民移动电话拥有量与乡村户数之比
	数字基础应用条件	“农产品电商”企业数 “农业大数据”企业数 “农业物联网”企业数 “智慧农业管理系统”企业数

考虑到数字基础条件由多指标构成，本文采用熵值法确定各指标权重（张旺和白永秀，2022；慕娟和马立平，2021），并测算 2012—2021 年各年度不同县域农村地区的数字基础条件综合指数。由于本文中各指标的影响方向均为正向，本文按照（5）式对各三级指标原始数据予以标准化处理：

$$X'_{ik} = \frac{x_{ik} - \min(x_{ik})}{\max(x_{ik}) - \min(x_{ik})} \quad (5)$$

（5）式中： x_{ik} 为各基础指标的原始值，代表第 i 个地区第 k 个指标的具体数值； X'_{ik} 为指标 k 标准化后的结果。

在进行标准化处理后，需计算具体指标的信息熵和权重，计算方式如下：

$$E_k = -\frac{1}{\ln(n)} \sum_{i=1}^n \left(\frac{X'_{ik}}{\sum_{i=1}^n X'_{ik}} \ln \frac{X'_{ik}}{\sum_{i=1}^n X'_{ik}} \right) \quad (6)$$

$$\omega_k = \frac{(1 - E_k)}{\sum_{k=1}^m (1 - E_k)} \quad (7)$$

^①网址：<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。

^②网址：<https://sites.wustl.edu/acag/datasets/surface-pm2-5>。

^③网址：<https://www.tianyancha.com>。

(6) 式和 (7) 式分别计算指标 k 的信息熵 E_k 和权重 ω_k ， n 为样本县个数， m 表示指标数量。由于信息熵在计算过程中存在不为零的限制条件，因此，本文参照慕娟和马立平 (2021) 的做法，将标准化后的指标整体向右平移 0.0001 个单位后计算数字基础条件综合指数，表达式如下：

$$Demsion_{it} = \sum_{k=1}^m X'_{ik} \times \omega_k \quad (8)$$

②数字乡村治理数据获取。本文整理获得全国 2997 个县级政府网站地址，然后利用 Python 语言编写爬虫代码，设定代码程序自动循环打开每个网页并在网站首页搜索框中输入“数字治理”“乡村治理”“农业物联网”“智慧农业管理系统”等核心关键词，在检索结果中爬取“标题”“发布时间”“分类”等核心元素。在所有数据爬取结束后进行人工复检，手动剔除结果中涉及“空白单元格”“无关元素”“重复信息”“与主题相关度较低的信息”的内容，共获得 2012—2021 年 2997 个县级政府网站 30 多万条与搜索关键词相关的报道。再将同一县域所有关键词搜索结果数量按年份汇总，获得该县域各年度官方报道数量。

综上，本文整理形成了 2012—2021 年 2997 个县与农村居民收入、数字乡村建设相关的面板数据。由于部分样本存在严重的数据缺失以及异常观测的情况，本文研究实际采用的是 2212 个县的数据，其中 1196 个为革命老区县，共计 22118 个观测值。

变量的测度方式与对应的数据来源如表 2 所示。

表 2 变量测度方式与对应的数据来源

变量分类	变量名称	测度方式	数据来源
被解释变量	农村居民相对收入	县域当期农村居民人均可支配收入与当期全国农村居民人均可支配收入均值之比	2012—2021 年县级《国民经济和社会发展统计公报》
	城乡收入差距	县域当期城镇居民人均可支配收入与县域当期农村居民人均可支配收入之比	2012—2021 年县级《国民经济和社会发展统计公报》
核心解释变量	数字基础条件	采用熵值法加权汇总	2013—2021 年《中国县域统计年鉴》、天眼查官方网站、
	数字乡村治理	县级政府网站上关键词报道数量按年份与县域汇总后取对数	县级政府网站
控制变量	金融发展水平	县域年末金融机构各项贷款余额与县域生产总值的比值 (%)	2013—2021 年《中国县域统计年鉴》、2012—2021 年县级《国民经济和社会发展统计公报》、国家统计局在线统计数据库、
	人力资本	县域在校生总人数占县域总人口的比重 (%)	达尔豪斯大学大气成分分析组公布的 PM _{2.5} 数据、
	经济发展水平	滞后一期县域生产总值 ^a 的对数	2013—2022 年《中国农村统计年鉴》
	交通设施发展	县域公路总长度与县域面积之比	
	非农就业比重	县域农村二、三产业就业人数之和占农村总就业人数的比重 (%)	
	县域环境发展	县域 PM _{2.5} 观测均值取倒数	

注：a 以国家统计局发布的省级层面消费者物价指数作为平减指数，对各县域生产总值进行平减处理，以 2012 年为基期。

（四）变量描述性统计

表3报告了各变量的描述性统计结果。随后，本文按照样本县是否处于革命老区进行了分样本均值差异检验。表3（6）列显示，革命老区组内各县指标与非革命老区组内各县指标均值存在显著差异，这一差异在1%的水平上显著。

表3 变量描述性统计

变量	全样本					革命老区与非革命老区 组间均值差异检验 t 值
	观测值数 (1)	均值 (2)	标准差 (3)	最小值 (4)	最大值 (5)	
农村居民相对收入	22118	1.000	0.632	0.631	7.274	14.44***
城乡收入差距	22118	1.886	1.337	0.150	2.395	-23.39***
数字基础条件	22118	0.066	0.137	0.000	5.253	-8.08***
数字乡村治理	22118	0.418	1.007	0.000	8.516	10.19***
金融发展水平	22118	0.814	0.427	0.753	4.834	-17.60***
人力资本	22118	0.042	0.023	0.005	0.131	-4.90***
经济发展水平	22118	8.981	1.597	3.260	15.713	-34.72***
交通设施发展	22118	0.189	0.171	0.001	0.726	-36.12***
非农就业比重	22118	0.423	0.200	0.025	0.945	12.02***
县域环境发展	22118	0.206	0.823	0.006	0.943	11.12***

注：***表示1%的显著性水平。

四、实证结果分析

（一）数字基础条件与数字乡村治理对革命老区农村居民相对收入的影响

本文在对（1）式展开回归前，先进行 Hausman 检验。检验结果显示^①应采用固定效应模型进行估计。本文控制时间固定效应，相关结果报告在表4中。

表4（1）列与（2）列显示了数字基础条件对农村居民相对收入的影响。（1）列结果表明，数字基础条件的提高显著带动了农村居民相对收入的提高。同时，（2）列显示了革命老区与非革命老区的对比分析结果，相较于非革命老区而言，数字基础条件提高对革命老区农村居民相对收入的促进作用更加明显，交互项在1%的水平上显著且系数为正。在控制变量中，金融发展水平、经济发展水平、交通设施发展、非农就业比重和县域环境发展对农村居民相对收入具有显著的正向影响。但人力资本对农村居民相对收入呈现显著的抑制作用。综合现有文献对这一问题的探讨，并结合各县域发展的实际情况，可寻求到两个方面的原因。其一，在指标构建过程中，本文以县域在校生总人数占县域总人口的比重作为衡量人力资本的做法，在一定程度上忽视了城乡在校学生数量分布差异较大的情况，农村居民承担人力资本的培育成本，但人力综合素质提高后无法及时反哺农村地区，难以形成有效的增

^①受篇幅所限，豪斯曼检验结果未在文中报告。有兴趣者，可向笔者索取。

收作用。其二，从农民收入来源看，给定农民收入存在多种来源的基本前提，不同受教育水平对不同收入来源影响的显著性与作用方向并不一致（孙文婷和刘志彪，2022）。

表4（3）列与（4）列报告了数字乡村治理对农村居民相对收入的影响。其中，（3）列仅展示了引入数字乡村治理的结果。可以发现，从平均效应看，数字乡村治理与数字基础条件共同推动了农村居民相对收入的提高，两个核心解释变量及其与是否革命老区的交互项对农村居民相对收入回归的系数均在1%的水平上显著，但数字基础条件的促进效果优于数字乡村治理。（4）列的回归引入了数字乡村治理与是否革命老区的交互项，以考察革命老区与非革命老区数字乡村治理对农村居民相对收入的作用是否存在显著差异。（4）列的回归结果显示，交互项均显著且系数为正，说明革命老区数字基础条件与数字乡村治理的提升对促进农民增收的作用效果均优于非革命老区。

综合比较表4（3）列与（4）列的结果发现，数字乡村治理的显著作用主要体现在革命老区，其对于非革命老区农村居民相对收入的影响并不明显。与非革命老区相比，革命老区具备更强的红色优势与生态优势，能够从不同维度的数字乡村建设过程中收获更多的增收机会。这亦与前文的理论分析相一致，即革命老区可利用自身红色文化资源、绿色生态资源与数字乡村建设带来的交易成本降低相结合，推动革命老区挖掘多元要素价值，发展红色文化、生态旅游及其配套文旅产品，提升农业农村产业链、价值链，增加新就业岗位，促进农村居民收入增长。

表4 数字基础条件与数字乡村治理对农村居民相对收入影响的回归结果

	农村居民相对收入			
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字基础条件	0.225*** (0.042)	0.151*** (0.038)	0.154*** (0.038)	0.165*** (0.038)
数字乡村治理			0.014*** (0.003)	-0.006 (0.005)
数字基础条件×是否革命老区		0.052*** (0.011)	0.050*** (0.011)	0.046*** (0.011)
数字乡村治理×是否革命老区				0.027*** (0.005)
金融发展水平	0.088*** (0.009)	0.089*** (0.009)	0.089*** (0.009)	0.090*** (0.009)
人力资本	-0.120*** (0.013)	-0.119*** (0.013)	-0.116*** (0.013)	-0.117*** (0.013)
经济发展水平	0.255*** (0.004)	0.253*** (0.004)	0.253*** (0.004)	0.253*** (0.004)
交通设施发展	0.208*** (0.042)	0.160*** (0.0382)	0.161*** (0.038)	0.155*** (0.038)
非农就业比重	0.188*** (0.019)	0.187*** (0.019)	0.183*** (0.019)	0.177*** (0.019)

表4 (续)

县域环境发展	0.011*** (0.015)	0.012*** (0.014)	0.012*** (0.014)	0.012*** (0.014)
常数项	-1.452*** (0.043)	-1.447*** (0.043)	-1.454*** (0.043)	-1.446*** (0.043)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值数	22118	22118	22118	22118
调整后 R ²	0.448	0.450	0.451	0.452

注：①括号内为稳健标准误；②***表示1%的显著性水平。

(二) 数字基础条件与数字乡村治理对革命老区城乡收入差距的影响

本文基于(2)式针对数字基础条件和数字乡村治理对城乡收入差距的影响进行回归，主要回归结果报告在表5中。

1. 数字基础条件对革命老区城乡收入差距的影响。表5(1)列分析了全部县域内数字基础条件对城乡收入差距的影响，(2)列在(1)列的基础上将数字基础条件与是否革命老区的交互项引入模型。

(1)列表明，数字基础条件的优化明显拉大了县域城乡收入差距，即扩大了县域城乡之间的数字鸿沟。进一步引入数字基础条件与是否革命老区的交互项后，(2)列的结果显示，上述“拉大”作用在革命老区得到一定减缓，交互项显著且系数为负，当然，数字基础条件引致城乡间数字鸿沟扩大的作用依然存在，即数字基础条件整体上仍会扩大革命老区的城乡收入差距。在控制变量中，人力资本、交通设施发展与县域环境发展水平的提升扩大了城乡收入差距。其中，人力资本的正向作用亦印证了前文中有关人力资本无法及时反哺农村的论断，进而使得城乡收入差距的综合发展态势更为严峻。金融发展水平、经济发展水平与非农就业比重的增加，对城乡收入差距具有一定的弥合作用。

2. 数字乡村治理对革命老区城乡收入差距的影响。表5(3)列在(2)列的基础上将数字乡村治理引入模型，(4)列在(3)列的基础上进一步将数字乡村治理与是否革命老区的交互项引入模型。统筹考虑双维度对革命老区与非革命老区城乡收入差距的作用结果后可得到三点结论。其一，数字基础条件的提高明显扩大了县域城乡收入差距。从产业融合的视角看，数字融合主要以新兴的数字技术农业企业为依托，在发展初期，企业以追求利润最大化为目标，力图寻求综合考虑场所、人力成本、基础能源供应、软件与设施维护费用后的最小化成本，进而往往选择城镇作为开展业务活动的主要区域。这一主体行为背后所产生的结果，导致城乡间收入差距扩大。但相比于非革命老区，这种“拉大”效应在革命老区具有减缓态势。其二，数字乡村治理水平的提高在1%的水平上对于缩小革命老区城乡收入差距、弥合数字鸿沟具有显著的促进作用；这种弥合效应在非革命老区的表现并不明显，仅在10%的水平上显著。上述结果背后的经济学逻辑在于：数字基础条件的提高能够增加农村居民获取的数字信息以及拓宽其数字应用的范围，最终表现为收入渠道的拓宽以及要素流动的加快，进而实现农民收入快速提升；同时，相比于非革命老区，数字乡村治理能够更好地与革命老区红色优势相结合，强化基层治理沟通，形成更为有效的治理传导机制，作用于红色资源与红色文化，因而引致革命老区基层

农户更愿意接受数字乡村治理所带来的乡村发展新业态、新模式，显著推动革命老区乡村更快、更好发展，不断弥合城乡收入差距。其三，从基于数字基础条件的单维度分析到基于数字基础条件与数字乡村治理的双维度分析，在核心变量以及交互项不断引入的过程中，各控制变量和核心解释变量的回归系数符号不存在明显变化，即模型回归结果比较稳健。至此，假说 H1 和假说 H2 得以验证。

表 5 数字基础条件与数字乡村治理对城乡收入差距影响的回归结果

	城乡收入差距			
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字基础条件	0.371* (0.201)	0.682*** (0.217)	0.668*** (0.217)	0.630*** (0.217)
数字乡村治理			-0.059* (0.028)	-0.015* (0.009)
数字基础条件×是否革命老区		-0.275*** (0.048)	-0.270*** (0.047)	-0.251*** (0.047)
数字乡村治理×是否革命老区				-0.100*** (0.032)
金融发展水平	-0.161*** (0.046)	-0.201*** (0.046)	-0.198*** (0.046)	-0.204*** (0.046)
人力资本	1.009*** (0.080)	1.058*** (0.080)	1.046*** (0.080)	1.048*** (0.080)
经济发展水平	-0.796*** (0.026)	-0.771*** (0.026)	-0.770*** (0.026)	-0.768*** (0.026)
交通设施发展	0.609*** (0.127)	0.958*** (0.127)	0.956*** (0.127)	0.976*** (0.127)
非农就业比重	-0.567*** (0.106)	-0.456*** (0.106)	-0.441*** (0.106)	-0.416*** (0.106)
县域环境发展	0.084*** (0.021)	0.084*** (0.021)	0.083*** (0.021)	0.081*** (0.021)
常数项	9.925*** (0.210)	9.902*** (0.212)	9.930*** (0.212)	9.900*** (0.212)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值数	22118	22118	22118	22118
调整后 R ²	0.184	0.186	0.187	0.188

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

（三）内生性处理与稳健性检验

1. 内生性处理。通过选取合适的控制变量表征区域经济发展、交通和环境状况，在一定程度上能够减轻由遗漏变量引发的内生性，但无法解决解释变量与被解释变量之间存在的反向因果关系所导致的内生性问题。一方面，数字化发展与农民收入之间存在较为明显的内生性（单德朋等，2022），农

民收入既受到农民自身接受数字服务、参与数字生活程度的影响，又能够影响区域数字服务和数字生活水平，二者之间具有明显的相互作用关系，具有较高收入的农民可能更容易获得数字经济带来的经济效应，进而推动自身收入提升。另一方面，从政府治理导向与城乡收入差距情况看，城乡收入差距较大的地区有可能得到政府更多的关注，接受更多的数字治理信息。综上，本文认为，数字基础条件对农村居民相对收入的影响存在明显的内生性问题，而数字乡村治理对城乡收入差距的影响亦存在内生性问题。

本文选取同一地级市其他县的数字基础条件平均值作为该县数字基础条件的工具变量^①，同时选取县域内村委会数量与县域面积之比作为县域数字乡村治理的工具变量。村委会作为村庄治理的基层组织，其数量直接影响数字治理效能，因此村委会数量与核心解释变量之间存在相关性；从直观上看，村委会数量对城乡收入差距没有直接影响，因此满足工具变量选取的基本条件。在此基础上，本文进一步通过不可识别检验、一阶段回归结果、弱工具变量检验来验证工具变量的有效性。

如表 6 所示，DWH 检验在 1% 的水平上显著，表明模型中存在内生性问题；不可识别检验的 Kleibergen-Paap rk Wald LM 值拒绝工具变量不可识别的原假设；一阶段回归 F 值与弱工具变量检验的 Kleibergen-Paap rk Wald F 值共同说明，工具变量对于解释变量有较强的解释力，不存在弱工具变量问题。上述检验结果说明了所选工具变量的有效性。

表 6 两阶段最小二乘法回归以及工具变量有效性检验结果

	农村居民相对收入		城乡收入差距	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	革命老区	非革命老区	革命老区	非革命老区
数字基础条件	2.345*** (0.154)	1.320*** (0.285)	0.373*** (0.212)	0.517** (0.467)
数字乡村治理	0.010*** (0.003)	-0.004 (0.006)	-2.449*** (0.744)	-2.284 (4.434)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值数	11960	10158	11960	10158
一阶段F值	498.580	40.010	69.180	31.290
Kleibergen-Paap rk Wald LM值	59.060	27.990	9.110	13.880
Kleibergen-Paap rk Wald F值	40.730	19.420	21.880	17.380
DWH F值	101.289	18.118	156.131	27.577
DWH p值	0.000	0.000	0.000	0.000

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

将全部样本划分为革命老区和非革命老区两个子样本，采用两阶段最小二乘法分别对两个子样本进行回归，回归结果如表 6 (1) ~ (4) 列所示。该回归结果与基准回归结果保持一致，(1) 列与 (2) 列表明，不管是革命老区还是非革命老区，数字基础条件的提升均会推动农村居民相对收入提高，但数字

^①工具变量的选择借鉴了单德朋等 (2022) 的研究。

乡村治理仅在革命老区内对农村居民相对收入具有正向推动作用，对于非革命老区的影响并不显著。此外，（3）列和（4）列结果显示，数字基础条件明显扩大了革命老区与非革命老区城乡收入差距，但数字乡村治理对革命老区城乡收入差距起到了明显的弥合作用，这一弥合作用在非革命老区内并不明显。

2.稳健性检验。本研究采用子样本回归与核心解释变量替代两种方式进行稳健性检验。第一，考虑到北京、上海、广州等地经济发展水平较高，其经济体量、发展程度与其他地区有较大差异，在政策以及地理位置等方面均拥有其他地区无法比拟的优越性，本文参照现有研究的做法（周欣雨等，2023；夏杰长等，2023，谭燕芝和姚海琼，2021），剔除四个直辖市以及广州、深圳所属的县域样本，采用样本调整后的子样本进行回归，结果报告在表7（1）列与（2）列中。

第二，对数字基础条件和数字乡村治理两个指标进行再测算，形成新的数据值后进行回归。具体做法如下：一是以与关键词“智慧农业”和“精准农业”相关的企业数量衡量数字基础应用条件，采用熵值法再次测算数字基础条件；二是在爬虫获取的县级政府网站信息原始数据的基础上，筛选网站信息标签为“政务公开”的报道，再按前文所述方式重新测算数字乡村治理。核心解释变量重新测算后的稳健性检验结果报告在表7（3）列与（4）列中。

回归结果中各系数的方向与前述回归结果一致，革命老区数字基础条件对农村居民相对收入的促进作用更加明显，革命老区数字乡村治理的提升能够明显弥合城乡收入差距。综上，基准回归结果是可靠的，结论并未发生明显改变。

表 7 稳健性检验回归结果

	子样本回归		核心变量再测算	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	农村居民相对收入	城乡收入差距	农村居民相对收入	城乡收入差距
数字基础条件	0.208*** (0.047)	0.710*** (0.214)	0.321** (0.138)	2.713*** (0.784)
数字乡村治理	-0.001 (0.005)	0.022 (0.033)	0.018 (0.012)	-0.102* (0.053)
数字基础条件×是否革命老区	0.058*** (0.012)	-0.309*** (0.053)	1.701*** (0.366)	-0.328** (0.214)
数字乡村治理×是否革命老区	0.019*** (0.005)	-0.100*** (0.033)	0.006* (0.004)	-0.157*** (0.033)
金融发展水平	0.098*** (0.009)	-0.209*** (0.046)	0.091*** (0.009)	-0.192*** (0.045)
人力资本	-0.112*** (0.014)	1.029*** (0.014)	-0.118*** (0.015)	0.976*** (0.088)
经济发展水平	0.242*** (0.004)	-0.821*** (0.024)	0.250*** (0.004)	-0.784*** (0.026)
交通设施发展	0.532*** (0.049)	1.594*** (0.238)	0.142*** (0.039)	0.789*** (0.200)

表 7 (续)

非农就业比重	0.153*** (0.020)	-0.557*** (0.109)	0.185*** (0.019)	-0.492*** (0.105)
县域环境发展	0.014*** (0.005)	0.076*** (0.021)	0.012*** (0.004)	0.080*** (0.028)
常数项	-1.373*** (0.041)	10.173*** (0.247)	-1.452*** (0.045)	10.077*** (0.254)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值数	21864	21864	16648	16648
调整后R ²	0.458	0.189	0.451	0.188

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

(四) 拓展分析

上述分析主要是建立在数字基础条件和数字乡村治理对城乡收入差距的线性作用的基础上。但从理论上讲，数字治理效能的充分发挥必然需要依托当地的数字基础条件。因而在考虑数字基础条件对数字乡村治理产生影响的前提下，有必要充分探究数字乡村治理与城乡收入差距之间的非线性关系，以寻求数字乡村治理弥合城乡收入差距的最优实现区间及其作用。由于本文所关心的核心地区为革命老区，因此本部分着重关注数字乡村治理对革命老区城乡收入差距的非线性关系。接下来，本文采用门槛模型检验这一非线性关系。当然，模型可能存在单个门槛值或多个门槛值，本文仅以单门槛和双门槛为例，列示门槛模型的表达式如下：

$$GAPRUIIncome_{it} = \beta_0 + \beta_1 Demision_{i2t} \times 1(Demision_{it} \leq \gamma) + \beta_2 Demision_{i2t} \times 1(Demision_{it} > \gamma) + \theta_1 Z_{it} + \varepsilon_{it} \tag{9}$$

$$GAPRUIIncome_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 Demision_{i2t} \times 1(Demision_{it} \leq \delta_1) + \varphi_2 Demision_{i2t} \times 1(\delta_2 \geq Demision_{it} > \delta_1) + \varphi_3 Demision_{i2t} \times 1(Demision_{it} > \delta_2) + \theta_2 Z_{it} + \varepsilon_{it} \tag{10}$$

(9) 式和 (10) 式中， $GAPRUIIncome_{it}$ 为县域城乡收入差距。 $1(\bullet)$ 为示性函数，当 (\bullet) 中条件为假时，取值为 0；反之，取值为 1。 Z_{it} 代表控制变量的集合，控制变量的选取与前文相同。本节以数字乡村治理为核心解释变量，考察数字基础条件在数字乡村治理对革命老区城乡收入差距的影响中是否存在门槛效应。门槛效应检验结果如表 8 所示。

表 8 革命老区数字基础条件门槛效应检验结果

门槛个数	F 值	p 值	10%临界值水平	5%临界值水平	1%临界值水平
单门槛	125.44	0.00	83.67	91.41	105.26
双门槛	55.28	0.07	51.44	59.12	70.64
三门槛	14.51	0.23	24.99	31.88	45.49

注：p 值为 bootstrap 重复抽样 1000 次得到的概率值，结合 F 值可判断在多大的显著性水平上通过门槛效应检验。

门槛效应检验结果表明,数字基础条件在数字乡村治理弥合革命老区城乡收入差距的影响中具有显著的双门槛效应。在确定存在双门槛的基础上对两个门槛值进行了识别,并对(10)式进行参数估计,估计结果如表9所示。

表9 门槛值识别以及门槛模型参数估计结果

	回归系数	t 值
$Dem_{2t} \times 1 (Dem_{1t} \leq 0.01)$	0.109***	4.620
$Dem_{2t} \times 1 (0.01 < Dem_{1t} \leq 0.134)$	-0.065***	-3.570
$Dem_{2t} \times 1 (Dem_{1t} > 0.134)$	0.237***	9.780
控制变量		控制
第一门槛值		0.010
第二门槛值		0.134
F 值		57.750
p 值		0.000
观测值数		11960

注:***表示1%的显著性水平。

基于数字基础条件发展程度的不同,革命老区数字乡村治理对城乡收入差距的影响系数在三个区内呈现不同的作用方向。当革命老区数字基础条件指标值小于或等于0.010时,数字乡村治理的系数为正,且通过了1%水平上的显著性检验;当革命老区数字基础条件指标值位于0.010~0.134时,数字乡村治理的回归系数为负,即数字乡村治理具有显著的缩小城乡收入差距的作用;当革命老区数字基础条件指标值超过0.134时,数字乡村治理的系数恢复为正。以上结果说明,革命老区数字乡村治理弥合城乡收入差距的过程需要一定的数字基础条件支持,当数字基础条件完全缺失或处于极低的水平时,数字乡村治理将无法发挥其应有的效果,城乡差距仍将持续扩大。需要注意的是,当数字基础条件超过某一峰值时,数字基础设施条件与数字基础应用水平均已维持在较高水平,革命老区农村居民对数字信息的获取和对接能力不断上升,对数字乡村治理信息敏感性和重视程度有降低的风险,加大了数字治理难度。在这一阶段,数字乡村治理平衡革命老区城乡居民收入分布的能力亦将减弱。

五、研究结论

本文在采用公开数据的基础上,利用网络爬虫技术补充了2012—2021年全国2997个县域的数字乡村建设信息,分析了数字基础条件与数字乡村治理对农村居民相对收入、城乡收入差距的影响,同时探讨了该影响在革命老区与非革命老区之间所表现出的差异化作用,进一步探究了数字乡村治理与革命老区城乡收入差距可能存在的非线性关系。本文研究得出三个结论。

一是数字基础条件建设有效促进了农民收入增长,且在革命老区的增收效果更加显著。革命老区基于自身的红色优势和生态优势,能够借力数字基础条件建设带来的机遇,改善革命老区农户的数字接入和数字使用情况,促进了革命老区农业价值链拓展,促生了新业态、新产品,提供了更多的非农就业机会。可见,革命老区农村居民收入在数字基础条件的建设中得到了显著提升。

二是数字基础条件建设在有效促进农民收入增长的同时，也扩大了城乡收入差距，但相比非革命老区，革命老区城乡收入差距受到数字基础条件的影响较小。县域数字农业相关企业数量的提升，在有效促进农村居民收入增长的同时，也推动了县域城镇居民收入相对农村居民更快地增长。在革命老区，数字基础条件所带来的城乡收入差距较小，革命老区或能够借助自身所具备的红色优势和生态优势，推动农村更快发展，从而部分弥合革命老区的城乡收入差距。

三是数字乡村治理可以有效弥合数字基础条件建设带来的数字鸿沟，促进共同富裕的实现，这种弥合作用在革命老区体现得更加明显。革命老区一般拥有较好的群众基础和基层治理环境，这一现实条件为充分发挥数字乡村治理效能提供了便利。数字乡村治理可通过数字赋能的形式，全面降低乡村治理成本，从而提高农户收入，缩小城乡收入差距，有效弥合数字基础条件带来的数字鸿沟。特别是部分数字乡村治理措施的目标指向相对贫困群体，能够帮助这一特殊群体更好地借助数字环境实现自身发展。

基于上述结论，本文提出以下政策启示。第一，继续加强数字基础条件建设，注意发挥革命老区促进农村居民收入提高的独特优势，但应注重革命老区与非革命老区之间以及革命老区城乡之间数字基础条件建设的均衡性，着重考察数字基础设施的均等化使用效果，同时加强数字基础条件应用的培训。为此，应在充分做好县域禀赋情况调查的前提下，依据各县实际条件和实际需要，开展有针对性的数字基础条件建设。革命老区大多数地处偏远山区，具有鲜明特色的红色文化和绿色生态是其独有禀赋。通过有针对性的宽带网络建设，加强革命老区对外通信和数据传输能力，可以拉近革命老区特色旅游产品、文化产品和农产品与市场的距离，更好地对接供给和需求。第二，引导数字技术融合产业发展方向，增强数字农业相关企业城乡平衡发展意识，加强革命老区数字技术与农村自身优势相结合。数字技术与传统农业的融合可以从向农村居民赋能、向农业企业赋能与向基层政府赋能三个层面展开。鉴于本研究发现数字基础条件能导致城乡收入差距扩大的事实，应特别注重引导数字技术融合产业发展方向，增强数字农业相关企业城乡平衡发展意识，政府可通过对该类型企业提供单独的产业规划引导、便利化的发展条件等，打通数字农业相关企业促进革命老区农村经济发展的渠道，消弭革命老区城乡收入差距。第三，加强数字乡村治理，继续发挥革命老区自身优势，进而通过数字乡村治理带动农村地区、低收入地区实现跨越式发展。数字乡村治理能够有效促进农村居民收入的提高并缩小城乡收入差距，因此，需要进一步加强数字乡村治理的广度和深度。同时，发挥革命老区所具有的群众基础和基层治理优势，加强数字治理和网络帮扶，提升革命老区居民共享数字赋能成果的能力，从而有效推动革命老区发展。

参考文献

- 1.陈前恒，2022：《革命老区乡村振兴研究：数字经济背景下存在“弯道超车”的理论前瞻》，北京：团结出版社，第2-3页。
- 2.陈文、吴赢，2021：《数字经济发展、数字鸿沟与城乡居民收入差距》，《南方经济》第11期，第1-17页。
- 3.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。

4.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 98-101 页。

5.胡卫卫、辛境怡、于水, 2019: 《技术赋权下的乡村公共能量场: 情景、风险与建构》, 《电子政务》第 10 期, 第 117-124 页。

6.胡雅淇、林海, 2020: 《“互联网+”赋能小农户对接大市场的作用机制及效果》, 《现代经济探讨》第 12 期, 第 110-117 页。

7.李实, 2021: 《共同富裕的目标和现实路径选择》, 《经济研究》第 11 期, 第 4-13 页。

8.李怡、柯杰升, 2021: 《三级数字鸿沟: 农村数字经济的收入增长和收入分配效应》, 《农业技术经济》第 8 期, 第 119-132 页。

9.刘培林、钱滔、黄先海、董雪兵, 2021: 《共同富裕的内涵、实现路径与测度方法》, 《管理世界》第 8 期, 第 117-129 页。

10.刘子玉、罗明忠, 2023: 《数字技术使用对农户共同富裕的影响: “鸿沟”还是“桥梁”?》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第 1 期, 第 23-33 页。

11.慕娟、马立平, 2021: 《中国农业农村数字经济发展指数测度与区域差异》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第 4 期, 第 90-98 页。

12.邱泽奇、乔天宇, 2021: 《电商技术变革与农户共同发展》, 《中国社会科学》第 10 期, 第 145-166 页、第 207 页。

13.单德朋、张永奇、王英, 2022: 《农户数字素养、财产性收入与共同富裕》, 《中央民族大学学报(哲学社会科学版)》第 3 期, 第 143-153 页。

14.沈费伟、杜芳, 2022: 《数字乡村治理的限度与优化策略——基于治理现代化视角的考察》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第 4 期, 第 134-144 页。

15.苏岚岚、彭艳玲, 2021: 《数字乡村建设视域下农民实践参与度评估及驱动因素研究》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第 5 期, 第 168-179 页、第 200 页。

16.孙文婷、刘志彪, 2022: 《数字经济、城镇化和农民增收——基于长江经济带的实证检验》, 《经济问题探索》第 3 期, 第 1-14 页。

17.陶涛、樊凯欣、朱子阳, 2022: 《数字乡村建设与县域产业结构升级——基于电子商务进农村综合示范政策的准自然实验》, 《中国流通经济》第 5 期, 第 3-13 页。

18.夏杰长、李鑫溟、刘怡君, 2023: 《数字经济如何打破省际贸易壁垒——基于全国统一大市场建设的中国经验》, 《经济纵横》第 2 期, 第 43-53 页。

19.熊雪、聂凤英, 2022: 《脱贫地区农户融入电商价值链的增收机制与效应分析——以云南、贵州、陕西和甘肃为例的实证研究》, 《西南大学学报(社会科学版)》第 2 期, 第 95-106 页。

20.徐静、万俊毅、韩亮, 2023, 《数字技术使用、农业生产社会化服务与农户经营性收入差距——基于 CLDS 数据的实证研究》, 《山西财经大学学报》第 6 期, 第 33-44 页。

21.许竹青、郑风田、陈洁, 2013: 《“数字鸿沟”还是“信息红利”? 信息的有效供给与农民的销售价格——一个

微观角度的实证研究》，《经济学（季刊）》第4期，第1513-1536页。

22.易法敏、孙煜程、蔡轶，2021：《政府促进农村电商发展的政策效应评估——来自“电子商务进农村综合示范”的经验研究》，《南开经济研究》第3期，第177-192页。

23.曾亿武、郭红东、金松青，2018：《电子商务有益于农民增收吗？——来自江苏沭阳的证据》，《中国农村经济》第2期，第49-64页。

24.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。

25.张成岗、王明玉，2022：《数字赋能乡村治理的行动逻辑及推进路径——以吉林省X村为例》，《行政管理改革》第9期，第21-30页。

26.张启正、袁菱苒、胡沛楠、龚斌磊，2022：《革命老区振兴规划对农业增长的影响及其作用机理》，《中国农村经济》第7期，第38-58页。

27.张旺、白永秀，2022：《数字经济与乡村振兴耦合的理论构建、实证分析及优化路径》，《中国软科学》第1期，第132-146页。

28.周欣雨、张学志、周梓洵、吴文心，2023：《企业结对帮扶与县域利用外资》，《世界经济》第2期，第108-133页。

29.朱秋博、白军飞、彭超、朱晨，2019：《信息化提升了农业生产率吗？》，《中国农村经济》第4期，第22-40页。

30.朱秋博、朱晨、彭超、白军飞，2022：《信息化能促进农户增收、缩小收入差距吗？》，《经济学（季刊）》第1期，第237-256页。

31.Aker, J. C., 2010, "Information from Markets Near and Far: Mobile Phones and Agricultural Markets in Niger", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(3): 46-59.

32.Pirannejad, A., and M. Janssen, 2019, "Internet and Political Empowerment: Towards a Taxonomy for Online Political Empowerment", *Information Development*, 35(1): 80-95.

33.Brinkerhoff, D. W., and A. Wetterberg, 2016, "Gauging the Effects of Social Accountability on Services, Governance, and Citizen Empowerment", *Public Administration Review*, 76(2): 274-286.

34.Chohan, S. R, and G. Hu, 2020, "Success Factors Influencing Citizens' Adoption of IoT Service Orchestration for Public Value Creation in Smart Government", *IEEE Access*, Vol. 8: 208427-208448, <https://doi.org/10.1109/ACCESS.2020.3036054>.

35.Shimamoto, D., H. Yamada, and M. Gummert, 2015, "Mobile Phones and Market Information: Evidence from Rural Cambodia", *Food Policy*, 57(11): 135-141.

36.Futch, M., and C. McIntosh, 2009, "Tracking the Introduction of the Village Phone Product in Rwanda", *Information Technologies & International Development*, 5(3): 54-81.

37.Lee, K. H, and M. F. Bellemare, 2013, "Look Who's Talking: The Impacts of the Intrahousehold Allocation of Mobile Phones on Agricultural Prices", *Journal of Development Studies*, 49(5): 624-640.

38.Muto, M., and T. Yamano, 2009, "The Impact of Mobile Phone Coverage Expansion on Market Participation: Panel Data Evidence from Uganda", *World Development*, 37(12): 1887-1896.

39.Jensen, R., 2007, "The Digital Divide: Information (Technology), Market Performance, and Welfare in the South Indian

Fisheries Sector”, *Quarterly Journal of Economics*, 122(3): 879-924.

40. Molony, T., 2008, “Running out of Credit: The Limitations of Mobile Telephony in a Tanzanian Agricultural Marketing System”, *Journal of Modern African Studies*, 46(4): 637-658.

(作者单位: ¹ 中国农业大学经济管理学院;

² 中国农业大学国家乡村振兴研究院革命老区研究中心;

³ 北京大学新结构经济学研究院;

⁴ 北京大学国家发展研究院)

(责任编辑: 黄 易)

Does the Construction of Digital Villages Promote Common Prosperity in Old Revolutionary Base Areas?

