

数字经济时代产业组织演变： 趋势、特征与效果*

郭朝先^{1,2}

摘要：随着数字技术纵深发展和数据要素广泛运用，数字经济时代产生了全新的技术—经济范式即数字经济范式。在这一范式下，产业组织发生嬗变，呈现出网络化、平台化、无边界化、融合化等发展趋势，并展现出一些新特征，主要有：资本加持下的“位置军备竞赛”愈演愈烈，平台企业成长更为迅速；出现“分层式垄断竞争”市场结构，形成“共存但不颠覆”的垄断竞争格局；平台企业跨界扩张日益明显，产业生态系统之间的竞争占据主导地位；数据和算法成为企业竞争制胜的法宝，平台企业借此扩大垄断势力将变得更为容易。数字时代产业组织演变改变了产业经济的运行规则与逻辑，带来了新的发展机遇，有利于新产业、新业态、新模式发展，有利于推进跨国合作，有利于推进智慧监管；同时，也给经济社会发展带来了新的挑战，使平台企业的反竞争和垄断行为更加隐秘，隐私保护与安全问题更为凸显，反垄断识别和调查取证难度更大。政府应适应数字经济时代产业组织演变趋势，推进监管转型，完善数字经济范式下的治理与监管。

关键词：数字经济 产业组织演变 平台企业 治理与监管

中图分类号：F49 **文献标识码：**A

一、引言

产业组织指产业内部的一种有机结构，是产业内、企业间的市场关系和组织形态。所谓产业，并不是标准统计分类意义上的，而是基于相关市场而形成的生产具有密切替代产品或服务的企业集合。在产业组织学科中，研究的核心问题是企业之间的垄断与竞争关系；研究目的是形成有效竞争的市场结构和市场行为，完善市场经济秩序，促进经济高质量发展。工业革命以来，一代代经济学家对人类

*本文研究得到中国社会科学院重大创新项目“提升数字经济国际竞争力”（编号：2023YZD011）、中国社会科学院产业与区域发展智库项目“建设全国统一大市场推进数字经济国际竞争力研究”（编号：GJSZKB202312）和中国社会科学院登峰战略优势学科（产业经济学）项目的资助。中国社会科学院大学苗雨菲、许婷婷、王明杰和周雯露等研究生为本文写作提供了数据和素材支持，在此表示感谢。

社会工业化进程进行了观察和研究，总结形成了若干理论与定律，对各国经济发展都产生了深远影响，产业组织学科也已经形成诸多流派，如哈佛学派、芝加哥学派、新产业组织理论等，但工业经济时代所形成的新产业经济理论将不完全适用于数字经济时代（史丹，2022）。《“十四五”数字经济发展规划》^①指出，数字经济是继农业经济、工业经济之后的主要经济形态，是以数据资源为关键要素，以现代信息网络为主要载体，以信息通信技术融合应用、全要素数字化转型为重要推动力，促进公平与效率更加统一的新经济形态。数字经济的出现使得传统经济学许多理论面临挑战。比如，在农业经济和工业经济时代，边际收益递减是一个普遍存在的规律，然而，数字信息产品并不存在边际收益递减特征（裴长洪等，2018）。数字技术驱动产生了平台经济，与传统经济相比较，平台经济具有双边性、多属性、外部性、服务性和竞争垄断结合等特点，由此带来商业模式的创新，网络平台型商业模式使得网络产品和服务出现“零价格”现象并无限供给，这是传统经济中不可想象的（李允尧等，2013）。

随着数字经济发展，产业组织形态也发生巨大变化，其中一个重大变化就是工业经济时代上下游产业链关系的单一性模式转变为数字经济时代多个供应商之间合作的网络状产业链关系（史丹，2022）。产业组织形态的变化，使得反垄断规则也将发生变化。传统的反垄断规则是在传统的产业组织理论基础上制定的，而这种产业组织理论又建立在一般均衡理论的基础之上。在工业经济时代生产函数和消费函数基本稳定的情形下，人们追求资源分配效率最大化；而在数字经济时代，技术创新引起生产函数和消费函数不断变化，这使传统的反垄断规则在规制数字经济时将面临巨大挑战（裴长洪等，2018）。因此，阐述数字经济时代产业组织演变趋势、特征和效果，探析如何抓住机遇、应对挑战，完善数字经济范式下的治理与监管，具有重要的研究意义。

与既有研究相比，本文的独特之处主要表现在三个方面：一是本文从范式转变视角探索了数字经济时代产业组织演变根本驱动力；二是对数字经济时代产业组织演变的新趋势和新特征进行了较为系统的归纳整理；三是对数字经济时代产业组织变化产生的后果进行了利弊分析，分析了这种变化带来的发展机遇和面临的挑战。

二、分析框架

科学技术是推动一切社会变革的根本动力。随着互联网、大数据、人工智能、移动互联网、云计算、物联网等信息技术和数字技术的突破性发展，数字经济时代整个社会的技术—经济范式发展了根本变革。技术—经济范式是指在通用技术获得关键性突破后，相互关联的“技术族群”大规模涌现，并快速产业化、商业化，大规模向各个产业渗透扩散，引发生产方式、组织模式、商业模式等一系列变化，最终导致整个社会—制度结构的变迁（佩雷丝，2007）。与工业经济时代相比，数字经济时代产生了全新的技术—经济范式。一些文献已经提出了与数字经济相关的技术—经济范式转换问题。比如，梁正和李瑞（2020）认为，在数字经济时代，新一代信息技术与先进制造技术深度融合，催生了

^①资料来源：《国务院关于印发“十四五”数字经济发展规划的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-01/12/content_5667817.htm。

以精益生产、柔性生产、敏捷生产为代表的新的生产制造范式，而在产业组织方面，“平台型”产业创新生态系统模式涌现。有的文献将数字经济时代技术—经济范式直接称为数字经济范式。比如，王姝楠和陈江生（2019）认为，数字经济范式构建于20世纪80年代至90年代，2000年互联网泡沫的破裂促进数字经济范式在互联网市场的冷却和调整中成熟；21世纪的第二个十年，“大智移云网”等新一代信息技术发展使得数字经济范式在更高的技术水平上迅速扩张；未来30年，数字经济范式仍将是主流范式；数字经济范式之后，很可能在信息通信技术和生物技术融合发展的基础上形成“生物技术范式”。李川川和刘刚（2022）研究了数字经济条件下创新范式的变化，他们认为：基于网络空间的发展，数字经济创新范式内涵包括全时空性、强互动性、高开放性和跨边界性4方面；与工业经济创新范式不同，数字经济创新范式表现出明显的多元化、网络化和生态化特征。

技术—经济范式转变是从技术剧变开始的。在范式转变过程中，主导技术结构、生产组织形式、商业模式、制度框架和最佳实践模式等都会随之改变（王姝楠和陈江生，2019）。在技术—经济范式变革形成数字经济范式的过程中，产业组织必然发生嬗变。相关嬗变主要是由两方面引起的：一是数字新技术，这是产业组织数字化的根本动力。数字技术对人类社会带来的重大变化是创造了一个新世界——赛博空间，它为价值创造和市场竞争开辟了一个新的维度。互联网、大数据、云计算、移动互联网、物联网、人工智能和4G或5G通信等信息通信技术和数字技术具有替代性、渗透性、协同性等技术—经济特征，可从根本上改变产业组织的运行规则与逻辑，重构产业组织形态（蔡跃洲，2018）。二是数据新要素，这是产业组织数字化转型的基础。在数字经济时代，数据资源被称为“21世纪的石油”，数据作为新的经济增长要素被纳入生产函数，生产要素体系得以重构，传统经济增长理论的边界进一步被拓宽。数据要素具有非排他性、非竞争性、传输快和可复制等特征，打破了传统生产要素稀缺性和排他性特征对生产活动的制约，改变了投入产出关系，能为经济社会发展提供新动能，经济发展的质量和效率将得到明显提升（张广胜和王若男，2023）。2020年3月30日发布的《中共中央 国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》^①首次将数据作为五大生产要素之一，与劳动、资本、技术和土地并列，这表明中国已经充分认识到数据在发展数字经济中的重要价值。

本文构建数字经济时代产业组织演变及其效果的分析框架，并展开论述，如图1所示。首先，由于数字新技术和数据新要素注入，推动形成数字经济新范式，新范式下产业组织朝着网络化、平台化、无边界化和融合化方向发展。其次，在数字经济范式下，产业组织将展现出一些新特征。再次，新范式、新特征必然使得前所未有的新矛盾出现，而事物的矛盾运动推动事物的发展，产业组织演变产生一系列效果，既蕴含着发展机遇、也面临着风险挑战。最后，为应对因数字化变革而引起的产业组织急剧变化，趋利避害，应完善数字经济范式下的治理与监管。

^①资料来源：《中共中央 国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2020-04/09/content_5500622.htm。

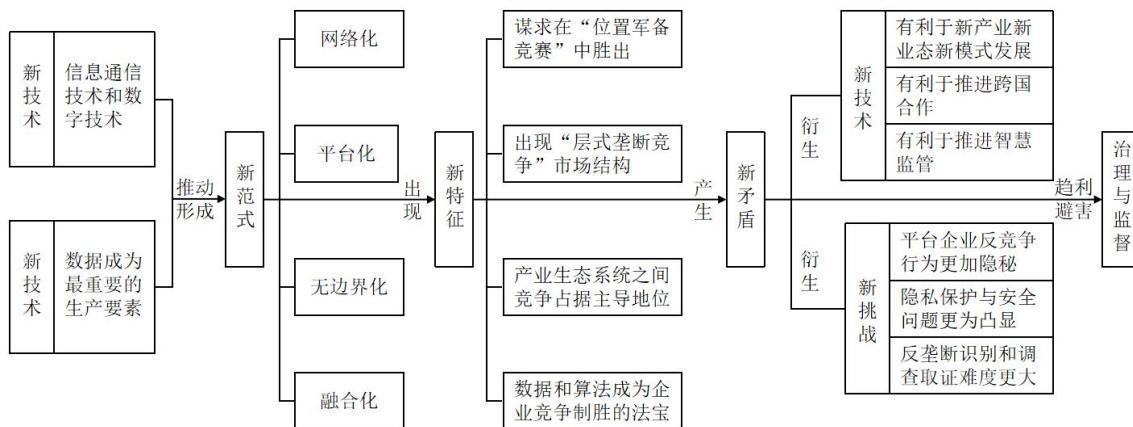


图1 数字经济时代产业组织演变及其效果分析框架

三、产业组织演变的基本趋势

随着信息通信技术和数字技术蓬勃发展，以及海量数据形成并作为生产要素参与到经济活动中，数字经济发展如火如荼，数字产业化、产业数字化方兴未艾，新产业、新业态、新模式层出不穷，促进产业组织不断演变，产业组织呈现日益网络化、平台化、无边界化和融合化等发展趋势。