LIN Hai ZHAO Luben HU Yaqi

Abstract: Based on the data of digital villages in China’s 2997 counties from 2012 to 2021 collected by the web crawler technique, this study explores the impact of digital village construction on the common prosperity in old revolutionary base areas. From two dimensions of digital infrastructure and digital governance in rural areas, the study empirically analyzes the impact of digital village construction policies on farmers’ relative income and urban-rural income gap in the old revolutionary base areas. We find that digital infrastructure, which is the hardware environment dimension of digital village construction, promotes income growth in rural areas but widens the urban-rural income gap in the old revolutionary base areas, forming a digital divide. However, digital governance, the software environment dimension of digital village construction, has a significant and positive effect in bridging the digital divide and accelerating common prosperity. Thus, the study suggests that while vigorously building digital infrastructure, the old revolutionary base areas should pay more attention to digital governance and strengthen digital empowerment, which can help benefit more from digital village construction to achieve leapfrog growth and common prosperity.

Keywords: Digital Village Construction; Digital Infrastructure; Digital Governance; Digital Divide; Common Prosperity

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

张科¹ 熊子怡¹ 黄细嘉² 赵磊³

摘要：作为革命老区振兴发展规划的重要组成部分，红色旅游不仅是一项政治工程，也是一项经济工程、富民工程。但是，发展红色旅游能否缩小城乡收入差距，促进革命老区城乡统筹发展，一直缺乏应有的系统证据。本文以革命老区县域为研究对象，基于“红色旅游经典景区建设”这一准自然实验，运用多期双重差分模型识别红色旅游发展与城乡收入差距之间的因果关系。研究发现，发展红色旅游可以显著缩小革命老区的城乡收入差距，并且集体经济发展可以强化这一效应。该结论经过内生性问题处理和一系列稳健性检验后仍然成立。机制检验发现，发展红色旅游通过促进革命老区农村公共品供给、农村投资和非农就业缩小城乡收入差距。异质性分析发现，在第三产业发展较落后和宗族文化较浓厚的地区，红色旅游发展对城乡收入差距的抑制效应更加明显。本文研究结论为新时代如何保护好、管理好、运用好红色旅游资源，以巩固革命老区脱贫攻坚成果和促进革命老区乡村振兴提供了经验证据。

关键词：革命老区 红色旅游 城乡收入差距 集体经济

中图分类号：F323.4; F592 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十大报告提出了全面推进乡村振兴的战略目标。囿于要素获取、产业建构和区位因素，长期以来，革命老区，尤其是革命老区的农村地区，经济社会发展水平相对滞后，经济高质量发展潜力尚待挖掘。习近平总书记指出：“我们实现第一个百年奋斗目标、全面建成小康社会，没有老区的全面小康，特别是没有老区贫困人口脱贫致富，那是不完整的。”^①党的十八大以来，中央积极进行顶

*本文研究获得国家社会科学基金重大项目“革命老区‘红色文化+旅游’融合发展研究”（编号：21&ZD178）、国家社会科学基金后期资助项目“旅游业与农村贫困减缓：理论分析与实证检验”（编号：22FGLB070）的资助和浙江省属高校基本科研业务费优秀青年学者专项“旅游业、城乡收入差距与共同富裕”（GB202202004）。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：熊子怡。

^①资料来源：《历史性的跨越 新奋斗的起点——习近平总书记关于打赢脱贫攻坚战重要论述综述》，https://www.nrra.gov.cn/art/2021/2/24/art_624_187383.html。

层设计,着力构建振兴革命老区的全局性、系统性和针对性政策,特别是在出台《关于加大脱贫攻坚力度支持革命老区开发建设的指导意见》基础上,批准了支持陕甘宁、赣闽粤原中央苏区、左右江、大别山、川陕5个革命老区振兴发展的专项规划,重点部署并实施了一批重大关键性项目,逐渐勾勒出支持革命老区发展的“1258”政策体系。在此背景下,尽管革命老区城乡经济整体取得了长足发展,但相较于非革命老区,革命老区依然面临城乡收入差距较大的基本事实(张启正等,2022)。因此,加快发展革命老区农村经济,缩小革命老区内部的城乡收入差距,关涉革命老区全面振兴与现代化建设战略全局。

为何革命老区城乡收入差距大于其他地区?首先,可以根据收入库兹涅茨曲线假说进行理论解释。伴随农业生产向工业化过渡,经济发展与城乡收入差距的关系呈现倒U型形态。即在经济发展初期,城乡收入差距扩大;当经济发展至某个阈值时,城乡收入差距会收敛于一个最高点;此后,随着经济持续发展,城乡收入差距趋于缩小。已有文献证实,收入库兹涅茨曲线假说同样适用于中国,且大部分地区已经跨过“倒U”的“拐点”(赵昕东和沈承放,2022)。然而,一个直观的判断是,长期以来革命老区经济发展相对落后,部分革命老区可能并未完全越过“拐点”。就算越过了“拐点”,但由于这些地区经济发展依然落后于其他地区,整体上革命老区城乡收入差距大于非革命老区(Jia et al., 2020)。其次,另有研究表明,如果某些外在条件不变,经济发展并不必然导致城乡收入差距先升后降,而可能进入“拉美陷阱”(Hartley et al., 2022)。一方面,革命老区长期受困于外部投资乏力、产业体系单一和人力资本薄弱等“资源诅咒”的问题,难以通过产业发展带动农民就业和收入增加,导致发展的内生动力不足(李晓园等,2022)。吕炜和许宏伟(2015)研究指出,中国独有的分权和竞争制度模式,驱动政府不断采取偏向性产业发展政策,导致发达地区与欠发达地区、城市地区与农村地区的经济差距不断扩大。另一方面,造成革命老区城乡收入差距不断扩大的原因,可能是城乡公共服务配置失衡(Jia et al., 2020)。骆永民等(2020)研究指出,加大农村基础公共品供给可以提升农业生产率,促使农业剩余劳动力更多地向非农部门转移,从而提高农民收入。这与费景汉-拉尼斯二元经济结构模型的理论逻辑不谋而合。因此,如何破除“资源诅咒”以促进革命老区农村产业发展和公共品供给,是推动革命老区乡村振兴的关键问题。

作为革命老区特色产业的重要组成部分,红色旅游普遍被视为革命老区乡村振兴的重要产业工具(龚斌磊等,2022;李晓园等,2022)。红色旅游产业发展通过因地制宜地开发红色旅游资源,挖掘红色文化价值,产生红色经济效益,推动革命老区城乡统筹发展。从产业发展角度看,红色旅游在带动产业结构转型升级、实现革命老区人民脱贫致富、增强村民幸福感等方面发挥了积极作用(罗利玉,2021);从公共服务角度看,红色旅游支持政策使地方政府获得了更多专项资金(左冰,2022),有助于缓解地方财政资金预算约束,促进革命老区农村地区卫生、医疗、教育和基础设施等公共品供给不断完善(杨友宝等,2022)。并且,部分研究也指出,发展红色旅游可以通过培育革命老区特色优势产业、改善营商环境、加速经济结构调整、刺激消费需求,推动革命老区乡村振兴。然而,已有研究也存在一定局限性:一方面,现有文献主要从理论和定性角度,分析和论述革命老区发展红色旅游的乡村振兴效应,但对其因果关系缺乏系统理论阐释和科学定量识别,因此难以准确评估红色旅游发

展对革命老区农村经济发展的净效应；另一方面，虽然部分学者利用案例研究对红色旅游发展的乡村振兴效应进行了剖析，但大部分案例局限于某个景区、村落，并且跟踪时间较短，导致研究结论不具备普适性。有鉴于此，本文对红色旅游发展如何影响革命老区城乡收入差距的问题进行理论分析和实证研究，不仅从红色旅游发展视角揭示革命老区乡村振兴和城乡统筹发展的诸多影响因素，也为进一步发展红色旅游提供实践参考依据。

自2004年12月以来，中共中央办公厅、国务院办公厅分批次印发了《2004—2010年全国红色旅游发展规划纲要》《2011—2015年全国红色旅游发展规划纲要》《2016—2020年全国红色旅游发展规划纲要》（以上文件在下文中统称为《纲要》），指导和规范地方政府发展红色旅游，以实现红色旅游发展与脱贫攻坚、区域发展、城乡建设的有效衔接。同时，国家发展和改革委员会等多部门分别于2005年、2011年和2016年公布了《全国红色旅游经典景区第一批名录》《全国红色旅游经典景区第二批名录》《全国红色旅游经典景区第三批名录》（以上文件在下文中统称为《名录》）建设方案^①，以推进红色旅游经典景区开发建设。这为本文识别红色旅游发展是否能缩小革命老区城乡收入差距提供了准自然实验。基于此，本文利用中国革命老区县域面板数据，根据各红色旅游经典景区所在县域以及入选年份，采用多期双重差分模型实证检验革命老区红色旅游发展与城乡收入差距的因果关系。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面：第一，本文基于红色旅游经典景区建设的准自然实验，在克服内生性的前提下，识别红色旅游发展与革命老区城乡收入差距的因果关系，有助于从红色旅游发展视角为革命老区城乡统筹发展提供新的经验参考。第二，现有文献主要从文化和旅游资源集聚视角讨论红色旅游发展的社会效应，本文从城乡收入差距视角进一步拓展红色旅游发展社会经济效应的相关研究。第三，本文分别从集体经济、宗族文化和第三产业发展水平视角，揭示红色旅游发展影响革命老区城乡收入差距的异质性效应，为革命老区地方政府因地制宜地制定红色旅游产业政策，进而促进革命老区乡村振兴提供政策设计依据。

二、理论分析与研究假说

（一）红色旅游发展与革命老区城乡收入差距

革命老区大部分位于以山区为主的多省份交界地区，在革命战争时期，因其自然禀赋和社会历史条件成为党和军队生存发展的天然屏障。然而，在改革开放和社会主义现代化建设新时期，革命老区的经济社会发展受到自然、交通、区位和产业落后等多重因素影响。上述因素已经成为革命老区发展的掣肘因素，导致革命老区长期以来引资能力较弱、产业结构单一、城乡公共服务失衡。基于此，本文将从革命老区农村公共品供给、农村投资和非农就业等角度，讨论红色旅游发展对革命老区城乡收入差距的影响机制。

第一，基础公共品供给是红色旅游产业发展的保障，因此，发展红色旅游有助于促进革命老区农村公共品供给，从而缩小城乡收入差距。经典的中心地理论强调，发达的交通网络和完善的公共服务

^①参见《关于印发全国红色旅游经典景区名录的通知》，https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/201612/t20161230_962839.html。

对地区经济发展起着重要作用 (Lotfalipour et al., 2021)。革命老区虽然在一定程度上拥有特殊的政治资源禀赋,但一直存在公共投资不足、基础设施建设滞后和公共服务落后等问题。这种现象在革命老区的农村地区更明显 (王守坤, 2017)。首先,发展红色旅游可以建立城乡间多通道的交通网络,实现老区城乡“航空、铁路、公路”三衔接的联合交通模式 (左冰, 2022)。这不仅可以促进城乡要素流动均等化,还能提升劳动力迁移效率,缩小工农劳动生产率差距,从而逐步提升农民非农就业的工资性收入 (骆永民等, 2020)。其次,发展红色旅游不仅加强了革命老区城乡基础设施建设,也提升了电信网络信息服务以及卫生教育等基础公共服务水平。这一方面可以缓解农村地区的信息软约束,优化农村内部资源配置以及加速资源在农业和非农部门之间流动,促进农户总收入和工资性收入的增长 (朱秋博等, 2022); 另一方面有助于补齐革命老区农村公共服务短板,推进城乡基本公共服务均等化,进而缩小城乡收入差距 (陈秋红, 2019)。

第二,发展红色旅游需要充分利用革命老区农村资源,这有助于促进农村投资和农民非农就业,从而缩小城乡收入差距。长期以来,政府采用城市偏向型要素资源投入政策,虽然实现了经济快速增长,但也造成了城市与农村经济差距不断扩大,并且这种现象在经济落后地区更为突出 (吕炜和许宏伟, 2015)。发展红色旅游需要充分发掘革命老区城乡红色文化资源,因地制宜形成差异化红色旅游产品,因此红色旅游产业不存在明显的城市偏向。从投资视角看,革命老区,尤其是革命老区的农村地区保存有红色遗址、红色遗物和红色事迹等丰富的红色文化资源,开发红色资源会引导政府资源和社会资本进入农村地区,从而以投资驱动当地农村经济发展。从就业视角看,红色旅游发展需要依靠当地村民。首先,村民对当地红色先驱事迹更为了解,因此村民可以担当起红色事迹讲述者、红色遗址守护者、红色文化传承者等角色,这有助于解决部分村民的就业问题。其次,红色旅游作为旅游业的重要组成部分,本质上还是现代服务业,因此其发展需要大量低技能劳动力资源 (林淑君等, 2022),并且这些工作很难被机器所替代,这也保证了农民收入的稳定性。根据以上分析,本文提出假说 H1。

H1: 红色旅游发展通过促进农村公共品供给、农村投资和非农就业缩小革命老区城乡收入差距。

(二) 集体经济的调节效应

一方面,集体经济发展可以强化红色旅游产业的发展。不同于西方国家,中国农村的社会关系网络是差序格局下的熟人社会。这种关系强调“内外有别”,无疑会加剧红色旅游发展过程中的市场交易成本 (周娟, 2021)。农业生产的自然属性、农民的机会主义倾向、企业的剥削行为等因素会导致农村产业发展存在高违约率、低稳定性和绩效较差等问题 (Almond et al., 2019; 陈军亚, 2019)。这些都会成为红色旅游发展的阻碍。在这种情况下,集体经济发展可以与红色旅游产业形成协同互补机制。首先,从利益相关者角度来看,政府、企业和社区居民构成红色旅游发展过程中的核心利益相关方,而集体经济组织能有效促进三者之间的合作,降低交易成本和合作风险,促进红色旅游发展。其次,相较于完全依赖政府调控和市场调节的机制,集体经济组织具有先天资源整合优势 (周娟, 2020)。红色旅游发展所需的土地和劳动力等资源,都是以村庄为单位被村民自治组织所掌握,红色旅游产业在发展过程中对这些资源的利用最终也会以村庄为单位进行。集体经济组织以土地集体所有制为基础,一般以村或组为设置单位,在组织农村土地、劳动力以及其他社会资源方面具有天然优势。与此同时,

村集体企业管理者与村委会大多是“二合一”，普遍存在村委会代行村集体企业组织管理职能的现象。这种合并可以节省治理成本，也能将政治优势转化为红色旅游产业的发展优势。

另一方面，集体经济发展可以保证红色旅游发展的红利在城乡间合理分配。以国有经济、集体经济组织等为代表的公有制经济占主体地位是社会主义共同富裕目标实现的根本保障，因此，集体经济组织能够促使红色旅游产业发展的红利在城乡间合理分配（朱冬亮，2020）。首先，集体经济组织不仅可以引导城镇资源向农村地区流动，还可以抑制城镇对农村资源的虹吸作用（谢莉娟等，2021）。其次，集体经济组织为农业富余劳动力由农业向要素报酬更高的第三产业转移提供了必要条件（陈锡文，2022），并且在保障村民股份分红的基础上，为农村基础设施建设和公共服务供给提供了资金保障，这对于提升农村居民生活质量、缩小城乡差距起到了重要作用（周娟，2020）。根据以上分析，本文提出假说 H2。

H2: 集体经济发展会正向调节红色旅游发展对革命老区城乡收入差距的抑制效应。

综合上述分析，本文的理论机制如图 1 所示。

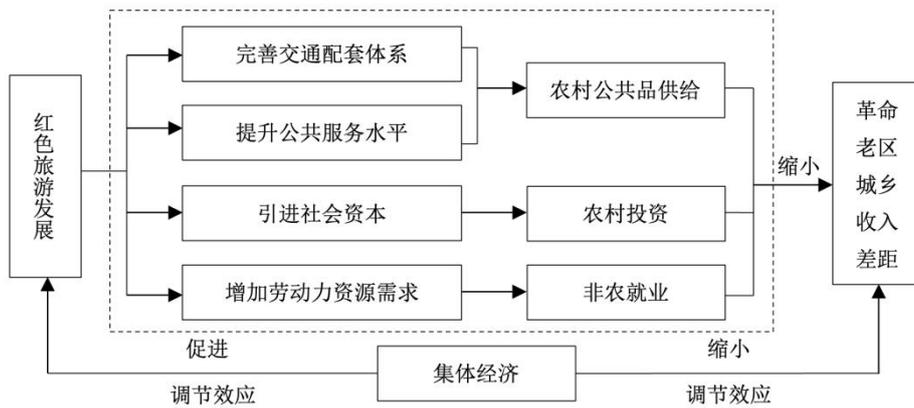


图 1 红色旅游发展影响革命老区城乡收入差距的机制

三、识别策略、变量与数据

（一）识别策略

红色旅游发展的典型特征就是红色旅游经典景区建设。本文参考谭娜等（2022）的研究设计，利用国家发展和改革委员会等多部门分别于 2005 年、2011 年和 2016 年公布的《名录》中各地区红色旅游经典景区建设时间上的差异，采用多期双重差分模型分析红色旅游发展对革命老区城乡收入差距的影响。《名录》共包含 300 处红色旅游经典景区，分别位于超过 360 个不同的县（市、区）^①。考虑到本文主要以革命老区县域为研究对象，同时考虑到需要足够多的对照组，本文使用 2002—2020 年

^①部分红色旅游系列景区由多个不同景点组成，比如九江市红色旅游系列景区由庐山会议旧址及领袖旧居群、98 抗洪精神教育基地、共青团创业史陈列馆以及八一起义策源地暨叶挺九江指挥部旧址纪念馆组成。

中国 997 个革命老区县域面板数据。在本文的县域样本中，有 181 个县域至少拥有一处红色旅游经典景区，所以这 181 个县域构成了本文的实验组，而其他未拥有红色旅游经典景区的革命老区县域则构成了对照组。具体实证模型如下：

$$Gap_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Red_tourism_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t-1} + County_i + Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1) 式中： $Gap_{i,t}$ 为城乡收入差距，下标 i 和 t 分别表示第 i 个县域和第 t 年； $Red_tourism_{i,t}$ 表示红色旅游发展； $Controls_{i,t-1}$ 表示影响城乡收入差距且随县域和年份变动的控制变量集合，并滞后一期； $County_i$ 表示县域固定效应，用来控制不随时间变化的个体因素； $Year_t$ 表示年份固定效应，用来控制不随个体变化的时间因素； $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项； β_0 、 β_1 和 β_2 为待估计参数。本文着重关注 $Red_tourism_{i,t}$ 的系数，若红色旅游发展能够明显缩小城乡收入差距，则 $Red_tourism_{i,t}$ 变量显著且 β_1 为负数。

在 (1) 式的基础上，为考察集体经济发展是否有助于正向调节红色旅游发展对革命老区城乡收入差距的抑制效应，本文在模型中加入集体经济发展水平变量，以及红色旅游发展与集体经济发展水平的交互项，构建如下模型：

$$Gap_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Red_tourism_{i,t} \times Collectivity_{i,t} + \beta_2 Red_tourism_{i,t} + \beta_3 Collectivity_{i,t} + \beta_4 Controls_{i,t-1} + County_i + Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

(2) 式中： $Collectivity_{i,t}$ 为 i 县域在 t 年的集体经济发展水平； $Red_tourism_{i,t} \times Collectivity_{i,t}$ 为红色旅游发展与集体经济发展水平的交互项。其他变量含义与 (1) 式相同。若交互项显著，且 β_1 为负数，则说明集体经济发展有助于正向调节红色旅游发展对革命老区城乡收入差距的抑制效应。

为了进一步探讨红色旅游发展影响革命老区城乡收入差距的机制，本文构建如下模型：

$$Mechanism_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Red_tourism_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t-1} + County_i + Year_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

(3) 式中： $Mechanism_{i,t}$ 为机制变量，包括农村公共品、农村投资和非农就业变量。其余变量和参数设定均与 (1) 式和 (2) 式相同。

(二) 变量定义与测度方法

1. 被解释变量：城乡收入差距。本文参考李永友和王超 (2020) 的研究方法，选用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入的比值来衡量城乡收入差距。在稳健性检验中，利用城镇职工平均工资与农村居民人均可支配收入的比值作为城乡收入差距的替代变量。

2. 核心解释变量：红色旅游发展。本文参考谭娜等 (2022) 的研究方法，将红色旅游经典景区建设视为一项准自然实验，并将其作为红色旅游发展水平的衡量指标。具体而言，参考多期双重差分模型设定方法，考察县域当年是否拥有红色旅游经典景区，若是，则变量取值为 1，否则取值为 0。

3. 调节变量：集体经济发展水平。本文将每万人集体企业数量作为集体经济发展水平的代理变量。数据获取的具体操作如下：首先，利用 Python 爬虫软件从企查查网站获取集体所有制企业信息；其次，剔除当年已经被吊销和注销的企业；最后，根据集体企业注册地址，汇总各县域各年份集体企业数量。为排除县域人口规模差异造成的影响，本文基于县域人口数量对集体经济发展水平指标进行标准化处理。

4.作用机制变量。①农村公共品。本文使用县乡公路里程、乡卫生院床位数、乡卫生院技术人员数、农村电话年末用户数和农村宽带接入用户数来衡量农村公共品供给水平。②农村投资。本文利用县域全社会固定资产投资总额与县域城镇固定资产投资总额之差来衡量县域农村投资水平。③非农就业。本文采用乡村非农从业人员数来衡量非农就业水平。

5.控制变量。为了控制其他因素对地区城乡收入差距的影响，本文参考李永友和王超（2020）等的做法，选择了一系列变量作为控制变量，包括人口规模、通信基础设施水平、互联网普及水平、政府规模、金融规模。考虑到“国家级贫困县”和“全国休闲农业与乡村旅游示范县”政策可能会对模型结果产生影响，本文也对这两项政策进行控制。为了避免异常值对实证结果的影响，本文对所有连续变量进行上下1%缩尾处理。

主要变量的定义及描述性统计结果如表1所示^①。

表1 主要变量定义及描述性统计结果

变量名称	变量定义	均值	标准差	观测值
城乡收入差距	城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入之比	2.79	1.36	18888
红色旅游发展	当年是否拥有红色旅游经典景区：是=1，否=0	0.12	0.33	18888
集体经济发展水平	每万人集体企业数量（个）	0.12	0.17	18888
县乡公路里程	县乡公路里程（公里）	497	41	1206
乡卫生院床位数	乡镇卫生院床位数（万张）	0.20	0.11	1206
乡卫生院技术人员数	乡镇卫生院技术人员数（人）	1260	95	1206
农村电话年末用户数	农村电话年末用户数（万户）	3.39	0.99	1206
农村宽带接入用户数	农村宽带接入用户数（万户）	3.06	1.18	1206
农村投资	县域全社会固定资产投资总额与县域城镇固定资产投资总额之差（万元）	59873	9641	18888
非农就业	乡村非农从业人员数（万人）	11.75	10.06	18888
人口规模	县域年末总人口（万人）	44.15	7.88	18888
通信基础设施水平	县域固定电话用户数（户）	51021	4519	18888
互联网普及水平	县域宽带接入用户数（户）	34543	2711	18888
政府规模	县域财政一般预算收入（万元）	32208	4283	18888
金融规模	县域年末金融机构各项贷款余额（万元）	358612	35331	18888
国家级贫困县	是否属于国家级贫困县：是=1，否=0	0.12	0.33	18888
乡村旅游示范县	当年是否属于全国休闲农业与乡村旅游示范县：是=1，否=0	0.05	0.21	18888

（三）样本选取与数据来源

本文选取2002—2020年革命老区997个县域的面板数据作为研究样本，最终得到18888个观测值的非平衡面板数据。本文数据来源主要包括以下几部分：第一，革命老区县域数据来源于中国老区

^①在实证模型中，县乡公路里程、乡卫生院床位数、乡卫生院技术人员数、农村电话年末用户数、农村宽带接入用户数、农村投资、人口规模、通信基础设施水平、互联网普及水平、政府规模和金融规模变量均加1取自然对数。

网^①。第二，红色旅游经典景区数据来源于国家发展和改革委员会等多部门公布的《名录》。第三，计算县域集体经济发展水平所使用的县域集体企业数量数据来源于企查查网站^②。第四，农村公共品机制变量数据来源于2003—2021年（历年）《江西统计年鉴》。第五，其余变量数据来源于2003—2021年（历年）《中国区域经济统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及各省份和各县域的统计年鉴。此外，本文的稳健性检验部分也使用到非革命老区县域的面板数据，其数据来源与革命老区县域相同。

四、回归结果分析

（一）基准回归结果

依据（1）式，本文检验了红色旅游发展对革命老区城乡收入差距的影响，结果如表2所示。（1）列结果显示，在仅控制县域固定效应和年份固定效应的情况下，核心解释变量红色旅游发展在1%的水平上显著且系数为负，说明红色旅游发展可以显著缩小革命老区城乡收入差距。在此基础上，（2）列进一步加入了人口规模、通信基础设施水平、互联网普及水平、政府规模、金融规模等控制变量。结果显示，红色旅游发展变量依然在1%的水平上显著且系数为负，表明在控制了一系列县域特征后，红色旅游发展对革命老区城乡收入差距依然存在明显的抑制效应，假说H1得证。

表2 基准回归结果

	城乡收入差距			
	(1)		(2)	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
红色旅游发展	-0.347***	0.112	-0.278***	0.104
人口规模			0.666***	0.243
通信基础设施水平			-0.311***	0.052
互联网普及水平			0.436***	0.062
政府规模			0.269	0.239
金融规模			-0.272**	0.137
国家级贫困县			-0.105	0.124
乡村旅游示范县			-0.215***	0.059
常数项	3.730***	0.051	-0.221	1.573
县域固定效应		已控制		已控制
年份固定效应		已控制		已控制
R ²		0.326		0.384
观测值		18888		18888

注：***和**分别表示1%和5%的显著性水平。

^①中国老区网网址：<http://www.zhongguolaoqu.com/main/lqgc/>。

^②企查查网站：<https://www.qcc.com/>。

（二）稳健性检验

1. 平行趋势检验。运用双重差分模型进行分析的一个重要前提是要满足干预前平行趋势假设，以保证在政策事件发生前实验组和对照组的变化趋势是一致的。在本文基准模型中，平行趋势假设是指在获批红色旅游经典景区之前，实验组县域和对照组县域的城乡收入差距应保持相同的变动趋势。为验证这一假设，本文采用事件研究法进行平行趋势检验。为直观展示平行趋势检验结果，本文绘制了在 90% 的置信区间下红色旅游发展对革命老区城乡收入差距影响的回归系数图，如图 2 所示。从结果可以看出，事前政策时点的估计系数均不显著异于 0，且系数值变动较平缓，表明本文使用的双重差分模型满足政策干预前平行趋势的假设要求。

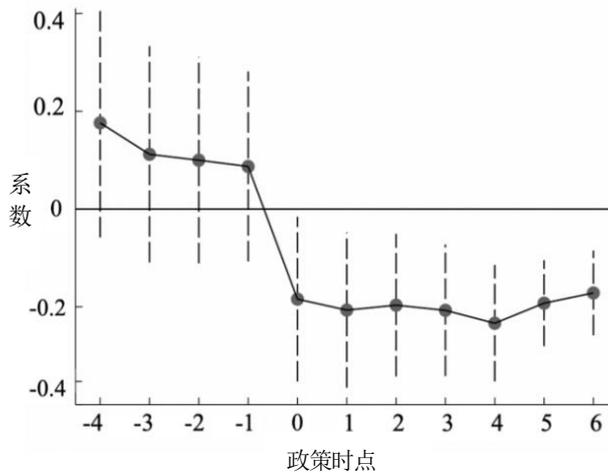


图 2 平行趋势检验结果

2. 工具变量法。虽然在上文中，本文进行了平行趋势检验，并且尽可能控制了县域特征，但是依然可能存在遗漏变量的问题。因此，本文进一步采用两阶段最小二乘法来做检验。具体地，本文使用县域拥有开国将帅数量这一历史变量作为工具变量。选取该工具变量的主要原因有两方面：第一，一个县域拥有的开国将帅越多，该县域拥有的红色英雄故事就越多，那么该县域建设红色旅游经典景区、发展红色旅游的概率就越大。第二，中国共产党在早期革命过程中，由于军事装备落后，主要采取“敌进我退，敌驻我扰，敌疲我打，敌退我追”的迂回战术，大部分时间并未有固定的军事培训基地，大量战士军官都是“边打边征”。因此，一个县域拥有的开国将帅越多，该县域拥有的红色纪念地、红色标志物和革命事迹就越多，即红色旅游资源就越多。与此同时，一个县域是否拥有以及拥有多少开国将帅，与县域城乡收入差距并不直接相关。因此，该工具变量同时满足相关性与外生性假设，符合工具变量选取要求。公开资料显示，中华人民共和国开国将帅是 1955—1965 年间，中国人民解放军实行军衔制以后，被授予将帅军衔的中国人民解放军高级将领的统称，总共包括 10 名元帅、10 名大将、57 名上将、177 名中将军和 1360 名少将^①。本文通过以下处理方式获得各县域拥有的开国将帅数量：

^①资料来源：《中国人民解放军将帅名录（1955—1965）》，http://www.81.cn/jwzl/2015-09/16/content_6684058.htm?from=singlemessage。

先手工收集上述开国将帅相关资料，但是囿于部分数据缺失，最终获取 1447 名开国将帅的祖籍地或出生地（如果出生地和祖籍地不一致，以出生地为准）信息，再将这些信息匹配至县域层面，然后进行汇总。需要强调的是，由于县域开国将帅数量这一历史变量不随时间变动，为了保证基于面板数据两阶段最小二乘估计结果的准确性，本文将县域开国将帅数量与年份进行交乘并做标准化处理。

为了进一步保证工具变量的外生性，本文引入地形起伏度与年份的交互项作为第二个工具变量。具体地，本文基于中国地理 100 米分辨率数字高程数据，采用 ArcGIS 软件计算获得各县域的地形起伏度数据，并将县域地形起伏度与年份的交互项作为工具变量。地形起伏度越大意味着该地区曾经发生革命战争的概率越高，越可能拥有可歌可泣的革命故事，县域拥有红色景区的概率就越高。中国共产党领导的红色革命采取农村包围城市的战略方针，地形复杂的山地更容易开展游击战。这就使得地形起伏度与红色景区建设存在正相关关系，但是地形起伏度很难直接影响城乡收入差距。可见，该工具变量与核心解释变量高度正相关，与被解释变量不直接相关，符合工具变量的选取要求。

表 3（1）列和（2）列报告了工具变量法的回归结果。从结果可以看出，利用工具变量缓解内生性问题后，核心解释变量依然在 1%水平上显著，系数为负。弱工具变量检验结果显示，弱工具变量 F 值均大于 10%偏误水平下的临界值 19.93，表明不存在弱工具变量问题。与此同时，为检验过度识别问题以保证工具变量满足外生性假设，本文将开国将帅数量与年份交互项和地形起伏度与年份交互项同时作为工具变量进行回归，结果如表 3（3）列所示。结果显示，过度识别检验并不显著，意味着工具变量满足外生性假设。以上结果表明，经过两阶段最小二乘法缓解内生性后，本文结论依然稳健。

表 3 工具变量法回归结果

	城乡收入差距		
	(1)	(2)	(3)
红色旅游发展	-2.774*** (0.255)	-5.611*** (0.930)	-1.018*** (0.343)
常数项	3.246*** (0.053)	1.136* (0.689)	3.430*** (0.921)
控制变量	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
R ²	0.125	0.549	0.331
观测值	18888	18888	18888
弱工具变量检验F值	31.951	22.428	241.276
过度识别检验p值			0.303

注：①***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平。②括号内为县域层面的聚类稳健标准误。

3.安慰剂检验。对于本文结论另外一个可能的质疑在于，城乡收入差距的缩小很可能来自某些不可观测的随机因素。为此，本文构造安慰剂检验，以判断红色旅游发展对城乡收入差距的抑制效应是否由其他因素导致。根据实际分组情况，本文按照各年度实验组县域的实际数量，逐年随机抽取与该

数量相同的县域生成“伪实验组”，并重复执行500次回归。500次重新分组的核心解释变量估计系数分布服从正态分布，并且大多数估计值的 p 值都大于0.1，在统计上并不显著。这意味着，本文的估计结果并非偶然得到^①。

4. 改变被解释变量衡量方法。为了进一步保证研究结论的稳健性，本文参考李永友和王超（2020）的做法，用城镇职工平均工资与农村居民人均可支配收入的比值衡量城乡收入差距，并代入（1）式重新回归。估计结果显示，在控制县域固定效应、年份固定效应以及加入控制变量后，核心解释变量依然在1%的水平上显著，且系数为负，与基准回归结果基本一致。这进一步验证了本文结论的稳健性。

5. 重新选取对照组。另外一个需要考虑的问题是，拥有红色旅游经典景区的县域可能是因为拥有某些特征才会建设红色旅游经典景区，而这些特征难以进行定量识别，但是这些特征可能对该地区农村经济发展产生影响，进而影响农民收入。因此，本文重新选择对照组以排除这一可能的干扰。具体地，本文将所有未拥有红色旅游经典景区的样本删除，只保留拥有红色旅游经典景区的县域样本，重新回归。需要强调的是，实验组的政策实施时间存在明显差异，因此去除原对照组样本后，原实验组由于政策实施时间不同，依然可以构造双重差分。结果显示，在重新设定对照组后，核心解释变量依然显著，且系数为负。这进一步验证了本文结论的稳健性。

6. 倾向得分匹配。前文使用双重差分模型评估了红色旅游发展对城乡收入差距的影响，但这一方法并不能完全消除由样本自选择偏差导致的内生性问题。鉴于此，本文进一步采用倾向得分匹配下的双重差分模型来缓解样本自选择偏差导致的内生性问题。先利用基准回归模型的控制变量，采用1对3最近邻匹配法（卡尺0.05）进行匹配，匹配后的控制变量在实验组和对照组中不存在系统性差异，然后重新进行回归。估计结果显示，重新匹配样本后，核心解释变量依然显著，且系数为负。这进一步说明了本文基准回归结果较为稳健。

7. 针对分组构造方法的稳健性检验。在基准回归中，本文将拥有红色旅游经典景区的县域定义为实验组，未拥有红色旅游经典景区的县域定义为对照组。考虑到某县域拥有的红色旅游经典景区数量在一定程度上可以反映该地区的红色旅游资源开发利用强度，为了进一步保证研究结论的稳健性，本文选取新标准界定红色旅游发展。具体地，在前文基础上，将实验组重新定义为拥有两个及以上红色旅游经典景区的县域，对照组依然为未拥有红色旅游经典景区的县域。估计结果显示，核心解释变量依然显著，且系数为负，说明红色旅游发展对革命老区城乡收入差距的抑制效应仍然存在。这进一步验证了本文结论的稳健性。

8. 排除替代性假说。考虑到双重差分的潜在满足条件是单位处理变量值稳定假设，在理想情况下，实验组和对照组被严格区分开来，彼此互不干涉。然而，在现实中，很多政策冲击可能具有溢出效应，导致估计结果存在偏误。在本文研究的场景中，《名录》政策也可能影响未被纳入《名录》革命老区的城乡收入差距，从而造成本文研究结论有偏。为排除这一替代性假说，本文进行两个检验。第一，将对照组替换为非革命老区未拥有红色旅游经典景区的县域。因为相较于革命老区，非革命老区受到

^①受篇幅所限，部分稳健性检验结果未在正文中展示。

《名录》这一政策的影响较弱,即如果替换对照组后核心解释变量依然显著且系数为负,则可排除“《名录》政策也可能影响未被纳入的革命老区的城乡收入差距”这一替代性假说。估计结果显示,核心解释变量显著且系数为负,与基准回归结果一致。第二,如果《名录》这一政策会影响所有革命老区,那么未进入该名单的革命老区县域也可能会发展红色旅游,从而对城乡收入差距产生影响。如果该假说成立,那么本文的估计结果可能存在偏差。为了排除这一替代性假说,本文将样本分为三部分:第一部分,政策冲击年份为2005年。这部分检验仅保留2003—2007年样本,删除其余样本,实验组为革命老区未拥有红色旅游经典景区的县域,对照组为非革命老区未拥有红色旅游经典景区的县域。第二部分,政策冲击年份为2011年。这部分检验仅保留2009—2013年样本,删除其余样本,实验组为革命老区未拥有红色旅游经典景区的县域,对照组为非革命老区未拥有红色旅游经典景区的县域。第三部分,政策冲击年份为2016年。这部分检验仅保留2014—2018年样本,删除其余样本,实验组为革命老区未拥有红色旅游经典景区的县域,对照组为非革命老区未拥有红色旅游经典景区的县域。估计结果显示,核心解释变量并不显著。这进一步排除了“《名录》政策也可能影响未被纳入的革命老区的城乡收入差距”的替代性假说,证明了本文结论的稳健性。