（一）网络化

网络是指企业之间形成的介于企业与市场之间的一种交易与合作关系。在数字技术、数据生产要素和社会需求等因素的作用下，传统产业组织特别是垂直一体化组织解体，新的资源、生产要素和需求被重新以网络化方式组织起来。作为新型产业组织形态，网络化产业组织是随着现代信息技术、计算技术等技术进步和电子商务、供应链管理等商业模式发展而兴起的一种以信息化数字化运作为特征的社会生产组织形式和企业组织管理模式。如果说垂直解体是“分”的话，那么网络化就是“合”，这一“分”一“合”充分体现了熊彼特所说的创新就是一种“创造性破坏”（李晓华，2005）。由此，资源得以高效利用，新的价值被创造，企业可以降本增效，并获得更大的发展空间。

在数字经济时代，随着互联网、物联网、5G 通信等信息技术进步和信息化基础设施等日益完善，整个社会生活日益被组织成为一个网络，网络化产业组织应运而生。通过通信技术、计算机技术和控制技术的有机融合与深度协作诞生的信息物理系统（cyber-physical systems，简称 CPS），可实现对大型工程系统的实时感知、动态控制和信息服务，因而成为一个具有控制属性的网络。互联网、物联网、5G 通信和 CPS 等网络技术不仅会催生出新的工业、新的产业，而且将重塑现有产业格局，现有产业结构、产业组织、产业联系和产业布局等都将发生根本性变化。网络化产生了新的价值即网络效应，同时带来新的问题，包括网络平台垄断、网络是否中立、网络安全与隐私保护等问题。

以太网标准之父 Robert Metcalfe 提出了 Metcalfe 定律，即网络的价值与连接用户数的平方 (N^2) 成正比，深化了人们对于网络价值的认识；然而，Reed 提出了新的观点，他认为网络的真正价值随联网人数呈指数级 (2^N) 增加。显然，Reed 所描述的网络价值随着人数的增加而增加，其速度要远远快

于 Metcalfe 定律所描述的速度^①。网络价值随购买这种产品及其兼容产品消费者的数量增加而增加的特性，被称为网络效应或网络外部性。网络效应是需求方的规模经济，一个新消费者额外消费一单位商品时会因更多的人已经消费该商品而获得更高的价值。因此，对用户来说，连接到一个大规模网络所带来的价值要大于连接到一个相对小的网络。网络效应可以进一步分为直接网络效应和间接网络效应。其中，直接网络效应是指消费者网络对产品价值的直接影响；间接网络效应也称交叉网络效应，就是某种产品使用量增加鼓励互补商品的消费，从而增加原产品的价值（张文魁，2023）。

（二）平台化

在数字经济时代，一方面，互联网平台新主体快速涌现；另一方面，传统企业加快开展平台转型，平台成为协调和配置资源的基本经济组织，是价值创造和价值汇聚的核心。不同于传统经济中消费者对产品或服务的需求，平台经济中平台企业与用户间紧密结合又相互独立，具有双边市场特征。由此，在数字经济互联网技术的基础上使得平台这一新型组织形态既是对传统产业组织的升级，又是对传统经济形态的革命。在双边市场结构中，由于交叉网络外部性为正，在平台一侧的用户越多、使用越频繁，对另一侧用户产生的价值就越大。由于用户更偏爱大规模用户的支配平台，网络效应会成为进入者的重要进入障碍。

数字平台往往同时具有直接网络效应和间接网络效应，呈现“正反馈机制”，出现具有“赢家通吃”特点的高集中度市场结构。在数字经济时代，平台经济呈现爆发式增长态势。从全球来看，截至 2020 年底，全球市场价值超 100 亿美元的数字平台企业已达 76 家，市值总额达 12.5 万亿美元，同比增长 57%（中国信息通信研究院，2021）。在中国，截至 2020 年底，市值（估值）在 10 亿美元以上的数字平台企业达 197 家，较 2015 年增加 133 家，平均以每年新增超 26 家的速度快速扩张；其中，市值超 100 亿美元的平台企业数量达到 36 家，超 1000 亿美元的超级平台有阿里巴巴、腾讯、字节跳动、美团和拼多多等（中国信息通信研究院政策与经济研究所，2021）。

表 1 展示了全球市值前十公司及其排名。在全球市值前十公司中，平台公司的整体发展趋势是数量快速增多，所占市值比重呈整体上升趋势。2010 年，全球市值前十的公司中，仅有苹果和微软 2 个数字平台公司跻身其中，仅占市值前十公司总市值的 21.92%；2015 年，全球市值前十公司中数字平台企业已达 5 个，所占比重为 59.06%；2018 年，全球市值前十公司中数字平台企业进一步增加到 7 个，所占比重为 77.84%；2020 年，全球市值前十公司中数字平台企业数量达到峰值，共 8 个，所占比重为 79.55%。从表面上看，近两年（2022 年和 2023 年）平台企业数量和市值较前期明显下降，但是，考虑到新晋全球市值前十公司行列的公司如英伟达、特斯拉、台积电等公司都在快速进行平台化转型（通过整合搭建制造与服务生态系统，从硬件制造商转变成平台运营商），其实，平台企业的重要性还会进一步凸显。

^①资料来源：The Network Effects Manual: 16 Network Effects (And Counting), <https://www.nfx.com/post/network-effects-manual>。

表1 全球市值前十公司及其排名

排名	2010年		2015年		2018年	
	公司名称	市值 (亿美元)	公司名称	市值 (亿美元)	公司名称	市值 (亿美元)
1	埃克森美孚	3641	苹果	5836	微软	7804
2	中国石油	3019	谷歌	5282	苹果	7461
3	苹果	2959	微软	4397	亚马逊	7375
4	微软	2388	伯克希尔	3253	谷歌	7236
5	中国工商银行	2325	埃克森美孚	3240	伯克希尔	5024
6	中国建设银行	2220	亚马逊	3183	腾讯控股	3816
7	中国移动	1990	脸书	2978	脸书	3741
8	伯克希尔	1983	通用电气	2922	阿里巴巴	3525
9	通用电气	1942	强生公司	2842	强生公司	3436
10	沃尔玛	1921	富国银行	2768	摩根大通	3198
互联网平台公司数量(个)	2		5		7	
互联网平台公司市值占比(%)	21.92		59.06		77.84	
排名	2020年		2022年		2023年	
	公司名称	市值 (亿美元)	公司名称	市值 (亿美元)	公司名称	市值 (亿美元)
1	苹果	22323	苹果	20669	苹果	30509
2	沙特阿美	18656	微软	17877	微软	25321
3	微软	16784	沙特阿美	17081	沙特阿美	17194
4	亚马逊	16382	谷歌	11450	谷歌	15274
5	谷歌	11832	亚马逊	8569	亚马逊	13375
6	英国电商集团	10316	伯克希尔	6806	英伟达	10449
7	脸书	7782	联合健康集团	4954	特斯拉	8297
8	腾讯控股	6980	强生公司	4618	伯克希尔	7469
9	特斯拉	6774	埃克森美孚	4542	脸书	7355
10	阿里巴巴	6507	腾讯控股	4099	台积电	5234
互联网平台公司数量(个)	8		5		5	
互联网平台公司市值占比(%)	79.55		62.25		65.37	

注：①市值为上市公司的股权公平市场价值。对于一家多地上市公司，区分不同类型的股份价格和股份数量分别计算市值，然后加总。②市值折算为当日美元。③2023年估值以6月最后一个收盘日股价为准，其余年份以当年最后一个收盘日股价为准。

资料来源：作者根据万得数据库（<https://www.wind.com.cn>）整理。

（三）无边界化

在数字经济时代，数字平台组织应运而生，苹果、谷歌、微软、亚马逊、脸书、腾讯和阿里巴巴等均为数字平台组织，他们已成为驱动数字经济发展的主要组织模式。从学理上讲，数字平台组织是在传统科层组织和市场组织基础上逐步演化而来的，不是二者的简单混合，而是超越二者的一种新型组织范式。基于分工视角来看，新组织是新的分工与协作方式的产物，数字平台组织本质上是数字技术推动数字化分工深化的结果。进一步讲，科层组织是建立在资产所有权和雇佣关系的“他分工”基础上的组织模式，市场组织是建立在契约关系的“自分工”基础上的组织模式，而数字平台组织则是建立在数字共享平台的“他分工”和自治主体的“自分工”基础上的一种新型组织模式（李春利等，2021）。

与传统的科层制组织相比，数字平台组织能够突破传统组织边界的限制，跨越组织边界向企业上下游扩展配置资源，向客户、用户扩展整合更多的资源，解决企业自身资源有限、经营范围受限等问题。与传统的市场组织相比，数字平台组织不是简单的契约关系，虽然数字平台组织中的个体间、组织间、个体与组织间可能不存在管理上的隶属关系，但组织成员是互补性共生关系，他们形成的利益共同体使得数字平台组织的内外部边界模糊化、柔性化。

在数字经济时代，越来越多的个人、创新团队、创业者甚至客户等可以通过线上平台或虚拟化网络空间进行研发合作和创新成果交易，创新主体边界日益模糊。产业组织无边界化发展，使信息、资源能够更加快速便捷地传递、扩散和渗透，实现技术、信息和知识的流通共享，从而激励创新和提高效率。众包、众创、社会化生产等可以看作是数字平台组织无边界化的表现形式，这些新型生产模式正蓬勃发展。例如，小米采用互联网开发模式，研发人员根据微博、微信和论坛等渠道汇集网友的产品改进需求，手机系统的更新有 4/5 是根据网友建议产生的，1/3 是由用户直接研发的（杜传忠和宁朝山，2016）。从长期来看，随着无边界化逐步走深走实，各参与要素在保障良性竞争的前提下，将实现更开放、更自由的流动。

数字平台组织无边界化打破了时间空间的限制，从传统地理空间的集聚向新型虚拟空间的集聚演变。分布在不同地区的供应商、分销商、消费者等利用数字技术，在虚拟空间实时交换数字信息，降低了信息传播、存储和处理的成本，知识、技术溢出使企业内部利益扩散至企业间或产业间。封闭的地理集聚转变为开放的集聚网络，为企业提供了更广市场与更多合作机会，同时快速实现规模经济和范围经济。伴随全球化市场条件下的产业整合与组织调整，虚拟集群成为新的产业组织形式，产业的国际分布呈现分散生产、就地销售的新模式，虚拟集群依据国家间的关键资源基础和比较优势进行产业链国际分工与布局，重塑全球产业分工新格局。

（四）融合化

在数字经济时代，产业组织还呈现融合化发展趋势，这是微观层面无边界化发展直接产生的宏观效果。融合化的具体形式有数字技术与实体经济融合、线上线下融合、一二三产业融合、先进制造业与现代服务业融合等。