9.使用多时点双重差分稳健估计。在双向固定效应框架下,多时点双重差分模型的核心估计系数是多组基本双重差分估计量的加权平均,并非真实的处理效应,特别是当处理效应存在组别和时间异质性时,双向固定效应框架下的多时点双重差分估计可能存在较大偏误。在本文的研究样本中,从未接受处理的革命老区县域共有816个,约占总样本县的82%,先后接受处理的样本只占总样本的18%。因此,本文基准回归所得到的估计结果主要来自基于第一类和第二类子样本回归得到的估计量,而基于第四类子样本回归得到的有偏估计量所占的权重很小。由此可以推测,基准回归中得到的估计结果存在的偏误很小。尽管如此,根据上述推测得出基准回归中估计量稳健的结论可能不够严谨。因此,本文基于Baker et al. (2022)提出的两阶段双重差分方法评估红色旅游发展对革命老区城乡收入差距的影响。具体如下:第一阶段利用未受处理的观测数据来估计一个无政策处理变量的双向固定效应模型;第二阶段从观测数据中消除组别和时期效应及协变量影响,并用所得余值与政策处理变量进行回归。估计结果显示,在排除这一干扰后,本文结论依然稳健。

(三) 集体经济的调节效应

为了验证假说H2,即集体经济发展有利于正向调节红色旅游发展对城乡收入差距的抑制效应,本文选用县域每万人集体企业数量作为集体经济发展水平的代理变量,代入(2)式回归,结果如表4所示。结果显示,红色旅游发展与集体经济发展水平交互项显著,且系数为负。这意味着集体经济发展有助于正向调节红色旅游发展对城乡收入差距的抑制效应,假说H2得证。上述检验结果符合现实观察。例如,1978年冬,安徽省滁州市凤阳县小岗村18位农民以“托孤”方式,冒险尝试农业“大包干”,拉开了中国农村改革的序幕,小岗村因此被誉为“中国农村改革第一村”。近年来,小岗村先后荣获全国十大名村、国家4A级旅游景区等多项殊荣,并且建设了全国红色旅游经典景区,是安徽省重点红色旅游精品线路和红色旅游经典景区之一。在大力发展红色旅游的过程中,小岗村在村级产业管委会制定旅游发展规划的基础上,充分利用集体经济资源调配的优势,促进红色旅游产业乡村振兴效用最

大化。2019年,小岗村全年游客接待量突破100万人次,旅游综合收入2.6亿元,集体经济收入1100万元,村民人均可支配收入25600元,基本实现了农业增产、农民增收和红色旅游致富的新格局^①。

表4 集体经济调节效应的检验结果

	城乡收入差距			
	(1)		(2)	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
红色旅游发展	-0.205***	0.038	-0.148	0.099
集体经济发展水平	0.626***	0.051	0.599***	0.143
红色旅游发展×集体经济发展水平	-1.256***	0.125	-1.166***	0.354
常数项	3.645***	0.028	-0.552	1.564
控制变量	未控制		已控制	
县域固定效应	已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制	
R ²	0.295		0.389	
观测值	18888		18888	

注:***表示1%的显著性水平。

五、机制识别与异质性分析

(一) 机制识别

1.农村公共品机制。本文首先对红色旅游发展促进农村公共品供给的机制进行识别。为了保持研究的一致性,并且考虑到数据的可获得性,本部分机制检验所使用的数据为2002—2020年江西省内67个革命老区县域的面板数据。主要原因有两方面:第一,本文基准回归使用的是全国革命老区县域面板数据,其范围较广、时间跨度较长,导致机制识别中农村基础公共品供给相关指标存在较多缺失值。并且,不同省份在村镇数据统计中所选取的统计标准存在较大差异,因此,使用不同省份村镇数据进行横向比较往往存在较大的测量误差。第二,江西省是新中国革命的摇篮,也是红色旅游资源最丰富的省份之一,拥有著名的红色旅游胜地井冈山、瑞金、上饶等。并且,在本文样本中,江西省67个革命老区县域中仅有不到20个县域拥有红色旅游经典景区,这保证了双重差分模型有合理的实验组和对照组。因此,选择江西省作为机制分析的样本具有一定的代表性和合理性。本部分将县乡公路里程、乡卫生院床位数、乡卫生院技术人员数、农村电话年末用户数和农村宽带接入用户数作为农村公共品机制检验的验证变量,回归结果如表5(1)列~(5)列所示。

从结果可以看出,在不同被解释变量的回归中,核心解释变量均显著,且系数为正。这与理论分析结果一致,即发展红色旅游可以推动革命老区农村公共品供给,从而促进城乡统筹发展,缩小城乡收入

^①资料来源:《促进产业融合发展,开展主题实践教育,发展农产品加工业,推进特色小镇建设——安徽省凤阳县小岗村红色旅游发展典型案例》, https://www.ndrc.gov.cn/fzggw/jgsj/zys/sjdt/202106/t20210609_1282901.html。

差距。上述结果符合现实观察。例如，江西省井冈山市茅坪镇神山村长期处于经济落后状态，自从发展红色旅游后，村民将自家房屋改造成民宿，政府也出资改造了进出黄洋界的古道，并修建红军小道，将景区与村民房屋串联起来，形成红色旅游精品路线。与此同时，为了保障旅游产业发展中的基础通信和卫生条件，地方政府增加了神山村网络基础设施和卫生医疗资源的投入，保证了当地基本公共服务的改善。基础设施得到完善后，游客可以在网上预订民宿和餐饮服务，也可以自驾进入神山村旅游。在旅游旺季，神山村每天接待游客超过 1000 人次，2021 年村民人均收入近 3 万元，较发展红色旅游之前提高约 10 倍。因此，越来越多村民不再背井离乡务工，而是回到家乡依托红色旅游进行创业增收^①。

表 5 机制检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	县乡公路 里程	乡卫生院 床位数	乡卫生院 技术人员数	农村电话 年末用户数	农村宽带 接入用户数	农村投资	非农就业
红色旅游发展	0.041** (0.017)	0.008*** (0.003)	0.018*** (0.004)	0.032*** (0.010)	0.034*** (0.012)	0.171*** (0.063)	0.246** (0.099)
常数项	7.244*** (0.630)	-0.885*** (0.103)	4.971*** (0.144)	-0.053 (0.365)	-1.466*** (0.455)	13.957*** (0.996)	-9.078*** (1.420)
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
县域固定效应	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
R ²	0.083	0.785	0.962	0.728	0.953	0.314	0.344
观测值	1206	1206	1206	1206	1206	12139	18888

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②括号内为县域层面的聚类稳健标准误。

2. 农村投资机制。从投资视角来看，开发红色旅游资源会引导政府资金和社会资本进入农村地区，以投资驱动当地农村经济发展，进而带动农民收入增长。本文利用县域全社会固定资产投资总额与县域城镇固定资产投资总额之差的自然对数值来衡量农村投资水平，并代入 (3) 式回归，结果见表 5 (6) 列。结果显示，核心解释变量在 1%水平上显著，且系数为正，表明红色旅游发展可以带动革命老区农村投资增加，从而促进农民增收，缩小城乡收入差距，与理论预期一致。上述结果符合现实观察。例如，山东省临沂市沂水县夏蔚镇王庄村是中共山东分局诞生地、《大众日报》创刊地、八路军山东纵队成立地、孟良崮战役陈毅指挥所旧址所在地，陈毅、罗荣桓、徐向前等老一辈革命家都曾在这里战斗生活过，拥有“华东小延安”的称号。沂水县通过发展红色旅游获得投资 3.32 亿元，在夏蔚镇王庄村规划建设“圣地红村”多元文化休闲旅游项目。投资的增加带动了王庄村红色旅游产业的发展，

^①资料来源：《井冈山神山村：从“山区”到“景区”》，<http://www.jgs.gov.cn/news-show-24911.html>；《红色引领绿色崛起 村民日子越过越甜——回访井冈山市神山村》，<https://jxja.jxnews.com.cn/system/2022/04/18/019600904.shtml>。

显著带动了当地村民收入增长^①。

3. 非农就业机制。如上文理论机制分析所述，红色旅游发展可以帮助当地村民实现“离土不离乡”非农就业，从而促进村民收入增加。为了验证上述猜想，本文采用乡村非农从业人员数来衡量非农就业水平，并代入（3）式回归，结果如表5（7）列所示。结果显示，核心解释变量显著且系数为正，这意味着红色旅游发展对非农就业具有正向促进效果。一般来说，非农部门的边际收益高于农业部门，因此，更多的农村劳动力实现非农就业意味着农村居民收入水平可以得到进一步提升，城乡收入差距进一步缩小。上述结果符合现实观察。例如，湖南省汝城县文明乡沙洲村是“半条被子”故事的发生地，地处罗霄山脉，交通闭塞，山多地少，人均耕地面积很小，在发展红色旅游之前当地生活并不富裕。但是，当地政府依托丰富的红色文化资源，大力发展红色旅游，使当地经济取得了长足发展。凭借着红色旅游经济的带动，当地特色农副产品得以热销。地方村委会也联合当地职业技术学校，组织开展乡村旅游和农家乐技能培训班，让村民获得“一技之长”，在更好地支持红色旅游发展的同时，红色旅游也反哺当地村民就业增收^②。

（二）异质性分析

1. 基于产业结构的异质性分析。发展红色旅游可以通过推动革命老区农村地区由原来农业主导型产业结构向以旅游服务业为主导的新产业结构转型升级。周国富和陈菡彬（2021）研究指出，发展现代服务业有助于转变农村地区劳动力生产方式，拓宽农民增收渠道，从而缩小城乡收入差距。因此，相较于第三产业较发达的革命老区，第三产业较落后的革命老区发展红色旅游对农民收入的促进作用应该更明显，即红色旅游发展对城乡收入差距的抑制效应更明显。基于以上分析，本文采用第三产业增加值占地区生产总值的比重衡量县域第三产业发展水平，并根据样本所在县域和年度，基于中位数进行分组^③，然后进行分组检验，回归结果如表6（1）列和（2）列所示。结果显示，相较于第三产业发展水平较高地区，红色旅游发展对城乡收入差距的抑制效应在第三产业发展水平较低地区更显著，并且组间系数差异检验结果在10%水平上显著。这意味着，发展红色旅游可通过带动地区产业结构转型升级来促进农民收入增长，进而缩小城乡收入差距。这一结果与理论预期一致。

2. 基于宗族文化的异质性分析。红色旅游虽然是一项政治工程，但归根结底依然属于旅游产业范畴，因此政府在推动红色旅游发展过程中往往面临信息不对称、激励不足和资源配置效率低等问题。为了缓解政府在推动农村产业发展和要素资源配置中的困难，一些学者尝试从宗族网络等非正式

^①资料来源：《红色资源“连线成片” 沂水打造“圣地红村”多元旅游体》，http://www.sdx.gov.cn/jzyl/agzyjyjd/201902/t20190221_11412698.htm。

^②资料来源：《湖南汝城县：“红色”沙洲 旅游扶贫急先锋》，https://nrta.gov.cn/art/2017/11/10/art_5_73186.html。

^③具体来说，如果某县域当年第三产业发展水平高于当年样本中位数，则将该县域划入第三产业较发达组，反之则划入第三产业较落后组。

制度中寻求突破。从资源配置效率角度来看，宗族由拥有共同祖先的单系家庭以血缘关系为基础扩张形成，这种信任关系有利于提高农村人力资源（Zhang，2020）、土地资源（仇童伟和罗必良，2021）和金融资源（刘冲等，2021）等要素资源配置效率，这些都有利于红色旅游产业发展。从收入分配角度来看，宗族网络有助于缩小城乡和农村内部收入差距，促进乡村振兴，从而实现共同富裕（徐凤增等，2021）。因此，本文预期，相较于宗族文化较薄弱的革命老区，在宗族文化较浓厚的革命老区发展红色旅游对城乡收入差距的抑制效用更明显。基于以上分析，本文参考刘冲等（2021）的研究方法，从《中国家谱总目》^①中搜集了明朝以来各地区的族谱数据，使用每百万人拥有家谱数量作为衡量宗族文化水平的指标，并按中位数对样本进行分组，将样本划分为宗族文化较浓厚组和宗族文化较薄弱组，进行分组检验，回归结果如表6（3）列和（4）列所示。结果显示，在宗族文化较浓厚地区，红色旅游发展对城乡收入差距的抑制效应更明显，并且组间系数差异检验结果在10%水平上显著。该结果与理论预期一致。

表6 异质性分析结果

	城乡收入差距			
	(1) 第三产业较发达组	(2) 第三产业较落后组	(3) 宗族文化较浓厚组	(4) 宗族文化较薄弱组
红色旅游发展	-0.275* (0.164)	-0.512*** (0.139)	-0.441** (0.188)	-0.182* (0.098)
常数项	-3.651 (2.705)	1.332 (1.673)	0.140 (2.544)	2.205* (1.181)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
R ²	0.396	0.411	0.421	0.371
观测值	9444	9444	9444	9444
组间系数差异	0.237*		0.259*	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号内为县域层面的聚类稳健标准误。

六、研究结论与政策建议

革命老区振兴是实现两个一百年奋斗目标的重要组成部分。作为革命老区振兴规划中的重要内容，发展红色旅游对于推动革命老区城乡经济统筹发展具有重要作用。因此，如何利用好红色旅游资源、管理好红色文化遗产以促进革命老区振兴发展，是政府和学界关注的焦点问题。在现有研究基础上，本文考察了红色旅游发展对革命老区城乡收入差距的影响及其作用机理，以期在实践层面，从多维度拓展红色旅游发展促进革命老区乡村振兴的实现路径。研究发现，发展红色旅游可以促进革命老区农

^①王鹤鸣，2008：《中国家谱总目》，上海：上海古籍出版社。

村公共品供给、农村投资和非农就业，进而抑制革命老区城乡收入差距，并且集体经济发展可以强化这一效应。异质性分析发现，在第三产业较落后和宗族文化较浓厚的地区，红色旅游发展对城乡收入差距的抑制效应更明显。

根据以上研究结论，本文提出如下政策建议：第一，进一步利用和开发红色旅游资源，充分发挥红色旅游的社会经济价值，促进革命老区城乡经济社会统筹发展。革命老区地方政府在产业发展战略选择和规划布局中，应充分考虑红色旅游产业的经济外部性，从而制定科学的红色旅游产业振兴规划。第二，利用红色旅游与集体经济之间的协同效应，在发挥各自优势并强化主体功能的基础上，推动形成优势互补、合理分工、各具特色的老区产业结构，以帮助实现城乡基本公共服务均等化、居民收入均衡化和生活质量等值化。第三，充分利用乡村宗族文化等非正式制度，进一步提升革命老区红色旅游产业发展效用，从而最大化赋能革命老区乡村振兴。第四，革命老区各地政府应该根据革命老区不同地方的产业发展差异，因地制宜地设计、制订更科学、更合理的红色旅游产业发展政策，进而充分发挥红色旅游对革命老区乡村振兴的赋能效用。

参考文献

- 1.陈军亚，2019：《韧性小农：历史延续与现代转换——中国小农户的生命力及自主责任机制》，《中国社会科学》第12期，第82-99页、第201页。
- 2.陈秋红，2019：《乡村振兴背景下农村基本公共服务的改善：基于农民需求的视角》，《改革》第6期，第92-101页。
- 3.陈锡文，2022：《充分发挥农村集体经济组织在共同富裕中的作用》，《农业经济问题》第5期，第4-9页。
- 4.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。
- 5.李晓园、徐威威、朱天义，2022：《革命老区乡村产业振兴的资源情境与行动逻辑——以江西瑞金红色产业发展为例》，《经济管理》第12期，第64-82页。
- 6.李永友、王超，2020：《集权式财政改革能够缩小城乡差距吗？——基于“乡财县管”准自然实验的证据》，《管理世界》第4期，第113-130页。
- 7.林淑君、郭凯明、龚六堂，2022：《产业结构调整、要素收入分配与共同富裕》，《经济研究》第7期，第84-100页。
- 8.刘冲、刘莉亚、李庆宸，2021：《“排斥”还是“包容”：传统宗族文化与现代银行发展》，《经济研究》第4期，第110-125页。
- 9.罗利玉，2021：《红色旅游发展的基本遵循与现实进路——基于乡村振兴战略的解读》，《社会科学家》第7期，第46-50页。
- 10.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。
- 11.吕炜、许宏伟，2015：《土地财政、城市偏向与中国城乡收入差距》，《财贸经济》第6期，第45-56页。
- 12.仇童伟、罗必良，2021：《乡村治理现代化过程中宗族与地权稳定性》，《经济学动态》第9期，第77-92页。

- 13.谭娜、万金城、程振强, 2022: 《红色文化资源、旅游吸引与地区经济发展》, 《中国软科学》第1期, 第76-86页。
- 14.王守坤, 2017: 《政治资源禀赋的经济效应——来自长征沿线地区发展的证据》, 《经济研究》第12期, 第179-192页。
- 15.谢莉娟、万长松、武子歆, 2021: 《流通业发展对城乡收入差距的影响——基于公有制经济调节效应的分析》, 《中国农村经济》第6期, 第111-127页。
- 16.徐凤增、裘威、徐月华, 2021: 《乡村走向共同富裕过程中的治理机制及其作用——一项双案例研究》, 《管理世界》第12期, 第134-151页、第196页、第152页。
- 17.杨友宝、彭安琪、王荣成, 2022: 《长江经济带干线流域旅游产业系统环境脆弱性演变及障碍因子识别》, 《经济地理》第2期, 第212-221页。
- 18.张启正、袁菱苒、胡沛楠、龚斌磊, 2022: 《革命老区振兴规划对农业增长的影响及其作用机理》, 《中国农村经济》第7期, 第38-58页。
- 19.赵昕东、沈承放, 2022: 《收入不平等影响经济增长研究综述》, 《经济评论》第5期, 第117-128页。
- 20.周国富、陈菡彬, 2021: 《产业结构升级对城乡收入差距的门槛效应分析》, 《统计研究》第2期, 第15-28页。
- 21.周娟, 2020: 《农村集体经济组织在乡村产业振兴中的作用机制研究——以“企业+农村集体经济组织+农户”模式为例》, 《农业经济问题》第11期, 第16-24页。
- 22.周娟, 2021: 《村社集体在农业产业发展中的资源动员与“关系治理”——以农业劳动力的组织和管理为例》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第86-95页。
- 23.朱冬亮, 2020: 《农民与土地渐行渐远——土地流转与“三权分置”制度实践》, 《中国社会科学》第7期, 第123-144页、第207页。
- 24.朱秋博、朱晨、彭超、白军飞, 2022: 《信息化能促进农户增收、缩小收入差距吗?》, 《经济学(季刊)》第1期, 第237-256页。
- 25.左冰, 2022: 《红色旅游发展中的央地关系研究——兼与Zhao & Timothy 商榷》, 《旅游学刊》第7期, 第38-53页。
- 26.Almond, D., H. Li, and S. Zhang, 2019, “Land Reform and Sex Selection in China”, *Journal of Political Economy*, 127(2): 560-585.
- 27.Baker, A. C., D. F. Larcker, and C. C. Y. Wang, 2022, “How Much Should We Trust Staggered Difference-in-differences Estimates?”, *Journal of Financial Economics*, 144(2): 370-395.
- 28.Hartley, R. P., C. Lamarche, and J. P. Ziliak, 2022, “Welfare Reform and the Intergenerational Transmission of Dependence”, *Journal of Political Economy*, 130(3): 523-565.
- 29.Jia, J., G. Ma, C. Qin, and L. Wang, 2020, “Place-based Policies, State-led Industrialisation, and Regional Development: Evidence from China’s Great Western Development Programme”, *European Economic Review*, Vol.123, 103398.
- 30.Lotfaliipour, M. R., T. E. Salari, M. S. Adibian, E. Kazemzadeh, A. A. K. Ahad, and F. A. Zarkami, 2021, “Impact of Internal and External on the Industrialization of the Iranian Economy”, *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 18(3): 1-34.

31.Zhang, C., 2020, "Clans, Entrepreneurship, and Development of the Private Sector in China", *Journal of Comparative Economics*, 48(1): 100-123.

(作者单位: ¹南昌大学经济管理学院;

²江西红色旅游研究中心;

³浙江工业大学管理学院)

(责任编辑: 胡 祎)

Red Tourism and Urban-rural Income Gap in Old Revolutionary Base Areas: An Empirical Analysis Based on the Difference-in-Differences Method

ZHANG Ke XIONG Ziyi HUANG Xijia ZHAO Lei

Abstract: As an important part of the revitalization plan of the old revolutionary base areas, red tourism is not only a political project, but also an economic project to enrich people. However, it lacks evidence to demonstrate whether red tourism can narrow the urban-rural income gap and promote the coordinated development of urban and rural areas in the old revolutionary base areas. This study builds a staggered difference-in-differences model based on the classic scenic spots of red tourism as the quasi-natural experiment, and investigates the impact of red tourism development in the old revolutionary base areas on the urban-rural income gap. Our findings are as follows: a) The development of red tourism can significantly narrow the urban-rural income gap in old revolutionary base areas while collective economy can strengthen this effect, and the conclusion is still robust in a series of robust checks addressing endogeneity. b) The mechanism analysis shows that red tourism can narrow the urban-rural income gap by promoting the supply of public goods, non-agricultural employment, and rural investment in old revolutionary base areas. c) The heterogeneity analysis shows that the impact of red tourism on narrow the urban-rural income gap is larger for the regions with a higher level of clan culture and a less developed tertiary industry. This study provides empirical evidence for policy makers to consider how to protect, manage, and utilize red tourism resources in the new era to consolidate the achievements of poverty alleviation and promote rural revitalization in the old revolutionary base areas.

Keywords: Old Revolutionary Base Areas; Red Tourism; Urban-rural Income Gap; Collective Economy

农村危房改造政策实施的健康提升效应研究*

张鹏龙¹ 钟建乐¹ 胡羽珊²

摘要: 建设宜居宜业和美乡村是农业强国的应有之义。本文基于江西省景德镇市 2015—2020 年农村建档立卡贫困户的追踪调查数据,采用多期 DID 模型,分析了危房改造政策实施对农村贫困人口健康水平的影响及其作用机制。研究发现:危房改造政策实施有效提高了农村贫困人口的健康水平,修建卫生厕所与使用清洁能源是危房改造政策实施提高农村贫困人口健康水平的两种途径。危房改造政策实施对因其他原因致贫群体健康水平的提升作用大于因重病致贫群体,对老年群体健康水平的提升作用大于中青年群体。本文为认识农村居住环境改善的健康提升效应,并进一步设计与完善对农村低收入群体的帮扶政策提供了必要的依据。

关键词: 危房改造 农村贫困人口 健康 DID 模型

中图分类号: F061.3; F323.89 **文献标识码:** A

一、引言

党的二十大报告指出:“人民健康是民族昌盛和国家强盛的重要标志。把保障人民健康放在优先发展的战略位置,完善人民健康促进政策。”^①长期以来,由于医疗资源分布不均、居住环境相对恶劣、自身发展水平落后,农村低收入群体的健康状况处于较低水平。健康问题直接威胁着农村低收入群体的生活质量和社会福利,也阻碍了“宜居宜业和美乡村”建设。因此,如何提高农村低收入群体的健康水平,是当前政府和学术界都重点关注的研究话题。

国家针对农村低收入群体的健康促进政策主要包括两个方面:一是直接增加农村医疗资源供给,包括推动医疗卫生机构建设、加强医疗卫生人才队伍建设、提高医保报销金额并扩大报销范围等。二

*本文获得国家自然科学基金青年项目“省际人口流动对省际贸易的影响与机制研究”(编号:72003104)、教育部人文社会科学研究青年项目“房产与养老:中国老年人健康与家庭资产配置研究”(编号:21YJC790050)和清华大学自主科研计划“中国视角下的美国经济结构与增长”(编号:2021THZWY07)的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见,文责自负。本文通讯作者:胡羽珊。

^①参见《习近平: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》, http://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm。

是间接地干预健康问题的影响因素，包括普及健康知识、推广科学生活方式、改善居住环境等。其中，改善居住环境起到了不可或缺的作用。2023 年中央“一号文件”要求：“扎实推进农村人居环境整治提升。加大村庄公共空间整治力度，持续开展村庄清洁行动。巩固农村户厕问题摸排整改成果，引导农民开展户内改厕。加强农村公厕建设维护。”^①这些措施在一定程度上可以隔断病毒、细菌的传播，降低农村低收入群体患病的概率，从而提高其健康水平。

危房改造政策是政府改善农村贫困人口居住环境的重要举措。党的十八大以来，中央财政累计安排农村危房改造补助资金超过 2000 亿元，790 万户建档立卡贫困户居住的危房得到改造（中共国家乡村振兴局党组，2021）。一方面，危房改造政策实施可能会为重建房屋的家庭配套修建卫生厕所，阻断病毒、细菌影响饮用水源的途径，降低农村贫困人口感染肠胃疾病的概率；另一方面，危房改造政策实施可能会重建厨房、推动建筑节能改造，进而使得农村家庭在做饭或供暖上使用更加清洁的燃料，降低农村贫困人口感染呼吸系统疾病的概率。然而，已有文献较少研究危房改造政策实施与农村贫困人口健康之间的关系，危房改造政策实施对健康的影响机制也有待于进一步挖掘。

本文实证分析危房改造政策实施对农村贫困人口健康水平的影响，并进一步讨论危房改造政策发挥作用的机制及内在逻辑，从而为决策部门把握政策成效、优化帮扶政策，进而建设“宜居宜业和美乡村”提供政策参考。

二、政策背景与文献回顾

（一）政策背景

根据 2016 年《住房城乡建设部 财政部 国务院扶贫办关于加强建档立卡贫困户等重点对象危房改造工作的指导意见》（下文简称《意见》），危房改造政策可以被概括为政府针对建档立卡贫困户、低保户、农村分散供养特困人员和贫困残疾人家庭居住的危房，通过发放一定程度的补助支持家庭对这类房屋进行改造的政策^②。

相关政策文件关于危房改造政策内容的说明在一定程度上揭示了该政策可以提高农村贫困人口的健康水平。具体而言：第一，危房改造政策实施改善了住房卫生条件。《意见》明确要求“改造后的农房应具备卫生厕所、人畜分离等基本居住卫生条件”。修建卫生厕所可以降低病毒、细菌的传播速度，从而提高贫困人口的健康水平。第二，危房改造政策实施改变了农村贫困人口的燃料使用方式。2017 年出台的《住房城乡建设部 财政部 国务院扶贫办关于加强和完善建档立卡贫困户等重点对象农村危房改造若干问题的通知》明确要求，北方地区要结合农村危房改造积极推动建筑节能改造和清洁

^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的意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content_5741370.htm?dzb=true。

^②参见《住房城乡建设部 财政部 国务院扶贫办关于加强建档立卡贫困户等重点对象危房改造工作的指导意见》，https://www.gov.cn/xinwen/2016-11/24/content_5137064.htm。

供暖^①。危房改造后，农村贫困人口供暖或做饭所利用的能源可能从过去的柴草、煤炭等非清洁能源转变为天然气、沼气等清洁能源，进而降低对呼吸系统的损害。因此，推动节能改造和清洁供暖可以提高农村贫困人口的健康水平。

（二）文献回顾

与本文相关的研究可以概括为两类：一类研究以危房改造政策为研究对象，分析影响政策效果的因素，说明政策执行的不足之处；另一类研究以住房与健康的关系为研究对象，对住房影响健康的机制以及异质性进行了探讨。

1.关于危房改造政策的研究。已有研究认为，影响危房改造政策实施效果的主要因素包括补助资金使用效率、补助对象选取是否合理、政府组织管理能力、基层操作能力和政府监督管理能力（曹小琳和向小玉，2015）。危房改造政策执行的不足之处可以概括为盲目追求速度与规模而没有重视政策质量与群众需求。具体问题包括农村建档立卡贫困户参与意愿错配、危房改造对象界定模糊、危房改造工作缺乏合理的激励机制与监督机制（张剑和隋艳晖，2016）、信息倒挂导致虚报冒领（雷玉琼和罗小江，2019）、改造后相应配套管理服务机制尚未建立、垦区危改房的住房产权不清晰（李国庆和张志敏，2020）。

2.关于住房与健康关系的研究。已有研究大多认为住房条件与健康水平呈正相关关系，即居住条件越好，居住者的健康水平越高，且这一关系对生理健康（李礼和陈思月，2018）与心理健康（梁樱等，2017）均适用。住房条件可以从多个方面影响居住者的健康水平。从房屋的一般属性来看，非自有房屋产权带来的心理压力会影响居住者的精神健康（李涛等，2011；Hu，2013），房屋面积过小可能会引发居住者心情烦躁，并导致运动锻炼空间缺乏（王桂新等，2011）。另外，房屋的基础设施状况也会在很大程度上影响居住者的健康水平。具体而言：安全的生活用水会降低居住者患肠胃疾病的概率（李礼和陈思月，2018）；良好的供暖设施与通风条件会改善空气质量，降低居住者患呼吸系统疾病的概率（Macintyre et al., 2002；牛建林等，2011）；良好的隔音设施可以隔绝噪声，保护居住者的心理健康与神经系统（Guite et al., 2006）；卫生厕所可以隔断病毒、细菌通过空气或水传播的渠道，降低居住者患肠胃疾病与寄生虫疾病的概率（董杰等，2022；Dayal et al., 2022）。

在此基础上，已有研究还讨论了住房条件对不同人群健康水平影响的差异。王桂新等（2011）发现，住房条件对城市外来人口健康的影响总体上弱于对本地居民健康的影响。孙慧波和赵霞（2018）发现，住房条件对老年人尤其是高龄老年人的影响更大，且能影响老年人的心理健康水平（Oswald et al., 2007）。陈淑云和杨建坤（2018）则认为住房条件能够显著影响年龄大于35岁个体的健康水平。

3.文献评述及本文创新。第一，由于数据缺乏，已有文献主要从危房改造政策或农村贫困人口健康水平一个方面进行研究，很少将二者结合起来。相应地，已有研究没有从微观层面评估危房改造政策实施对农村贫困人口健康水平的影响。第二，已有文献对住房与健康关系的研究以定性分析为主，

^①参见《住房城乡建设部 财政部 国务院扶贫办关于加强和完善建档立卡贫困户等重点对象农村危房改造若干问题的通知》，https://nra.gov.cn/art/2017/9/9/art_46_69804.html。

少量定量分析使用的数据大多是截面数据或短期追踪数据，所得结论可能存在偏误。第三，已有文献对危房改造政策实施的研究也以定性分析为主，缺乏对危房改造政策实施效果的定量评估。

本文主要有以下两点贡献：第一，本文首次从微观视角论证危房改造政策实施的健康提升效应，同时也对农村贫困人口健康水平影响因素的研究做出补充，从而为优化帮扶资源配置提供参考依据。第二，本文检验修建卫生厕所与使用清洁能源这两种危房改造政策实施提升健康水平的机制，为进一步优化卫生与能源方面的“三农”政策提供决策参考。

三、理论分析

（一）理论基础

在 Grossman（1972）提出的健康需求模型中，健康被视为一种会折旧的资本。折旧率代表个体健康水平（包括人体器官、系统和功能）的退化速度，受到年龄、基因、环境、习惯等多方面因素影响。在多个约束条件（包括物质资本和健康资本积累过程中的预算约束、时间约束）下，个体结合自身的效用函数，权衡健康资本的边际成本和边际收益，选择最优规模的健康资本以实现效用最大化。

在成本方面，同其他资本品一样，健康资本的成本包括折旧率与利率。在收益方面，健康资本一方面可以进入生产过程创造收入供个体支配，从而使个体通过消费获得效用。另一方面，健康资本也直接作为消费品进入个体的效用方程。在其他条件不变的情况下，个体越健康，病痛带来的负效用越小。当健康资本的边际成本（利率与折旧率）与边际收益（进入生产过程创造的收入与作为消费品带来的效用）相等时，均衡条件得以实现，健康资本达到最优规模。当边际收益大于边际成本时，个体增加健康资本积累；反之，当边际收益小于边际成本时，个体减少健康资本积累。

在以上均衡条件中，已有研究主要关心边际成本中的“健康资本折旧率”（赵忠和侯振刚，2005；苗艳青和陈文晶，2010；王兵和聂欣，2016）。给定其他条件不变，健康资本折旧率的提高意味着个体健康水平的退化速度加快，由此导致健康的边际成本上升，进而降低健康资本存量。不同人群的健康资本折旧率存在显著差异，患严重疾病的群体与老年群体的健康资本折旧率大于非患病群体与中青年群体的健康资本折旧率（吕美晔和王翌秋，2012）。

（二）假说提出

从健康需求模型出发，危房改造政策可以被视为一种由政府 and 个体共同参与的健康投资行为，该行为会通过健康资本折旧率影响农村贫困人口的健康水平。这是因为，健康资本折旧率在很大程度上会受到居住环境因素影响（郝枫等，2020）。显然，危房改造政策实施带来的更加卫生、舒适的居住环境会降低农村贫困人口患上各类疾病的概率，从而降低健康资本折旧率。居住条件主要包括住房面积、干净程度、空气质量、室内温度和建筑材料等要素，这些要素都会对个体健康产生影响。第一，宽敞的住宅能够提供更多的活动空间，有利于居住者开展运动和锻炼，同时还可以降低患病人员将疾病传染给其他家庭成员的风险（王桂新等，2011；张鹏龙等，2023）；第二，干净整洁的居住环境能够减少病毒、细菌传播，降低居住者感染各类传染病的风险；第三，如果居住环境通风条件较差，空气质量欠佳，居住者可能会缺氧并感到头晕乏力，长期居住在这样的环境中会对居住者的生理健康以

及社会适应能力造成负面影响（王玉泽和罗能生，2020）；第四，室内温度异常可能会导致居住者头晕、嗜睡等问题，甚至可能会引发心血管疾病和呼吸系统疾病，因房屋质量无法安装空调或暖气的农村贫困人口患此类疾病的概率更高；第五，危房的建筑材料主要包括土坯、木材、石块等，这些传统建筑材料存在易潮湿发霉、重金属超标、易导致有害生物侵入等问题。改造后的房屋大多采用环保节能型建筑材料，在很大程度上可以缓解传统建筑材料对健康的负面影响。据此，本文提出假说 H1。

H1：危房改造政策实施有效提高了农村贫困人口的健康水平。

从危房改造政策实施的内容来看，修建卫生厕所与使用清洁能源可能是危房改造政策实施提高农村贫困人口健康水平的两种重要途径。一方面，农村贫困人口居住在没有卫生厕所的房屋更容易感染病毒、细菌（董杰等，2022）。危房改造政策实施通过修建卫生厕所，可以在很大程度上隔断病毒、细菌的空气或水传播渠道，从而降低农村贫困人口患肠胃疾病的概率（颜海娜，2017；梁超等，2022）。另一方面，作为一个整体工程，危房改造政策实施一般会包括厨房改造、建筑节能改造与配套清洁供暖等项目。这些项目会促使农村贫困人口逐渐采用天然气等清洁能源替代传统能源（虞晓芬等，2015）。清洁能源的使用可以减少传统能源燃烧时释放的有毒有害气体，从而降低农村贫困人口患呼吸系统疾病的概率（方黎明和陆楠，2019；梁若冰和王英杰，2022）。据此，本文提出假说 H2。

H2：修建卫生厕所与使用清洁能源是危房改造政策实施提高农村贫困人口健康水平的两种途径。

另外，危房改造政策实施对不同类型农村贫困人口健康水平的影响存在差异。一方面，危房改造政策实施对因其他原因致贫群体健康水平的影响较因重病致贫群体更大。同因居住环境不佳而患病的非因重病致贫群体相比，因重病致贫群体的健康资本更低，患有严重疾病或不可逆性残疾的概率更高。也就是说，因重病致贫群体的健康资本折旧率已经处于较高水平，不太可能仅因为居住环境改善就明显下降。所以，危房改造政策实施对因重病致贫群体健康水平的提升作用较小。另一方面，危房改造政策实施对老年群体健康水平可能有更大的提升作用。从生命周期来看，老年人的健康资本折旧率明显高于中青年群体（吕美晔和王翌秋，2012），并存在更大的下降空间。也就是说，给定相同的危房改造项目，老年群体健康资本折旧率的下滑幅度将大于中青年群体。因此，危房改造政策实施对老年群体健康水平的提升幅度也更大。据此，本文提出假说 H3。

H3：危房改造政策实施对不同类型农村贫困人口健康水平的影响存在差异，因其他原因致贫群体受到的影响较因重病致贫群体更大，老年群体受到的影响较中青年群体更大。

四、研究设计

（一）数据说明

本文使用的数据来自江西省景德镇市 2015—2020 年建档立卡贫困户的统计信息。样本地区在 2015 年建立了针对建档立卡贫困户的统计数据库，该数据库覆盖景德镇市历年的建档立卡贫困户，并对脱贫户保持追踪统计。截至 2020 年末，该数据库一共完成了六轮调查，每轮调查采集建档立卡贫困户当年年底的各项统计信息。数据库采集的主要信息包括建档立卡贫困户的家庭人口特征、土地经营情况、年度收入与消费情况、健康与医疗情况、接受各类扶贫政策的情况等。上述信息为本文开展实证研究

提供了有效的数据支撑。需要说明的是，政府对建档立卡贫困户的信息进行统计，主要是为了动态追踪并实时掌握建档立卡贫困户或脱贫户的最新情况，并据此合理分配扶贫政策资源和制定帮扶政策。

样本地区对建档立卡贫困户的危房改造政策实施始于 2015 年，并一直延续到 2020 年。相应地，本文采用的数据是建档立卡贫困户 2015—2020 年的面板数据。本文对样本做出以下筛选：第一，仅保留符合危房改造条件的建档立卡贫困户样本，即所有房屋存在质量问题的建档立卡贫困户^①。第二，鉴于健康状态为“残疾”或“残疾且患病”的农村贫困人口因居住条件改善而转变为“健康”的可能性极其微弱，本文删除了这两类样本，仅保留健康状态为“健康”或“患病”的样本。经上述筛选后，本文最终使用的样本包括 6890 户 15005 人，共 75990 个观测值。在所有具有危房改造资格的建档立卡贫困户中，样本期内接受过危房改造的样本被设定为处理组（2296 户 4424 人），未接受过危房改造的样本被设定为控制组（4594 户 10581 人）。

（二）模型设定

本文使用多期 DID 模型评估危房改造政策实施对农村贫困人口健康水平的影响，基准模型如下：

$$y_{it} = \alpha + \beta D_{it} + \gamma X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中：下标 i 代表农村贫困个体， t 代表时间。 y_{it} 是农村贫困个体 i 在第 t 期的健康水平。 D_{it} 是区分农村贫困个体是否受到处理的指示变量， $D_{it} = T_i \times P_{it}$ ，其中 $T_i=1$ 为处理组， $T_i=0$ 为控制组； $P_{it}=1$ 代表已接受危房改造政策处理， $P_{it}=0$ 代表未接受危房改造政策处理。因此， $D_{it}=1$ 代表该个体 i 在第 t 年享受了危房改造政策； $D_{it}=0$ 代表该个体 i 在第 t 年没有享受危房改造政策。 X_{it} 代表控制变量。 u_i 与 v_t 分别代表个体固定效应和年份固定效应。 ε_{it} 代表随机扰动项，且聚类在个体层面。系数 β 是本文估计的核心参数，表示危房改造政策实施对农村贫困人口健康水平的影响。

为了检验政策实行前处理组与控制组是否存在平行趋势，并分析政策实施后的动态效果，本文参照事件研究法将（1）式中的 D_{it} 替换为距离政策实施年份的时间虚拟变量组，具体形式如下：

$$y_{it} = \alpha + \sum_{k=-3}^4 \beta_k policy_{ik} + \gamma X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

（2）式中： $policy_{ik}$ 为个体 i 距离其参与危房改造政策时点第 k 年的虚拟变量。其他变量与（1）式的含义相同。参照同类研究的做法（曾增和唐松，2023），本文检验事件发生前三期内处理组和控

^①住房和城乡建设部在 2009 年印发的《农村危险房屋鉴定技术导则（试行）》（下文简称《导则》）为危房改造政策的执行提供了依据。按照《导则》，房屋可以被划分为 A、B、C、D 四个等级：A 级为“房屋安全”，B 级为“房屋存在质量问题但无安全隐患”，C 级或 D 级为“房屋存在安全问题”。符合危房改造政策条件的建档立卡贫困户不仅是“危房户”，还包括除“危房户”以外的所有贫困家庭。按照脱贫攻坚任务的要求，C 级或 D 级房屋必须进行改造，B 级房屋自愿进行改造。建档立卡贫困户既可以选择政府补贴的危房改造项目，也可以通过自筹资金或其他方式完成房屋改造。因此，符合危房改造政策要求的贫困家庭数量多于实际参加危房改造项目的贫困家庭。

制组的平行趋势。同时，根据样本的时间跨度，本文观察事件发生后四期内政策效果的变化过程^①。

为进一步分析危房改造政策实施对农村贫困人口健康的影响机制，本文构建如下中介效应模型：

$$M_{it} = \alpha + \varphi D_{it} + \gamma X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} = \alpha + \beta D_{it} + \gamma X_{it} + \delta M_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(3)式和(4)式中：中介变量 M_{it} 包括“家庭是否修建卫生厕所”与“家庭是否使用清洁能源”。其他变量与(1)式的含义相同。(3)式中的系数 φ 反映了危房改造政策实施对中介变量的影响，(4)式中的系数 δ 反映了中介变量对农村贫困人口健康水平的影响，两个系数均显著不为0意味着危房改造政策实施通过中介变量有效地影响了农村贫困人口的健康水平。

(三) 变量定义与描述性统计

1.被解释变量：健康水平。农村贫困人口的健康信息由基层政府在贫困户建档立卡登记时以及后续追踪更新数据时通过查询其病历进行统计，具有较强的客观性。在删除“残疾”和“残疾且患病”两类样本以后，个体健康状况包括“健康”与“患病”两种状态，本文分别将其赋值为1和0。

2.核心解释变量：危房改造政策。核心解释变量是虚拟变量，当且仅当样本属于处理组且已经享受危房改造政策时核心解释变量取值为1，否则取值为0。

3.控制变量。参考已有文献对健康影响因素的研究（例如赵绍阳等，2013），本文将控制变量设定为两类。一类是个体层面与健康水平相关的变量，包括年龄、年龄平方、受教育年限、是否参加农业劳动。另一类是家庭层面与健康相关的变量，包括家庭人均纯收入、家庭住宅面积（代表家庭资产）和家庭住址到村主干道距离（代表公共服务可得性）。

4.中介变量。中介变量包括家庭是否修建卫生厕所和家庭是否使用清洁能源。中介变量都是虚拟变量，当家庭修建卫生厕所或使用清洁能源做燃料时，两个变量分别取值为1；当家庭没有修建卫生厕所或使用非清洁能源做燃料时，两个变量分别取值为0。

5.其他变量。其他变量主要用于排除其他精准扶贫政策对农村贫困人口健康水平的影响。具体而言，家庭是否领取低保补助、家庭是否领取“五保”补助和家庭是否有人办理养老保险三个变量是综合保障扶贫的测度指标，而家庭是否参与产业扶贫分红变量是产业扶贫的测度指标。其他变量都是虚拟变量，当家庭领取低保补助、领取“五保”补助、有人办理养老保险和参与产业扶贫分红时，各变量分别取值为1，否则分别取值为0。

表1列出了本文主要变量的描述性统计结果。对比处理组和控制组的人口统计特征可以发现，处理组的健康水平较低、年龄较大、受教育年限较短、参与农业劳动的概率较高、家庭年人均纯收入较低、家庭住宅面积较小、家庭住址到村主干道距离较远。均值检验结果进一步显示，处理组和控制组在被解释变量及各项控制变量上均存在显著差异。但是，本文在后续论证中没有发现这种差异足以导致违背平行趋势假设。

^①在政策前三期之前和后四期之后的时点，观测值的占比较低（0.41%），因此本文在平行趋势检验中删掉了此部分样本。

表1 变量定义与描述性统计结果

变量类型和名称	赋值	全样本		处理组		控制组	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
被解释变量							
健康水平	健康=1, 患病=0	0.70	0.46	0.65	0.48	0.72	0.45
核心解释变量							
危房改造政策	是=1, 否=0	0.21	0.41	0.66	0.47	0	0
个体控制变量							
年龄	单位: 岁	40.74	23.76	44.15	24.00	39.15	23.48
年龄平方	年龄的平方/100	22.25	20.16	25.25	20.82	20.84	19.69
受教育年限	单位: 年	6.09	3.68	5.77	3.67	6.24	3.67
是否参与农业劳动	是=1, 否=0	0.76	0.43	0.77	0.42	0.75	0.43
家庭控制变量							
家庭人均纯收入	单位: 万元/年	0.83	0.59	0.81	0.57	0.84	0.59
家庭住宅面积	单位: 平方米	103.31	58.57	90.16	44.22	109.45	63.26
家庭住址到村主干道距离	单位: 千米	0.43	1.56	0.48	1.63	0.41	1.53
中介变量							
家庭是否修建卫生厕所	是=1, 否=0	0.83	0.38	0.78	0.41	0.85	0.36
家庭是否使用清洁能源	是=1, 否=0	0.53	0.50	0.47	0.50	0.55	0.50
其他变量							
家庭是否领取低保补助	是=1, 否=0	0.78	0.42	0.81	0.39	0.76	0.43
家庭是否领取五保补助	是=1, 否=0	0.06	0.24	0.08	0.27	0.06	0.23
家庭是否有人办理养老保险	是=1, 否=0	0.39	0.49	0.46	0.50	0.36	0.48
家庭是否参与产业扶贫分红	是=1, 否=0	0.34	0.48	0.34	0.47	0.35	0.48

注: ①危房改造政策变量是模型设定中的 D_{it} 。②全样本观测值为 75990 个, 其中处理组观测值为 24207 个, 控制组观测值为 51783 个。

五、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表 2 汇报了基于 (1) 式的回归结果。其中, (1) 列不引入任何固定效应和控制变量, (2) 列引入年份与个体固定效应, (3) 列和 (4) 列进一步引入个体层面和家庭层面的控制变量。(1) 列结果表明, 农村贫困人口的健康水平与是否参与危房改造政策之间呈显著的负相关关系。(2) 列结果表明, 在控制了年份与个体固定效应后, 危房改造政策实施显著提高了农村贫困人口的健康水平。(3) 列和 (4) 列结果显示, 在进一步控制个体与家庭层面的控制变量后, 政策变量的系数稳定在 0.014 左右, 较 (2) 列的系数估计值有所下降, 说明控制变量的引入稀释了危房改造政策实施的健康提升效应。以 (4) 列的估计结果为准, 本文得出基本结论: 危房改造政策实施使得样本地区农村贫困人口的健康水

平提升了 1.41%，且该影响在 1% 显著性水平下显著。据此，假说 H1 得到证实。

根据相关研究的结论，本文证实的危房改造政策实施对健康的提升效应弱于其他直接锚定居民健康的政策。已有研究发现，参加新型农村合作医疗的时间每增加 1 年，参与者身体健康状况得到改善的概率增加 4.5%（郑适等，2017）；参加新型农村养老保险对老年参与者健康水平的提升效应为 3.85%（匡敏和何飞，2018）。以上影响均明显大于本文证实的危房改造政策实施对健康的提升效应。危房改造政策虽然是提高农村贫困人口健康水平的重要途径之一，但是该政策设计的初衷并不聚焦于贫困人口的健康水平。相应地，该政策对健康的提升效应小于靶向瞄准健康问题的新农合、新农保政策。

表 2 基准回归结果

	健康水平			
	(1)	(2)	(3)	(4)
危房改造政策	-0.0308*** (-4.21)	0.0158*** (3.18)	0.0137*** (2.75)	0.0141*** (2.84)
年龄			-0.0147*** (-9.50)	-0.0151*** (-9.70)
年龄平方			0.0106*** (6.06)	0.0111*** (6.33)
受教育年限			0.0035*** (3.04)	0.0035*** (3.04)
是否参与农业劳动			-0.0397*** (-10.23)	-0.0384*** (-9.85)
家庭人均纯收入（取对数）				0.0057** (2.38)
家庭住宅面积（取对数）				0.0177*** (3.81)
家庭住址到村主干道距离（取对数）				-0.0130** (-2.48)
年份固定效应	未控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	未控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	75990	75435	75435	75435
R ²	0.001	0.832	0.833	0.833

注：①***和**分别表示显著性水平为 1% 和 5%。②括号中是基于个体聚类稳健标准误计算的 t 值。

图 1 展示了基于 (2) 式的估计结果。在政策实施前 3 期与前 2 期，危房改造政策变量系数的 95% 置信区间都覆盖了零值，说明处理组与控制组的健康水平不存在显著差异，因此，平行趋势假设成立。政策提升效应的体现需要一定的时间。在危房改造政策实施后的 4 期以内，政策效果均显著大于零值，说明危房改造政策实施显著提高了农村贫困人口的健康水平。而且，政策实施对健康的提升效应在政策实施后的 3 期以内逐年递增，在第 4 期则有所回落。可能的原因在于，危房改造政策实施主要降低

了农村贫困人口患肠胃与呼吸道方面急性或短期疾病的概率，但是，该政策对长期或慢性疾病的影响并不显著。因此，危房改造政策实施的健康提升效应并不会持续增强。

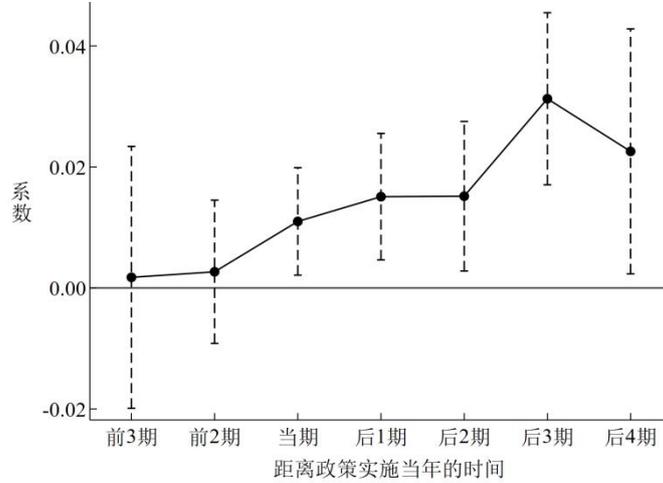


图1 平行趋势检验结果

注：①模型中控制变量与表2中的（4）列相同。②政策实施前1期被设定为基准组。③虚线表示95%的置信区间。

（二）稳健性检验

1. 安慰剂检验。本文需要进一步检验基准回归结果在多大程度上受到遗漏变量、其他政策或随机因素等影响。参照已有研究的做法（白俊红等，2022），本文在原样本中随机选择参与危房改造项目的个体并随机产生危房改造政策发生的时间，构建个体与政策时间均随机的新处理组，在此基础上对基准模型进行500次虚假回归，最后根据虚假回归中的估计系数 β 来判断结论的可靠性（见图2）。

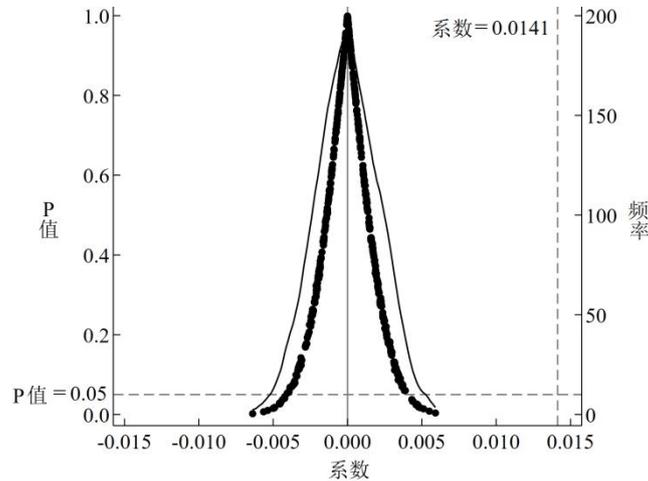


图2 安慰剂检验结果

注：图中展示了500次模拟样本的政策变量系数估计值分布。

具体而言，若虚假回归中的估计系数 β 分布在0附近，且绝大多数结果的p值大于0.05，则表明模型设定中并未遗漏关键影响因素，即模型中识别的处理效应可以归因于危房改造政策实施。由图2展示的结果可知，虚假回归中的估计系数 β 集中分布于0附近，大幅低于基准回归的结果。而且，绝

大多数结果（500次中的477次）的p值均大于0.05，表明本文的模型设定中并不存在严重的遗漏变量问题，基准结论具备较强的稳健性。

2.控制其他的扶贫政策。在精准扶贫的政策体系内，危房改造政策可能与其他扶贫政策存在关联，导致本文识别的政策效果因遗漏变量问题而存在偏差。一般而言，除危房改造政策外，与健康相关的扶贫政策主要包括健康扶贫与综合保障扶贫。其中，健康扶贫政策的主要内容是农村贫困人口在患病住院或购买药品时享受国家补贴与享受家庭医生服务。综合保障扶贫政策主要包括领取低保补助、领取“五保”补助、享受养老保险补贴。需要说明的是，因为本文的数据库缺乏对“住院或购买药品报销金额”和“家庭医生服务次数”的统计，所以无法控制健康扶贫政策对农村贫困人口健康水平的影响。如果危房改造政策和健康扶贫政策存在正相关性，则前文识别的政策效果可能在一定程度上高估了危房改造政策的健康提升效应。此外，本文的数据库统计了产业扶贫政策的相关信息。表3在基准回归结果的基础上进一步控制综合保障扶贫政策和产业扶贫政策，从而检验核心结论的稳健性。

表3 控制其他扶贫政策后的回归结果

变量	健康水平				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
危房改造政策	0.0141*** (2.84)	0.0141*** (2.83)	0.0143*** (2.87)	0.0142*** (2.85)	0.0142*** (2.86)
家庭是否领取低保补助	0.0123*** (2.67)				0.0128*** (2.77)
家庭是否领取五保补助		0.0103 (0.58)			0.0144 (0.82)
家庭是否有人办理养老保险			0.0073** (1.99)		0.0071* (1.93)
家庭是否参与产业扶贫分红				-0.0030 (-1.08)	-0.0028 (-1.02)
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
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	75435	75435	75435	75435	75435
R ²	0.834	0.833	0.833	0.833	0.834

注：①***、**和*分别表示显著性水平为1%、5%和10%。②括号中是基于个体聚类稳健标准误计算的t值。

根据表3汇报的结果可以总结以下结论：第一，单独来看，领取低保补助和办理养老保险提高了农村贫困人口的健康水平，而领取“五保”补助与参与产业扶贫分红对农村贫困人口的健康水平没有显著影响。第二，同时控制上述扶贫政策后，危房改造政策实施依然在1%显著性水平下提高了农村贫困人口的健康水平，说明核心结论具备较强的稳健性。第三，控制上述扶贫政策并不会导致危房改造政策实施的健康提升效应发生显著变化，而且各扶贫政策的健康提升效应之间接近于相互独立。一方面，这可能是由于上述扶贫政策都是通过提高农村贫困人口收入的方式进而提高他们的健康水平，

但是本文的基准回归中已控制了“家庭人均纯收入”这一变量，所以进一步控制这些政策对本文关心的核心解释变量系数影响较小；另一方面，这可能是由于不同致贫原因之间的相关程度不高，扶贫政策针对的对象并不高度重合。

（三）机制分析

表4报告了基于（3）式和（4）式的中介效应模型回归结果。其中，（1）列与（2）列模型中的中介变量为“家庭是否修建卫生厕所”，而（3）列与（4）列模型中的中介变量为“家庭是否使用清洁能源”。结果表明：第一，表4（1）列与（3）列中，危房改造政策变量显著，系数为正，即危房改造政策实施在1%显著性水平下有效地推动了农村贫困人口修建卫生厕所与使用清洁能源，与现有文献的结论相一致（虞晓芬等，2015；颜海娜，2017）。但是，这一推动力度明显较低。一方面，86.7%的危房改造项目参与者在政策实施前已经具有卫生厕所，因此危房改造政策实施推动参与者修建卫生厕所的空间有限；另一方面，危房改造政策实施推动参与者使用清洁能源的效果还有待提高，政策实施结束后，仅有62.2%的项目参与者使用清洁能源。

表4 机制检验结果

	(1) 家庭是否修建卫生厕所	(2) 健康水平	(3) 家庭是否使用清洁能源	(4) 健康水平
危房改造政策	0.0581*** (8.57)	0.0135*** (2.71)	0.0295*** (4.31)	0.0134*** (2.69)
家庭是否修建卫生厕所		0.0109*** (2.80)		
家庭是否使用清洁能源				0.0245*** (6.07)
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
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	75435	75435	75435	75435
R ²	0.530	0.834	0.723	0.834

注：①***表示显著性水平为1%。②括号中是基于个体聚类稳健标准误计算的t值。

第二，本文发现，修建卫生厕所与使用清洁能源均通过相应的中介机制对农村贫困人口的健康水平产生了一定影响，体现为表4中（2）列与（4）列中危房改造政策变量显著，系数为正，且（2）列与（4）列中核心解释变量的估计结果与基准回归结果存在一定差异。具体而言，“家庭是否修建卫生厕所”与“家庭是否使用清洁能源”的系数在（2）列与（4）列中方向均与危房改造政策相同，起到正向的中介效应，占总效应比重分别为4.5%和5.1%。这说明，修建卫生厕所和使用清洁能源在危房改造政策实施影响农村贫困人口健康水平中扮演了部分中介的角色。据此，假说H2得到证实。尽管修建卫生厕所与使用清洁能源两条途径发挥的中介作用有限，但是，考虑到危房改造政策实施仍然有进一步推动卫生厕所修建和清洁能源使用的空间，所以在未来的实践中，随着农村改厕和清洁能源

使用的比例进一步提高，危房改造政策实施对农村低收入群体的健康提升效应也有望得到强化。

（四）异质性分析

1. 年龄异质性。为分析危房改造政策实施对不同年龄段人群健康水平提升效应是否有所不同，本部分将农村贫困人口分为三组。其中，老年组由年龄超过 70 岁的个体组成，中年组由年龄不超过 70 岁但超过 18 岁的个体组成，未成年组由年龄不超过 18 岁的个体组成^①。通过在基准回归的基础上添加政策项与年龄分组虚拟变量的交乘项，本部分主要分析危房改造政策实施对不同年龄段人群健康水平的提升效应是否有所不同，回归结果如表 5 所示。

表 5 年龄异质性分析结果

	健康水平			
	(1)	(2)	(3)	(4)
危房改造政策×老年组	-0.2843*** (-16.30)	0.0525*** (4.07)	0.0366*** (2.73)	0.0381*** (2.83)
危房改造政策×中年组	-0.0830*** (-8.97)	0.0133** (2.18)	0.0107* (1.73)	0.0111* (1.80)
危房改造政策×未成年组	0.2841*** (56.06)	-0.0035 (-0.73)	0.0067 (1.38)	0.0066 (1.36)
个体控制变量	未控制	未控制	已控制	已控制
家庭控制变量	未控制	未控制	未控制	已控制
年份固定效应	未控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	未控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	75990	75435	75435	75435
R ²	0.034	0.832	0.833	0.834

注：①***、**和*分别表示显著性水平为 1%、5%和 10%。②括号中是基于个体聚类稳健标准误计算的 t 值。③年龄分组为虚拟变量，当个体处于相应的年龄组时，变量取值为 1，否则取值为 0。

根据表 5 中（4）列的结果，结果表明，危房改造政策实施对老年组健康水平的提升效应最大，且该影响在 1%的水平上显著；对中年组健康水平的提升效应次之，且该影响在 10%的水平上显著；对未成年组健康水平的提升效应不显著。这说明，相较于中年人与未成年人来说，危房改造政策实施对老年人健康水平的提升作用更大。这也符合一般意义上的生物学常识，老年人的免疫力明显低于社会平均水平，相较于其他年龄段人群，他们更容易患病，危房改造政策实施带来的健康提升效应会更大。

2. 致贫原因异质性。为分析危房改造政策实施对不同致贫原因人群健康水平提升效应是否有所不同，本部分将农村贫困人口分为因重病致贫与因其他原因致贫两组。在本文中，重病是指难以完全治愈的大病。与张鹏龙和韩天阔（2023）相似，本文通过在基准回归的基础上添加政策项与致贫原因分组虚拟变量的交乘项，分析相对于因其他原因致贫组（基准组）而言，危房改造政策实施对因重病致

^①一般口径上，60 岁以上属于老年人。但是，在本文的研究样本中，在身体条件允许的情况下，绝大多数 60~70 岁的人依然从事生产劳动。因此，本文并未将这部分群体纳入老年组。

贫组的健康提升效应是否更大或更小。回归结果如表 6 所示。

表 6 致贫原因异质性分析结果

	健康水平			
	(1)	(2)	(3)	(4)
危房改造政策×因重病致贫组	0.1162*** (10.73)	0.0110 (1.33)	0.0116 (1.41)	0.0117 (1.42)
危房改造政策×因其他原因致贫组	-0.0897*** (-10.26)	0.0176*** (3.09)	0.0144** (2.53)	0.0150*** (2.64)
个体控制变量	未控制	未控制	已控制	已控制
家庭控制变量	未控制	未控制	未控制	已控制
年份固定效应	未控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	未控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	75990	75435	75435	75435
R ²	0.009	0.833	0.834	0.834

注：①***表示显著性水平为 1%。②括号中是基于个体聚类稳健标准误计算的 t 值。③致贫原因分组为虚拟变量，当个体处于相应的致贫原因组时，变量取值为 1，否则取值为 0。

以表 6 中 (4) 列的结果为准，结果表明，危房改造政策实施对因其他原因致贫组健康水平的提升效应较大，且该影响在 1% 的水平上显著；对因重病致贫组健康水平的提升效应不显著。这说明，相较于因重病致贫个体来说，危房改造政策实施对因其他原因致贫个体健康水平的提升作用更大。本文推测，这是因为因重病致贫个体患有难以完全治愈的大病，相对于因其他原因致贫个体而言，因重病致贫个体的健康水平更难因危房改造政策而提升。据此，假说 H3 得到证实。

六、结论与政策启示

人民健康是民族昌盛和国家强盛的重要标志。居住环境是决定居住者健康水平的重要因素，良好的居住环境可以有效地提高居住者的健康水平。相应地，农村人居环境整治提升和“宜居宜业和美乡村”建设必然会提高农村居民尤其是农村低收入群体的健康水平。然而，已有研究较少关注居住环境改善对农村低收入群体健康水平的影响。本文基于农村贫困人口微观追踪数据，验证了危房改造政策实施对农村贫困人口健康水平的影响，并讨论了影响机制。

本文的主要发现如下：第一，危房改造政策实施有效地提高了农村贫困人口的健康水平；第二，修建卫生厕所与使用清洁能源是危房改造政策实施提高农村贫困人口健康水平的两种途径；第三，危房改造政策实施对农村贫困人口健康水平的提高具有异质性，相对于因重病致贫与中青年群体，危房改造政策实施更加有效地提高了因其他原因致贫与老年群体的健康水平。

上述结论的政策启示如下：第一，为推进“宜居宜业和美乡村建设”，政府应当在危房改造政策现有经验的基础上，对农村低收入群体的居住条件进行摸排，针对居住在危房或居住条件较差的低收入群体，因地制宜推广开展人居环境提升行动。第二，改善农村低收入群体居住环境的着力点，一是

要努力改善农房的卫生条件，保证农房符合卫生厕所等基本居住要求；二是要将改善居住环境同清洁供暖和改厨改气工程相结合。改善居住环境的过程也是对住房生活设施重新翻修的过程，政府应当有意识地对农村低收入群体住房的供暖设备与厨房设施进行更新，进而推动农村低收入群体使用清洁能源。第三，政府应当提高政策的靶向性，在推进农村人居环境提升行动之前，对潜在参与者的基本家庭情况进行摸排，重点改善老年群低收入家庭的居住环境。针对无老年个体或因重病低收入的家庭，居住环境改善对健康水平的提升作用有限，政府应当加大健康帮扶的力度。

由于数据受限，本文仍然存在一些局限性。第一，本文未能挖掘危房改造政策实施对农村低收入群体健康提升效应的全部作用机制；第二，因变量“健康水平”是一个二值变量，所以本文无法从健康状态分类的角度更进一步论证危房改造政策实施对何种健康问题的影响更为突出；第三，核心解释变量“危房改造政策”也是一个二值变量，无法全面地刻画危房改造政策实施对不同建档立卡贫困户实施强度的差异。后续研究可以从以上视角开展进一步论证，更加系统和深入地把握危房改造政策实施的健康提升效应，从而为更加精准和有效地提升农村低收入群体的健康水平提供决策参考。

参考文献

- 1.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.曹小琳、向小玉，2015：《农村危房改造的影响因素分析及对策建议》，《重庆大学学报（社会科学版）》第5期，第57-64页。
- 3.陈淑云、杨建坤，2018：《住房是否影响了居民健康？——来自中国综合社会调查（2015）的实证分析》，《华中师范大学学报（人文社会科学版）》第5期，第55-64页。
- 4.董杰、尹希果、张宽、李后建，2022：《“厕所革命”与农村未成年人健康：微观证据及作用机制》，《农业技术经济》第7期，第128-144页。
- 5.方黎明、陆楠，2019：《能源替代的健康效应——生活能源替代对中老年农村居民健康的影响》，《中国人口·资源与环境》第6期，第40-49页。
- 6.郝枫、张圆、李晓红，2020：《中国健康资本内生折旧率估算及成因分析》，《人口与发展》第2期，第36-48页。
- 7.匡敏、何飞，2018：《“新农保”对农村老年人口健康的影响与养老服务优化研究》，《农村经济》第10期，第84-90页。
- 8.雷玉琼、罗小江，2019：《精准扶贫领域腐败现状及防治对策——基于H省相关平台报道的案件》，《中国行政管理》第11期，第25-30页。
- 9.李国庆、张志敏，2020：《城市更新助推垦区城镇再生与社会治理——以江西省垦区危房区改造为例》，《南京社会科学》第5期，第51-58页。
- 10.李礼、陈思月，2018：《居住条件对健康的影响研究——基于CFPS2016年数据的实证分析》，《经济问题》第9期，第81-86页。
- 11.李涛、史宇鹏、陈斌开，2011：《住房与幸福：幸福经济学视角下的中国城镇居民住房问题》，《经济研究》第

9期,第69-82页、第160页。

12.梁超、王素素、孙涛,2022:《公共卫生与长期人力资本——基于中国农村“改水改厕”事件的研究》,《财经研究》第7期,第154-168页。

13.梁若冰、王英杰,2022:《清洁用能、雾霾治理与居民反馈》,《经济学动态》第1期,第79-99页。

14.梁樱、侯斌、李霜双,2017:《生活压力、居住条件对农民工精神健康的影响》,《城市问题》第9期,第94-103页。

15.吕美晔、王翌秋,2012:《基于四部模型法的中国农村居民医疗服务需求分析》,《中国农村经济》第6期,第59-71页。

16.苗艳青、陈文晶,2010:《空气污染和健康需求: Grossman 模型的应用》,《世界经济》第6期,第140-160页。

17.牛建林、郑真真、张玲华、曾序春,2011:《城市外来务工人员的工作和居住环境及其健康效应——以深圳为例》,《人口研究》第3期,第64-75页。

18.孙慧波、赵霞,2018:《居住条件对城市老年人健康的影响》,《大连理工大学学报(社会科学版)》第2期,第121-128页。

19.王兵、聂欣,2016:《经济发展的健康成本: 污水排放与农村中老年健康》,《金融研究》第3期,第59-73页。

20.王桂新、苏晓馨、文鸣,2011:《城市外来人口居住条件对其健康影响之考察——以上海为例》,《人口研究》第2期,第60-72页。

21.王玉泽、罗能生,2020:《空气污染、健康折旧与医疗成本——基于生理、心理及社会适应能力三重视角的研究》,《经济研究》第12期,第80-97页。

22.颜海娜,2017:《农村危房改造政策执行的影响因素分析——基于米特尔-霍恩模型的一个解释》,《学术研究》第6期,第56-62页。

23.虞晓芬、张利花、范建双,2015:《危旧房改造增值评估——实物期权方法》,《管理评论》第10期,第54-59页、第107页。

24.曾嶒、唐松,2023:《新冠疫情下国有企业的经济稳定器作用——基于供应链扶持的视角》,《经济研究》第3期,第78-96页。

25.张剑、隋艳晖,2016:《农村危房改造扶贫的问题与对策研究——基于山东、河南的督导调研》,《经济问题》第10期,第73-76页。

26.张鹏龙、韩天阔,2023:《“我和我的家乡”: 人口流动与省际贸易》,《世界经济》第2期,第31-55页。

27.张鹏龙、胡羽珊、王亚华,2023:《农业保险对农户合作行为的影响、机制与含义——以农村灌溉集体行动为例》,《中国软科学》第3期,第42-51页。

28.赵绍阳、臧文斌、傅十和、刘国恩,2013:《强制医保制度下无保险人群的健康状况研究》,《经济研究》第7期,第118-131页。

29.赵忠、侯振刚,2005:《我国城镇居民的健康需求与 Grossman 模型——来自截面数据的证据》,《经济研究》第10期,第79-90页。

30.郑适、周海文、周永刚、王志刚,2017:《“新农合”改善农村居民的身心健康了吗?——来自苏鲁皖豫四省的

经验证据》，《中国软科学》第1期，第139-149页。

31.中共国家乡村振兴局党组，2021：《人类减贫史上的伟大奇迹》，《求是》第4期，第28-34页。

32.Dayal, V., A. Murugesan, and T. Rahman, 2022, "Drain on Your Health: Sanitation Externalities from Dirty Drains in India", *Review of Development Economics*, 26(4): 2251-2273.

33.Grossman, M., 1972, "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", *Journal of Political Economy*, 80(2): 223-255.

34.Guite, H. F., C. Clark, and G. Ackrill, 2006, "The Impact of the Physical and Urban Environment on Mental Well-being", *Public Health*, 120(12): 1117-1126.

35.Hu, F., 2013, "Homeownership and Subjective Wellbeing in Urban China: Does Owning A House Make You Happier?", *Social Indicators Research*, 110(3): 951-971.

36.Macintyre, S., A. Ellaway, and S. Cummins, 2002, "Place Effects on Health: How Can We Conceptualise, Operationalise and Measure Them?", *Social Science & Medicine*, 55(1): 125-139.

37.Oswald, F., H. W. Wahl, O. Schilling, C. Nygren, A. Malmgren Fänge, A. Sixsmith, J. Sixsmith, Z. Szeman, S. Tomsone, and S. Iwarsson, 2007, "Relationships Between Housing and Healthy Aging in Very Old Age", *The Gerontologist*, 47(1): 96-107.

(作者单位：¹清华大学公共管理学院；

²中国人民大学经济学院)

(责任编辑：全世文)

The Health-enhancing Effects of the Implementation of Rural Dilapidated House Renovation Policy

ZHANG Penglong ZHONG Jianle HU Yushan

Abstract: Building beautiful and harmonious countryside that is desirable for living and working is an important part of an agricultural power. Based on the tracking data of registered impoverished rural households, this paper uses the staggered difference-in-differences model to analyze the impact of the implementation of dilapidated house renovation policy on the health of the impoverished population in rural areas and its mechanisms. We find that the implementation of the policy significantly improves the health level of the impoverished population. Building sanitary toilets and using clean energy are the two ways by which the implementation of the policy enhances the health of the impoverished population. Heterogeneity analysis shows that the policy's health effect is larger on the impoverished without serious illness and senior people. This paper provides insights for understanding the health-enhancing effect of improving living conditions and further adjusting the policies supporting low-income groups in rural areas.