数字产业化、产业数字化是数字技术与实体经济融合发展的具体体现。中国高度重视数字技术与

实体经济融合发展，把其作为驱动数字经济发展的抓手和推动经济高质量发展的主攻方向。《“十四五”数字经济发展规划》提出，要以数字技术与实体经济深度融合为主线，协同推进数字产业化和产业数字化，不断地做强做优做大中国数字经济^①。党的二十大报告明确强调，加快发展数字经济，促进数字经济和实体经济深度融合^②。数字技术与实体经济融合最活跃的领域是线上和线下融合发展，主要发生在服务业领域。从零售、餐饮、旅游到办公、教育和医疗等各类传统服务市场因数字化赋能实现了线上线下融合，带动服务业数字化转型发展。电子商务、网络支付、数字钱包、网上外卖、共享单车、智慧旅游、在线办公、在线医疗和直播电商等数字服务都是线上和线下融合发展的典型商务模式。不仅制造业和服务业领域的数字技术与实体经济融合发展如火如荼，农业领域的融合发展也不例外。无论是在农业采购环节、农业销售环节，还是在农业生产环节，数字技术与农业的融合发展在中国部分地区呈现强劲发展势头（王定祥等，2023）。

在数字技术的推动下，一二三产业融合发展加快，形成更加复杂的产业链条和产业网络，提升整个产业链条和产业生态的发展质量和抗风险能力，并推动产业数字化转型发展。在数字经济时代，一二三产业融合发展，出现了所谓的“六次产业”^③，出现以信息技术为纽带的产业链上下游的重组融合，并逐步形成新产业。融合后所生产的新产品表现出数字化、智能化和网络化的发展趋势。在信息通信技术和数字技术推动下，产业升级更多地表现为服务业向第一产业和第二产业的延伸和渗透，如第三产业中的生产性服务业正加速向第二产业的生产前期研究、生产中期设计和生产后期的信息反馈过程展开全方位的渗透，产业界限日益模糊，产业相互融合成不分彼此的新型产业体系。

制造业和服务业融合是一二三产业融合最核心的部分，对于推动制造业转型升级和形成制造服务平台意义重大。制造业和服务业融合发展路径有制造业服务化、服务业向制造业拓展延伸两条基本路径。而在数字经济时代，在数字技术作用下出现制造业和服务业双向深度融合，最终形成以平台企业为主导的新产业生态系统（郭朝先，2019）。

四、产业组织演变呈现新特征

在数字经济时代，传统产业组织演变为数字经济产业组织新范式。这一新范式呈现许多新特征，大体来说，主要集中在以下几个方面。

（一）资本加持下的“位置军备竞赛”愈演愈烈，平台企业成长更为迅速

由于互联网和数字经济存在注意力经济和网络效应，容易出现“马太效应”，存在“数一数二、

^①资料来源：《国务院关于印发“十四五”数字经济发展规划的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-01/12/content_5667817.htm。

^②习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第30页。

^③六次产业指的是将一二三产业相乘（ $1 \times 2 \times 3$ ）或相加（ $1+2+3$ ）都正好等于6。

不三不四”^①的现实结果，因此，参与竞争的企业非常重视在市场上的相对排名，“位置军备竞赛”不可避免。“位置军备竞赛”是关于竞争分析的一个术语，是指参与竞争的企业为了更好的竞争排名而进行无休止竞争的行为。参与竞争的企业追求相对排名，而并非业绩的绝对水平，这就类似于军备竞赛，每个企业为了得到更好的相对排名而加大投入，提高了竞争程度，但损害了整个社会福利水平甚至个体福利水平。从数字市场上的竞争态势来看，参与竞争的企业希望在以下几个方面依次获得位置竞争优势：首先是客户数量，其次是使用量，再次是收费额，最后才是利润。也就是说，企业竞争的主要目标不是企业利润或每股收益，而是更多的客户、更拔尖的交易额、更靠前的市场份额等（张文魁，2023）。

数字市场上的竞争者为了在“位置军备竞赛”中胜出，仅靠自身资源往往是不够的，因为无论是利用巨额补贴挤垮对手，还是以横向并购吞并对手，都需要大量的资金作为后盾，因此，外部资金介入参与平台企业的竞争，就成为顺理成章的事情。表2展示了中国代表性平台公司的成长与融资情况。

表2 中国代表性平台公司的成长与融资情况

主要指标		百度	阿里巴巴	腾讯	
成立时间		2000年1月18日	1999年4月4日	1998年11月11日	
证券名称		百度集团-SW (09888.HK)、 百度 (BIDU.O)	阿里巴巴-SW (09988.HK)、 阿里巴巴 (BABA.N)	腾讯控股 (00700.HK)	
2022年末市值		3452亿元	17600亿元	29200亿元	
代表性融资项目与规模 ^a		①2000年2月至2004年6月，A、B、C轮共融资 2619.84 万美元； ②2021年3月，港股上市融资 239.40 亿港元；③2020年6月， 港股 IPO 融资 300.58 亿港元	①1999年10月至2003年12月，A、B、C轮共融资 3082.00 万美元；②2011年10月至2014年2月，成长期共融资 72.62 亿美元；③2019年11月， 港股 IPO 融资 880.00 亿港元	①1999年1月，初创期融资 110.00 万美元；②2004年6月， 港股 IPO 上市融资 15.55 亿港元	
平台活跃用户数 ^b	主要App（指标）	百度App (DAU)	淘宝App (DAU)	微信 (MAU)	腾讯QQ(DAU)
	突破5000万人的时间	2013年12月	2013年11月	2011年12月	2009年2月
	突破1亿人的时间	2015年6月	2015年11月	2012年3月	2010年3月
	突破2亿人的时间	2019年8月	2021年2月	2012年9月	2014年4月
	2023年3月最新数据	6.57亿人 (DAU)； 1.88亿人 (MAU)	4.02亿人 (DAU)； 8.87亿人 (MAU)	13.19亿人 (MAU)	5.97亿人 (MAU)
主要指标		京东	美团	滴滴 ^c	
成立时间		1998年6月18日	2010年3月4日	2012年7月10日	
证券名称		京东集团-SWR (09618.HK)、 京东 (JD.O)	美团-WR (83690.HK)	滴滴场外交易估值 (DIDIY)	
2022年末市值		4205亿元	7750亿元	约 150 亿美元	

^① “数一数二、不三不四”，是指只有排在最前面的一两个平台企业才会在市场竞争中胜出，排在后面的平台企业甚至是排在第三、第四名的，胜出希望都很渺茫。

表2 (续)

代表性融资项目与融资额		①2007年3月至2009年1月，发展期共融资3100.00万美元；②2010年9月，扩张期融资1.38亿美元；③2011年1月，C轮融资9.60亿美元	2018年9月12日，港股IPO上市融资331.89亿港元	①2012年9月，天使轮融资194万美元；②2013年5月至2014年6月，A、B、C轮共融资3.147亿美元，后陆续经历D、E、F轮融资；③2018年9月，港股IPO上市融资331.39亿港元
平台活跃用户数	主要App(指标) 突破5000万人的时间 突破1亿人的时间 突破2亿人的时间 2023年3月最新数据	2014—2017年，京东的年度活跃用户从5000万人增长至2.92亿人，近些年维持在4亿~5亿人 5.805亿人(YAU)	美团App(MAU) 2015年6月 2020年1月 2021年3月 5.2亿人(MAU)	滴滴出行(MAU) 2014年9月 2015年12月 2016年6月 5.87亿人(全球YAU)； 4.1亿人(中国YAU)
主要指标		快手	抖音 ^d	拼多多
成立时间 证券名称 2022年末市值 代表性融资项目与融资额		2015年3月20日 快手-W(01024.HK) 2671亿元 ①2014年7月，B、B+、C、D轮共融资约1.71亿美元；后陆续经历D+、E、F轮融资；②2021年1月，港股IPO上市融资420.00亿港元	2012年3月9日 未上市 约4000亿美元 ①2012年3月，天使轮融资；②2012年7月至2014年6月，A、B、C轮共融资1.11亿美元；③后陆续经历D、E、F轮融资	2014年1月9日 拼多多(PDD) 1076亿美元 ①2015年6月，A轮融资866.99万美元；②2016年6月至2017年6月，B、C轮共融资3.25亿美元；③2018年4月，D轮融资13.69亿美元
平台活跃用户数	主要App(指标) 突破5000万人的时间 突破1亿人的时间 突破2亿人的时间 2023年3月最新数据	快手App(DAU) 2018年1月 2018年5月 2019年6月 6.4亿人(DAU)	国内抖音(DAU) 2017年8月 2018年06月 2018年1月 7亿人(DAU)；15亿人(MAU)	拼多多(DAU) 2017年6月 2018年11月 2019年11月 1.2亿人(DAU)；7.2亿人(MAU)

注：a 融资额包括创投融资和股票融资，不包含债券融资额。b DAU为日活跃用户数，MAU为月活跃用户数，YAU为年活跃用户数。c 滴滴市值比较低是因为2022年6月滴滴从美股退市了，后期市值为场外交易估值。d 抖音集团由字节跳动更名而来（更名日期2016年5月4日），字节跳动成立日期为2012年3月9日。抖音旗下产品包括抖音和今日头条等。

资料来源：作者根据东方财富Choice数据库（<https://choice.eastmoney.com>）、企业预警通（<https://www.qyyjt.cn>）和万得数据库（<https://www.wind.com.cn>）等整理。

从表2中可以发现，无论是早期（2000年前后）成立的平台企业，如百度、阿里巴巴、腾讯和京东，还是后期（2010年之后）成立的“后起之秀”，如今日头条（抖音）、美团、滴滴、快手和拼多多，它们的成长都相当迅速，从企业和品牌创立到成长为“巨无霸”（无论是以公司市值来衡量，还是以拥有的活跃用户数来衡量），长则不过十年、短则三五年，这样的成长速度在工业经济时代是难

以想象的。其中一个非常重要的原因是外部资金的介入。持续的外部融资成为驱动平台公司“火箭”般成长的“燃料”，尤其是在平台公司为突破网络经济壁垒而亟须扩展用户规模的初期，能否获得外部资金支持成为平台企业在竞争中胜出的关键。

（二）出现“分层式垄断竞争”市场结构，形成“共存但不颠覆”的垄断竞争格局

传统产业组织理论认为，完全竞争和完全垄断处于市场类型的两极位置，竞争性和垄断性是替代关系：竞争性强的市场，其垄断性就弱；反之则反是，这是不言而喻的。但是，在数字经济平台这种市场结构里，竞争性和垄断性则不一定是替代关系，也有可能是互补关系，数字平台的竞争性与垄断性甚至可同时增强，这与传统产业组织理论和观点有很大的不同。