Keywords: Dilapidated House Renovation; Impoverished Rural Population; Health; Difference-in-Differences Model

以国家公园为主体的自然保护地治理： 历程、挑战以及体系优化*

王昌海¹ 谢梦玲²

摘要：建立自然保护地是保护生物多样性最有效的举措。新中国成立以来，中国自然保护地治理历程主要经历了摸索创建阶段、稳步发展阶段、快速发展阶段和高质量发展阶段。推进以国家公园为主体的自然保护地体系建设，是贯彻习近平生态文明思想的重大举措，也是党的二十大提出的重大改革任务。本文基于社会—生态系统框架分析表明，自然保护地治理面临一系列挑战：自然保护地资源系统和资源单位存在缺陷、行动者冲突加剧、治理效能有待提升、治理系统有待理顺。需要继续优化以国家公园为主体的自然保护地治理体系：优化保护地系统边界并实现资源价值；促进乡村振兴与自然保护政策协调；厘清自然保护地资源权属问题；完善野生动物肇事补偿制度；构建多元主体参与的协同机制；完善资源环境监测预警机制和效能评估机制；健全法律体系、组织体系和运行保障制度。

关键词：自然保护地 治理历程 治理挑战 治理体系 国家公园

中图分类号：F062.1 **文献标识码：**A

一、引言

中国是世界上自然资源和生物多样性最丰富的国家之一，在维护世界生态安全方面具有非常重要的地位。根据全球生物多样性指数，在全球生物多样性丰富度排名中，中国列在第四位^①。生物多样性是全球人与自然生命的根基，构建了人类生产生活的基础。随着全球气候变化的加剧和人类活动范

*本文研究得到国家社会科学基金一般项目“国家公园体制改革背景下我国自然保护区管理体制研究”（编号：19BGL191）的资助。特别感谢中国人民大学农业与农村发展学院柯水发教授在文章写作与修改过程中给予的建设性意见。当然，文责自负。

^①根据 World-Atlas 的排名，中国生物多样性丰富度列在世界第四位。资料来源：“The 10 Most Biodiverse Countries In The World”，<https://www.worldatlas.com/nature/the-10-most-biodiverse-countries-in-the-world.html>。生物多样性丰富度按照不同方式评定的结果差异较大，例如：McNeely et al.（1990）根据脊椎动物、昆虫中的凤蝶科和高等植物数目评定生物多样性丰富度，中国列在第八位；Mittermeier et al.（1997）根据脊椎动物和植物丰富度评定生物多样性丰富度，中国列在第三位。

围的扩大，物种多样性丧失速率不断加快，自然保护地成为保护物种多样性最后的防线。就地保护能够有效保护生物多样性，而建立自然保护地是全球政府组织和科研机构公认的最直接的、最有效的就地保护方式。

“生态兴则文明兴。”加强生态文明建设的基础就是要有良好的生态环境。长期以来，党中央、国务院一直将保护环境视为国家发展战略，积极倡导人与自然和谐共生的理念，把生态文明建设纳入国家发展总体布局。2019年，中央层面提出了“逐步形成以国家公园为主体、自然保护区为基础、各类自然公园为补充的自然保护地分类系统”的国家战略^①。党的十九届五中全会将基本实现美丽中国建设目标、基本实现国家治理体系和治理能力现代化作为到2035年基本实现社会主义现代化远景目标的重要内容^②。2022年，党的二十大报告强调提升生态系统多样性、稳定性和持续性，指出要推进以国家公园为主体的自然保护地体系建设^③。由此可见，建设国家公园体制、优化自然保护地管理体制作为生态文明体制改革的重要内容，受到党中央、国务院的高度重视。开展国家公园建设有利于推进美丽中国建设，构建以国家公园为主体的自然保护地治理体系已经成为国家治理体系的重要组成部分，因此，进一步完善中国自然保护地治理体系对于生态文明建设和国家治理能力提升具有重大意义（关志鸥，2021）。

随着中国国家公园体制试点建设基本完成，山水林田湖草生态系统保护修复工作也取得阶段性成效，但自然保护地体系建设仍存在一些不可忽视的问题。国内外学者就自然保护地治理相关研究问题展开了深入探索，通过案例研究或综合性分析，针对自然保护地发展进程（黄宝荣等，2018b；王昌海，2018）、管理体制（汪劲，2020）、法律体系构建（吕忠梅，2019；陈真亮，2021）、社区管理（Zhang et al., 2020）、治理模式（刘超，2021）和效果评估（Kantharajan et al., 2022；林雅莉等，2022）等方面，分析自然保护地治理存在的问题，并提出了优化方向（唐小平等，2019）。研究表明，中国自然保护地治理存在法律法规顶层设计缺位、管理体制机制不完善、权责关系未理顺（黄宝荣等，2018a；唐芳林，2019；王毅，2017）等问题。相关研究着眼于自然保护地治理的某个特定问题，提出构建和优化自然保护地治理体系的建议。总体而言，已有文献的研究角度多样化，研究成果比较丰富，但是，现有研究尚缺乏对自然保护地治理的明确定义。更为重要的是，自然保护地治理是一个系统性问题，基于社会生态系统框架视角开展自然保护地治理研究的文献也较为匮乏。

鉴于此，本文运用社会生态系统框架，在明确界定自然保护地治理体系的基础上，系统梳理自然保护地建设历程，剖析自然保护地建设历程中的阶段性问题，分析现阶段自然保护地治理面临的主要

^①参见《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈关于建立以国家公园为主体的自然保护地体系的指导意见〉》，http://www.gov.cn/zhengce/2019-06/26/content_5403497.htm。

^②参见《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》，http://www.gov.cn/zhengce/2020-11/03/content_5556991.htm。

^③参见《习近平：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》，http://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm。

问题，并相应地提出自然保护地治理体系的优化对策。本文研究一方面为深入掌握自然保护地治理体系及其运行过程提供有效工具，另一方面对提升自然保护地治理相关研究的系统性具有边际贡献。

二、研究框架

自然保护地治理就是自然保护地管理机制和制度体系逐步完善的过程（Geldmann et al., 2015; Engen et al., 2018）。根据世界自然保护联盟（International Union for Conservation of Nature, 简称 IUCN）的定义，治理是“不同结构、过程和传统之间的相互联系，从而就公众关注的议题决定‘权利如何发挥作用，决策如何达成，公众和其他相关方如何影响决策’”（达德里，2015）。自然保护地是一个空间边界明确的资源系统，具有专门的管理制度，以管理其边界内定义的自然资源。因此，自然保护地治理体系本质上是一个特殊的环境资源治理体系（Petursson and Vedeld, 2017），由三个关键要素，即资源的属性、所涉及的行动者和制度安排构成（Petursson and Vedeld, 2015）。Ostrom（2007）提出的社会生态系统（social-ecological system, 简称 SES）框架为公共资源治理研究提供了工具，在分析和评估自然保护地治理方面具有良好的适用性。

SES 框架是一个多层级的体系，具体层级数由研究者根据研究需要界定。在扩展的 SES 框架中，第一层级包括四个组成部分，即资源系统、资源单位、行动者和治理系统。资源系统代表资源整体，资源单位是组成资源系统的自然资源，行动者即参与资源利用和管理的个体或集体，治理系统包括一系列制度、规则和规范。四个组成部分及其相互作用和产出都是在特定的社会、经济和政治背景以及生态环境系统下运行并受其影响的（McGinnis and Ostrom, 2014; 王亚华, 2022）。第一层级各组成部分在行动情景中相互作用并决定治理效能，行动情景即生成各组成部分相互作用与产出的情景。第一层级各组成部分之间存在特定的逻辑联系：资源单位是资源系统的构成部分；治理系统为行动者参与设定规则，规定了行动者的权责并影响其决策（Lockwood, 2010; Ho et al., 2014）；在资源系统和治理系统设定的条件下，行动者将资源单位投入转化为产出；与此同时，相互作用与产出对四个组成部分也存在动态反馈。应用 SES 框架首先应该依据研究问题的需要，确定核心分析层级，进而明确各层级的变量（McGinnis and Ostrom, 2014）。

基于自然保护地治理研究的需要，本文将主要分析层级的内涵和变量设定如下：资源系统即自然保护地整体，它的边界由相关部门划定的边界决定，同时包含不同类型的自然资源。资源单位即自然保护地内各类自然资源单位及其属性，如数量、特征和经济价值等。行动者即自然保护地相关管理机构、政府部门、社区和公众等参与自然保护地治理的利益相关者。治理系统即自然保护地治理的相关制度安排，如政府组织、自然资源产权制度、管理系统运行保障制度和法律体系等。自然保护地治理各因素的相互作用即政府部门、管理机构与社区等行动者之间的冲突、协作过程和监督评估活动；自然保护地治理产出表现为治理效能，包括社会绩效和生态绩效，即自然保护地治理在社区发展和自然保护方面取得的成效。

基于 Ostrom 扩展的 SES 框架（McGinnis and Ostrom, 2014），本文构建的自然保护地治理体系如图 1 所示。自然保护地资源系统和资源单位明确了自然保护地治理的范围和自然资源基础，自然保

护地行动者以自然保护地系统和自然资源为投入对象，在政府组织、自然保护地治理系统运行保障制度、产权制度和法律体系等制度安排下，形成矛盾冲突关系或建立协作关系，同时针对治理过程和成效开展监督评估活动，明确治理的社会绩效和生态绩效，社会、经济和政治背景以及相关生态系统是影响治理体系的外在因素。综上所述，本文将自然保护地治理体系定义为一个在外部因素影响下，以自然保护地资源系统和资源单位为基础、以相关治理系统为核心、以行动者为关键主体，各要素相互作用从而决定自然保护地产出的系统。自然保护地治理则是这一系统的运行过程。

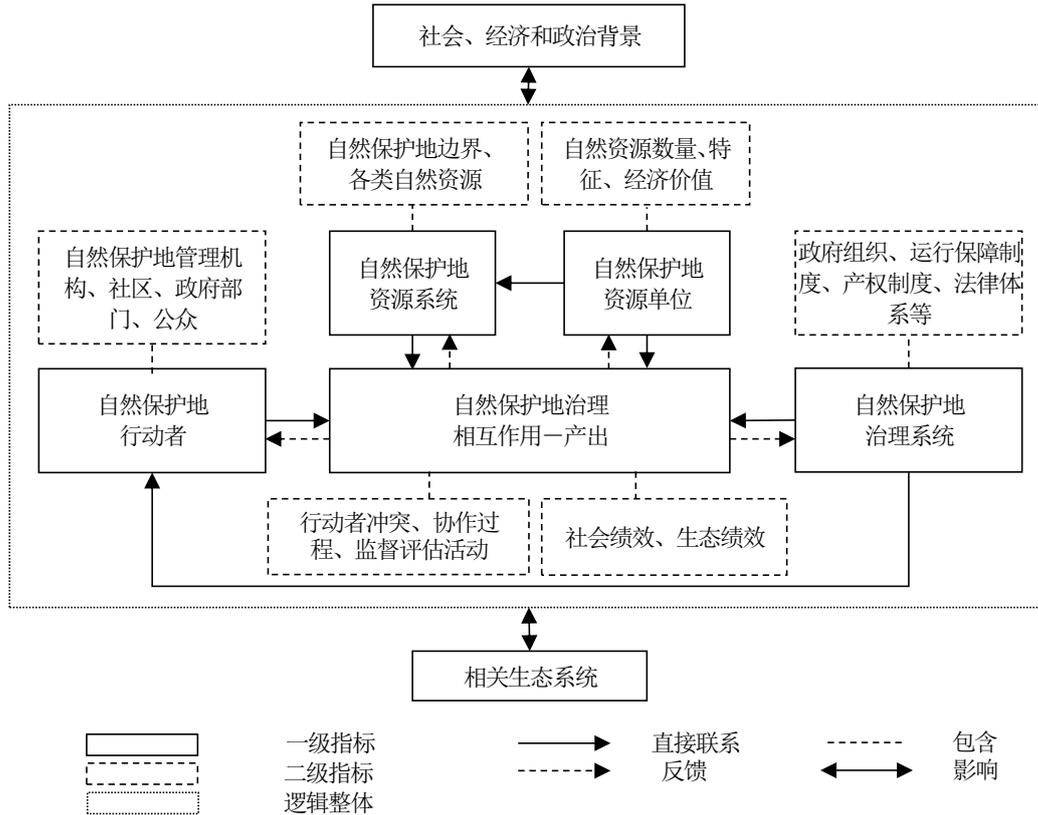


图1 基于扩展的SES框架的自然保护地治理体系

三、中国自然保护地治理的发展历程

新中国成立以后，为了保护生物多样性，从中央到地方都付出了巨大努力。生物多样性保护主要有迁地保护和就地保护两种方式。中国自然保护地建设从无到有，经过几十年的建设与发展，走的道路不同于国际上其他国家——中国建设了以自然保护区而非国家公园为主体的自然保护地治理体系。因此，本文重点概述中国自然保护区治理的发展历程。

建立自然保护区是就地保护生物多样性最有效的措施（Cazalis and Prévot, 2019）。自1956年中国在广东鼎湖山建立第一个自然保护区以来，自然保护区建设经历了从无到有、从小到大、从单一到综合的过程。图2展示了1956—2018年中国自然保护区数量和面积变化情况。截至2018年底，中国

共建立各种类型自然保护区 2750 个，总面积约 14716.7 万公顷，占陆地国土面积的 15.33%^①，形成了布局较为合理、类型较为齐全的自然保护区网络体系。中国自然保护区治理起步较晚，新中国成立以来主要经历了四个阶段：摸索创建阶段（1956—1978 年）、稳步发展阶段（1979—1993 年）、快速发展阶段（1994—2009 年）和高质量发展阶段（2010 年至今）。根据自然保护地治理体系主要构成元素，本文重点从自然保护区规模和类型、相关制度安排和实践进展，以及自然保护区与社区的关系等方面剖析各阶段自然保护区治理的发展成效和问题。

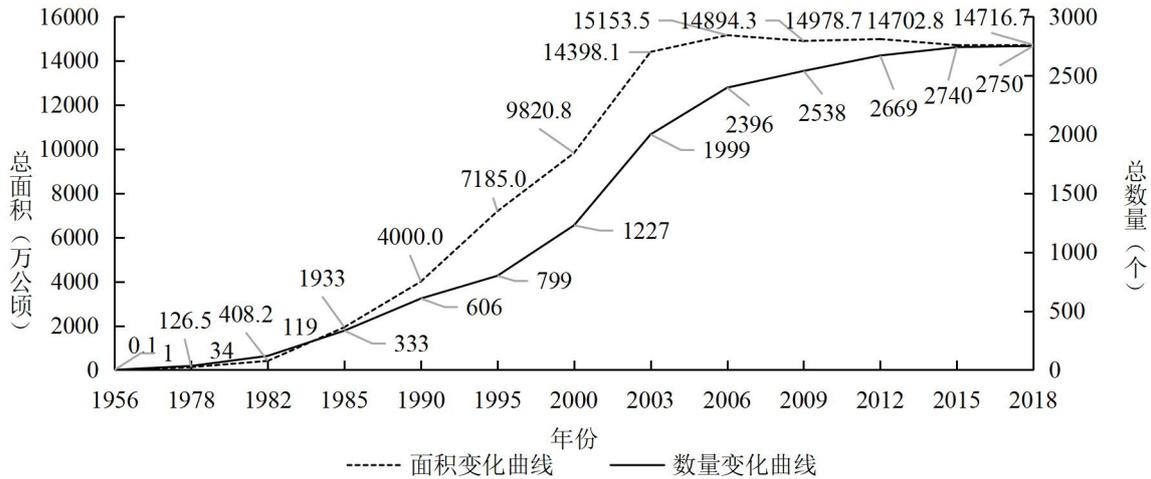


图2 中国自然保护区数量和面积变化情况（1956—2018年）

资料来源：中国自然保护区 1956—1999 年数据来自国家环境保护总局（2000）；2000—2018 年数据来自《中国统计年鉴》（2001—2019 年，历年），<http://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/>。

1. 摸索创建阶段（1956—1978 年）。1956 年，为响应国家重要部署决定、保障科学研究需要，第七次全国林业大会审议并通过了《关于天然林禁伐区（自然保护区）划定草案》，标志着中国从国家层面拉开了自然保护区建设的序幕^②。同年，鼎湖山自然保护区建立。此后，中国初步建立了一些以保护珍稀物种为主的自然保护区。例如：1962 年中央将大熊猫等 19 种野生动物列为“珍贵稀有”保护物种后，四川省于 1963 年建立以保护大熊猫等珍稀动物为主的特定物种保护区。然而，在随后 20 多年的自然保护区建设中，中国自然保护区数量、面积和类型增长都极为缓慢。1966—1976 年中国新建自然保护区数量几乎为零，部分已建保护区甚至被撤销，自然保护工作处于停滞状态。截至 1978 年底，中国共计建立 34 个自然保护区，绝大部分是以陆地森林生态系统为基础建立的，类型较为单一，而保护面积仅为 126.5 万公顷，约占陆域国土面积的 0.13%（见图 2）。

在制度安排方面，这一阶段中国还没有形成国家层面的自然保护区治理相关的制度体系或者法律法规，缺乏自然保护区管理计划。在与社区的关系方面，这一阶段中国自然保护区建设并没有过多考虑周边社区农户发展情况，因为此时自然保护区建设并没有对当地农户的生产生活产生实质性影响，

^①资料来源：《中国统计年鉴 2019》，<http://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/2019/indexch.htm>。

^②资料来源：《山林常绿水常清》，<http://www.forestry.gov.cn/main/72/20190505/171023147375382.html>。

即使是保护区内的森林采伐工作也没有受到严格限制，因此，社区发展与自然保护的矛盾几乎不存在。总体而言，摸索创建阶段的自然保护区建设实现了从无到有，但在保护地规模与体系、制度构建以及保护效果等方面取得的成果十分有限，没有形成一套有效的治理体系。

2.稳步发展阶段（1979—1993年）。中国社会经济发展进入改革开放历史时期后，自然保护区建设事业也逐步走上发展的正轨，自然保护区治理进入了有序稳步发展阶段，不仅数量和面积逐步增长，法律法规也逐步建立起来，同时在处理与社区关系方面做出了有益的尝试。从自然保护区规模来看，截至1993年底，生物多样性丰富的省份首先建立了一批不同类型（湿地、森林和草原等）的自然保护区，由图3可知，建立自然保护区数量较多的省份分别是黑龙江（69个）、云南（63个）和广西（59个）；自然保护区面积占省域面积比例较高的省份分别是西藏（30.25%）、甘肃（11.8%）和新疆（9.14%）。

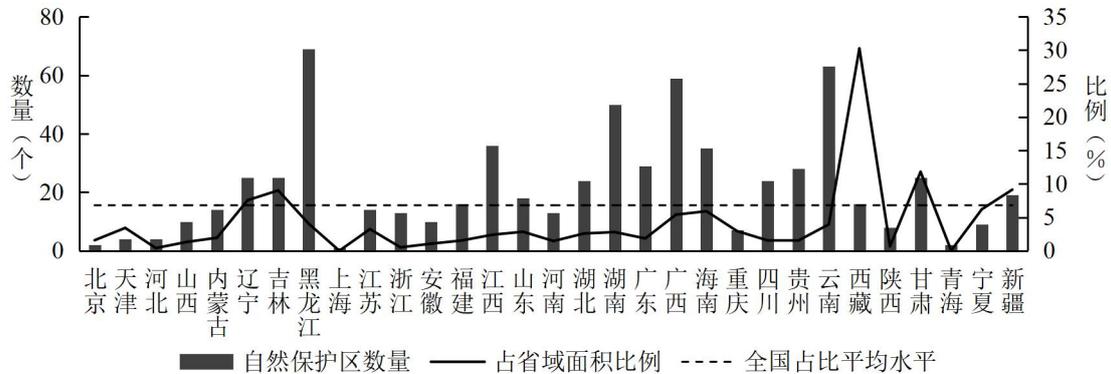


图3 全国各省份自然保护区数量与自然保护区面积占省域面积比例情况（截至1993年底）

资料来源：根据《全国自然保护区名录（2014）》整理而得，<https://www.mee.gov.cn/ywgz/zrstbh/zrbhdjg/201605/P020161108589922495880.pdf>。

通过采取“早划多划、先划后建、抢救为主”的措施，中国“抢救式”保护了一批濒危物种和自然遗迹，重点保护了一批中国珍稀濒危野生动物，如大熊猫、朱鹮、金丝猴和丹顶鹤等。截至1993年，自然保护区数量增至763个，包括90个国家级保护区，其中，有10个被纳入世界生物圈^①，总面积达6618万公顷，占陆域国土面积的6.8%^②，接近世界平均水平。然而，由图3可知，全国仅有5个省份自然保护地面积占省域面积比例超过全国占比平均水平，同时一些特有珍稀物种、濒危物种集中分布区还没有得到就地保护。

^①10个被纳入世界生物圈保护区的自然保护区分别为吉林长白山国家级自然保护区、鼎湖山国家级自然保护区、卧龙国家级自然保护区、贵州梵净山国家级自然保护区、福建武夷山国家级自然保护区、内蒙古锡林郭勒草原国家级自然保护区、神农架国家级自然保护区、新疆天池博格达峰国家级自然保护区、江苏盐城国家级珍禽自然保护区和云南西双版纳国家级自然保护区。资料来源：根据中华人民共和国人与生物圈国家委员会官方网站世界生物圈保护区（中国）成员资料整理而得，<http://www.mab.cas.cn/zgsjswqbhq/cyzl/>。

^②资料来源：根据《全国自然保护区名录（2014）》整理而得。

与自然保护区规模增长和类型丰富同步取得的进展是相关制度开始建立。1979年,《中华人民共和国环境保护法(试行)》^①和《中华人民共和国森林法(试行)》^②正式颁布,为初期的自然保护区建设提供了基础保障。1985年,中国首部指导保护区治理的行政性法规——《森林和野生动物类型自然保护区管理办法》颁布和实施,为野生动物栖息地建设、指导周边区域社会经济发展奠定了基础^③。1987年,中国第一部自然资源保护领域国家层面指导性文件——《中国自然保护纲要》颁布实施,为自然保护工作的开展提供了纲领^④。1988年,《中华人民共和国野生动物保护法》颁布,生物多样性保护特别是珍稀野生动物保护进入依法治理的阶段^⑤。中国在参与生态保护国际合作方面也取得了进展:1992年,中国加入了国际《湿地公约》^⑥;同年,中国签署了联合国规划署通过的国际性公约《生物多样性公约》,中国的生物多样性保护工作进一步与国际自然保护制度接轨^⑦。然而,虽然这一阶段自然保护地治理相关制度安排取得了一定进展,但缺乏针对自然保护区的专门立法,同时,这些法规主要是行政性法规,立法层级不高,在约束性和指导性方面的作用较为有限。

在这一阶段,中国就自然保护区与社区关系展开了初步探索。在与国际环境保护公益组织(世界自然基金会、全球环境基金会等)的合作中,社区共管的自然保护地治理理念被引入中国生物多样性保护领域^⑧。社区共管被世界很多国家用于自然保护地治理中(Qobiljon et al., 2021),在社区共管模式下,社区既对自然保护做贡献,也能从可持续利用自然资源中获益(Wei and Tong, 2021)。众多研究和实践证明,通过在生物多样性丰富的区域实施社区共管项目,保护区与周边社区的关系得到了改善,农户保护生物物种及其栖息地的积极性和自觉性得到了一定程度的提高(Zachrisson, 2008; Soliku and Schraml, 2018)。但在中国彼时的社会经济条件下,社区共管项目的资助资金没有连续性,社区共管在中国并未获得有效的推广。然而,由于自然保护与地方发展的经济冲突仍未充分显现,中国对自然保护区与社区关系的关注度和认知不足,这一时期建立的行政性法律法规没有明确自然保护地周边社区的土地权属,也没有明确野生动物肇事补偿的解决办法,为后来自然保护区治理中保护地与社区的矛盾冲突埋下了隐患。

^①资料来源:《中华人民共和国环境保护法(试行)》, <https://xuewen.cnki.net/CJFD-HJBU197905000.html>。

^②资料来源:《中华人民共和国森林法(试行)》, <https://xuewen.cnki.net/CJFD-XJLY197902001.html>。

^③资料来源:《森林和野生动物类型自然保护区管理办法》, <http://www.forestry.gov.cn/main/3950/20170314/459887.html>。

^④资料来源:《中国自然保护纲要》, <https://xuewen.cnki.net/r2009010210017319.html>。

^⑤资料来源:《中华人民共和国野生动物保护法》, http://www.gov.cn/xinwen/2022-12/31/content_5734357.htm。

^⑥资料来源:《湿地公约》, http://svideo.mfa.gov.cn/ziliao_674904/tytj_674911/201410/t20141016_7949703.shtml。

^⑦资料来源:《〈生物多样性公约〉及其〈卡塔赫纳生物安全议定书〉、〈关于获取遗传资源和公正和公平分享其利用所产生惠益的名古屋议定书〉、〈卡塔赫纳生物安全议定书关于赔偿责任与补救的名古屋—吉隆坡议定书〉》, https://www.mfa.gov.cn/web/ziliao_674904/tytj_674911/tyfg_674913/201410/t20141016_9867767.shtml。

^⑧社区共管也就是合作管理,指涉及保护管理的不同利益相关群体,建立起相互信任的合作伙伴关系,共同参与保护管理方案的决策、实施和评估的过程(Nurse-Bray and Rist, 2009)。

3.快速发展阶段（1994—2009年）。1994年，中国首部自然保护区法律法规《自然保护区条例》正式颁布并实施^①，使中国自然保护事业进入了有法可依、有章可循的快速发展阶段。2000年以来，中国相继实施了六大林业重点工程^②，自然保护区数量和覆盖面积快速增长。仅2000—2007年间，中国建立了1300余个自然保护区，接近60年（1956—2016年）建设总数量的一半，到2009年底，全国大陆地区已建立各类自然保护区2541个，总面积约1.47亿公顷，占陆域国土面积的14.7%^③。由图4可知，有5个省份（上海、四川、西藏、甘肃和青海）自然保护地面积占省域面积比例超过全国占比平均水平。在此阶段，中国建成了世界上规模最大的保护地体系之一，有效保护了90%陆地生态系统和85%野生动物种群^④，对于生物多样性保护事业的健康发展起到了重要作用。然而，由于中国构建了基于自然资源类型的自然保护区分类分级体系，不同的资源管理部门在同一区域重复设立自然保护区，存在不同类型、级别的自然保护区边界交叉等现象，使得多头管理和交叉重叠问题越发突出，严重影响了自然保护区的管理效率。

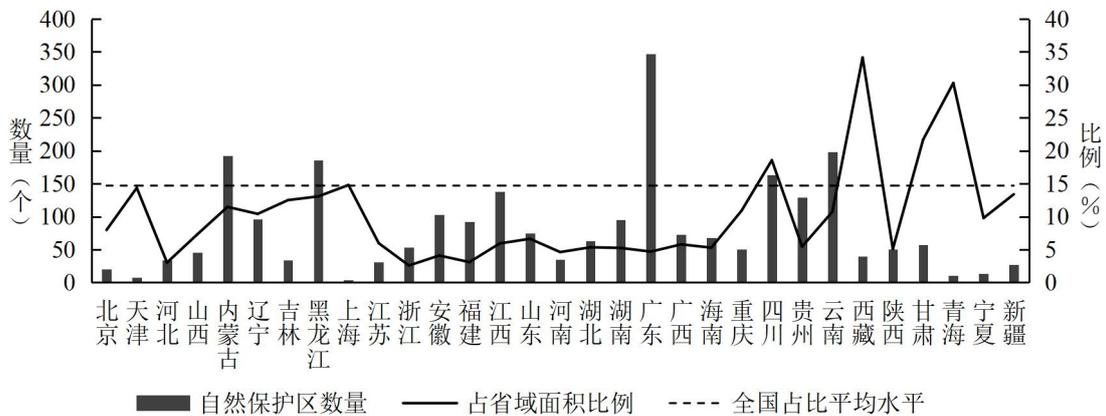


图4 全国各省份自然保护区数量与省域面积占比（截至2009年底）

资料来源：笔者根据《全国自然保护区名录（2014）》整理而得。

在制度安排方面，随着《自然保护区条例》的发布，在国家法律法规基础上，较多西部省份颁布了省级自然保护区法律法规，例如，1999年四川省颁布了《四川省自然保护区管理条例》^⑤。然而，

^①资料来源：《中华人民共和国自然保护区条例》，http://www.gov.cn/zhengce/2020-12/26/content_5575048.htm。

^②六大林业生态重点工程指的是天然林保护工程、退耕还林工程、“三北”和长江中下游地区等重点防护林建设工程、京津风沙源治理工程、野生动植物保护和自然保护区建设工程、重点地区速生丰产用材林基地建设工程等。资料来源：《中国实施六大林业重点工程》，<http://www.scio.gov.cn/xwfbh/xwfbh/wqfbh/2002/0514/document/327575/327575.htm>。

^③资料来源：根据《全国自然保护区名录（2014）》整理而得。

^④资料来源：《国家林业局发布2009年全国林业经济运行状况报告》，http://www.gov.cn/gzdt/2010-01/14/content_1510188.htm。

^⑤资料来源：《四川省自然保护区管理条例》，<https://flk.npc.gov.cn/detail2.html?NDAyOGFiY2M2MTI3Nzc5MzAxNjEyODg3NTI1NDNIYmY>。

中国自然保护区管理制度并不健全。由于经济水平限制和资金机制缺陷，自然保护区建设与管理经费不足，很多自然保护区管理机构的经费仅能维持“人头费”，不能满足开展日常运营的活动开支，影响了保护区健康发展。此外，统计数据显示，全国仍然有 32% 的自然保护区没有设立管理机构，保护区人员编制不足、素质较低，特别是缺乏专业技术人员，自然保护区“批准设立但不建设、即使建设了但不管理、即使有管理但不认真”的问题没有得到有效解决（环境保护部自然生态保护司，2015）。

中国自然保护区建设的快速发展，直接导致生物多样性保护与区域发展之间、保护区与社区之间的矛盾冲突进一步凸显。中国自然保护区内存在大量原住民，但历史遗留的土地权属模糊、划界不明问题，不利于协调自然保护区的生态保护与原住民土地权益维护二者之间的关系（Nienke et al., 2018）。同时，自然保护区野生动物伤人、伤畜的现象较为普遍，人兽冲突较为突出。但由于经济补偿机制不健全，受害主体往往没有得到相应的经济补偿，导致自然保护区与原住民的矛盾突出。此外，随着中国社会经济的发展，特别是 2000 年以后，人类活动也对自然保护区建设与管理造成了严重困扰。自然保护区内居民放牧、安夹放套、采药和盗伐等活动，直接破坏野生动植物保护地的生态环境；自然保护区内修建小型水电站和高速公路、毁林复垦和湿地造田等不合理的开发活动，直接造成野生动物栖息地破碎化和种群数量减少（曹巍等，2019）。

4. 高质量发展阶段（2010 年至今）。在快速发展阶段之后，中国政府将保护成效提升的重要性置于数量增长之上，开展自然保护地体制改革。自然保护地治理体系出现重大调整，最鲜明的变化在于新建了国家公园保护地类型。2013 年，党的十八大首次提出建立国家公园体制^①。2015 年，中共中央制定了生态文明建设的改革方案，开启了为期三年的国家公园试点^②。截至 2018 年底，全国共有各种类型、不同级别的自然保护区 2750 个，总面积为 14716.7 万公顷^③。2021 年，在国家公园体制试点的基础上，中国正式设立三江源、东北虎豹、大熊猫、武夷山以及海南热带雨林等第一批国家公园。2022 年，国家林草局等部门联合印发的《国家公园空间布局方案》明确提出，到 2035 年，中国要建立世界上最大保护面积的国家公园体系，进一步推进以国家公园为主体、自然保护区为基础、自然公园为补充的自然保护地体系建设^④。

经过 60 多年的发展，中国自然保护区建设取得了一系列积极成就。截至 2020 年底，中国已建立国家公园、自然保护区和自然公园各级各类自然保护地近 1.18 万个，总面积约占陆域国土面积的 18%，使中国 90% 的陆地生态系统类型和 85% 的野生动物种类得到有效保护^⑤。珍稀野生动物种群数量不断

^① 参见《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》，http://www.gov.cn/jrzq/2013-11/15/content_2528179.htm。

^② 参见《中共中央 国务院印发〈生态文明体制改革总体方案〉》，http://www.gov.cn/guowuyuan/2015-09/21/content_2936327.htm。

^③ 资料来源：《中国统计年鉴 2019》，<http://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/2019/indexch.htm>。

^④ 资料来源：《〈国家公园空间布局方案〉印发》，<http://www.forestry.gov.cn/main/5967/20230105/154219691610125.html>。

^⑤ 资料来源：《“关于加强生物多样性保护的提案”复文（2021 年第 2567 号（资源环境类 289 号））》，<http://www.forestry.gov.cn/main/4862/20211119/155221189886761.html>。

增加、生态活动空间逐步拓展（魏辅文等，2021）。2021年发布的《中国的生物多样性保护》白皮书显示，大熊猫受威胁程度等级从“濒危”降为“易危”，野外种群数量40年间从1114只增加到1864只，朱鹮由发现之初的7只增长至野外种群和人工繁育种群总数超过5000只，亚洲象野外种群数量从20世纪80年代的180头增加到300头左右^①。

国家公园体制改革全面开启了以国家公园为主体的自然保护地治理体系建设新阶段，为解决自然保护地治理存在的历史遗留问题和提升自然保护管理效能提供了良好机遇。这一阶段的突出特征是深入优化正式制度安排，从顶层设计出发寻求系统化的变革，治理逐渐法治化。党的十九大以来，中国保护地政策法规体系加快优化，中共中央制定保护地改革顶层设计，明确提出未来中国自然保护地发展的路径。自2020年起，中国颁布了《中华人民共和国生物安全法》^②，修订了《中华人民共和国野生动物保护法》^③；同时，动物防疫相关法律法规的修订进一步完善了自然保护的法律法规体系。2021年12月，全国人大通过了《中华人民共和国湿地保护法》^④。至此，中国在全球三大生态系统（森林、海洋、湿地）领域均有了国家层面的专门立法，生物多样性保护全面进入法治阶段。与此同时，为了提高自然保护区的治理成效，中央加大了对各类自然保护区监管与违法查处力度，持续深入开展“绿盾”专项行动，促进自然保护区健康可持续发展。

在高质量发展阶段，为了促进自然保护区与社区和谐发展，中国进一步推进了社区参与保护区管理。一方面，社区共管模式在多个自然保护区得到实践推行，为社区居民提供了参与决策与管理的途径。地方政府建立共管协议，涉及社区关切事项时，实行共同议事制度。在国家公园试点中，相关部门探索解决土地权属模糊的问题，通过赎买和土地置换等举措改变公园区域部分集体土地的所有权，或者采取签订使用协议、政府租赁和地役权改革等措施，在一定程度上实现了保护地土地统一管理，同时又保障了社区居民所有权权益。另一方面，社区参与的方式也越来越多样化，居民不仅参与自然保护区管理，也参与自然保护区经营和产业发展，从而获得经济利益。随着经济发展和人民生活水平提高，自然保护区旅游业越来越发达，为社区提供了增收机遇。此外，各地探索了多种生态补偿方式，补偿社区居民为保护自然保护区承担的经济成本。例如，云南实行购买保险等举措进行野生动物肇事补偿，在一定程度上有利于缓解自然保护区与社区的矛盾。

四、中国自然保护地治理面临的挑战

国家公园体制是中国社会经济发展到一定阶段的产物，国家公园建设的顶层设计以习近平生态文明思想为指导，遵循“绿水青山就是金山银山，保护环境就是保护生产力”的新经济发展观与“生态兴则文明兴、生态衰则文明衰”“人与自然和谐共生”等生态观。从自然保护地治理发展历程各阶段

^①资料来源：《〈中国的生物多样性保护〉白皮书》，<http://www.scio.gov.cn/ztk/dtzt/44689/47139/index.htm>。

^②资料来源：《中华人民共和国生物安全法》，http://www.gov.cn/xinwen/2020-10/18/content_5552108.htm。

^③资料来源：《中华人民共和国野生动物保护法》，http://www.gov.cn/xinwen/2022-12/31/content_5734357.htm。

^④资料来源：《中华人民共和国湿地保护法》，http://www.gov.cn/xinwen/2021-12/25/content_5664475.htm。

遗留的问题和自然保护地体制改革时期暴露出的不足来看，中国自然保护地治理面临自然保护地资源系统和资源单位存在缺陷、行动者冲突加剧、治理效能有待提升和治理系统有待理顺等挑战。

（一）自然保护地资源系统和资源单位存在缺陷

随着中国生物多样性保护事业日益受到中央重视，中国逐步建立了各种不同类型的自然保护地，保护了绝大多数的重要珍稀动植物资源和地质遗产地，但不同类型、不同等级自然保护地产生了空间重叠设置的问题，加上野生动物种群数量和活动栖息地的变动，保护地边界和功能区分区面临调整的要求。自然保护地作为人为界定的管理区域，它们的规模和系统边界设置是否科学合理会在很大程度上影响相关自然保护地治理的过程和效能。同时，资源系统内资源单位的经济价值能否实现也会影响自然保护地治理的可持续性。

1. 自然保护地空间重叠设置。有研究指出，涉及空间重叠的自然保护地比例约为 18%，即大约每 5 个保护地中就有 1 个存在重叠现象，其中，国家级自然保护地的空间重叠问题比省、市、县级严重，涉及数量较多的类型依次为风景名胜区分区、自然保护区、森林公园、水利风景区和湿地公园（马童慧等，2019）。多个省份自然保护地重叠情况较为严重，重叠率均在 30% 以上（杨志刚等，2021；李永进等，2021；王诗童等，2021），同时，有一部分重要生物多样性丰富区域仍然存在保护空缺（唐小平等，2020）。自然保护地系统边界重叠直接导致治理体系混乱。一方面，“多块牌子，一套人马”、林业和环保等部门多头管理的现象导致自然保护地之间管理制度存在冲突，自然保护地社会公益属性和公共管理职责不够明确，严格保护与适度经营混在一起（张丽荣等，2019），政府管理部门权责不清，权力争夺或责任推诿问题难以根治。另一方面，自然保护区与自然公园在功能区设置和功能方向上存在差异，自然保护区侧重于生态保护，而自然公园则侧重于供居民观光游览，目标设定的差异严重影响生态保护成效。

自然保护地空间重叠的直接原因是不同资源主管部门针对不同类型自然资源分别设立保护地，或不同级别政府各行其是；根本原因则在于政府部门之间协调机制缺失。长期以来，中国不同行政主管部门设立的自然保护地共 21 种，自然保护地体系逐步由多头管理走向统一管理的大部制，还需要继续改革优化（余振国等，2018）。自然保护地系统边界重叠问题已经严重阻碍了中国自然保护地治理的高质量发展，迫切需要系统、全面地梳理空间重叠和交叉管理现状，并优化对保护地的整合对策。这是“十四五”期间自然保护地治理亟待解决的首要问题。

2. 自然保护地边界与功能区需要优化。中国大部分自然保护地范围划定和功能分区不够科学合理，各种矛盾冲突尖锐，主要表现为自然保护地与当地社区之间、自然保护地范围与治理效能之间存在的两对矛盾。一方面，被划入自然保护地区域内的村庄面临生态移民压力，受经济水平和财政能力限制，地方政府难以承担大规模农户迁移的成本，加之自然保护地内农户因个人因素不愿意迁出的问题成为自然保护地建设的痼疾。为此，需要在全国范围内开展自然保护地界限调整，重新划定自然保护地的功能区范围。另一方面，随着自然保护地生态保护成效显现，野生动物种群数量增长，活动区域扩大，需要将生物多样性丰富、珍稀野生动物种群活动区域或重要生态功能区域纳入自然保护地，扩大自然保护区面积，实现对区域生态系统的整体保护。此外，随着野生动物栖息地迁移，有些区域已经不适

合再作为保护区域。将不适合作为保护区的区域调出，既可以减轻保护区管理压力，也有利于区域经济发展。对自然保护地边界和功能区的优化调整，要处理好自然保护地局部优化与总面积不减少的关系，处理好自然保护地系统边界调整与社区治理效能之间的关系，以提高生态成效和管理成效，提升周边居民民生福祉。

在较长的历史时期内，中国急于实行“抢救式”保护，未严格实施自然保护地建设勘界，也未严格遵循自然保护地设立程序，加上自然保护地建设相关制度安排本身存在缺陷，在多种历史因素的共同作用下，造成了边界划分不合理的问题。与此同时，自然保护地边界的科学界定和功能区的合理划分需要综合考虑生物多样性分布、栖息地状况等生态环境因素，以及人类活动分布、管理资源丰富程度和管理水平等社会经济因素，还应动态地根据人类活动、野生动物活动、管理成效和生态成效等因素变化对边界和功能分区做出优化调整。然而，由于未建立基于生态和社会系统动态反馈的调整机制，加之受制于地方经济发展水平的保护地资金供给不能满足分区划界调整的需要，自然保护地边界与功能区优化成为一个系统性难题。

3. 自然保护地内生态产品价值没有实现。生态产品^①包括有形的、无形的产品和服务，它的类型、内涵、价值实现途径具有多样性（沈辉和李宁，2021）。生态产品价值分为市场价值和非市场价值（史恒通等，2017）。自然保护地生态产品可以为珍稀野生动物提供食物来源、维系区域生态安全和提供良好生态环境，具有典型的公共物品属性（叶海涛和方正，2019）。生态产品价值实现是解决环境外部性和保护生态环境的重要途径（沈辉和李宁，2021）。自然保护地良好的生态环境和优质的生态产品，例如自然保护地农户采集的绿色产品、提供的游憩服务等，能够满足人民日益增长的物质需求和精神需求。然而，现实情况是自然保护地生态产品供需存在矛盾，优质生态产品并没有发挥其应有的价值。将自然保护地生态产品价值转化成周边经济发展优势，需要多方合力找到生态产品价值实现途径，在明确自然保护地内生态产品经济价值的基础上，为社区提供经济收入，缓解保护与发展的矛盾，提升自然保护地治理效能。

自然保护地内生态产品价值实现依赖于成熟的价值核算体系和健全的生态产品价值实现机制。然而，中国还没有完善的自然保护地生态产品价值核算体系。从理论和实践的角度看，中国关于生态产品价值内涵和核算理论及技术的研究还处在持续深入阶段，各界在生态产品价值核算指标选取和核算方法等方面还存在一定争议，对此还没有形成统一认识，不足以为地方实践提供充分有效的指导。在生态产品价值实现机制方面，中国没有完善的市场化体系。自然保护地内生态产品的间接价值往往难以直接转化为经济收入。因此，在欠发达地区，地方政府为了发展地方经济，可能会过度开发自然保护区内的生态产品资源，从而严重破坏了生态环境，违背了自然保护地治理理念。健全生态产品价值实现机制是自然保护地治理的难点和关键所在，也是自然保护地治理实践中面临的严峻挑战。

^①2010年印发的《全国主体功能区规划》指出，生态产品是指维系生态安全、保障生态调节功能、提供良好人居环境的自然要素。参见《国务院关于印发全国主体功能区规划的通知》，http://www.gov.cn/zwgc/2011-06/08/content_1879180.htm。

（二）自然保护地行动者冲突加剧

全球自然保护地治理类型主要有政府治理、共同治理、私人治理，以及原住民和社区治理四种（达德里，2015）。根据中国国家治理制度特征和基本国情，中国各类自然保护地治理类型均属于政府治理的范畴（包括中央政府和地方政府治理）。无论在何种治理类型下，社区、管理机构和政府部门都是自然保护地治理最关键的行动者。行动者之间的冲突涉及政府不同部门之间的政策冲突、作为资源所有者和使用者的社区与管理机构之间的冲突，以及承受自然保护地建设成本的社区与享受生态效益的外部行动者之间的冲突。具体而言，中国自然保护地治理面临自然保护政策与经济发展政策冲突，自然保护地与周边社区土地权属不清，以及生态补偿机制难以有效协调利益冲突等管理问题。

1. 自然保护政策与经济发展政策的冲突。2020年底，中国如期完成了新时代脱贫攻坚目标任务。为巩固中国脱贫攻坚成果，党中央、国务院继续推进乡村振兴战略。但中国大部分自然保护地集中在乡村振兴战略的重点地区——“老少边穷”地区，自然保护地内村庄的发展必然会受到自然保护政策的影响。产业兴旺离不开良好的基础设施支撑，国家强调加强农业农村基础设施建设。但是，自然保护地内基础设施建设受到限制，生活性基础设施、生产性基础设施、人文基础设施和流通性基础设施落后，影响着周边农户民生福祉，社区发展严重受限（雷会霞等，2020）。例如，自然保护区内乡村道路需要拓宽和翻新硬化路面，但是根据国家自然保护地相关政策规定，自然保护地核心区乡村道路不能拓宽和新建。有关研究表明，目前中国自然保护区核心区、缓冲区内生活着100多万人口，平均每个自然保护区内定居人口近7000人（王伟等，2018）。因此，协调自然保护政策与经济发展政策之间的关系显得至关重要。

政府既承担着生态保护责任，又承担着经济发展责任，自然保护政策与经济发展政策的冲突事实上是自然保护地治理行动者之间的冲突，即自然保护部门与经济发展部门之间的矛盾。这一冲突根源于保护与发展目标的冲突。由于区域间经济发展不平衡，人们对美好生活环境的需要与自然保护地区域经济发展的需要冲突，保护与发展矛盾集中体现在自然保护地治理体系中。因此，一边是自然保护区政策的“红线”，另一边却是乡村振兴的紧迫需求。在坚持生物多样性保护优先的原则下，自然保护区内社区如何顺利推进乡村振兴战略，理顺生态保护战略与区域发展战略的关系，以及构建政策深度协调机制亟待破题。

2. 自然保护地与周边社区土地权属不清。土地资源是自然保护地建设的基础，土地权属类型在一定程度上决定了自然保护地的治理模式，权属关系界定清晰与否影响着保护地治理效能。有研究指出，中国70.78%的国家级自然保护区存在范围界线或土地权属不清的问题（王伟和李俊生，2021）。自然保护地土地所有权和使用权界定不清问题严重阻碍着自然保护地土地生态公益性的发挥，直接造成了自然保护地管理困境与生态补偿款纠纷。例如，宁夏六盘山保护区内部分土地权属不清，生态林生态效益补偿款归属和管护问题一直是保护区与周边社区矛盾的焦点。在实践中，部分自然保护地管理机构与周边社区签订了保护地内土地流转合同，在自然保护地内集体土地所有权不变的情况下，通过出租、转让、入股、抵押等方式将使用权流转给保护地管理机构。然而，虽然自然保护区土地流转的初衷是为了更好地保护生物多样性与野生动物栖息地，自然保护区整体建设规划严格按照《自然保

护区条例》规定进行批复，但是，在实践工作中，部分管理部门为了经济发展目标着重对土地进行经营性开发，开展商业性经营活动，过度使用或者开发保护区内土地资源，会直接影响自然保护地整体生态成效。

自然保护地土地权属问题的直接起因既包括自然保护地划界不明确，也包括在划界和土地确权时没有得到周边社区的认可（李朝阳，2021）。究其历史原因，在中国大规模、快速、“抢救式”地批建自然保护区的较长时期里，相关部门没有全面开展实地界线测绘，自然保护区没有准确的地理坐标、范围和面积数据（桂德竹，2021）。自然保护地主管部门空间规划与国务院批复文件存在出入，并且没有做好社区管理工作，由此可见，相关部门的政策执行能力会影响保护地治理水平。自然保护地土地权属问题难以解决的根本原因还是在于保护与发展目标的冲突。土地用于严格保护的经济成本过高，使得地方政策将经济利益放在生态保护前面。对此，需要在明确保护地定位的基础上，积极推进保护地内土地确权登记工作，逐步划清土地和相关资源产权，协调好社区或地方经济利益与生态保护的关系。

3.生态补偿机制难以有效协调利益冲突。建立健全生态补偿机制是缓解自然保护地建设与区域社会经济发展之间利益冲突不可缺少的措施。实施生态补偿可以解决自然保护区经济活动的外部性问题，也可以促进自然生态系统结构稳定。中国生态补偿实践已经有多年积累，形成了较为丰富的成功经验。例如，在贵州赤水河流域水源保护地，地方政府初步建立起流域上下游联动、联防联控、政企合作的长效机制。中国在“十四五”期间不断完善国家公园体制试点区生态补偿机制，形成了生态补偿技术标准体系。但是，中国生态补偿机制的理论与实践尚不成熟，在补偿范围、补偿对象、补偿客体和补偿标准等方面，还存在不规范和不完善等问题（袁婉潼等，2022），农户对已有生态补偿金额、内容和方式等方面的满意度也不高（王宇和延军平，2010）。此外，随着保护成效显著，野生动物种群逐年扩大，野生动物肇事事件频繁发生，人兽冲突加剧。为此，已有省份建立了损害补偿机制。例如，云南省通过市场化机制，同商业保险公司签署了《自然保护区野生动物公众责任保险协议》，首次将亚洲象肇事损害纳入保险范围，拓宽了补偿资金渠道^①。然而，按照法律法规规定，野猪、野兔等非重点保护动物造成的损失却没有被包含在经济补偿范围内，导致自然保护地治理与农户生产生活之间的矛盾加剧。

自然保护区生态补偿机制难以充分发挥协调自然保护地与社区、与利益相关主体关系的作用，主要原因在于相关制度还不健全，相关补偿规定科学性不足，未能为生态补偿实践提供有效指导。此外，由于生态效应外部性的量化和责任主体的确立存在一定困难，在生态补偿政策实施过程中，相关政府部门和经济主体在补偿成本和责任分担方面，存在模糊不清的情况。在法律法规方面，现行有关自然保护地的法律法规对自然保护地生态补偿缺少专门的明确规定，实践工作的推行面临缺乏明确法理依据的困境。总之，进一步健全相关法律法规，建立健全生态补偿和野生动物损害补偿机制，特别是明确责任主体、拓宽补偿渠道、提高补偿额度等，能够在加强野生动物保护的同时，保障周边社区农户

^①资料来源：《云南省财政持续实施野生动物肇事公众责任保险保障群众生命财产安全》，http://www.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/xinwenlianbo/yunnancaizhengxinxilianbo/202106/t20210610_3717718.htm。

合法权益。

（三）自然保护地治理效能有待提升

中国自然保护地治理历史较短，治理经验还需要不断积累，治理效能也需要进一步提升。自然保护地治理效能主要是指在自然保护地治理过程中所表现出来的效率和效果，特别是在自然保护地有效管理方面，它是衡量保护工作成果的尺度，包括衡量自然保护成效的生态绩效和衡量区域发展水平的社会绩效。从当前中国自然保护地治理效能的监测和评估体系来看，中国既缺乏影响治理效能的资源环境监测预警机制，也缺乏对整体治理效能的科学系统认知，治理效能存在较大的提升空间。

1. 缺乏自然保护地资源与环境监测预警机制。构建自然保护地资源与环境监测预警机制，需要国家从体系建设角度大力推动，调动管理机构的积极性，构建覆盖重要自然保护区域的监测管理系统和信息平台。但是，由于顶层设计和相关制度安排还未有效建立，加上受资金、技术、设备和人力所限，监测预警机制建设实践进展十分缓慢，造成机制缺失。

一是缺乏自然保护地灾害应急防控预警机制。自然灾害是影响野生动植物栖息地生态环境的重要因素之一。当前，中国缺乏对人为灾害和自然灾害的监测预警机制：前者主要是人类活动导致的，通常发生在人类活动较多的一般管控区；后者则主要由生态条件改善引起，例如，随着树龄增加和林分密度增大，病虫害和森林火灾风险也随之加大（Hall et al., 2005; Trouvé et al., 2021）。

二是缺乏自然保护地一般管控区资源与环境利用监测预警机制。一方面，缺乏自然保护地一般管控区资源利用监测预警机制。自然保护地资源的利用主要发生在自然保护区的一般管控区和自然公园内，例如，相关管理机构或政府部门在保护地内修建旅游服务设施。合理利用自然保护地自然资源，不仅可以更好地保护生物多样性，也能促进区域经济发展（Yergeau, 2020; Steadman, 2021）。然而，自然保护地管理部门、社区或公众在获取经济利益的激励下，对自然保护地资源的开发利用行为往往容易违背科学合理利用标准。因此，需要加快建立监测预警机制，监管资源利用状态。另一方面，缺乏一般管控区环境承载力预警机制。一般管控区旅游服务的发展给自然保护地内生态环境带来了一定压力，旅游承载力过大现象较为普遍。例如，风景名胜区生态相对脆弱，建设项目选址不当或超容量开发利用，很容易对景区的生态稳定性和景观完整性造成破坏，超过环境承载力范围，必须严格控制。对自然保护地资源利用与环境变化情况的监测，以及在此基础上对超载状态的预警，有利于促进生态环境保护与旅游产业协调发展，提高自然保护地治理的生态绩效和社会绩效。

2. 自然保护地治理效能评估机制不健全。自然保护地治理效能包括社会绩效和生态绩效两部分。科学评估自然保护地治理效能，是改进管理工作、提升治理成效的重要基础。党的十八大以来，自然保护地治理更注重质量的提升，国家有关部门建立了自然保护地保护成效评估机制，在野生动植物保护、景观保护和植被保护等领域建立了行业评估标准，国家管理部门和地方政府联合开展了衡量自然保护地生态保护成效的生态绩效评估，取得了阶段性成绩。

但是，从目前的评估成果和评估机制来看，中国目前仅仅针对国家级自然保护区、国家公园开展了评估工作，而缺乏对省级及以下级别自然保护区、自然公园的系统评估，评估成果仍然较为有限，治理效能评估机制还不够健全。然而，省级及以下级别自然保护区也“具有典型意义或者重要科学研

究价值”，并且在中国自然保护地体系中占不小的比例，对其进行全面的治理效能评估，对改进生态保护工作具有重要意义。

从评估主体来看，中国目前还没有形成管理机构对生态保护成效的自我评估机制。自我评估应是自然保护地管理运行的重要环节。自然保护地管理机构作为关键的自然保护地行动者，在对自然保护地治理效能的认知上具有天然优势，同时自我评估也有助于管理机构认识到自身在保护地建设中取得的成就和存在的不足，具有一定的激励作用。

从评估内容来看，自然保护区治理效能评估机制的突出缺陷在于，缺乏对周边社区管理成效，即社会绩效的评估。周边社区居民是自然保护地治理的重要利益相关方。从社区共管项目，到党中央、国务院开展的精准扶贫工作，再到乡村振兴战略，自然保护地治理始终与周边社区的经济发展联系在一起，周边社区发展水平直接关系到自然保护地可持续发展（Tumusiime and Sjaastad, 2014; Tumusiime and Vedeld, 2015）。

（四）自然保护地治理系统亟须改进

自然保护地治理系统构成了自然保护地治理核心的制度安排。中国在推进自然保护地治理中，相关制度体系的建设取得了大量成果，为政府部门、管理机构 and 社区等主体的行动提供了保障。但是，受制于自然保护地发展建设的实践历程、经验水平和制度路径依赖，实践中也存在亟须进一步改进的制度安排。其中，自然保护地治理法律体系、组织体系和运行保障制度的缺陷较为突出。

1. 自然保护地治理法律体系不完备。自然保护地相关法律制度包括适用于自然保护地和环境保护的法律法规以及针对自然保护地的专门立法。目前，中国已构建了针对野生动物保护、主要生态系统类型保护和重要流域保护等方面的环境保护法律体系，同时也制定实施了一些面向不同类型自然保护地的法律法规，如《自然保护区条例》《风景名胜区条例》^①等，但多为行政法规和部门规章，自然保护地专门立法的法律位阶不高，缺乏基本法的统一规制（徐本鑫，2010）。同时，《中华人民共和国环境保护法》《中华人民共和国森林法》《中华人民共和国湿地保护法》等资源和环境保护法律对自然保护地管理具有较高级别的规制作用，但与自然保护地专门法律法规之间缺乏协调性（吴凯杰，2020），对自然保护地建设和管理造成了一定不便。自然保护地治理水平的提升需要系统的法律体系支撑，亟须健全自然保护地治理法律法规，制定实施具有较高位阶的专门法律法规，为自然保护地治理提供可靠的法治保障。

法律制度是自然保护地治理最根本的制度安排。由于中国在自然保护地建设历程中形成了以自然资源分类为标准的分级分类管理体制，各类自然保护地的管理涉及不同政府部门的利益，因此，自然保护地高阶法律、专门法律法规的制定和推行面临需要协调各个政府管理部门利益和权责关系的难题。在多头管理、“九龙治水”的管理格局下，自然保护地立法推进迟缓，但随着国家公园体制改革和自然保护地体系的重构，自然保护地法律体系的优化也会出现突破口。

2. 自然保护地治理组织体系有待理顺。自然保护地管理体制的改革构建了以国家公园为主体的自然

^①参见《风景名胜区条例》，http://www.gov.cn/zhengce/2020-12/27/content_5575176.htm。

保护地治理体系，国家公园的设立整合了多个自然资源丰富、地域连片区域的自然保护区，在原有自然保护区管理机构的基础上，整合成立了统一的自然保护地管理机构，并对各级管理机构的权责范围进行了明确的界定，改变了原有自然保护地管理混乱的局面，在一定程度上化解了自然保护地多头管理的问题。但是，原有的按照自然保护地类型治理的组织体系仍存积弊，自然保护地多头管理的问题并未全面解决，管理机构也还未实现有效统一。在自然保护地管理相关部门机构的关系中，不同级别、不同类别的管理部门之间，以及管理机构与政府部门之间的权责划分和协调机制有待进一步理顺。此外，仍有自然保护地管理机构建而不管，并未实际参与保护地治理。自然保护地管理组织体系还要继续优化。

中国自然保护地治理组织体系的缺陷缘于在自然保护地建设过程中，缺乏科学的顶层设计，组织体系的系统构建进度落后于自然保护地建设的快速推进。随着不同政府部门在相同区域重复设置不同类型自然保护地，政府管理部门利益分配格局逐渐形成，组织体系积弊渐深，而改革举措的推行又受限于这类历史遗留问题，使得政府部门行动者之间利益冲突较为严重。这反映自然保护地治理系统的组织体系因素受到“相互作用—产出”因素的影响。

3. 自然保护地治理运行保障制度不完善。自然保护地有效治理需要充分的人力和资金保障，当前的人才和资金保障制度还不足以支撑保护地治理效能的进一步提升。一方面，构建高质量的自然保护地治理系统需要各类专业技术人才和管理人才。专业技术人才是推进自然保护地治理的核心力量，例如，自然保护地治理现代化要求大幅提升保护地生态监测和科研水平，需要配备专门的技术人才。但是，目前自然保护地治理方面高层次专业人才较为缺乏，尚未建立成熟的人才引进和人才培养机制。另一方面，自然保护地治理体系运行要求充足的资金保障，但是资金保障制度仍不健全。自然保护地经费来源主要是国家或者地方财政支出，融资渠道较为单一，且资金数额有限，无法满足管理和保护的需要；自然保护地通过发展生态旅游产业增加经营收入，但潜在的资源消耗、环境过载和生态破坏问题影响了治理效能。

欠缺人才和资金保障的自然保护地大多分布在欠发达或偏远地区，社会经济发展水平较低是人才引进困难和资金不足的重要原因。由此可见，自然保护地生态保护与区域发展目标共同推进至关重要。从管理体系来看，自然保护地管理机构的人才激励机制不健全，机构外部专业技术人才和管理人才不愿进入，同时，机构内部人员也缺乏技能提升的动力。在资金保障制度方面，由于政府相关部门在自然保护地管理权责分配上存在错位现象，引起事权和支出责任划定不清，导致资金保障责任主体缺失或支出不足，自然保护地管理体制机制需要进一步健全。

五、以国家公园为主体的自然保护地治理体系优化路径

中国自然保护地治理经历了从单类型分散管理到体系化整合治理转变的渐进过程（唐小平等，2019），“十四五”发展规划指明了自然保护地治理方向，国家公园的正式设立标志着中国自然保护地治理体系进入优化调整的新阶段。然而，中国自然保护地治理早期遗留下来的“重建设轻管护，重经营轻管理”等弊端，以及目前所面临的问题和挑战，制约着自然保护地治理健康发展，需要中央和

地方政府采取措施，优化自然保护地治理体系，全面解决治理中存在的各类问题。只有这样，才能从根源上提升自然保护地治理水平。

（一）自然保护地资源属性优化：调整系统边界和实现资源价值

中国迫切需要对自然保护地范围和功能分区进行优化调整，不断满足周边居民对高质量生活的追求。第一，优化调整自然保护地范围与功能区。积极完成自然保护地整合优化勘界，科学划定自然保护地类型，整合空间重叠的自然保护地。在自然保护地核心区内实施严格管理，对于那些位于生存条件恶劣、生态环境脆弱、生物多样性丰富的核心区内村庄优先实施搬迁；对于不具备搬迁条件的村庄，经过专业机构科学评估后，将人口密集村庄和生产生活基础设施等调出自然保护地范围，但要依据“退一还一”原则，确保自然保护地面积不减少、质量不降低。第二，完善自然保护地生态产品价值实现机制。建立与各类保护地定位相适应的生态产品价值实现机制与路径：一是建立健全自然保护地生态产品价值核算体系，根据不同类型生态产品属性建立不同核算方法，准确反映不同生态产品开发的成本和产生的经济价值。二是明晰生态产品产权，建立其价值实现的市场化机制，建立多样化的生态产品交易信息平台和服务体系，拓宽生态产品交易渠道，有条件区域积极发展生态产品证券，推动生态创新型上市交易。三是积极建立自然保护地产品质量认证体系，推广有机和绿色农产品，促进乡村振兴战略产业的发展。四是完善自然保护地生态补偿机制，提升自然保护地在实现“碳中和”目标中的作用，完善政府购买或者财政转移支付生态保护服务机制，实现自然保护地生态产品价值或者服务增值。

（二）自然保护地冲突管理优化：促进政策协调和化解产权争端

中国自然保护地和周边地区长期以来面临着保护和发展矛盾冲突问题，如何协调矛盾冲突、实现协调发展是自然保护地治理的关键问题。第一，化解自然保护地内的政策冲突。针对自然保护地生态建设和乡村振兴两大问题，自然保护地主管部门要从保护与发展的双重视角考虑，采取“一事一议”的原则，科学评估并妥善处理保护地内关乎民生福祉的基础设施建设问题，推动自然保护地区域乡村振兴全面深入开展。第二，针对土地权属不清的历史遗留问题，主管部门要与当地政府积极推进自然保护地的自然资源统一确权登记工作，解决社区与管理机构资源利用冲突。重点明晰自然保护地内各类资源的所有权和使用权，确定资源的种类和数量，彻底解决土地权属争端。此外，要进一步规范自然保护地内资源开发和使用权，避免产生新的不必要的矛盾冲突。第三，完善野生动物肇事补偿制度，防止“人兽冲突”带来的自然保护地社区农户返贫风险。地方政府要尽快建立健全地方层面的野生动物肇事补偿制度，扭转补偿责任主体缺失和错位的局面。完善非重点保护野生动物肇事损失补偿机制。依据“事后补偿转变为事前预防”的原则，及时建立科学评估和调控野生动物种群数量的机制。政府和自然保护地主管部门应合力推广保险补偿机制，将野生动物损害农作物纳入农业保险，提高政府财政的支出比例；推广野生动物肇事市场化商业保险，发挥市场作用，推动补偿方式从政府直接补偿向商业保险补偿方式逐步转变。

（三）自然保护地协作过程优化：构建多元主体参与的协同机制

结合现代化的自然保护地治理理念和方式，形成政府、社区、企事业单位、公益组织以及公众等

多元主体共同参与的协同治理机制，为行动者的协作过程提供机制保障，释放自然保护地治理效能。

第一，构建新时期自然保护地—社区共管模式。以国家公园为主体的自然保护地建设，需要周边社区协同治理。一方面，由自然保护地管理部门、村民委员会以及利益相关者联合成立社区共管委员会，自然保护地利益相关者通过共管委员会协商解决保护与发展相关议题。另一方面，完善社区共管利益共享机制。社区共管委员会应积极开展社区居民技术培训，为原住民提供自然保护地生态服务岗位。地方政府应支持自然保护地发展特色生态产业，鼓励居民参与特许经营项目建设，真正让周边社区成为自然保护地的保护者和受益方。

第二，探索社会公众参与模式与机制。公众参与是自然保护地治理的重要环节。首先，健全自然保护地科普宣教机制，积极利用传统媒体、新媒体以及自媒体宣传自然保护地建设的成效。其次，建立志愿者公益服务机制，定期组织志愿者进行科普宣教，促进公众了解自然保护地，构建主动参与自然保护的社会氛围，充分发挥自然保护的公益属性。最后，健全自然保护地社会捐赠制度。社会捐赠是国家公园资金来源的重要组成部分，现金捐赠和实物捐赠是公众直接参与自然保护的方式之一。各级政府建立统一的社会捐赠管理办法，规范社会捐赠行为和捐赠资金管理，逐步形成透明、开放、规范的自然保护地社会捐赠制度。

（四）自然保护地治理效能优化：完善监测预警和评估机制

中国在国家公园体制改革进程中，需要在治理效能方面进一步提升，适应新的自然保护地治理体制机制。将中国制度优势更好地转化为自然保护地治理效能，才能加快推动生物多样性保护工作高质量发展。

第一，建立综合管理的数字化监测预警平台和防控机制，健全自然保护地资源与环境监测预警机制。利用数字化技术构建监测网络，监测资源利用情况和环境承载水平，评估资源利用的科学性和环境状况的稳定性，形成即时预警信号，促使管理部门对政府、社区或公众的资源利用行为进行科学管理，为自然保护地治理系统的运行提供关于资源系统状态的依据。

第二，健全自然保护地治理效果评估制度。一是优化保护地生态效果评估机制。健全国家级自然保护区生态效果定期评估制度，同时建立省级及以下自然保护区生态效果评估制度。二是完善自然保护地周边社区社会经济发展效果评估机制，制定评估框架、指标与方法。相关部门探索构建自然保护地周边社区管理成效评估指标体系及方法的国家行业标准，同时将自然保护地周边社区管理成效评估结果纳入地方政府工作业绩，形成自然保护地管理部门与地方政府联合评估机制。通过评估，对自然保护地周边社区薄弱环节进行重点改善，有效缓解保护与发展的矛盾。

（五）自然保护地治理系统优化：健全法律体系、组织体系和运行保障制度

从法律体系、组织体系和运行保障制度三个层面，进一步夯实自然保护地治理系统。一是构建综合的立法体系。中国目前亟待出台自然保护地高阶法律，形成“自然保护地法+国家公园法+国家及地方自然保护地法律法规”综合法律体系。国家层面应出台《自然保护地法》统领多部不同类型保护地的专门立法，为保护地治理提供基础法治保障，并作为自然保护地体制改革的基本法律，化解保护地建设中留存的体制弊端。同时，中央应加快推进《国家公园法》立法工作，并推动地方形成国家公园一园一法（条例）、一园一策的法规体系。二是理顺自然保护地组织体系，重点解决管理重叠的体制问题，继续调整中央相关部门的保护职责与机构职能，形成党中央、国务院的统一领导，地方政府行

政主管部门牵头管理的管理模式。各省级政府要科学评估省级及以下级别的自然保护地管理机构的运行状态和管理有效性，对达不到相关认定标准的自然保护地应及时撤销。由地方政府牵头，相关部门与自然保护地主管部门建立自然保护地多部门联席会议制度，定期交流自然保护地日常管理和生态环境监管等方面的情况，强化自然保护地管理联动和信息共享，逐步提升综合治理水平。三是完善人才引进制度和资金保障制度。自然保护地主管部门应与科研院所、高校等专业机构加强合作，积极引进技术型、管理型等专业人才，同时提升职工专业素养和管理能力，改善人才待遇，为自然保护地建设提供人才支撑。完善自然保护地治理多元化融资制度。中央财政要加大投入力度，将国家级自然保护地财政投入纳入总预算，对其他级别保护地按照给予分级财政支持。各级政府要将自然保护地建设纳入国家和地方社会经济发展规划，重点增加对保护区硬件和软件设施投入。提高特许经营收入，鼓励社会捐赠，逐步构建多元化的资金机制。

六、结语

本文基于扩展的社会生态系统框架，在明确自然保护地治理体系定义的基础上，研究了新中国成立以来中国自然保护地的治理体系与体制改革。通过剖析中国自然保护地类型、自然保护区建设历程，本研究系统梳理了中国自然保护地治理演变过程，重点分析了中国自然保护地治理中面临的严峻挑战。研究表明，由于中国社会经济发展水平存在区域差异、自然保护地治理相关主体之间存在利益冲突和制度体系不健全等，中国在自然保护地治理中面临挑战，如自然保护地资源系统和资源单位存在缺陷、行动者冲突加剧、治理效能有待提升、治理系统有待理顺等。针对自然保护地治理面临的各项挑战，本文重点探讨了中国自然保护地治理体系优化的路径：应调整系统边界和实现资源价值，优化自然保护地资源属性；通过政策协调、明晰产权制度和完善野生动物肇事补偿制度来化解行动者冲突；构建多元主体参与的协同机制，优化行动者协作过程；完善资源环境监测预警和治理评估机制，提高治理效能；健全法律体系、组织体系和运行保障制度，实现自然保护地治理系统优化。总体而言，本文较为系统地对中国自然保护地治理体系进行剖析，结合社会、经济、政治背景研究了自然保护地治理体系中的各因素及其相互作用。未来研究需要进一步加强对自然保护地治理体系各组成因素的分析深度，进一步细化资源系统、资源单位、治理系统、行动者、相互作用与产出的分析层级，为优化自然保护地治理体系提供依据。

参考文献

- 1.曹巍、黄麟、肖桐、吴丹，2019：《人类活动对中国国家级自然保护区生态系统的影响》，《生态学报》第4期，第1338-1350页。
- 2.陈真亮，2021：《自然保护地制度体系的历史演进、优化思路以及治理转型》，《甘肃政法大学学报》第3期，第36-47页。
- 3.达德里，2015：《IUCN自然保护地管理分类应用指南》，朱春全、欧阳志云等译，北京：中国林业出版社，第52页、第150页。

- 4.关志鸥, 2021: 《保护世界自然遗产 推进生态文明建设》, 《国土绿化》第7期, 第8-9页。
- 5.桂德竹, 2021: 《应当加强自然资源管理中界线测绘工作的统筹》, 《资源导刊·信息化测绘版》第4期, 第23-24页。
- 6.国家环境保护总局, 2000: 《全国自然保护区建设现状与发展趋势》, 《环境保护》第8期, 第28页。
- 7.环境保护部自然生态保护司, 2015: 《全国自然保护区名录(2014)》, 北京: 中国环境出版社, 第7页。
- 8.黄宝荣、马永欢、黄凯、苏利阳、张丛林、程多威、王毅, 2018a: 《推动以国家公园为主体的自然保护地体系改革的思考》, 《中国科学院院刊》第12期, 第1342-1351页。
- 9.黄宝荣、王毅、苏利阳、张丛林、程多威、孙晶、何思源, 2018b: 《我国国家公园体制试点的进展、问题与对策建议》, 《中国科学院院刊》第1期, 第76-85页。
- 10.雷会霞、敬博、朱依平, 2020: 《自然保护地体系下的秦巴山脉区域乡村振兴发展战略与模式研究》, 《中国工程科学》第1期, 第96-110页。
- 11.李朝阳, 2021: 《我国自然保护地土地权属管理中存在的问题及对策》, 《国土与自然资源研究》第1期, 第60-65页。
- 12.李永进、汤玉喜、黎蕾、李华军、唐洁、杨艳, 2021: 《湖南省自然保护地空间分布特征及其重叠关系分析》, 《生态与农村环境学报》第12期, 第1540-1547页。
- 13.林雅莉、范少贞、廖凌云、兰思仁, 2022: 《基于 RAPPAM 的福建省自然保护地管理有效性评估》, 《生态学报》第8期, 第1-15页。
- 14.刘超, 2021: 《自然保护地公益治理机制研析》, 《中国人口·资源与环境》第1期, 第192-200页。
- 15.吕忠梅, 2019: 《以国家公园为主体的自然保护地体系立法思考》, 《生物多样性》第2期, 第128-136页。
- 16.马童慧、吕偲、雷光春, 2019: 《中国自然保护地空间重叠分析与保护地体系优化整合对策》, 《生物多样性》第7期, 第758-771页。
- 17.沈辉、李宁, 2021: 《生态产品的内涵阐释及其价值实现》, 《改革》第9期, 第145-155页。
- 18.史恒通、睢党臣、徐涛、赵敏娟, 2017: 《生态价值认知对农民流域生态治理参与意愿的影响——以陕西省渭河流域为例》, 《中国农村观察》第2期, 第68-80页。
- 19.唐芳林, 2019: 《建立以国家公园为主体的自然保护地体系》, 《中国党政干部论坛》第8期, 第40-44页。
- 20.唐小平、蒋亚芳、刘增力、陈君帜、梁兵宽、蔺琛, 2019: 《中国自然保护地体系的顶层设计》, 《林业资源管理》第3期, 第1-7页。
- 21.唐小平、刘增力、马炜, 2020: 《我国自然保护地整合优化规则与路径研究》, 《林业资源管理》第1期, 第1-10页。
- 22.汪劲, 2020: 《中国国家公园统一管理体制研究》, 《暨南学报(哲学社会科学版)》第10期, 第10-23页。
- 23.王昌海, 2018: 《改革开放40年中国自然保护区建设与管理: 成就、挑战与展望》, 《中国农村经济》第10期, 第93-106页。
- 24.王诗童、王锐锋、黄治昊、彭杨靖、林乐乐、崔国发, 2021: 《辽宁省自然保护地空间分布格局与重叠现状分析》, 《北京林业大学学报》第11期, 第89-98页。
- 25.王伟、李俊生, 2021: 《中国生物多样性就地保护成效与展望》, 《生物多样性》第2期, 第133-149页。

- 26.王伟、刘方正、陈念念, 2018: 《我国自然保护区与周边社区协调发展的问题与对策》, 《绿叶》第12期, 第47-54页。
- 27.王亚华, 2022: 《公共事物治理概论》, 北京: 清华大学出版社, 第93页、第103页。
- 28.王毅, 2017: 《中国国家公园顶层制度设计的实践与创新》, 《生物多样性》第10期, 第1037-1039页。
- 29.王宇、延军平, 2010: 《自然保护区村民对生态补偿的接受意愿分析——以陕西洋县朱鹮自然保护区为例》, 《中国农村经济》第1期, 第63-73页。
- 30.魏辅文、平晓鸽、胡义波、聂永刚、曾岩、黄广平, 2021: 《中国生物多样性保护取得的主要成绩、面临的挑战与对策建议》, 《中国科学院院刊》第4期, 第375-383页。
- 31.吴凯杰, 2020: 《环境法体系中的自然保护地立法》, 《法学研究》第3期, 第123-142页。
- 32.徐本鑫, 2010: 《中国自然保护地立法模式探析》, 《旅游科学》第5期, 第17-24页。
- 33.杨志刚、郭盛才、林寿明、徐期瑚, 2021: 《广东省自然保护地数量类型及空间重叠分析》, 《林业与环境科学》第3期, 第54-60页。
- 34.叶海涛、方正, 2019: 《国家公园的生态政治哲学研究——基于国家公园的准公共物品属性分析》, 《东南大学学报(哲学社会科学版)》第4期, 第118-124页、第147-148页。
- 35.余振国、余勤飞、李闽、刘向敏、姚霖, 2018: 《中国国家公园自然资源管理体制研究》, 北京: 中国环境出版社, 第16-21页。
- 36.袁婉潼、乔丹、柯水发、侯强、严如贺, 2022: 《资源机会成本视角下如何健全生态补偿机制——以国有林区停伐补偿中的福利倒挂问题为例》, 《中国农村观察》第2期, 第59-78页。
- 37.张丽荣、孟锐、潘哲、郑姚闽、曾维华, 2019: 《生态保护地空间重叠与发展冲突问题研究》, 《生态学报》第4期, 第1351-1360页。
- 38.Cazalis, V., and A. Prévot, 2019, "Are Protected Areas Effective in Conserving Human Connection with Nature and Enhancing Pro-environmental Behaviours?" *Biological Conservation*, 236(3): 548-555.
- 39.Engen, S., C. Runge, G. Brown, P. Fauchald, and V. Hausner, 2018, "Assessing Local Acceptance of Protected Area Management Using Public Participation GIS (PPGIS)", *Journal for Nature Conservation*, Vol. 43: 27-34.
- 40.Geldmann, J., L. Coad, M. Barnes, I. D. Craigie, M. Hockings, K. Knights, F. Leverington, I. C. Cuadros, C. Zamora, S. Woodley, and N. D. Burgess, 2015, "Changes in Protected Area Management Effectiveness over Time: A Global Analysis", *Biological Conservation*, Vol. 191: 692-699.
- 41.Hall, S. A., I. C. Burke, D. O. Box, M. R. Kaufmann, and J. M. Stoker, 2005, "Estimating Stand Structure Using Discrete-return Lidar: An Example from Low Density, Fire Prone Ponderosa Pine Forests", *Forest Ecology and Management*, 208(1): 189-209.
- 42.Ho, T. V. T., S. Woodley, A. Cottrell, and P. Valentine, 2014, "A Multilevel Analytical Framework for More-effective Governance in Human-natural Systems: A Case Study of Marine Protected Areas in Vietnam", *Ocean & Coastal Management*, Vol. 90: 11-19.
- 43.Kantharajan, G., Y. A. Kumar, R. Chandran, R. K. Singh, V. Mohindra, P. Krishnan, K. Kumar, S. P. Shukla, and K. K. Lal, 2022, "Impact of Terrestrial Protected Areas on the Fish Diversity and Habitat Quality: Evidence from Tropical River Pranhita,

India”, *Journal for Nature Conservation*, Vol. 68, <https://doi.org/10.1016/j.jnc.2022.126187>.