受平台网络经济等特性影响，用户和数据资源向少数头部平台集中，各细分领域集中化和寡头化现象极为普遍。在中国，很多数字平台细分市场已属于垄断市场或寡头垄断市场，电商直播、搜索引擎、即时通信、网络音乐、移动支付、游戏直播和网上外卖等市场行业前四名的份额集中度指标均超过了90%，网约车、网上零售、综合视频和娱乐直播等市场行业前四名的份额集中度指标也在80%以上，大部分领域市场份额均被少数头部数字经济平台占领，市场竞争格局高度集中（中国信息通信研究院政策与经济研究所，2021）。

与工业经济时代不同的是，在数字经济时代，数字平台的竞争性与垄断性可并存，甚至是竞争激烈程度与垄断程度成正比。一方面，互联网平台行业往往形成高度集中的市场结构，说明行业存在垄断或垄断趋势；另一方面，市场壁垒相对较低，互联网平台行业存在大量的企业进入与退出，说明行业是一个可竞争市场。高市场集中度、低市场壁垒的特性，说明互联网平台行业垄断与竞争并存。互联网平台类企业的特殊市场结构可用“分层式垄断竞争”结构来概括，即大型互联网平台类企业及其主营业务形成垄断层，中小型互联网平台类企业及其衍生业务主导竞争层，但不对垄断层造成影响（苏治等，2018）。“分层式垄断竞争”不否认行业中垄断和竞争被强化的事实，它强调的是某产业中垄断与竞争的特殊关系：“共存但不颠覆”的垄断竞争关系，成为互联网平台类企业独有的市场结构。互联网平台行业的市场结构很可能按照“竞争与垄断分层共存—更高程度的竞争”螺旋式发展，导致出现平台竞争性与垄断性同时增强的局面。

创新是打破垄断的重要手段，即“创造性破坏”。但在平台类市场中，“创造性破坏”很大程度上被消解，原因是大型数字平台类企业依靠网络效应、用户资源和资金能力等优势，对可能危及它们优势地位的中小创新企业进行收购或并购。而这种方式往往很容易成功，由此，处于优势地位的平台企业占有行业中的创新力量。概言之，大型数字平台企业对创新资源的占有能力强化了数字经济市场的壁垒，使中小企业依靠模式创新难以打破行业垄断，从而固化了这种“分层式垄断竞争”结构（苏治等，2018）。

（三）跨界扩张日益明显，产业生态系统之间的竞争占据主导地位

在数字经济时代，技术发展导致产业界限日益模糊，数字平台公司凭借其资本、用户、网络、数据和算法等诸多优势，大肆跨界兼并，不断扩大业务版图，形成属于自己的产业生态帝国。根据Commercial and Administrative Law of the Committee on the Judiciary（2020）可知，截至2020年底，仅

脸书、亚马逊、苹果、谷歌（Facebook、Amazon、Apple、Google，简称 FAAG）4 家平台公司在其成长过程中就收购了数百家公司（其中，脸书收购 88 家、亚马逊收购 104 家、苹果收购 122 家、谷歌收购 257 家），每个平台企业产业版图扩展至软件、硬件、云服务、人工智能、社交、娱乐、医疗、教育和电商等几十个领域。表 3 是根据《数字市场竞争状况调查报告》提供的材料整理而成的这 4 家平台公司通过多元化兼并扩张业务版图的历史事实。

表 3 4 家平台公司（FAAG）多元化兼并扩张业务版图

平台公司	类型 ^a	被兼并公司 ^b	兼并金额（亿美元） ^c
脸书	软件开发	Giphy (2020)、 WhatsApp (2019)、 Chainspace (2019)、 Fayteq (2017)、 Chai Labs (2010)	194.2
	AR/VR	Scape Technologies (2020)、 Ready at Dawn (2020)、 Beat Games (2019)、 culus VR (2014)	20.4
	电子商务	LiveRail (2014)、 Atlas Solutions (2013)、 Onavo (2013)、 Push Pop Press (2011)	6.0
	社交、娱乐与教育	Pebbles Interfaces (2015)、 Branch (2014)、 Instagram (2012)、 Drop.io (2010)	2.5
	人工智能	GrokStyle (2019)、 Servicefriend (2019)、 Bloomsbury AI (2018)、 Face.com (2012)	1.3
	其他（云服务、消费电子等）	QuickFire Networks (2015)、 Parse (2013)、 Chainspace (2019)、 Hot Studio (2013)、 Endaga (2015)、 Ascenta (2014)	—
亚马逊	卫生保健与食品	Health Navigator (2019)、 Whole Foods (2017)	137.0
	电子商务	Sizmek Ad Server (2019)、 Tapzo (2018)、 PillPack (2018)、 Blink (2017)、 GameSparks (2017)、 Souq.com (2017)、 Quidsi (2010)、 BuyVIP (2010)	41.1
	教育与娱乐	Twitch (2014)、 LoveFilm (2008)、 Audible (2008)、 Westland (2016)、 TenMarks Education (2013)	16.4
	软件开发	Elemental Technologies (2015)、 Evi (2012)、 Kiva Systems (2012)、 Convergence Corp. (1999)	13.2
	人工智能	Zoox (2019)、 CANVASTechnology (2019)、 Graphiq (2017)、 Harvest.AI (2017)	12.7
	云数据服务	E8 Storage (2019)、 CloudEndure (2019)、 TSO Logic、 Annapurna Labs (2015)	6.0
	网络安全	Bebo (2019)、 Eero (2019)、 Sqrrl (2018)	1.6
	其他（3D 技术、移动支付、快递服务等）	Body Labs (2017)、 Goo Technologies (2017)、 UpNext (2012)、 Small Parts Inc. (2005)、 Immedia (2018)、 Envantage Payments (2016)	—
苹果	软件硬件开发	MobeeWave (2020)、 Intel Smartphone Modem Business (2019)、 Shazam (2018)、 LinX (2016)、 Beats Electronics (2014)、 Topsy (2014)	52.2
	半导体	Dialog (2018)、 Anobit (2012)、 Intrinsity (2010)、 P.A. Semi (2008)	10.9
	数字娱乐与教育	Redmatica (2012)、 Lala (2009)、 Xemplar Education (1999)、 NeXT (1997)	4.3
	人工智能	Xnor.ai (2020)、 Turi (2016)、 Prismo Graphics (2002)、 Inductiv (2020)	4.2
	信息技术	Novauris Technologies (2013)、 AuthenTec (2012)、 Spruce Technologies (2001)	3.7
	3D 技术	iKinema (2019)、 PrimeSense (2013)、 Raycer Graphics (1999)	3.6

表3 (续)

苹果	其他（云服务、图形处理、AR/VR等）	Stampplay (2019)、Lattice Data (2017)、NextVR (2020)、Spaces (2020)、DataTiger (2019)、InVisage (2017)、Polar Rose (2010)	—
	软件开发	Pointy (2020)、Superpod (2019)、Bebop (2015)、Waze (2013)、Motorola Mobility (2011)	147.7
谷歌	电子商务	Channel Intelligence (2013)、BufferBox (2012)、Zagat (2011)、DailyDeal (2011)、Admeld (2011)、DoubleClick (2007)	49.5
	云数据服务	Looker (2020)、Apigee (2016)、Orbitera (2016)、Skybox Imaging (2014)	38.3
	医疗保健与健康	Fitbit (2019)、Senosis Health (2017)、Lift Labs (2014)	21.0
	硬件制造	North (2020)、HTC Smartphone Division (2018)、Dropcam (2014)	19.0
	社交、娱乐与教育	Aardvark (2010)、Gizmo5 (2009)、Feedburner (2007)、YouTube (2006)	18.8
	信息技术	Sparrow (2012)、Meebo (2012)、ITA Software (2011)、Postini (2007)	15.8
	人工智能	Halli Labs (2017)、Moodstocks (2016)、DeepMind Technologies (2014)、Wavii (2013)	5.3
	其他(AR/VR、3D技术、生物医药等)	Viewdle (2012)、Picnik (2010)、Thrive Audio (2015)、MentorWave Technologies (2010)、Nest Labs (2014)、Wildfire Interactive (2012)、DocVerse (2010)	—

注：a 本文根据原始数据提供的类别进行适当归类。b 由于原始资料提供的公司数量众多，限于篇幅，此表只列出代表性公司；该列下公司名称后的括号内数字表示被兼并时的年份。c 由于原始数据中兼并金额数据存在缺失，表格所列的兼并金额为不完全统计结果。

资料来源：Commercial and Administrative Law of the Committee on the Judiciary, 2020, “Investigation of Competition in Digital Markets”, https://democrats-judiciary.house.gov/uploadedfiles/competition_in_digital_markets.pdf。

在中国，百度、阿里巴巴、腾讯和京东均广泛涉足金融、科技、教育、医疗和游戏等领域，进入的方式多为跨界并购，并购方式包括全资收购和战略入股等，并购活动集中在电商零售、金融、科技和文娱等领域（2018—2022年）。以2019年为例，百度参与并购活动45起、阿里参与并购活动81起、腾讯参与并购活动121起、京东参与并购活动32起。这种跨界业务扩张使得大型平台企业的业务越来越接近甚至重合，高度重合的业务促成它们将在更广范围市场上进行全领域竞争。

如果说传统产业的竞争发生在同一市场，那么，平台企业间的竞争形态多为跨产业的生态间竞争，甚至不同产业的平台可以通过包络战略开展跨产业的竞争。事实上，依托平台和数字技术，创新链、产业链、供应链和价值链等多链融合发展，形成产业链群生态系统，成为数字经济时代打造共生共赢产业生态系统（生态圈）的核心组织结构形式（余东华和李云汉，2021）。在数字经济时代，企业或产业竞争不再仅仅是产品和服务之间的竞争，而是体现为产业生态系统之间的竞争，包含硬件、软件、平台和服务等在内的诸多要素组合而成的综合实力之间的竞争。

传统产业组织理论一般不涉及生态系统这样的产业形态，因为生态系统既不是一个产业，也不是单个企业，甚至不是一个细分行业或特定小市场。事实上，生态系统是跨越多个产业、低于产业层面但高于企业层面的一个系统（张文魁，2023）。传统产业组织中的企业集团，可以近似被认为是一个生态系统，但数字产业生态系统比企业集团要开放得多，所涉范围也要广泛得多。比如，智能手机及

其操作系统就形成了以苹果及其 iOS 为核心的生态系统，其中，链接了大量的供应链企业、加工组装企业、设计室、技术开发者，以及软件开发者和忠诚用户等，具有庞大的“粉丝群”。全球来看，除了以苹果和 iOS 为核心的生态系统外，还有谷歌及其 Android 和微软及其 Windows mobile 等生态系统，这些生态系统的食物链和依存关系极其复杂。

数字产业生态系统发展，一方面推动了数字经济的繁荣，另一方面也给工业经济时代形成的规制理念和规制手段带来了难题。传统产业组织理论中，产业生态系统不会被作为一个分析单元，当然也不会被作为一个规制对象。作为亚产业的生态系统，在较大程度上决定着产业行为、产业发展，但它不像企业集团那样是正式组织，从而有可能给规制造成灰色地带和模糊空间。更进一步，生态系统还是一种全新组织形态，融合了现实世界和虚拟世界，形成了打破物理隔阂和地理界限的亚社会。现实与虚拟的结合使得数字产业生态系统从现实世界的三维度扩展到了四维，而第四维不但可能增加三维世界的黏结性，而且可能增加三维世界的扭曲性（张文魁，2023）。毫无疑问，这又会发展成为一个新的问题。

（四）数据和算法成为企业竞争制胜的法宝，平台企业借此扩大垄断势力将变得更为容易

在数字经济时代，数据成为新通用资产，算法成为新通用技术，数字化手段正成为新通用生产方式和生活方式。一方面，数据和算法实现精准匹配，能极大地节约搜寻成本、提高配置效率；另一方面，数据和算法也是最强大的限制竞争、追求垄断的武器之一，例如，市场上出现基于数据和算法的差别化和歧视性行为（常见的“大数据杀熟”）、自我优待和拒绝交易等数据滥用行为。相较于传统产品生产型企业间基于规模、范围、价格和品牌的静态产品竞争，数字经济时代平台的竞争是基于用户、数据、算法、流量和注意力等因素的动态竞争和组织竞争（谢富胜和吴越，2021）。算法是数字经济领域最强大的竞争武器之一，建立在流量和数据优势基础之上形成的算法，是平台强化其竞争优势和谋求垄断优势的秘密武器。平台企业根据积累的大量用户数据，特别是跨市场、多维度使用数据，使同一组数据在多个市场上转化为竞争优势，形成自我强化的“正反馈”，不断增加“用户黏性”，增强和扩展其垄断优势地位。

当占主导地位的数字平台凭借数据、算法、流量和基础服务能力等优势将已经拥有的强大市场力量传导至其他相关市场时，就出现竞争优势和垄断势力的“杠杆传导”。“杠杆传导”导致垄断行为从单一领域垄断向多领域垄断扩张，从“初始垄断”走向了“双轮垄断”（李勇坚和夏杰长，2020）。比如，谷歌平台利用其搜索算法的优势，将搜索流量优势引导到购物流量中去；腾讯平台利用算法扩展其在社交领域的垄断优势，在游戏流量分发时自我优待。基于数据和算法的差别化和歧视性行为、自我优待和拒绝交易等数据滥用行为如果呈现出普遍化趋势，它们所引发的问题将超出狭义上的垄断和不正当竞争范畴，特别是算法滥用、算法偏见等可能激发人性弱点，导致严重社会问题。比如，根据用户习惯进行高频率推送，从而形成致瘾性或所谓的沉浸式体验等（张文魁，2023）。

五、产业组织演变产生的效果分析

数字经济的发展形成数字经济范式。在数字经济范式下产生新的矛盾，而矛盾是推动事物发展的根本动力。正是因为数字经济条件下存在诸多内在矛盾，推动产业组织进一步演变，并由此产生了新机遇和新挑战。有研究认为，数字经济技术经济范式存在实体世界与数字世界、数据要素和智能使能能力、算法经济与信息茧房、数据开放和隐私保护、涌现性与还原论五组内在矛盾因素（杨青峰和李晓华，2021）。

本文认为，数字经济时代产业组织演变至少存在以下几组内在矛盾：垄断与竞争、数据流动和交易与数据安全和保护、数字平台的发展与监管、利用数字技术发展数字平台与利用数字技术监管数字平台等，这些矛盾的展开也就是数字经济时代产业组织演变所带来的机遇与挑战。

（一）新机遇

1.有利于新产业、新业态、新模式发展，有效克服“鲍莫尔成本病”。作为重要的新型产业组织形态，平台经济已成为促进中国“大众创业、万众创新”和新旧动能转换的关键力量。中国基于互联网、大数据和人工智能的平台经济涵盖了电子商务、社交媒体、分享经济等多种应用和服务形式。众多生产者和消费者依托一大批互联网平台形成了多个网络生态系统，实现了产品设计、创意、生产、交换、分配、使用和服务的网络化。随着区块链、人工智能、5G、VR 或 AR 的发展和集成应用，平台经济正在催生更多的新商业生态。数字平台企业通过推动产业融合与业态颠覆，已成为加快新动能成长的重要载体。凭借数字技术赋能，依托巨大的国内市场规模优势，国内平台企业迅速成长。中国平台企业发挥线上线下相结合的优势，在网络零售、网约车、移动支付等领域，已经成为各自行业的主导者，并在规模上超过了国际同行。

中国已经进入以服务业为主体的经济增长阶段。按照发达国家经济增长经验，这个阶段容易出现“鲍莫尔成本病”。“鲍莫尔成本病”是指在传统条件下由于服务业生产成本高和劳动生产率低，服务业比重上升表面上是产业结构升级而实际上整体经济生产效率却出现下降的状况。传统条件下服务业之所以生产成本高，是由于服务业具有“结果无形”（服务不是有形的产品）、“生产消费同步”（服务生产和服务消费同时同地发生）、“不可储存”（过程结束则服务结束）、“个性差异”（服务提供难以复制）等特点，这使得传统服务业缺乏规模经济性、技术进步慢。因此，工业革命以来技术进步和规模经济性并没有反映到服务业上来，整体上看，服务业仍然是劳动生产率较低的行业（江小涓，2021a）。

在数字经济时代，数字技术的进步和产业组织的网络化、平台化、无边界化和融合化等发展趋势，使得服务业发生重要改变，特别是与服务业相关的新产业、新业态、新模式的发展，使得服务业生产效率明显提高。高密度地使用数字技术，使得许多网络服务的初始成本很高而边际成本很低，产生了极为显著的网络经济、规模经济和范围经济，可复制的信息类、文化类服务尤其如此。例如，网络上的教育节目和文字信息可以无限次观看，边际成本极低，规模经济极为显著，甚至超过了现代制造业。同时，数字产业化和产业数字化带来新产业、新业态、新模式蓬勃发展，如平台化设计、智能化制造、

网络化协同和个性化定制等，这促进现代服务业与现代农业、先进制造业融合发展，并进一步提高了包括农业、制造业和服务业等行业的经济效率和经济效益（齐秀琳和江求川，2023）。

2.有利于推进跨国合作，数据驱动的跨国服务贸易将显著增长。在数字经济时代，产业组织网络化、平台化、无边界化导致跨境链接、跨界链接的成本极大地降低，收益显著提升，极大地推进了跨国合作，数据驱动的跨国服务贸易显著增长。当前，数字全球化时代已经到来，全球范围内资源配置和产业分工的新一轮红利已经出现，将成为疫后复苏和长期发展强劲的推动力量。2016年以后，全球贸易和投资额在全球GDP中的占比是上升的，发展速度快于世界平均GDP增长速度，其中数字经济、数字技术、数字贸易发挥了重要作用。近年来数字贸易占全球服务贸易的比重持续提升，到2020年这一比重已超过50%，成为主体部分（江小涓，2022）。

在全球国际贸易格局中，数字贸易服务平台正发挥很大作用。通过数字贸易服务平台这类载体，海量的供应商和客户在平台上实现智能化匹配，不仅效率大大提高，而且可以满足个性化、多元化的需求，这是以前不可想象的贸易模式。比如，波音787设计就是设计服务平台充分利用数字技术聚合全球顶级、专业对口的工程技术人才一起参与研发的结果，30多个国家1000名以上的工程技术人员在数年时间里，在平台上不断同步设计新产品（江小涓，2022）。此外，数字平台企业自身内部的治理体系往往具有全球化特征，因此，它们不仅是国内市场秩序的治理者，也是国际贸易市场上的共治者。在平台上进行国际贸易，一旦发生纠纷，率先使用的就是平台事先提供的国际贸易纠纷解决规则，相比于以前消费者投诉和赔付通过国家之间的规则和程序来处理，往往效率更高，且令交易各方更愿意接受，产生的监管成本也更低，监管也更有效。

3.有利于利用数据进行社会治理，推进智慧监管。在数字经济时代，与平台相联系的线上线下交易面临着交易执行、产品安全、资金安全、退换货、纠纷处理乃至知识产权、公平竞争等诸多问题，传统上这些问题主要依靠政府机构监管来解决。但是，随着平台经济发展，平台每日有海量且高频的交易，仅靠政府部门的监管显然是力不从心。因此，可以发挥平台企业“有形之手”的积极性，构建平台的自治秩序，推进平台企业与政府监管部门合作治理。

作为新型组织形态，平台具有强大的资源配置功能，兼具企业与市场的双重属性。同时，它又具备制定并执行平台交易规则的权力，集“运动员”和“裁判员”于一身。借助平台功能和数字技术，将平台外部监管与平台自我规制结合起来，可推进“互联网+监管”等智慧监管，促进协同监管和合作治理。在这方面，中国已经有了比较成功的案例，比如电商打假，就是监管部门与平台合作治理的典范：一方面，电商平台利用管理平台的自治权，对假冒或侵权商品实施拦截、下架和删除等举措；另一方面，利用大数据监控技术，平台可及时发现假冒或侵权商品线索，实时向监管机构报送，提高打假的精准性和时效性。

（二）新挑战

1.平台企业垄断日益严峻，且反竞争和垄断行为更加隐秘。Investigation of Competition in Digital Markets调查报告指出，在过去的十年里，数字经济变得高度集中，垄断趋势非常明显。在网络零售、社交网络、在线搜索和在线广告等领域，往往有一两家平台公司主导，亚马逊、苹果、脸书和谷歌已

经控制了相应领域关键的分销渠道，并开始扮演“看门人”角色（Commercial and Administrative Law of the Committee on the Judiciary, 2020）。

中国“平台垄断”问题越来越突出，已经是不争的事实。造成头部平台企业垄断的原因是多方面的：第一，规模经济。互联网信息服务的基础设施、信息收集、传播网络等前期投入成本非常高，但是，一旦进入市场之后，其边际成本接近于零且收益较高，从而产生规模经济效应，平台企业可以依赖用户数量大的优势分摊投入成本，从而形成垄断。第二，网络效应。网络效应指的是平台上的主体，因平台建立联系给其他主体带来的外部性。随着网络扩大，商家提供的服务会得到加强，从而吸引更多用户，导致赢家通吃、一家独大的市场竞争格局。第三，双边市场。消费者的价值很大程度上取决于市场上卖家的数量，卖家越多，消费者选择空间越大，卖家间的竞争越激烈，对消费者越有利。而对于卖家而言，平台上的消费者越多，用户数量越大，获得的价值也就越大，双边市场效应形成了消费者与生产者间积极的正反馈循环，使市场上具有一定规模的平台集中度提高。第四，用户黏性。平台利用先发优势，培养用户使用习惯或提供消费优惠等多种辅助服务，提高消费者切换平台的转换成本，增加用户黏性，维持其垄断地位。第五，数据与算法驱动。随着大数据、云计算、人工智能等新技术发展，平台经济正进入数据与算法驱动的新阶段，这股新的技术力量进一步增强了平台垄断力量（余晓晖，2021）。