44.Lockwood, M., 2010, “Good Governance for Terrestrial Protected Areas: A Framework, Principles and Performance Outcomes”, *Journal of Environmental Management*, 91(3): 754-766.

45.McGinnis, M. D., and E. Ostrom, 2014, “Social-ecological System Framework: Initial Changes and Continuing Challenges”, *Ecology and Society*, 19(2), <http://dx.doi.org/10.5751/ES-06387-190230>.

46.McNeely, J. A., K. R. Miller, W. V. Reid, R. A. Mittermeier and T. B. Werner, 1990, *Conserving the World's Biological Diversity*, Gland Switzerland: IUCN, 26-27.

47.Mittermeier, R. A., P. R. Gil, and C. G. Mittermeier, 1997, *Megadiversity: Earth's Biologically Wealthiest Nations*, Mexico City: CEMEX, 36-37.

48.Nienke, B., P. Constanza, and V. Frank, 2018, “Land Grabbing Within a Protected Area: The Experience of Local Communities with Conservation and Forestry Activities in Los Esteros Del IberÁ, Argentina”, *Land Use Policy*, Vol. 78: 72-582.

49.Nurse-Bray, M., and P. Rist, 2009, “Co-management and Protected Area Management: Achieving Effective Management of a Contested Site, Lessons from the Great Barrier Reef World Heritage Area (GBRWHA)”, *Marine Policy*, 33(1): 118-127.

50.Ostrom, E., 2007, “A Diagnostic Approach for Going Beyond Panaceas”, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 104(39): 15181-15187.

51.Petursson, J.G., and P. Vedeld, 2015, “The ‘Nine Lives’ of Protected Areas: A Historical-Institutional Analysis from the Transboundary Mt Elgon, Uganda and Kenya”, *Land Use Policy*, Vol. 42: 251-263.

52.Petursson, J.G., and P. Vedeld, 2017, “Rhetoric and Reality in Protected Area Governance Institutional Change Under Different Conservation Discourses in Mount Elgon National Park, Uganda”, *Ecological Economics*, Vol. 131: 166-177.

53.Qobiljon S., B. Norman, and B.Jennifer, 2021, “Community Perceptions of Co-managing Tajik National Park”, *Central Asian Survey*, 40(3): 420-437.

54.Soliku, O., and U. Schraml, 2018, “Making Sense of Protected Area Conflicts and Management Approaches: A Review of Causes, Contexts and Conflict Management Strategies”, *Biological Conservation*, 222(2): 136-145.

55.Steadman, D., 2021, “Towards Ecological and Social Impact Through Collaborative Governance of a Seascape of Marine Protected Areas In Honduras”, *Oryx*, 55(4): 1-12.

56.Trouvé, R., R. M. Sherriff, L. M. Holt, and P. J. Baker, 2021, “Differing Regeneration Patterns after Catastrophic Fire and Clearfelling: Implications for Future Stand Dynamics and Forest Management”, *Forest Ecology and Management*, Vol. 498, <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2021.119555>.

57.Tumusiime D. M., and E. Sjaastad, 2014, “Conservation and Development: Justice, Inequality, and Attitudes Around Bwindi Impenetrable National Park”, *The Journal of Development Studies*, 50(2): 204-225.

58.Tumusiime, D. M., and P. Vedeld, 2015, “Can Biodiversity Conservation Benefit Local People? Costs and Benefits at a Strict Protected Area in Uganda”, *Journal of Sustainable Forestry*, 34(8): 761-786.

59.Jiang W., and T. Wu, 2021, “Community-based Management of Protected Areas: The Case of The Mangkang National Nature Reserve on the Qinghai-Tibetan Plateau”, *Journal for Nature Conservation*, Vol. 64, <https://doi.org/10.1016/j.jnc.2021.126087>.

60. Yergeau, M. E., 2020, "Tourism and Local Welfare: A Multilevel Analysis in Nepal's Protected Areas", *World Development*, Vol. 127, <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2019.104744>.

61. Zachrisson, A., 2008, "Who Should Manage Protected Areas in the Swedish Mountain Region? A Survey Approach to Co-management", *Journal of Environmental Management*, 87(1): 154-164.

62. Zhang, Y., Y. Hu, B. Zhang, Y. Li, X. Zhang, and Y. Xie, 2020, "Conflict Between Nature Reserves and Surrounding Communities in China: An Empirical Study Based on a Social and Ecological System Framework", *Global Ecology and Conservation*, Vol. 21, <https://doi.org/10.1016/j.gecco.2019.e00804>.

(作者单位：¹ 中国社会科学院农村发展研究所；

² 中国社会科学院大学应用经济学院)

(责任编辑：柳 荻)

Governance of Nature Reserves with National Parks as the Main Body: History, Challenges, and Systemic Optimization

WANG Changhai XIE Mengling

Abstract: Establishing nature reserves is the most effective measure to protect biodiversity. Since the establishment of the People's Republic of China, the governance of its nature reserves has gone through exploratory, steady, rapid, and high-quality development stages. Promoting the development of nature reserve systems with national parks as the main body is a major move in implementing Xi Jinping's ecological civilization ideology and a major reform task proposed at the 20th Party Congress. However, based on the social-ecological system framework, this paper shows that there are still several challenges in the current governance of nature reserves. The resource system and resource units of nature reserves have defects, the participants' conflicts are intensifying, and the governance effectiveness needs improvement. It is necessary to continue optimizing the governance system by the following means. First, optimize the boundaries of the nature reserves and realize the values of the resources. Second, coordinate rural revitalization and nature protection policies. Third, clarify the resource property in nature reserves. Fourth, improve the compensation system for wildlife accidents. Fifth, build a collaborative mechanism for multiple participants. Sixth, improve the monitoring and warning mechanism and the effectiveness evaluation mechanism for the resources and environment. Finally, improve the legislative, organizational, and operational support systems.

Keywords: Nature Reserves; Governance History; Governance Challenges; Governance Systems; National Parks

数字经济发展能否提高森林生态产品 价值转化效率*

——基于浙江省丽水市的实证分析

孔凡斌^{1,2,3} 程文杰³ 徐彩瑶^{2,3}

摘要：本文基于2011—2019年县级面板数据，采用面板向量自回归模型、面板门槛效应模型和空间误差模型等方法，分析了浙江省丽水市数字经济发展水平与森林生态产品价值转化效率之间的因果关系及其作用机制。研究发现：首先，从数字经济发展水平和森林生态产品价值转化效率的测算结果来看，丽水市各县域单元森林生态产品价值转化效率和数字经济发展水平整体向好，数字经济发展水平结构指标和森林生态产品价值转化效率之间的关联度均较强；其次，从面板向量自回归模型估计结果来看，森林生态产品价值转化效率对数字经济发展水平的冲击反应迅速，且受影响时间较长。再次，从面板门槛效应模型估计结果来看，数字经济发展水平对森林生态产品价值转化效率的影响存在双重门槛效应，数字经济发展水平大于第一门槛值且小于第二门槛值时，会对森林生态产品价值转化效率产生显著影响；最后，从空间误差模型估计结果来看，数字经济发展可通过空间溢出效应对邻近地区森林生态产品价值转化效率产生显著负向影响。

关键词：数字经济 森林生态产品 价值转化效率 因果关系

中图分类号：F062.2 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十大报告将“建立生态产品价值实现机制”以及“加快发展数字经济，促进数字经济和实

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“集中连片特困地区退耕还林生态系统服务与退耕农户福祉过程耦合机理及生态补偿关键机制研究”（编号：42071283）、浙江省软科学研究计划项目“浙江生态产品价值实现的测度方法与效果评价”（编号：2022C35104）和国家社会科学基金重点项目“建立我国生态扶贫共建共享机制研究”（编号：18AJY006）的支持。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，但文责自负。本文通讯作者：徐彩瑶。

体经济深度融合”作为新征程构建现代产业体系和生态文明建设的重要使命任务^①。2021年中共中央办公厅和国务院办公厅印发了《关于建立健全生态产品价值实现机制的意见》，明确了生态产品价值实现是贯彻落实生态文明建设的重要举措^②。生态产品是联结自然和社会的桥梁和纽带，生态产品价值实现是生态资本促进经济增长和增进人类福祉的关键路径（孔凡斌等，2022）。绿水青山是最重要的自然资源，决定绿水青山面貌的森林生态资源是中国分布最广、存量最为丰富的自然生态资产，也是生态产品价值实现的重点领域。森林生态系统为区域经济发展提供除直接林木产品之外的支撑、调节和文化等具有重要使用价值的功能和服务，其中的固碳释氧、水源涵养、减少泥沙淤积和气候调节等功能，直接关联人类福祉。具体而言，固碳服务与气候变化以及农业生产高度关联，水源涵养与水资源安全和粮食安全紧密相关，泥沙淤积影响土壤长期生产力和农产品产出潜能，气候调节关乎人类生产生活的各个方面（孔凡斌等，2022）。森林生态产品作为一类重要的生态产品，其价值实现效率的高低能够影响城乡发展差距进而影响社会公平（孔凡斌等，2023a），但森林生态产品价值实现效率的影响因素和作用机制比较复杂，厘清其中的关键因素及其作用机制可以为评价生态产品价值实现政策的实践成效和优化生态产品价值实现路径提供科学依据（孔凡斌等，2022；Elisabeth et al., 2022；Emin, 2023）。

国家《“十四五”数字经济发展规划》提出要拓展经济发展新空间^③。中国数字经济开始转向深化应用、规范发展、普惠共享的新阶段。数字经济发展正推动农业生产方式变革和生产效率提升，关于数字经济发展与农业生产效率关系的理论研究也随之展开，例如数字普惠金融与农业全要素生产率的关系（唐建军等，2022）、数字经济与绿色全要素生产率的关系（Lyu et al., 2023）、数字经济与绿色发展效率的关系（Luo et al., 2022；朱喜安和马樱格，2022；何维达等，2022）等，这些研究为深入探索数字经济发展提升农业生产效率的机制提供了理论和方法借鉴。然而，在数字经济发展对农业生产效率影响的研究中，还缺乏数字经济发展对森林生态产品价值转化效率影响的量化探索。

数字经济发展提升森林生态产品价值转化效率的机制在于，数字经济作为重要的影响因素能够渗透到森林生态产品价值转化的整个过程，即利用数字经济的强渗透性和融合性特征，打破产业组织边界，缓解信息不对称，重塑林业生产要素配置和产业分工方式，促进森林生态产品的产业链节点突破、向价值链两端攀升，不断拓宽和提升森林生态产品价值的转化路径和转化效率，进而促进森林生态产品的培育、保护、利用以及生态产业化。当前，推动数字经济发展与生态产品价值实现的深度融合是拓展数字经济发展新空间以及协同推进人与自然和谐共生的中国式现代化的战略选择，研究数字经济

^①参见《习近平：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》，http://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm。

^②参见《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈关于建立健全生态产品价值实现机制的意见〉》，http://www.gov.cn/zhengce/2021-04/26/content_5602763.htm。

^③参见《国务院关于印发“十四五”数字经济发展规划的通知》，http://www.gov.cn/zhengce/content/2022-01/12/content_5667817.htm。

发展与森林生态产品价值实现之间的内在关系及其作用机制，据此提出通过发展数字经济促进森林生态产品价值实现的政策建议，意义重大。

二、相关概念、理论分析与研究假说

（一）相关概念

生态产品与生态系统服务具有同源性（靳诚和陆玉麒，2021）。生态产品是指由自然生态系统提供的产品和服务，可分为物质供给类、调节服务类和文化服务类。生态产品能够以生产要素的形式直接进入社会经济生产系统，其循环过程是通过生态技术进行形态和价值的转换，从而进入生态市场，通过交易成为生态商品及物质财富，进而促进经济增长和增进人类福祉。森林生态产品是以森林资源为载体，提供各类满足人类需要的产品和服务的总称（窦亚权等，2022）。具体而言，森林生态产品价值包含经济价值、生态价值和社会价值，其中的生态价值是指森林生态产品作为森林生态系统的构成要素，提供水源涵养、固碳释氧、气候调节和减少泥沙淤积等维持人类生存所必需的价值（秦国伟等，2022）。森林生态产品的生态价值是生态产品价值实现的重点对象。森林生态产品价值实现机制包括生态补偿机制和生态产品价值转化机制。其中，森林生态产品价值转化机制是市场经济条件下推动森林生态产品价值实现的关键机制，具体包括价值实现路径和价值转化效率两个方面。森林生态产品价值实现路径通常包括明晰生态产权、推动生态技术应用、政府调节与市场运作相互协同等（高晓龙等，2022）；价值转化效率指将森林生态产品价值作为生态资本投入要素纳入拓展的生产函数，从而得到的要素产出效率（孔凡斌等，2022；程文杰等，2022），是衡量森林生态产品价值实现程度和生态资本配置效能的重要指标。

数字经济相关理论由 Tapscott（1996）最先提出，后经不断完善，概念逐渐成熟。2016年，G20杭州峰会通过的《二十国集团数字经济发展与合作倡议》将数字经济定义为“以使用数字化的知识和信息作为关键生产要素、以现代信息网络作为重要载体、以信息通信技术的有效使用作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”^①。数字经济发展速度之快、辐射范围之广、影响程度之深前所未有，数字经济已经成为重组生产要素资源、重塑经济结构以及协调人与自然关系的关键力量。

（二）理论分析与研究假说

1. 理论分析。在技术和制度确定的条件下，定量分析资源配置的经济增长效率需引入转化效率这一概念。转化效率反映了最大产出度、预期目标和最佳的运营状态，即固定投入条件下，实际产出与最大产出之间的比率。理论上，技术进步效率、规模效率和配置效率共同影响转化效率（Chavas and Cox, 1999）。同时，经济学理论认为资源配置效率、资本效率和技术效率将在不同程度和方向上影响生态产品价值转化效率。在经济发展过程中，森林生态产品价值的投入会对森林生态资源富集地区的经济增长产生重要影响。

^①资料来源：《二十国集团数字经济发展与合作倡议》，http://www.g20chn.org/hywj/dncgwj/201609/t20160920_3474.html。

柯布-道格拉斯函数是最常用于研究投入产出效率的模型。土地、物质资本和劳动力是传统投入要素，森林生态产品价值作为现代生态经济增长理论的重要概念，也将被列入经济增长的要素体系。生产函数模型转变为（孔凡斌等，2023b）：

$$Y_{i,t} = A_{i,t}^{\mu} N_{i,t}^{\alpha} K_{i,t}^{\beta} R_{i,t}^{\gamma} E_{i,t}^{\delta} \lambda_{i,t} \quad (1)$$

对（1）式取对数可得：

$$\ln Y_{i,t} = \mu \ln A_{i,t} + \alpha \ln N_{i,t} + \beta \ln K_{i,t} + \gamma \ln R_{i,t} + \delta \ln E_{i,t} + \ln \lambda_{i,t} \quad (2)$$

（1）式和（2）式中： $Y_{i,t}$ 、 $N_{i,t}$ 、 $K_{i,t}$ 、 $R_{i,t}$ 、 $E_{i,t}$ 和 $A_{i,t}$ 分别代表第*i*个县域单元第*t*年的林业产业增加值、林地投入、物质资本投入、劳动力投入、森林生态产品价值和其他投入； α 、 β 、 γ 、 δ 和 μ 分别表示林地投入、物质资本投入、劳动力投入、森林生态产品价值和其他投入的产出弹性； $\lambda_{i,t}$ 表示常数项。

数字经济通过作用于林业生产要素、互联网平台、产业转型和数字林场等路径影响森林生态产品价值实现程度和实现方式，进而影响森林生态产品价值转化效率。

首先，数据作为一种投入要素，与林业劳动力、林业投资、林地资源、生态技术、森林生态产品等要素结合，形成要素配置的规模优势，推动森林生态产品要素向林业产品转化，进而影响森林生态产品价值转化效率（孔凡斌等，2023b）。

其次，数字经济与森林生态产业融合发展能够降低高污染行业特别是传统的木材加工、林产化工和木浆造纸等行业带来的环境破坏程度，有效缓解林业产业发展带来的环境压力（许宪春等，2021），为林业产业绿色转型带来空间，有利于森林生态产品价值的产业转化。

再次，互联网平台是数字经济的典型商业模式，互联网平台的出现减少了包括森林生态产品价值评估、林地产权界定、林地规模化流转、劳动力供给、生态技术采纳、资金投入、林产品销售、森林资产管理等环节信息获取和交易的“摩擦力”，降低了林业生产要素和产品的市场交易成本（赵涛等，2020；朱喜安和马樱格，2022；何维达等，2022），提升了森林生态产品的价值转化效率。同时，互联网成本可加性和交叉网络外部性的存在，导致行业垄断（郭家堂和骆品亮，2016），使得森林生态产品投入产出的技术效率受到影响，可能会抑制森林生态产品价值转化效率。

最后，数字基础设施完善及其深度嵌入森林培育、森林保护和森林生态产品产业化的过程，将会加速数字林场和林业数字化建设进程，推动数字化赋能林业机关信息化、林业社会服务数字化和林业管理智能化（唐代生和吴云华，2009），进而为森林生态产品价值实现提供政策、技术和管理保障，有利于提升森林生态产品价值转化效率。本文理论机制如图1所示。

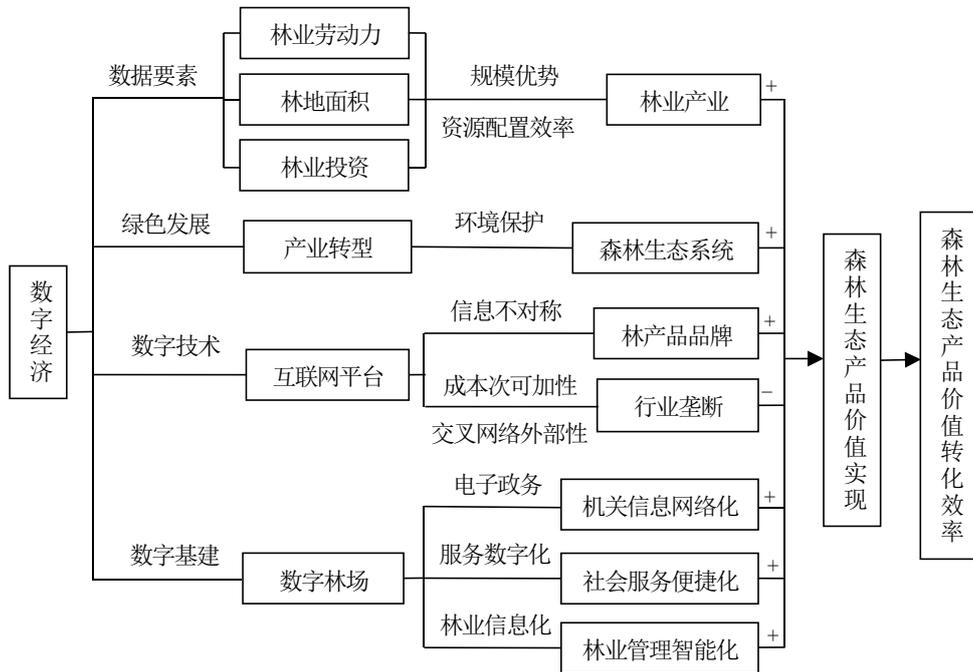


图1 数字经济发展影响森林生态产品价值转化效率的理论机制

2.研究假说。由以上理论分析可知，数字经济发展与森林生态产品价值转化效率之间存在内在联系，据此本文提出研究假说H1。

H1：数字经济发展对森林生态产品价值转化效率具有冲击作用。

数字经济发展提供了更为优质的网络产品服务，使得社会运行效率得到提升（赵涛等，2020）。在此背景下，林业各部门借助数字经济不断优化内部结构，提高自身运行效率，进而促进森林生态产品价值转化。随着互联网规模的不断扩大，网络效应日益凸显，数字经济发展不可避免地受到“梅特卡夫法则”的限制，将会面临临界规模（Rohlfis, 1974）。这也意味着数字经济发展对森林生态产品价值转化效率的作用是非线性的，两者之间存在门槛效应（郭家堂和骆品亮，2016）。基于上述分析，本文提出研究假说H2。

H2：数字经济发展对森林生态产品价值转化效率的影响具有门槛效应。

新经济地理理论明确提出，信息技术的扩散和溢出会导致经济体之间的空间依赖性增强。信息化具有空间溢出效应（Yilmaz et al., 2002），这一点在以往的研究中已经得到证实（赵涛等，2020）。从数字经济发展与森林生态产品价值转化效率的关系来看：一方面，数据要素突破了地理条件、信息传递和时间成本等传统因素的制约（安同良和杨晨，2020），打破了林业生产活动的时空壁垒，有利于森林生态产品价值转化效率的提高；另一方面，随着数字技术的不断应用，各林业部门更易相互学习和借鉴，有利于形成开放的发展环境，从而辐射周边地区林业生态经济发展，加深各地区的关联，为森林生态产品价值转化提供新途径。但是，由于数字经济发展水平存在空间异质性，各地区数字基

基础设施、数字人才、产业数字化发展水平并不均衡,在这种情况下,根据累计因果理论,数字经济发展的回流效应普遍大于扩散效应。也就是说,数字经济发展水平较高地区的数字经济发展会促进森林生态产品价值的转化,而与它们密切相关的邻近地区由于缺乏先进的数字基础设施、数字技术和数字人才,资本和劳动力等要素容易流出到数字经济发展水平较高地区而成为生产要素流出地,即数字经济发展水平高的地区会对邻近地区森林生态产品价值转化造成回流效应,从而对邻近地区森林生态产品价值转化效率产生负向影响,不利于区域内森林生态产品价值的协同转化。基于上述分析,本文提出研究假说H3。

H3: 数字经济发展通过空间溢出效应对邻近地区森林生态产品价值转化效率产生负向影响。

三、研究设计

(一) 研究区域概况

丽水市位于浙江省西南部,市境介于北纬 $27^{\circ}25'$ ~ $28^{\circ}57'$ 和东经 $118^{\circ}41'$ ~ $120^{\circ}26'$ 之间^①。2021年实现地区生产总值1710.03亿元,比2020年增长8.3%;全市户籍人口269.97万人,其中,城镇人口89.92万人,乡村人口180.05万人,城镇居民人均可支配收入为4.20万元,农村人均可支配收入为2.64万元^②。2020年,丽水市森林面积为142.14万公顷,森林覆盖率达81.70%,活立木总蓄积量9885.83万立方米,均居全省前列^③。2019年3月,浙江省政府办公厅印发《浙江(丽水)生态产品价值实现机制试点方案》,提出要重点探索建立生态产品价值核算评估应用机制、健全生态产品市场交易体系和创新生态价值产业实现路径,致力于将丽水市打造成全国生态产品价值实现机制示范区^④。丽水市处于数字经济发达的浙江省,2018年丽水市发布《丽水市数字经济发展五年行动计划》推动实施数字经济“一号工程”,以“数字产业化、产业数字化”为主线,加速数字生态经济发展,使数字生态经济成为生态产品价值转换的重要通道,将丽水市打造成数字生态经济先行区、示范区和数字大花园^⑤。因此,研究丽水市数字经济发展和森林生态产品价值转化效率的关系,对于全国探索森林资源富集区域数字经济与森林生态产业深度融合发展的理论机制和实践路径,具有典型示范意义。

(二) 数据来源

本文参考孔凡斌等(2023a, 2023b)和张亚立等(2023)的森林生态产品价值核算方法以及使用的基础数据精度,进行森林生态产品价值测算,具体如表1所示。

^①资料来源:《丽水概览——自然气候》, http://lssz.lishui.gov.cn/art/2022/5/16/art_1229634360_7027.html。

^②资料来源:《2022年丽水统计年鉴》, http://tjj.lishui.gov.cn/art/2022/11/11/art_1229215928_58836404.html。

^③参见《浙江省人民政府办公厅关于印发浙江(丽水)生态产品价值实现机制试点方案的通知》, https://www.zj.gov.cn/art/2019/3/28/art_1229019365_61763.html。

^④参见《丽水市人民政府办公室关于印发丽水市数字经济发展五年行动计划的通知》, http://www.lishui.gov.cn/art/2018/12/21/art_1229283446_2146448.html。

表 1 森林生态产品价值核算方法以及数据来源

核算项目	功能量核算方法	价值量核算方法	数据来源
固碳释氧	根据净初级生产力数据以及 NEP/NPP 转换系数计算森林生态系统固碳量, 进而根据净初级生产力计算释氧量	基于碳市场交易价格和医疗制氧价格计算固碳释氧价值	数据来源于中国科学院资源环境科学与数据中心 (www.resdc.cn), 土地利用数据空间分辨率为 1 千米×1 千米, 数字高程数据来源于地理空间数据云 (www.gscloud.cn) 中 SRTM 90 米空间分辨率高程数据
水源涵养	本地森林生态系统降雨量减去径流量, 再减去蒸散发量	基于水库和蓄水池工程造价成本和管理费用计算	数据来源于国家气象科学数据中心 (data.cma.cn)、国家青藏高原科学数据中心 (data.tpdc.ac.cn), 土地利用数据空间分辨率为 1 千米×1 千米, 数字高程数据来源于地理空间数据云 (www.gscloud.cn) 中 SRTM 90 米空间分辨率高程数据
减少泥沙淤积	由通用土壤流失方程计算森林生态系统的土壤保持量, 再乘以泥沙形成系数	基于土方清运成本计算	数据来源于中国科学院资源环境科学与数据中心 (www.resdc.cn), 土地利用数据空间分辨率为 1 千米×1 千米, 数字高程数据来源于地理空间数据云 (www.gscloud.cn) 中 SRTM 90 米空间分辨率高程数据
气候调节	在高于适宜温度时期, 森林生态系统单位面积蒸散发消耗热量乘以面积	基于普通居民用电成本计算	数据来源于国家青藏高原科学数据中心 (data.tpdc.ac.cn)。土地利用数据空间分辨率为 1 千米×1 千米, 数字高程数据来源于地理空间数据云 (www.gscloud.cn) 中 SRTM 90 米空间分辨率高程数据

由于统计口径原因, 本文仅能得到 2010—2019 年林业三次产业增加值统计数据。考虑到在计算森林生态产品价值转化效率时以 2010 年为基期, 测算的效率值的年限范围为 2011—2019 年。为保持数据的一致性, 本文将来源于《丽水统计年鉴》的数字经济发展水平和投入产出指标体系数据的时间范围也确定为 2011—2019 年。控制变量相关数据为实地调研以及参考《丽水统计年鉴》所得, 时间范围为 2011—2019 年。

(三) 变量说明

1. 被解释变量: 森林生态产品价值转化效率。本文从投入和产出两个方面构建如表 2 所示的指标体系, 然后利用超效率 SBM-Malmquist 指数模型 (徐伟, 2021) 计算得到森林生态产品价值转化效率。

投入指标: ①森林生态产品价值。森林生态产品价值用固碳释氧价值、水源涵养价值、减少泥沙淤积价值和气候调节价值表示。使用 InVEST 模型 (杨文仙等, 2021) 和中国科学院开发的 IUEMS 系统 (韩宝龙和欧阳志云, 2021) 测算固碳释氧、水源涵养、减少泥沙淤积和气候调节的功能量, 并结合影子价值法进行价值量核算。②物质资本投入。物质资本投入用林业固定资产投资表示 (孔凡斌等, 2023b)。林业固定资产投资水平会影响林业基础设施建设水平, 从而对森林生态产品价值实现产生影响。③劳动力投入。劳动力投入用林业有效劳动力表示。林业有效劳动力会对林业资源培育、林

农就业收入、林业技术效率和技术进步产生影响，进而影响森林生态产品价值实现，具体由林业劳动力乘以人均受教育水平得到（张兵等，2013）。④林地投入。林地投入用林地面积表示。林地面积作为反映森林资源和森林经营状况的重要指标，影响森林生态系统的结构和质量，进而影响森林生态系统服务功能及其产品价值实现，是林业生态研究常用指标（孔凡斌等，2023b）。

林业产业增加值可以直观反映地方森林生态产品价值实现形态和实现程度，因此产出指标用林业产业增加值表示，包括林业第一、第二、第三产业的增加值。林业第一产业包括木质和非木质林产品生产，林业第二产业包括木质和非木质林产品加工业，林业第三产业包括森林休憩与旅游、林业生产服务等。

表2 森林生态产品价值转化效率的投入产出指标体系

	一级指标	二级指标
投入指标	森林生态产品价值	固碳释氧价值（亿元）
		水源涵养价值（亿元）
		减少泥沙淤积价值（亿元）
气候调节价值（亿元）		
	物质资本投入	林业固定资产投资（亿元）
	劳动力投入	林业有效劳动力（万人）
	林地投入	林地面积（公顷）
产出指标	林业产业增加值	林业第一产业增加值（亿元）
		林业第二产业增加值（亿元）
		林业第三产业增加值（亿元）

2.核心解释变量：数字经济发展水平。鉴于对数字经济发展水平的测量尚处于探索阶段，借鉴已有研究成果（赵涛等，2020；何维达等，2022），结合“宽带中国”和“数字中国”政策要求，本文从数字基础设施、数字业务规模和数字技术创新三个维度衡量数字经济发展水平，具体见表3。数字基础设施不仅可以促进传统行业智能升级，还能改善经济发展结构，是数字经济发展的基础；数字业务规模体现了数字经济的市场规模和发展格局；数字技术创新是促进技术进步、改善产业结构、推动经济绿色发展的重要着力点。因此，从数字基础设施、数字业务规模和数字技术创新三个维度出发，能够较为准确地衡量数字经济发展水平。由于数据单位不一，本文采用极差法对数据进行标准化处理，运用熵值法确定指标权重^①。

表3 数字经济发展水平指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	属性	权重
数字经济发展水平	数字基础设施	每万人互联网宽带接入用户数（户）	+	0.0873
		每万人移动电话用户数（户）	+	0.0760
	数字业务规模	邮电业务总量（万元）	+	0.2291
		信息传输、软件和技术服务业人员占私营和非私营单位总就业人员的比例（%）	+	0.2232

^①限于篇幅，本文未展示计算过程。

表3 (续)

		地方财政科学技术支出占财政预算的比例 (%)	+	0.1999
	数字技术创新	科学研究和技术服务业人员占私营和非私营单位总就业人员的比例 (%)	+	0.1845

3.控制变量。本文模型的控制变量包括：①经济发展水平。经济发展水平会影响区域投资、生态理念等方面，对森林生态产品价值转化效率有一定影响。本文以人均地区生产总值表示经济发展水平。②林业产业发展水平。林业产业发展会促进森林生态产品价值提升，进而提高价值转化效率。本文以林业产业增加值占地区生产总值的比重表示林业产业发展水平。③产业结构。生态环境保护、资源配置方式和技术发展水平等均受到产业结构的影响，本文以第三产业增加值占地区生产总值的比重表示产业结构。④环境污染。受到污染的环境会阻碍森林生态产品价值转化效率的提高。本文选用工业废水排放量、工业废气排放量和工业固体废弃物排放量作为基础指标（陈慧霖等，2022），测算出环境污染程度。⑤地区开放度。开放度高的地区对人才和科技都有着更强的吸引力，这有利于生态经济发展。本文以贸易进出口总额与地区生产总值的比值表示地区开放度。变量定义与描述性统计结果如表4所示。

表4 变量定义与描述性统计结果

变量类型	变量名称	变量说明	均值	标准差	样本量
被解释变量	森林生态产品价值转化效率	由超效率 SBM-Malmquist 指数模型计算得到	1.561	1.752	81
核心解释变量	数字经济发展水平	熵值法计算得到	0.281	0.215	81
控制变量	经济发展水平	人均地区生产总值 (元)	49550.840	12201.560	81
	林业产业发展水平	林业产业增加值占地区生产总值的比重	0.097	0.720	81
	产业结构	第三产业增加值占地区生产总值的比重	0.440	0.042	81
	环境污染	工业废水、工业废气和工业固体废弃物 (万吨)	1467.019	1239.739	81
	地区开放度	贸易进出口总额与地区生产总值的比值	0.151	0.061	81

(四) 模型设定

1.面板向量自回归模型。面板向量自回归模型能够揭示数字经济发展水平与森林生态产品价值转化效率之间的因果关系，模型具体设定如下：

$$Y_{i,t} = \gamma_0 + \sum_{j=1}^n \gamma_j Y_{i,t-j} + \alpha_i + \beta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

(3) 式中： i 和 t 分别表示地区和时间； $Y_{i,t}$ 作为系统变量矩阵，是一个包含数字经济发展水平与森林生态产品价值转化效率的二维列向量； γ_0 表示截距项向量； j 和 γ_j 分别表示滞后阶数以及滞后第 j 阶的参数矩阵； α_i 和 β_t 分别表示个体固定效应和时间固定效应； $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项，且服从标准正态分布的基本假定。

2.面板门槛效应模型。参考 Hansen (1999) 的做法, 本文以数字经济发展水平为门槛变量, 运用面板门槛效应模型进行实证分析, 模型设定如下:

$$TE_{i,t} = u_i + \alpha_1 DE_{i,t} \times I(DE_{i,t} \leq \gamma_1) + \alpha_2 DE_{i,t} \times I(\gamma_1 < DE_{i,t} \leq \gamma_2) + \alpha_3 DE_{i,t} \times I(\gamma_2 < DE_{i,t}) + \beta C_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

(4) 式中: i 和 t 分别表示地区和时间; $TE_{i,t}$ 和 $DE_{i,t}$ 分别表示森林生态产品价值转化效率和数字经济发展水平, 同时, $DE_{i,t}$ 也是门槛变量; γ_1 和 γ_2 表示待估计的门槛值; $I(\cdot)$ 为指示函数, 当括号中表达式为假时, $I(\cdot)$ 取 0, 反之, $I(\cdot)$ 取 1; α_1 、 α_2 、 α_3 、 β 表示待估计系数; $C_{i,t}$ 表示控制变量; μ_i 为个体固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项, 且服从标准正态分布的基本假定。

3.空间自相关模型。在利用空间误差模型分析之前, 需要先做空间自相关检验。本文的空间自相关模型设定如下:

$$Moran'I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j}} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j} (y_i - \bar{y})^2} \quad (5)$$

(5) 式中: $Moran'I$ 表示全局空间自相关; i 和 j 表示不同的县域单元; n 为县域单元总数; y_i 和 y_j 分别表示第 i 个和第 j 个县域单元的森林生态产品价值转化效率, \bar{y} 表示森林生态产品价值转化效率的平均值; $w_{i,j}$ 为空间权重矩阵。

4.空间误差模型。为考察数字经济发展水平与森林生态产品价值转化效率之间的空间关系, 本文将空间权重矩阵与相关变量结合, 构建空间计量模型, 具体设定如下:

$$\begin{cases} TE_{i,t} = X_{i,t} \beta + \mu_{i,t} \\ \mu_{i,t} = \lambda W \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{cases} \quad (6)$$