在数字经济时代，一些平台企业利用规模效应、网络效应、跨市场优势传导能力、多业务数据整合能力等不断巩固其市场主导地位，甚至滥用市场支配地位以排除、限制竞争。特别地，当平台企业利用用户、数据、算法和基础服务能力等优势向各行业无序扩张，介入金融市场形成平台—金融复合体垄断，不仅影响竞争秩序、创新和消费者权益，而且可能影响国家金融体系的稳定，造成综合损害（谢富胜和吴越，2021）。

与传统经济条件下垄断企业的反竞争行为相对明显的状况不同，数字经济时代超级平台企业的反竞争和垄断行为可能更加隐秘，这种隐秘性主要表现在算法合谋、跨界竞争与跨界并购、经营者集中等多种行为中。

在市场竞争中，合谋是一种常见的反竞争行为，分为明示合谋和默示合谋。在数字经济时代，算法合谋是以前从未有过的合谋行为。算法合谋是默示合谋的一种新形式，是指利用智能算法作为工具，独立于经营者或消费者的情况下自动促成的合谋（戚聿东等，2021）。OECD（2017）研究指出，算法的快速发展和智能算法的非透明性，使得同行竞争者可能利用复杂的编码作为媒介，迅速并隐蔽地进行互动，达成合谋。通过机器学习、神经网络、深度学习等算法技术，平台企业形成算法“黑箱”，迅速而准确地抓取和分析竞争对手的价格数据，制定自身的价格水平，达成共谋，改变此前同行竞争者之间需要反复博弈磋商或签订书面协议的做法，这种合谋手段更加隐秘（吴太轩和谭娜娜，2020）。

平台企业通过跨界竞争、跨界并购等手段扩张其垄断势力具有一定的隐秘性。其中，“扼杀式并购”是平台企业扩张其垄断势力的重要手段，成为数字经济时代反垄断重点关注的领域之一。与传统的并购不同，扼杀式并购是大型平台尤其是超级平台出于消除潜在竞争或创新的动机所发起的对初创企业的并购，既包括横向并购、纵向并购，更表现为“跨界融合”（王伟，2022）。开展“扼杀式并

购”中，平台企业要支付远高于初创企业市场估值或其他竞价者的收购价格，并且要高度容忍并购后可能出现的长期亏损。“扼杀式并购”造成新产品或服务的丧失，对市场创新和公平竞争会产生持续潜在负面影响。

在美国，2018—2020年微软、谷歌、脸书、亚马逊4家互联网巨头共实施了175项并购，其中的105项在并购后一年内便被中止，初创企业产品和服务被搁置（Gautier and Lamesch, 2021）。在2010—2019年5家平台巨头（亚马逊、苹果、脸书、微软和谷歌母公司Alphabet）616笔估值超过100万美元的收购交易中，有65%的交易金额为100万~2500万美元，至少39.3%的被收购标的企业成立年限不足5年^①。在中国，数字经济领域的经营者集中现象和并购活动长期处于失控状态。据统计，在2020年10月前，腾讯参与的企业并购为756起，阿里巴巴参与的企业并购有531起，涉及电商零售、金融、科技和文娱等领域，却没有遭遇一起反垄断法调查，这些并购活动甚至都没有向执法机关申报过（王晓晔，2021）。这在相当大的程度上是因为阿里巴巴、腾讯等互联网巨头采取了可变利益实体（variable interest entity，简称VIE）协议控制架构，即控股公司不以出资方式而是通过一系列协议来控制下属公司，使得反垄断监管机构疏于对这些企业进行并购交易监管（杨青峰和李晓华，2021）。直到2020年12月，国家市场监督管理总局对阿里巴巴投资有限公司收购银泰商业（集团）有限公司股权未依法申报违法实施经营者集中案作出行政处罚决定，这种涉及VIE架构的互联网平台企业并购交易逃避监管的情况才有所收敛^②。《国务院反垄断委员会关于平台经济领域的反垄断指南》^③出台并明确规定“涉及协议控制架构的经营者集中，属于经营者集中反垄断审查范围”后，互联网平台经营者集中无序状况才得以纠正（王晓晔，2022）。

2.数据集中问题突出，隐私保护与安全问题更为凸显。在数字经济时代，数据已成为重要的新型生产要素，是否掌握充分的数据资源和足够的分析技术，已成为衡量数字平台竞争力水平的重要因素。大型平台利用其强大的基础服务能力，不断收集用户数据，利用算法和大数据，可对用户进行精准推送服务乃至可对用户进行精准画像。这虽然可以为消费者提供更有效率、更便捷的服务，带来更好的服务体验，但也为其将垄断势力进行横向或纵向延伸提供了便利，蕴含着对消费者福利损害的风险。例如，商业类的数字平台可针对消费者的偏好进行量身定制的服务及精准广告，圈定顾客，进行价格歧视和“大数据杀熟”；而内容类的数字平台，则可根据消费偏好，不断推送相关信息，使消费者生活在“信息茧房”之中，因为消费者每天阅读的是个人日报。这些都损害了消费者的利益。

由于数据具有开放性、易编辑性和可转让性等特性，平台过度收集数据并加以利用，不仅可能侵

^①资料来源：《苹果、谷歌等5家巨头10年并购616家初创企业！》，<https://www.chnfund.com/article/AR2021091709533534041077>。

^②资料来源：《市场监管总局发布阿里巴巴投资收购银泰商业股权未依法申报违法实施经营者集中案行政处罚决定书》，https://www.samr.gov.cn/cms_files/filemanager/samr/www/samrnew/fldes/tzgg/xzcf/202204/t20220424_341874.html。

^③资料来源：《国务院反垄断委员会关于平台经济领域的反垄断指南》，https://www.gov.cn/xinwen/2021-02/07/content_5585758.htm。

犯消费者隐私、损害消费者福利，而且可能产生严重的社会治理、国家安全等问题。滴滴公司的案件，就是一个惨痛的教训。据报道，滴滴公司频繁收集乘客身份、人脸识别、对话交流、乘车记录、位置和服务评价等信息，共存在8个方面16项违法事实，除了侵犯乘客个人隐私、危及乘客个人安全外，海量信息频繁泄露，已经对国家安全产生严重的负面影响^①。

3.对现有监管体制提出挑战，反垄断识别和调查取证难度更大。合理界定相关市场是反垄断分析的前提。但是，在数字经济领域，相关市场界定变得困难，这成为数字平台领域反垄断的第一个“拦路虎”。在数字经济领域，受双边或多边市场、免费产品的影响，各平台需求间具有正向反馈效应，这使得相关市场界定要么过于狭窄，要么过于宽泛。新技术、新产业、新业态、新模式的持续涌现，使不同领域之间的界限越发模糊，市场边界越发难以确定。从需求替代的角度看，数字经济时代消费者偏好的变化使得对不同产品或服务之间替代性的评估难度加大；从供给替代的角度看，数字市场创新的快速迭代使得对供给方替代的评估更具不确定性（熊鸿儒，2019）。由于“零价格”或“负价格”的存在，基于价格的假定垄断者测试方法——“小而显著的非临时性价格上涨”法来界定相关市场变得不可行。对此，理论界另辟蹊径，提出了“小而显著的非临时性质量下降”测试法、临界损失分析法等。但是，由于质量难以量化、数据搜集困难、测试方法难以把握等，理论界新提出的方法在实践中还很少得到使用。

在数字经济领域，即使有了足够可靠的方法来界定相关市场，认定市场支配地位也并非易事。市场份额、价格水平、产品差异、利润率等用于评估市场支配地位的一些传统指标，在数字经济领域的适用性大大降低。零定价策略、双边或多边市场、动态跨界竞争等特征，是数字经济时代垄断认定区别于传统垄断认定的困难所在（陈兵和马贤茹，2021）。平台经济中数据、信息等产品的市场价格偏低或为零，计算出的市场份额或许很小，但这不妨碍平台企业具有强大的市场势力和市场支配地位。因此，对平台市场支配地位的考察，要从过去重点关注市场份额转向强化对市场进入壁垒的考察。考虑到平台的规模经济和网络效应、数据和算法歧视、用户转换成本、消费者偏见和流量传导行为等均有可能提高平台经济领域的市场进入壁垒，这些将成为重点考量因素。

确定是否滥用市场支配地位，存在理论和实际操作层面的困难。在传统“结构—行为—绩效”分析范式中，市场集中度与市场效率呈负相关关系；而在数字经济中，集中度更高的多边市场产生更强的网络正外部性，这种更高的效率收益可能足以抵消垄断的负面效应。因此，平台经济是否存在滥用市场支配地位的行为，需要进行综合考量，应将是否有效保护消费者权益、是否维护数字市场的良性竞争、是否促进创新和维护创新生态等作为重要衡量标准（李三希等，2022）。

数字经济的反垄断调查取证成本高昂。由于算法、数据和平台规则等技术手段的运用，企业的经营行为缺乏透明度，这客观上加大了监管执法的难度：一方面，监管者需要投入大量人力、物力才能确定垄断行为的；另一方面，执法部门需要具备一定数字技术运作的专业知识，才能更好进行反垄断

^①资料来源：《国家互联网信息办公室有关负责人就对滴滴全球股份有限公司依法作出网络安全审查相关行政处罚的决定答记者问》，http://www.cac.gov.cn/2022-07/21/c_1660021534364976.htm。

调查实践。以欧盟诉谷歌案为例，由于复杂的算法技术和算法“黑箱”等，欧盟委员会聘请大量专家，花了7年多时间，分析了超过17亿条数据，才得出谷歌操纵算法、滥用市场支配地位的结论（邓志松和戴健民，2017）。

六、结论与政策启示

在数字经济时代，数据要素成为最重要的生产要素，通过数字技术赋能，特别是数字经济与实体经济深度融合，新产业、新业态、新模式蓬勃发展，推动着经济数字化转型和高质量发展。数字经济显著改变了产业经济的运行逻辑和规则，产业组织形态得以重构，呈现网络化、平台化、无边界化和融合化等发展趋势。产业组织呈现许多新的特征：资本加持下的“位置军备竞赛”愈演愈烈，平台企业成长更为迅速；出现“分层式垄断竞争”市场结构，形成“共存但不颠覆”的垄断竞争格局；跨界扩张日益明显，产业生态系统之间的竞争占据主导地位；数据和算法成为企业竞争制胜的法宝，平台企业借此扩大垄断势力将变得更为容易。产业组织的演变及其新趋势、新特征，一方面，给经济社会发展带来了巨大的发展机会，如创新创业机会增多、消费者福利改进、跨国合作便利性增强和成本降低、社会治理改善等；另一方面，平台垄断日益严峻且反竞争和垄断行为更加隐秘，隐私保护与安全问题更为凸显等，这些问题不仅妨碍了公平竞争、损害了消费者利益，甚至危害国家社会安全，也对数字经济时代如何改进产业监管提出了新要求。因此，适应数字化变革浪潮带来的产业组织急剧变化，抓住机遇、迎接挑战，要求完善数字经济范式下的治理与监管。

完善数字经济范式下的治理与监管：一是要在实践中探索形成新规则。比如，在数据治理方面，如何推进数据确权和数据资产化，如何确定数据开放与数据保护边界，按照什么规则来推动跨境数据流动等，这一系列问题都需要在实践中不断探索。二是要处理好一些重要关系，比如反垄断监管与促进创新的关系、提升数字经济国际竞争力与防止平台垄断和资本无序扩张的关系等。

为做好数字经济时代的监管转型、完善数字经济范式下的治理与监管，基于上述研究结论，本文提出以下政策启示：

一是监管前置，由事后的静态监管转向强化事前和事中的动态监管。数字时代的反垄断不仅要实现从结构主义向行为主义转变，而且在监管企业行为时要更加动态，强化事前、事中的动态监管，必要时实施临时性措施。数字经济时代反垄断并非反对企业做大做强，不反对特定主体的市场地位而是反对特定违法行为，结构性拆分仅仅是反垄断执法的例外。由于数字市场的网络外部性、数据驱动、跨界传导等特征凸显，以及高度动态的产业创新和隐私安全、劳动者权益等难题，传统执法手段难以及时奏效，强化前置式监管逐步成为多国共识。比如，欧盟的《数字服务法》和《数字市场法》，强调要对少数大型数字平台企业的竞争行为设定事前义务，敦促平台企业开展竞争合规自查等。另外，2019年英国竞争和市场管理局（Competition and Markets Authority，简称CMA）指出：“在反垄断案件需要数年才能解决的情况下，如有关行为对受其影响的企业会造成重大损害，CMA应实施临时性措施来限制涉嫌垄断行为。”（熊鸿儒和韩伟，2022）这些强化事前事中的动态监管措施值得中国监管机构借鉴采用。

二是聚焦平台，重点监管平台企业及其生态系统垄断势力延展问题。过去反垄断监管关注的重点是可能产生排除和限制竞争的单个企业行为，以及企业间行为（如经营者集中、卡特尔现象等），而对产业生态系统则很少涉及。在数字经济时代，反垄断监管要把重点聚焦到平台企业及其生态系统上来，尤其是重视基于数据的生态系统垄断势力延展问题。一是应将禁止链接、阻断互操作性等新型拒绝交易行为，滥用数据、算法和其他数字化技术的新型不正当竞争行为，利用平台和生态势力的新式杠杆行为，作为执法重点。必要时，对大型平台施加互操作性要求。互操作性要求已被许多国家作为促进电信、金融科技和软件行业竞争的手段。互操作性使平台经营者可以在多个平台之间进行切换和共享数据，方便用户对不同平台厂商的产品或服务进行选择，促进多个竞争者动态竞争（刘戒骄，2022）。二是严格数字平台企业的经营者集中申报。应进一步明确，涉及协议控制架构的经营者集中，属于经营者集中反垄断审查范围。防止资本无序扩张，对数字平台企业不断借助资本力量“攻城略地”收购初创行为保持警惕，防止“扼杀式并购”愈演愈烈。三是除了禁止横向和纵向垄断协议外，要把禁止达成轴辐协议^①作为反垄断执法的一个重点。平台规则，算法优势以及算法的隐秘性、数据优势、平台企业对入驻商家的超强控制能力等，都为轴辐协议达成和实施提供了“温床”。要按照《国务院反垄断委员会关于平台经济领域的反垄断指南》^②给出的思路，分析平台可能实施的轴辐协议案件。实施轴辐协议反垄断监管时，要充分考虑平台和入驻商家在市场中所处的地位，以及对轴辐协议的达成和垄断行为的发生所作出的“贡献”，来划分它们之间所需承担责任的比重。

三是协同治理，由单向政府监管转向政府主导下的共同治理。要健全治理机制，不断完善多元主体共同参与的治理机制，打造权责利清晰、激励相容的协同治理格局。要充分发挥金融监管机构、行业协会、商会、消费者协会、媒体等第三方主体对互联网平台企业的监督作用，着力构建多元共治的反垄断监管格局。要加强反垄断与消费者保护、数据安全与隐私保护、数字内容生态治理、新就业形态劳动者权益保障方面的监管协作，避免“合成谬误”和“分解谬误”^③（熊鸿儒和韩伟，2022）。协同治理，还要重视发挥大型平台企业的作用，即实现平台从单纯的被监管方转向政府监管的合作方。针对平台每日海量且高频的交易，要充分发挥超级平台“守门人”角色和义务，推进平台形成自治秩序。相对于弱势的消费者来说，平台企业应尽可能设计出完善的平台内交易规则来构建信任的交易关系和安全的交易环境。在平台企业与政府监管部门的合作治理格局中，平台企业要主要承担起维护其生态圈交易秩序的作用，政府部门监管只是作为平台自治秩序的“后盾”。这样的一种“巧”安排，

^①轴辐协议，又称中心辐射型垄断协议、枢纽卡特尔。所谓轴辐协议，是指具有竞争关系的平台内经营者可能借助与平台经营者之间的纵向关系，或者由平台经营者组织、协调，达成事实上具有横向垄断协议效果的一种协议。

^②资料来源：《国务院反垄断委员会关于平台经济领域的反垄断指南》，https://www.gov.cn/xinwen/2021-02/07/content_5585758.htm。

^③“合成谬误”是指从各部门来看，每项措施都是对的，都有一定道理，但合起来一起实施，可能就错了。“分解谬误”是指不该分解的系统性任务被分解了，本以为可以更好地明确责任、变压力为动力，但过多过细的任务分解实际上反而可能会造成整体无序和相互掣肘（熊鸿儒和韩伟，2022）。

不仅可以节省政府监管资源，而且，对于促进平台经济的消费者权益保护、交易纠纷处理、知识产权保护等都具有非常重要的意义（江小涓，2021b）。

四是技术赋能，推进数据治理和算法监管。针对数据收集和利用、算法操纵的反竞争行为，应成为数字经济时代监管的重点。就数据而言，重点关注数据驱动型并购、控制特定数据集的大企业封锁数据来源等问题，有的拒绝数据开放行为还需采用反垄断法意义上的“必需设施”原则予以规制；就算法而言，重点关注算法合谋、算法歧视等损害消费者和竞争者尤其是中小企业利益的行为。数据和算法问题涉及复杂的数字技术，为此，可采用“以数字技术对抗数字技术”思路，特别重视数字技术在反垄断执法中的运用，探索利用互联网、云计算、大数据、人工智能和区块链等数字技术提升数字化监管能力。一些国家提出“通过技术设计来合规”的思路来治理人工智能；欧盟特别重视运用“监管沙箱”工具，以政策创新来推动技术创新，平衡技术创新和政府监管之间的关系；部分国家在反垄断监管机构内增设具备数字技术专长的部门，注重采用技术手段加强数字平台市场竞争分析、监管数字平台竞争行为、矫正数字平台反竞争行为等做法，都值得中国借鉴。

参考文献

- 1.蔡跃洲，2018：《数字经济的增加值及贡献度测算：历史沿革、理论基础与方法框架》，《求是学刊》第5期，第65-71页。
- 2.陈兵、马贤茹，2021：《数字经济平台企业垄断认定完善理路》，《上海大学学报（社会科学版）》第3期，第1-19页。
- 3.邓志松、戴健民，2017：《数字经济的垄断与竞争：兼评欧盟谷歌反垄断案》，《竞争政策研究》第5期，第46-50页。
- 4.杜传忠、宁朝山，2016：《网络经济条件下产业组织变革探析》，《河北学刊》第4期，第135-139页。
- 5.郭朝先，2019：《产业融合创新与制造业高质量发展》，《北京工业大学学报（社会科学版）》第4期，第49-60页。
- 6.江小涓，2021a：《用数字技术克服“鲍莫尔病”》，《北京日报》10月25日09版。
- 7.江小涓，2021b：《数据治理四问》，《北京日报》11月15日14版。
- 8.江小涓，2022：《数字全球化提供发展新动能》，《经济导刊》第7期，第80-83页。
- 9.李川川、刘刚，2022：《数字经济创新范式研究》，《经济学家》第7期，第34-42页。
- 10.李春利、高良谋、安岗，2021：《数字平台组织的本质及演进：基于分工视角》，《产经评论》第6期，第134-147页。
- 11.李三希、张明圣、陈煜，2022：《中国平台经济反垄断：进展与展望》，《改革》第6期，第62-75页。
- 12.李晓华，2005：《产业组织的垂直解体与网络化》，《中国工业经济》第7期，第28-35页。
- 13.李勇坚、夏杰长，2020：《数字经济背景下超级平台双轮垄断的潜在风险与防范策略》，《改革》第8期，第58-67页。
- 14.李允尧、刘海运、黄少坚，2013：《平台经济理论研究动态》，《经济学动态》第7期，第123-129页。
- 15.梁正、李瑞，2020：《数字时代的技术—经济新范式及全球竞争新格局》，《科技导报》第14期，第142-147页。
- 16.刘戒骄，2022：《数字平台反垄断监管：前沿问题、理论难点及策略》，《财经问题研究》第7期，第38-47页。
- 17.裴长洪、倪江飞、李越，2018：《数字经济的政治经济学分析》，《财贸经济》第9期，第5-22页。