(6) 式中: i 和 t 分别表示地区和时间; $TE_{i,t}$ 表示森林生态产品价值转化效率; $X_{i,t}$ 为自变量向量; W 表示空间权重矩阵; β 表示待估参数向量; λ 为空间自相关系数; $\mu_{i,t}$ 和 $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差项向量。

四、实证结果与分析

(一) 丽水市数字经济发展水平与森林生态产品价值转化效率变化特征

本文运用超效率 SBM-Malmquist 指数模型计算得到丽水市森林生态产品价值转化效率, 并使用熵值法计算得到数字经济发展水平, 具体结果如表 5 所示。

数字经济发展能否提高森林生态产品价值转化效率

表5 丽水市森林生态产品价值转化效率与数字经济发展水平

	指数	年份								
		2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
莲都区	TE	0.480	0.626	0.788	0.524	0.606	0.506	0.726	0.387	0.953
	Pech	1.023	1.424	1.038	0.471	0.967	0.920	1.035	0.703	1.128
	Sech	0.989	0.620	1.002	2.514	1.008	1.005	1.063	1.701	1.064
	Tech	0.474	0.709	0.758	0.442	0.622	0.547	0.66	0.324	0.794
	DE	0.788	0.714	0.814	0.877	0.549	0.908	0.916	0.945	0.921
青田县	TE	1.543	0.959	1.057	0.712	1.548	0.827	0.615	0.446	0.738
	Pech	1.013	0.62	0.985	0.718	1.084	0.829	0.887	0.552	0.978
	Sech	1.002	1.69	0.991	1.115	0.984	0.965	0.538	1.163	0.853
	Tech	1.520	0.914	1.082	0.889	1.451	1.034	1.286	0.695	0.884
	DE	0.352	0.32	0.367	0.321	0.51	0.318	0.369	0.409	0.401
缙云县	TE	0.943	0.894	0.977	1.009	0.917	1.008	1.387	2.878	0.813
	Pech	1.137	0.899	0.994	1.160	0.971	1.014	1.068	3.125	1.022
	Sech	0.963	0.993	1.002	0.935	1.004	1.052	1.830	0.970	0.680
	Tech	0.862	1.002	0.981	0.931	0.941	0.945	0.710	0.949	1.169
	DE	0.248	0.232	0.281	0.261	0.419	0.285	0.296	0.272	0.34
遂昌县	TE	1.123	3.507	2.137	1.681	1.322	5.787	2.577	1.523	2.708
	Pech	0.559	0.758	1.002	0.953	0.943	1.703	1.131	0.293	0.916
	Sech	0.919	1.105	1.044	0.614	1.010	1.072	0.978	0.699	1.576
	Tech	2.183	4.188	2.043	2.875	1.389	3.169	2.330	7.437	1.877
	DE	0.188	0.161	0.219	0.189	0.363	0.222	0.219	0.215	0.217
松阳县	TE	2.588	0.488	0.953	1.194	1.052	0.604	1.012	0.504	1.011
	Pech	1.550	1.249	1.055	1.045	1.003	0.721	0.962	1.528	0.990
	Sech	1.136	0.999	0.970	0.980	1.011	0.988	1.029	1.065	1.021
	Tech	1.469	0.391	0.931	1.166	1.037	0.849	1.022	0.310	1.000
	DE	0.128	0.126	0.218	0.147	0.231	0.157	0.166	0.164	0.171
云和县	TE	0.173	1.270	1.549	6.027	1.589	1.560	1.744	3.345	2.114
	Pech	0.249	0.815	0.917	1.223	1.074	1.015	0.986	0.648	1.206
	Sech	0.754	0.989	1.043	2.015	1.001	0.966	1.030	1.390	1.123
	Tech	0.922	1.575	1.620	2.445	1.477	1.592	1.717	3.715	1.561
	DE	0.103	0.118	0.134	0.144	0.186	0.15	0.143	0.156	0.143
庆元县	TE	0.859	0.977	0.707	0.106	0.715	0.809	0.646	0.194	0.664
	Pech	0.929	1.294	0.978	0.716	0.956	1.104	0.923	0.687	0.857
	Sech	0.931	1.024	0.994	0.233	1.000	0.904	0.967	0.739	0.999
	Tech	0.993	0.737	0.726	0.638	0.748	0.810	0.723	0.382	0.776
	DE	0.108	0.127	0.139	0.137	0.217	0.16	0.157	0.15	0.165

表 5 (续)

景宁畲族自治县	TE	1.069	1.013	1.189	1.086	1.059	0.894	1.077	1.083	1.620
	Pech	0.847	1.107	1.068	2.817	1.043	0.997	1.586	1.339	1.330
	Sech	1.189	0.885	0.939	0.801	0.990	1.006	0.744	1.298	0.931
	Tech	1.061	1.034	1.186	0.481	1.026	0.891	0.914	0.623	1.308
	DE	0.092	0.097	0.114	0.128	0.196	0.129	0.133	0.079	0.144
龙泉市	TE	4.052	2.643	1.872	2.422	1.720	2.628	3.731	13.718	1.896
	Pech	1.196	0.915	0.911	1.028	1.145	1.058	0.602	4.908	0.828
	Sech	0.512	1.130	1.056	0.198	0.953	1.108	1.388	1.041	0.345
	Tech	6.618	2.558	1.947	11.917	1.576	2.241	4.466	2.685	6.627
	DE	0.229	0.208	0.185	0.237	0.34	0.232	0.229	0.192	0.236

注：TE 表示森林生态产品价值转化效率，DE 表示数字经济发展水平，Pech、Sech、Tech 分别表示纯技术效率、规模效率和技术进步效率。

2011—2019 年，丽水市各县域单元森林生态产品价值转化效率波动上升，整体发展水平有所提高。其中，遂昌县、松阳县、云和县、景宁畲族自治县和龙泉市森林生态产品价值转化效率超过 1 的年份较多，转化效率较高。从分解结果来看，纯技术效率变化较小，规模效率值趋近 1，而技术进步效率波动幅度较大。由于森林生态产品价值转化效率为纯技术效率、规模效率和技术进步效率三者的乘积，因此，技术进步效率对森林生态产品价值转化效率的影响最大，对森林生态产品价值转化效率的解释能力最强。

丽水市各个县域单元数字经济发展水平呈现稳中有升的态势，这与浙江省高度重视数字技术发展紧密相关。数字经济发展水平在不同县域单元间差异较大，莲都区数字经济发展水平远高于其他县域单元，各县域单元之间本身也存在较大差异，这可能与各县域单元的数字经济基础设施、人力资本以及科技资金投入水平密切相关。

(二) 数字经济发展水平结构指标与森林生态产品价值转化效率的关系

定量分析数字经济发展水平各结构指标与森林生态产品价值转化效率之间相互作用的关系，需要量化评估各个结构指标对森林生态产品价值转化效率影响的重要程度。为此，本文参考王淑贺和王利军（2022）的方法，建立灰色关联度模型，对两者之间的关系进行模拟分析，结果如表 6 所示。整体上看，数字经济发展水平各结构指标和森林生态产品价值转化效率之间的关联度均较强。具体而言，对于莲都区、松阳县和庆元县，每万人互联网宽带接入用户数和每万人移动电话用户数和森林生态产品价值转化效率之间的关联度最强；对于青田县、遂昌县、云和县、景宁畲族自治县和龙泉市，每万人互联网宽带接入用户数和邮电业务总量和森林生态产品价值转化效率之间的关联度最强；对于缙云县，邮电业务总量和地方财政科学技术支出占比和森林生态产品价值转化效率之间的关联度最强。

表 6 数字经济发展水平结构指标与森林生态产品价值转化效率的灰色关联度分析结果

	每万人互联网 宽带接入用户数	每万人移动 电话用户数	邮电业 务总量	信息传输、软件和技 术服务业人员占比	地方财政科学 技术支出占比	科学研究和技术 服务业人员占比
莲都区	0.696	0.698	0.692	0.649	0.695	0.583
青田县	0.760	0.661	0.716	0.699	0.712	0.715
缙云县	0.737	0.630	0.752	0.700	0.782	0.679
遂昌县	0.772	0.668	0.732	0.707	0.716	0.713
松阳县	0.681	0.694	0.670	0.567	0.677	0.559
云和县	0.748	0.699	0.724	0.697	0.673	0.722
庆元县	0.707	0.687	0.681	0.641	0.669	0.685
景宁畲族 自治县	0.779	0.767	0.768	0.749	0.765	0.766
龙泉市	0.713	0.607	0.701	0.608	0.682	0.654

(三) 数字经济发展水平与森林生态产品价值转化效率的因果关系

为厘清数字经济发展水平与森林生态产品价值转化效率之间的因果关系，本文采用面板向量自回归模型做进一步分析。

1. 平稳性检验。为避免变量间的“伪回归”现象，需要对面板数据进行平稳性检验。本文对数字经济发展水平和森林生态产品价值转化效率进行一阶差分处理后，两者均在 1%的水平上通过了 LLC 和 IPS 检验^①，拒绝了存在单位根的原假设，说明两个变量均为平稳变量。

2. 面板向量自回归模型回归结果。使用前向均值差分法对各个变量进行处理可以有效避免个体效应造成的回归偏误 (Arellano and Bover, 1995)。本文根据面板向量自回归模型系统 GMM 估计结果，将变量最优滞后阶数选取为 1 阶。面板向量自回归模型系统 GMM 估计结果如表 7 所示。可以发现，当以数字经济发展水平为被解释变量时，滞后一期的数字经济发展水平对当期的数字经济发展水平产生显著正向影响，但滞后一期的森林生态产品价值转化效率对本期的数字经济发展水平的影响并不显著；当以森林生态产品价值转化效率为被解释变量时，滞后一期的数字经济发展水平对本期的森林生态产品价值转化效率产生显著负向影响，但滞后一期的森林生态产品价值转化效率对本期的森林生态产品价值转化效率的影响并不显著。假说 H1 得证。

表 7 面板向量自回归模型系统 GMM 估计结果

	DE 前向差分	TE 前向差分
DE 一阶滞后	0.009* (0.086)	-0.439*** (0.009)
TE 一阶滞后	-0.309 (0.288)	5.913 (0.117)

注：①***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平。②括号中的数值为标准误。③TE 表示森林生态产品价值转化效率，DE 表示数字经济发展水平。

^①限于篇幅，本文未展示检验结果。

3.脉冲响应和方差分解。面板向量自回归模型系统 GMM 只能从宏观层面反映变量间的动态关系，而脉冲响应函数能够更全面地反映数字经济发展水平与森林生态产品价值转化效率之间的动态传导机制和影响路径。数字经济发展水平与森林生态产品价值转化效率脉冲响应的分析结果如图 2 所示。第一，数字经济发展水平和森林生态产品价值转化效率在自身的冲击下，会在当期达到正向最大值，表明数字经济发展水平和森林生态产品价值转化效率均有相对的经济惯性。然而，响应在较短时间内减弱，直至消失。这说明数字经济发展水平和森林生态产品价值转化效率的内向动力在前期影响较为明显，但持续时间较短。从长期来看，数字经济发展水平和森林生态产品价值转化效率对自身影响较小。第二，由数字经济发展水平对森林生态产品价值转化效率的冲击结果可以看出，森林生态产品价值转化效率在受到数字经济发展水平的冲击时立即做出响应，随后多期均波动幅度较大，且经过较长时间才趋于稳定。这表明数字经济发展水平对森林生态产品价值转化效率影响较大且持续时间较长。第三，森林生态产品价值转化效率对数字经济发展水平冲击持续时间较长，但总体影响较为微弱。这表明，从长期来看，森林生态产品价值转化效率对数字经济发展水平影响较小。

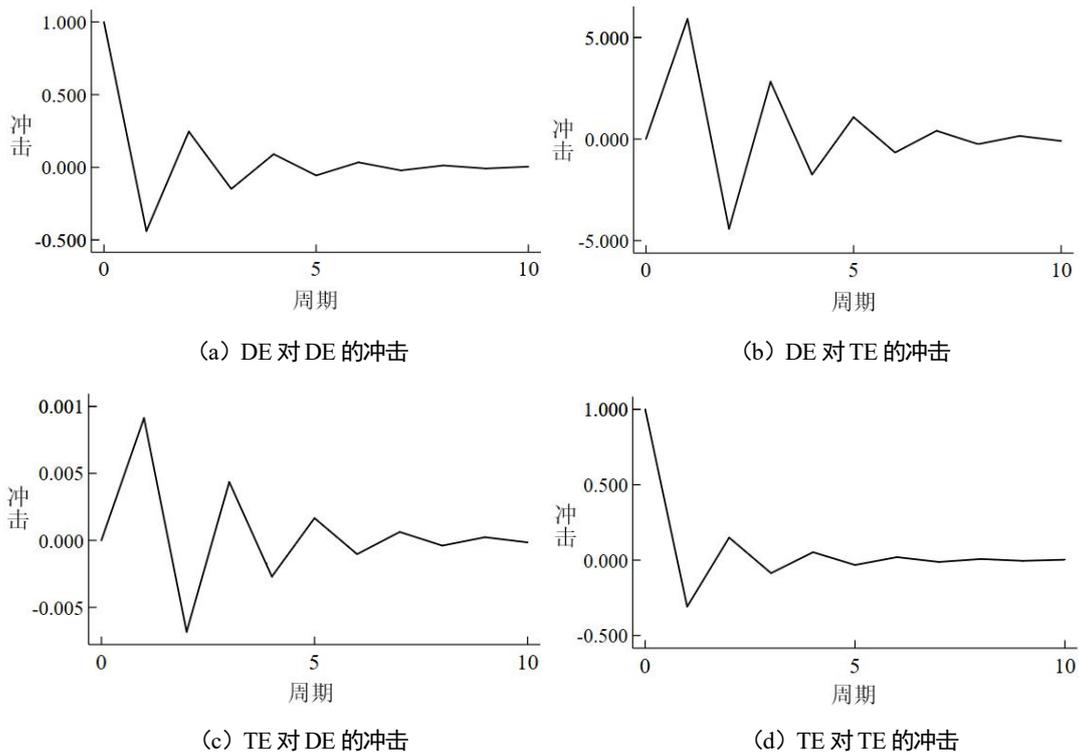


图2 数字经济发展水平 (DE) 与森林生态产品价值转化效率 (TE) 之间的脉冲响应图

脉冲响应函数可以很好地反映两个变量之间的动态影响路径，方差分解可以评估各变量在变化过程中对不同结构冲击的贡献力度，故本文采用方差分解方法来进一步分析数字经济发展水平与森林生态产品价值转化效率之间相互影响的贡献程度，结果如表 8 所示。在 7 个预测期之后，系统基本达到稳定状态。数字经济发展水平对森林生态产品价值转化效率的影响程度由第 1 阶段的 0.032 上升到第 7 阶段的 0.102，表明森林生态产品价值转化效率对数字经济的发展具有一定的依赖性。

表 8 方差分解结果

	阶段	TE 一阶差分	DE 一阶差分		阶段	TE 一阶差分	DE 一阶差分
TE 一阶差分	1	1.000	0.000	TE 一阶差分	6	0.865	0.135
DE 一阶差分	1	0.032	0.968	DE 一阶差分	6	0.102	0.898
TE 一阶差分	2	0.921	0.079	TE 一阶差分	7	0.864	0.136
DE 一阶差分	2	0.075	0.925	DE 一阶差分	7	0.102	0.898
TE 一阶差分	3	0.885	0.114	TE 一阶差分	8	0.864	0.136
DE 一阶差分	3	0.092	0.908	DE 一阶差分	8	0.102	0.898
TE 一阶差分	4	0.871	0.128	TE 一阶差分	9	0.864	0.136
DE 一阶差分	4	0.098	0.902	DE 一阶差分	9	0.102	0.898
TE 一阶差分	5	0.867	0.133	TE 一阶差分	10	0.864	0.136
DE 一阶差分	5	0.101	0.899	DE 一阶差分	10	0.102	0.898

(四) 数字经济发展水平对森林生态产品价值转化效率影响的进一步分析

1. 面板门槛效应模型估计结果。本文将核心解释变量数字经济发展水平设置为门槛变量，森林生态产品价值转化效率设置为被解释变量，使用面板门槛效应模型进行回归分析，结果如表 9 所示。结果显示，模型存在显著的双重门槛效应，门槛值分别为 0.143 和 0.147^①。这也验证了假说 H2。

表 9 面板门槛效应模型回归结果

	被解释变量：森林生态产品价值转化效率	
	系数	标准误
数字经济发展水平（数字经济发展水平≤0.143）	-0.241	0.699
数字经济发展水平（0.143<数字经济发展水平≤0.147）	31.683***	0.000
数字经济发展水平（数字经济发展水平>0.147）	2.180	0.462
经济发展水平	0.000	0.814
林业产业发展水平	-0.306	0.605
产业结构	-19.496*	0.053
环境污染	0.000	0.745
地区开放度	6.930*	0.100
常数项	2.761	0.142
R ²	0.457	
F 值	6.730	

注：***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平。

当数字经济发展水平大于第一门槛值（0.143）但小于第二门槛值（0.147）时，数字经济发展水平对森林生态产品价值转化效率具有显著正向影响，即数字经济发展水平提升能够促进森林生态产品价值转化效率提高。当数字经济发展水平未进入第一门槛值或超越第二门槛值时，数字经济发展水平对森林生态产品价值转化效率并没有统计学意义上的显著影响。这表明，数字经济发展水平并不能一直

^①限于篇幅，本文未展示门槛值的测算过程。

促进森林生态产品价值转化效率的提高。究其原因：当数字经济发展水平低于第一门槛值时，数字网络规模较小，数字基础设施建设不完善，数字经济发展对森林生态产品价值实现的影响较小；当数字经济发展水平高于第一门槛值而低于第二门槛值时，数字经济发展的规模效应、技术溢出效应开始显现，使得资源配置效率提升、信息交易成本下降，区域之间关联度不断增强，数字经济发展对森林生态产品价值转化效率提高起到推动作用；当数字经济发展水平大于第二门槛值时，数字经济发展促进林业资源优化配置的边际效应递减到一定水平之后，对森林生态产品价值转化效率不再产生显著影响。

2.空间误差模型估计结果。本文基于经济地理权重矩阵，使用 Moran'I 指数测算数字经济发展水平和森林生态产品价值转化效率的空间自相关性，发现数字经济发展水平和森林生态产品价值转化效率的空间自相关性均达到 10% 以上的显著性水平。随后，本文参考张园园等（2019）的做法，进行了 LM 检验，发现 LM-error 检验结果、Robust LM-error 检验结果和 LM-lag 检验结果均显著，而 Robust LM-lag 检验结果不显著^①，因此，本文选择空间误差模型进行估计，估计结果如表 10 所示。

表 10 空间误差模型估计结果

	被解释变量：森林生态产品价值转化效率					
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
数字经济发展水平	-1.745*	0.061	-2.980***	0.007	-3.519***	0.001
经济发展水平	0.000	0.232	0.000	0.727	0.000	0.110
林业产业发展水平	-0.236	0.250	0.279	0.283	0.083	0.673
产业结构	0.614	0.856	-14.208	0.167	-14.086	0.163
环境污染	-0.000	0.129	0.000	0.382	0.000	0.414
地区开放度	4.373	0.204	12.579**	0.030	11.703***	0.007
年份固定效应	已控制		未控制		已控制	
地区固定效应	未控制		已控制		已控制	
回归系数 λ	-0.359	0.102	0.416***	0.000	-0.342***	0.018
对数似然值 LogL	-138.833		-143.202		-130.776	
R ²	0.116		0.210		0.210	

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

从对数似然值和 R² 的估计结果来看，控制年份和地区固定效应的空间误差模型的估计结果更可靠，因此本文以这一结果为例进行分析。结果显示，回归系数 λ 显著，符号为负，表明样本间存在显著的负向空间溢出效应，即某一地区数字经济发展水平对邻近地区森林生态产品价值转化效率具有显著负向影响。这与赵爽等（2022）的研究结果相符，同时也验证了假说 H3。这也说明，在当前情况下，蓬勃发展的数字经济并没有促进区域间森林生态产品价值转化效率协同提高，反而对邻近地区产生了一定的抑制作用。其原因在于：第一，丽水市各县域单元数字经济发展水平不均衡，数字经济发展影响森林生态产品价值转化效率的程度也就不相同。由于生产要素存在回流效应，数字经济发展水平高

^①限于篇幅，本文未展示相关检验过程。

的县域单元对数字经济发展水平低的邻近县域单元的森林生态产品价值转化效率产生负向的空间溢出效应，导致数字经济发展对丽水市全域森林生态经济发展的促进作用有限。第二，数字经济发展与森林生态产品价值实现的融合不足，数字基础设施、数字业务和数字技术创新在提升森林生态产业数字化水平方面的作用还十分有限，难以赋能全面提升森林生态产品价值转化效率。

（五）稳健性检验与内生性检验

1.稳健性检验。为检验数字经济发展水平对森林生态产品价值转化效率存在双重门槛效应的结论是否稳健，本文参考刘耀彬等（2017）的做法，通过依次加入各个控制变量的方式，估计数字经济发展水平对森林生态产品价值转化效率的影响。结果显示，依次加入各个控制变量后，数字经济发展水平对森林生态产品价值转化效率的影响仍具有双重门槛效应，具体结果如表 11 所示。表 11 结果显示，不同变量组合对门槛值影响较小，并且当数字经济发展水平大于第一门槛值但小于第二门槛值时，数字经济发展水平对森林生态产品价值转化效率均具有显著正向影响。这表明，控制变量对估计结果扰动性不大，本文的估计结果具有稳健性。

表 11 面板门槛效应模型稳健性检验结果

情形	第一门槛值	第二门槛值	核心解释变量	系数	标准误
仅考虑数字经济发展水平	0.133	0.144	数字经济发展水平 ≤ 0.133	2.301	4.619
			$0.133 < \text{数字经济发展水平} \leq 0.144$	87.544***	9.160
			数字经济发展水平 > 0.144	-0.922	2.320
加入经济发展水平	0.139	0.144	数字经济发展水平 ≤ 0.139	-2.633	6.172
			$0.139 < \text{数字经济发展水平} \leq 0.144$	32.457***	7.345
			数字经济发展水平 > 0.144	-2.330	3.018
加入林业产业发展水平	0.134	0.144	数字经济发展水平 ≤ 0.134	2.712	4.659
			$0.134 < \text{数字经济发展水平} \leq 0.144$	85.381***	9.486
			数字经济发展水平 > 0.144	-0.924	2.324
加入产业结构	0.134	0.144	数字经济发展水平 ≤ 0.134	3.232	4.612
			$0.134 < \text{数字经济发展水平} \leq 0.144$	88.547***	0.092
			数字经济发展水平 > 0.144	-1.111	2.301
加入环境污染	0.134	0.144	数字经济发展水平 ≤ 0.134	2.427	4.661
			$0.134 < \text{数字经济发展水平} \leq 0.144$	87.513***	9.218
			数字经济发展水平 > 0.144	-0.922	2.335
加入地区开放度	0.139	0.144	数字经济发展水平 ≤ 0.139	-2.150	6.029
			$0.139 < \text{数字经济发展水平} \leq 0.144$	30.791***	7.224
			数字经济发展水平 > 0.144	-2.131	2.884

注：***表示 1%的显著性水平。

为检验空间误差模型估计结果的稳健性，本文参考唐健雄等（2023）的做法，以邻接权重矩阵为基础重新构建空间计量模型。首先，本文采用 Moran'I 指数测算数字经济发展水平与森林生态产品价值转化效率的空间自相关性，测算结果显示，数字经济发展水平和森林生态产品价值转化效率的空间

自相关性均达到 10% 的显著性水平。随后，本文进行了 LM 检验，发现 LM-error 检验结果、Robust LM-error 检验结果和 LM-lag 检验结果均显著^①，因此使用空间误差模型重复回归过程，结果如表 12 所示。结果显示，控制年份和地区固定效应的空间误差模型的回归系数 λ 仍显著，符号为负，且数字经济发展水平的系数符号及显著性均未发生改变，说明本文的空间误差模型估计结果具有稳健性。

表 12 空间误差模型稳健性检验结果

	被解释变量：森林生态产品价值转化效率	
	系数	标准误
数字经济发展水平	-3.283***	0.005
控制变量	已控制	
年份和地区固定效应	已控制	
回归系数 λ	-0.407***	0.014
对数似然值 LogL	-128.581	
R ²	0.204	

注：***表示 1% 的显著性水平。

2. 内生性检验。前文面板向量自回归模型部分的讨论已经表明，数字经济发展水平能够对森林生态产品价值转化效率产生显著负向影响，但从数字经济发展水平与森林生态产品价值转化效率的脉冲响应分析结果来看，二者之间也可能存在反向因果关系。鉴于此，本文参考郭家堂和骆品亮（2016）的思路，采用滞后一期的数字经济发展水平作为当期的工具变量，并使用 2SLS 进行回归。其中的逻辑在于：当期的森林生态产品价值转化效率对滞后期的数字经济发展水平的影响几乎不存在，若滞后期的数字经济发展水平对当期的森林生态产品价值转化效率依然存在前文所分析的影响，则可以说明在二者的双向因果关系中，主因是数字经济发展水平。具体回归结果如表 13 所示。对假设“工具变量识别不足”的检验中，LM 统计量的 p 值为 0.000，拒绝原假设；对工具变量弱识别的检验中，Wald F 统计量大于 10% 水平上的临界值。以上检验结果证明了选取该工具变量的合理性。表 13 结果表明，数字经济发展水平对森林生态产品价值转化效率存在显著负向影响，即本文面板向量自回归模型的估计结果是稳健的。

表 13 内生性检验结果

	被解释变量：森林生态产品价值转化效率	
	系数	标准误
数字经济发展水平	-0.081*	0.049
控制变量	已控制	
识别不足检验 Kleibergen-Paaprk	11.838	
LM 统计量	[0.000]	
弱工具变量检验 Kleibergen-Paaprk	72.744	
Wald F 统计量	{16.380}	

注：①*表示 10% 的显著性水平。②[] 中的数值为 p 值，{ } 中的数值为 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 水平上的临界值。

^①限于篇幅，本文未展示相关检验过程。

五、研究结论与启示

本文借助面板向量自回归模型、面板门槛效应模型和空间误差模型,实证分析了2011—2019年浙江省丽水市数字经济发展水平与森林生态产品价值转化效率的因果关系,得出以下结论:第一,森林生态产品价值转化效率处于上升趋势,数字经济发展水平稳中有升,在数字经济发展水平结构指标中,每万人互联网宽带接入用户数和森林生态产品价值转化效率之间的关联度最高;第二,数字经济发展水平对森林生态产品价值转化效率的冲击较为明显,且影响时间较长;第三,从门槛效应模型的分析结果来看,数字经济发展水平对森林生态产品价值转化效率的影响存在显著的双重门槛效应,在不同门槛阈值内,影响的显著性不同,数字经济发展水平并不能一直对森林生态产品价值转化效率产生显著影响;第四,从空间计量模型的分析结果来看,数字经济发展水平对森林生态产品价值转化效率存在空间溢出效应,并且数字经济发展水平可通过空间溢出效应对邻近地区森林生态产品价值转化效率产生显著负向影响。

基于上述研究结论,本文得出以下政策启示:首先,数字经济发展对森林生态产品价值转化效率具有较大影响,数字要素的环境友好性特征符合现阶段“绿色发展”理念和森林生态产品价值高效转化的战略要求,具备巨大的发展潜力。因此,要加快森林生态产业发展的数字化转型,推动互联网、大数据、人工智能等数字技术嵌入森林生态产业链和价值链的各个环节,加快数字林场、林业物联网应用、林产品电子化交易、智慧乡村等林业应用场景建设,运用互联网整合网商、电商、微商等新业态,加快“三商融合”营销和宣传体系的形成与发展,推动森林生态产品品牌建设。其次,要加快推进数字要素渗透到林产品和服务的生产、流通、交换、消费等全部环节,扩展增长新空间,激活森林生态资源增值潜力,加速森林生态产品培育、开发利用、产品销售全产业链条的优化整合,提升森林生态产业数字赋能的整体效率。再次,要不断完善区域网络空间,提高数字技术高水平区域对周边地区森林生态产品价值转化效率的辐射带动作用,实现区域协同发展。最后,要加快数字经济助推森林生态产品价值实现的体制机制创新,利用数据资源的整合与共享功能,解决森林生态产品价值实现过程中的体制机制问题,最大限度地降低森林生态产品价值实现的制度成本,实现数字经济赋能森林生态产品价值转化效率。

参考文献

- 1.安同良、杨晨,2020:《互联网重塑中国经济地理格局:微观机制与宏观效应》,《经济研究》第2期,第4-19页。
- 2.陈慧霖、李加林、田鹏、王中义、杨凯杰、辛欣、王彩依,2022:《浙江省沿海县域生态效率评价》,《生态学杂志》第4期,第760-768页。
- 3.程文杰、孔凡斌、徐彩瑶,2022:《国家试点区森林调节类生态产品价值转化效率初探》,《林业经济问题》第4期,第354-362页。
- 4.窦亚权、杨琛、赵晓迪、王怀毅、李娅、何友均,2022:《森林生态产品价值实现的理论与路径选择》,《林业科学》第7期,第1-11页。

- 5.高晓龙、张英魁、马东春、徐卫华、郑华、欧阳志云, 2022: 《生态产品价值实现关键问题解决路径》, 《生态学报》第 20 期, 第 8184-8192 页。
- 6.郭家堂、骆品亮, 2016: 《互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?》, 《管理世界》第 10 期, 第 34-49 页。
- 7.韩宝龙、欧阳志云, 2021: 《城市生态智慧管理系统的生态系统服务评估功能与应用》, 《生态学报》第 22 期, 第 8697-8708 页。
- 8.何维达、温家隆、张满银, 2022: 《数字经济发展水平对中国绿色生态效率的影响研究——基于双向固定效应模型》, 《经济问题》第 1 期, 第 1-8 页、第 30 页。
- 9.靳诚、陆玉麒, 2021: 《我国生态产品价值实现研究的回顾与展望》, 《经济地理》第 10 期, 第 207-213 页。
- 10.孔凡斌、崔铭烨、徐彩瑶、陆雨、沈月琴, 2023a: 《浙江省森林生态产品价值实现对城乡差距的影响》, 《林业科学》第 1 期, 第 31-43 页。
- 11.孔凡斌、程文杰、徐彩瑶、陆雨、沈月琴, 2023b: 《国家试点区森林生态资本经济转换效率及其影响因素》, 《林业科学》第 1 期, 第 1-11 页。
- 12.孔凡斌、王宁、徐彩瑶, 2022: 《“两山”理念发源地森林生态产品价值实现效率》, 《林业科学》第 7 期, 第 12-22 页。
- 13.刘耀彬、胡凯川、喻群, 2017: 《金融深化对绿色发展的门槛效应分析》, 《中国人口·资源与环境》第 9 期, 第 205-211 页。
- 14.秦国伟、董玮、宋马林, 2022: 《生态产品价值实现的理论意蕴、机制构成与路径选择》, 《中国环境管理》第 2 期, 第 70-75 页、第 69 页。
- 15.唐代生、吴云华, 2009: 《论我国数字林场的体系结构及应用前景》, 《中南林业科技大学学报》第 5 期, 第 179-183 页。
- 16.唐建军、龚教伟、宋清华, 2022: 《数字普惠金融与农业全要素生产率——基于要素流动与技术扩散的视角》, 《中国农村经济》第 7 期, 第 81-102 页。
- 17.唐健雄、蔡超岳、刘雨婧, 2023: 《旅游发展对城市生态文明建设的影响及空间溢出效应——基于我国 284 个地级及以上城市的实证研究》, 《生态学报》第 7 期, 第 1-18 页。
- 18.王淑贺、王利军, 2022: 《黄河流域水贫困与经济高质量发展的耦合协调关系》, 《水土保持通报》第 3 期, 第 199-207 页。
- 19.徐伟、李直儒、施慧斌、张媛媛, 2021: 《基于 Super-SBM 模型和 Malmquist 指数的中国工业创新效率评价》, 《宏观经济研究》第 5 期, 第 55-68 页。
- 20.许宪春、张美慧、张钟文, 2021: 《数字化转型与经济社会统计的挑战和创新》, 《统计研究》第 1 期, 第 15-26 页。
- 21.杨文仙、李石华、彭双云、李应鑫、赵寿露、邱利丹, 2021: 《顾及地形起伏的 InVEST 模型的生物多样性重要区识别——以云南省为例》, 《应用生态学报》第 12 期, 第 4339-4348 页。
- 22.张兵、刘丹、郑斌, 2013: 《农村金融发展缓解了农村居民内部收入差距吗? ——基于中国省级数据的面板门槛回归模型分析》, 《中国农村观察》第 3 期, 第 19-29 页、第 90-91 页。

- 23.张亚立、韩宝龙、孙芳芳, 2023: 《生态系统生产总值(GEP)核算制度及管理应用研究——以深圳为例》, 《生态学报》第17期, 第1-12页。
- 24.张园园、吴强、孙世民, 2019: 《生猪养殖规模化程度的影响因素及其空间效应——基于13个生猪养殖优势省份的研究》, 《中国农村经济》第1期, 第62-78页。
- 25.赵爽、米国芳、张晶珏, 2022: 《数字经济、环境规制与绿色全要素生产率》, 《统计学报》第6期, 第46-59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.朱喜安、马樱格, 2022: 《数字经济对绿色全要素生产率变动的影响研究》, 《经济问题》第11期, 第1-11页。
- 28.Arellano, M., and O. Bover, 1995, "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models", *Journal of Econometrics*, 68(1): 29-51.
- 29.Chavas, J. P., and T. L. A. Cox, 1999, "Generalized Distance Function and the Analysis of Production efficiency", *South Economic Journal*, 66(2): 294-318.
- 30.Elisabeth, V. H., P. Vedeld, E. Framstad, and E. G. Baggethun, 2022, "Forest Ecosystem Services in Norway: Trends, Condition, and Drivers of Change (1950-2020)", *Ecosystem Services*, 58(2), 101491.
- 31.Emin, Z. B., 2023, "Characterizing and Assessing Key Ecosystem Services in a Representative Forest Ecosystem in Turkey", *Ecological Informatics*, 74(1), 101993.
- 32.Hansen, B. E., 1999, "Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference", *Journal of Econometrics*, 93(2): 345-368.
- 33.Luo, K., Y. Liu, P. Chen, and M. Zeng, 2022, "Assessing the Impact of Digital Economy on Green Development Efficiency in the Yangtze River Economic Belt", *Energy Economics*, 112(1), 106127.
- 34.Lyu, Y., W. Wang, Y. Wu, and J. Zhang, 2023, "How Does Digital Economy Affect Green Total Factor Productivity? Evidence from China", *Science of The Total Environment*, 857(2): 2-16.
- 35.Rohlf, J., 1974, "A Theory of Interdependent Demand for a Communications Service", *Bell Journal of Economics & Management Science*, 5(1): 16-37.
- 36.Tapscott, D., 1996, *The Digital Economy: Promise and Peril in the Age of Networked Intelligence*, New York: McGraw Hill, 13-42.
- 37.Yilmaz, S., K. E. Haynes, and M. Dinc, 2002, "Geographic and Network Neighbors: Spillover Effects of Telecommunications Infrastructure", *Journal of Regional Science*, 42(2): 339-360.

(作者单位: ¹南京林业大学经济管理学院;
²浙江农林大学生态文明研究院;
³浙江农林大学经济管理学院)
(责任编辑: 胡 祎)

Does the Development of Digital Economy Improve the Value Transformation Efficiency of Forest Ecological Products: An Empirical Analysis in Lishui, Zhejiang Province

KONG Fanbin CHENG Wenjie XU Caiyao

Abstract: Based on the county-level panel data in 2011-2019, this paper analyzes the relationship between the level of digital economy development and the value transformation efficiency of forest ecological products in Lishui, Zhejiang Province using the panel vector autoregressive model, panel threshold effect model, and spatial error model. Our study finds that, first, based on the resulting estimates of the development level of digital economy and the value transformation efficiency of forest ecological products, the two measures in the counties within Lishui are generally good and the correlation between the structural index of the development level of digital economy and the value transformation efficiency of forest ecological products is strong. Second, from the results of the panel vector autoregressive model, the value transformation efficiency of forest ecological products responds quickly to the impact of the development of digital economy and the effect lasts for a long time. Third, from the results of the threshold effect model, there is a double threshold effect on the impact of digital economy development on the value transformation efficiency of forest ecological products. When the level of digital economy development is greater than the first threshold value and less than the second, it will affect the value conversion efficiency of forest ecological products. Finally, from the results of the spatial error model, the development of digital economy has a significant and negative impact on the value conversion efficiency of forest ecological products in neighboring areas through spatial spillover effects.

Keywords: Digital Economy; Forest Ecological Products; Value Transformation Efficiency; Causal Relationship