- 18.佩雷丝, 2007: 《技术革命与金融资本: 泡沫与黄金时代的动力学》, 田方萌等译, 北京: 中国人民大学出版社, 第 13-15 页。
- 19.戚聿东、蔡呈伟、张兴刚, 2021: 《数字平台智能算法的反竞争效应研究》, 《山东大学学报(哲学社会科学版)》第 2 期, 第 76-86 页。
- 20.齐秀琳、江求川, 2023: 《数字经济与农民工就业: 促进还是挤出? ——来自“宽带中国”政策试点的证据》, 《中国农村观察》第 1 期, 第 59-77 页。
- 21.史丹, 2022: 《数字经济条件下产业发展趋势的演变》, 《中国工业经济》第 11 期, 第 26-42 页。
- 22.苏治、荆文君、孙宝文, 2018: 《分层式垄断竞争: 互联网行业市场结构特征研究——基于互联网平台类企业的分析》, 《管理世界》第 4 期, 第 80-100 页、第 188 页。
- 23.王定祥、彭政钦、李伶俐, 2023: 《中国数字经济与农业融合发展水平测度与评价》, 《中国农村经济》第 6 期, 第 48-71 页。
- 24.王姝楠、陈江生, 2019: 《数字经济的技术—经济范式》, 《上海经济研究》第 12 期, 第 80-94 页。
- 25.王伟, 2022: 《平台扼杀式并购的反垄断法规制》, 《中外法学》第 1 期, 第 84-103 页。
- 26.王晓晔, 2021: 《数字经济反垄断监管的几点思考》, 《法律科学(西北政法大学学报)》第 4 期, 第 49-62 页。
- 27.王晓晔, 2022: 《中国数字经济领域反垄断监管的理论与实践》, 《中国社会科学院大学学报》第 5 期, 第 31-48 页、第 134 页、第 137 页。
- 28.吴太轩、谭娜娜, 2020: 《算法默示合谋反垄断规制困境及其对策》, 《竞争政策研究》第 6 期, 第 63-74 页。
- 29.谢富胜、吴越, 2021: 《平台竞争、三重垄断与金融融合》, 《经济学动态》第 10 期, 第 34-47 页。
- 30.熊鸿儒, 2019: 《数字经济时代反垄断规制的主要挑战与国际经验》, 《经济纵横》第 7 期, 第 83-92 页。
- 31.熊鸿儒、韩伟, 2022: 《全球数字经济反垄断的新动向及启示》, 《改革》第 7 期, 第 49-60 页。
- 32.杨青峰、李晓华, 2021: 《数字经济的技术经济范式结构、制约因素及发展策略》, 《湖北大学学报(哲学社会科学版)》第 1 期, 第 126-136 页。
- 33.余东华、李云汉, 2021: 《数字经济时代的产业组织创新——以数字技术驱动的产业链群生态体系为例》, 《改革》第 7 期, 第 24-43 页。
- 34.余晓晖, 2021: 《建立健全平台经济治理体系: 经验与对策》, 《人民论坛·学术前沿》第 21 期, 第 16-24 页。
- 35.张广胜、王若男, 2023: 《数字经济发展何以赋能农民工高质量就业》, 《中国农村经济》第 1 期, 第 58-76 页。
- 36.张文魁, 2023: 《数字经济的产业组织与反垄断: 数字市场全球治理及中国政策》, 北京: 中国人民大学出版社, 第 40-44 页、第 105-112 页、第 145-150 页。
- 37.中国信息通信研究院, 2021: 《全球数字治理白皮书》, http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202112/t20211223_394423.htm。
- 38.中国信息通信研究院政策与经济研究所, 2021: 《〈平台经济与竞争政策观察(2021)〉报告》, http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/ztbg/202105/t20210528_378126.htm。
- 39.Commercial and Administrative Law of the Committee on the Judiciary, 2020, “Investigation of Competition in Digital Markets”, https://democrats-judiciary.house.gov/uploadedfiles/competition_in_digital_markets.pdf.

- 40.Gautier, A. and J. Lamesch, 2021, Mergers in the Digital Economy, *Information Economics and Policy*, Vol. 54.8-23.
- 41.OECD, 2017, Algorithms and Collusion: Competition Policy in the Digital Age, <https://www.oecd.org/competition/algorithms-collusion-competition-policy-in-the-digital-age.htm>.

(作者单位: ¹中国社会科学院大学应用经济学院;

²中国社会科学院工业经济研究所)

(责任编辑: 柳 荻)

The Trends, Characteristics, and Effects of Industrial Organization Evolution in the Digital Economy Era

GUO Chaoxian

Abstract: With the in-depth development of digital technology and the widespread use of data, a new technology-economy paradigm, i.e. the digital economy paradigm, has emerged in the digital economy era. Under the digital economy paradigm, the industrial organization has undergone changes, showing the development trends of networking, platformization, borderlessness, integration, etc. The industrial organization evolution presents some new characteristics, mainly including: the increasingly intense “position arms race” with capital support, and the rapidly growing platform enterprises; the appearance of the market structure featuring “hierarchical monopolistic competition”, forming a monopolistic competition pattern of “coexistence but not subversion”; the increasingly obvious cross-border expansion of platform enterprises, and the dominant competition between industrial ecosystems; the weaponization of data and algorithms in competition, by virtue of which platform enterprises can easier expand monopoly power. The evolution of industrial organizations in the digital era has changed the operation rules and logic of industrial economy and brought new development opportunities, which is conducive to the development of new industries, new business forms, and new models, promoting transnational cooperation and intelligent supervision. At the same time, it has also brought new challenges to economic and social development, making the anti-competition and monopolistic behaviors of platform enterprises more secret, the privacy protection and security issues more prominent, and the anti-monopoly identification and investigation with evidence collection more difficult. In the future, in order to adapt to the trends of industrial organization evolution in the era of digital economy, it is necessary for the government to promote regulatory transformation and improve governance and regulation under the paradigm of digital economy.

Keywords: Digital Economy; Industrial Organization Evolution; Platform Enterprises; Governance and Supervision

劳动力返乡创业与县域产业结构升级： 理论线索与经验证据^{*}

魏滨辉¹ 罗明忠¹ 曾春影²

摘要：积累了一定资本和能力的劳动力选择返乡创业，将为促进县域产业结构转型升级提供重要历史机遇。本文基于非平衡增长理论，在理论分析和数理推演的基础上，利用2008—2020年1921个县（市、区）的面板数据，以返乡创业试点政策为准自然实验，采用多时点双重差分法，考察劳动力返乡创业对县域产业结构升级的影响及其内在机理。研究表明：返乡创业试点政策实施显著推动了县域产业结构转型升级；在中西部地区，尤其是劳务输出大省，这一促进作用更加明显；采取平行趋势检验、安慰剂检验和排除溢出效应等方法进行稳健性检验，结果均验证了结论的可靠性；从作用路径看，劳动力返乡创业不仅能在“供给端”通过促进技术创新实现县域产业结构升级，还可在“需求端”通过拉动消费需求倒逼产业结构升级；随着财政金融服务水平的不断提高，劳动力返乡创业更容易发挥出对县域产业结构升级的促进作用。因此，应进一步健全返乡创业扶持体系，坚持以消费和创新驱动为重点，探索财政与金融高度协同的体制机制，凝聚促进县域产业结构升级的合力。

关键词：产业结构升级 返乡创业 消费需求 技术创新 县域

中图分类号：F320.3 **文献标识码：**A

一、引言

郡县治，天下安。县域经济不仅是国民经济的基本单元和解决“三农”问题的重要保证，也是经济发展和社会稳定的基石。但由于长期以来要素的单向流动和不等价交换，县域经济并未受到足够的重视，而是更多处于为城市提供资金、人才等生产要素的依附式发展地位。相比于占国土面积90%以上以及占全国人口70%的现状，中国县域经济规模总量还较小，在全国经济总量中的占比仅仅超过50%（何晓斌，2021）。在经济发展新常态下，县域经济更是面临产业体系不健全、基础设施落后、区域

^{*}本文受到国家自然科学基金面上项目“非平衡增长理论视角下返乡创业对县域产业升级的影响：作用机理及其实现路径”（编号：72373043）和广东省自然科学基金青年项目“小农户视角下农业数字化转型障碍因素及其包容性绿色发展机制研究”（编号：2022A1515110614）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，但文责自负。本文通讯作者：罗明忠。

失衡突出等问题，亟待推进产业转型升级，振兴县域经济。钱纳里的工业化阶段理论和新古典增长理论均揭示了产业结构升级对经济持续增长的重要影响。在县域资源总量有限的条件下，产业结构升级所释放的结构红利逐渐成为县域经济增长的主要动力。根据相关测算结果，产业结构红利占县域生产总值的 4.40%，对县域经济增长的贡献达到了 24.40%（张广胜和王振华，2014）。党的二十大报告指出，要发展乡村特色产业，全面推进乡村振兴^①。2023 年中央“一号文件”再次明确指出，要培育壮大县域富民产业，完善县乡村产业空间布局，提升县城产业承载和配套服务功能^②。可见，在扎实推进乡村全面振兴和共同富裕的新时代，以产业结构升级为突破口，是推动县域经济均衡发展、优化生产力布局的基础和核心。

然而，实现县域产业结构升级面临多重困境。一是财政约束。实现产业转型升级具有一定风险，需要大量的资金做支撑。由于县一级政府可支配的财政资源十分有限，很多县依靠上级财政的转移支付才能勉强维系日常支农支出，实现财政收支平衡，这使县级政府无法有效扶持当地产业的转型发展。二是金融约束。产业结构升级离不开金融支持，但目前中国的金融体系是以政府为主导、国有银行为主体、间接融资占优势的单一结构体系，县域缺少足够的立足社区、特色鲜明的中小金融机构。尤其是部分普惠性金融机构还存在“使命漂移”现象，在服务中小微企业方面存在明显短板，导致民营企业难以获得足额银行贷款进行多样化发展，从而给县域产业结构转型带来严峻挑战。三是技术约束。县域中的企业大多为中小企业，普遍面临技术创新水平低、能力弱和人才缺的难题。这些企业主要从事处于价值链低端的初加工业务，缺乏向精细加工等价值链高端环节转型的技术和人才支持，由此导致县域产业结构升级速度迟缓。

为破解县域产业结构升级的困境，既有研究认为，一方面，要聚焦财政引导和金融服务，提升县域财政金融服务力度。将有限的财政金融资源配置到经济效益高和市场带动力强的产业，可以对产业结构升级产生显著的促进作用（张林，2018）。另一方面，要关注技术创新驱动，引导各类创新要素向企业加速集聚，营造充满活力和竞争力的创新生态环境，发展以创新为驱动力的现代产业体系，实现产业全面升级（郝汉舟等，2022）。然而，既有事实证明，以政府对市场供需状况的判断为主，并辅以较强市场干预的产业布局政策，往往会使当地政府重复投资低技术、高能耗的传统产业，引发过度竞争和产业饱和现象，使县域产业结构升级面临较大瓶颈。同时，科技创新本身是一个相对抽象化的概念，无法直接作用于经济增长，只有通过企业家识别、评估和开发创业机会，对科技创新进行商业化运用，才能发挥出技术创新驱动产业结构升级的重要作用（Ac and Plummer，2005）。进入经济高质量发展阶段，以创新驱动为导向的产业结构升级更需要高素质劳动力的支撑。可见，无论是财政金融支持，还是技术创新，更多是在产业结构升级过程中扮演辅助或中介角色，无法直接提供内在激

^①参见习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第 30-31 页。

^②参见《中共中央 国务院关于做好 2023 年全面推进乡村振兴重点工作意见》，http://www.rss.moa.gov.cn/zcjd/202302/t20230214_6420548.htm。

励，因而，需要为县域产业结构升级注入真正的内生动力。

产业发展的主体是企业，产业结构升级的微观基础是企业行为的改变。创业活动更可能是产业结构升级进程中抢占新一轮增长点的突破口。既有研究已关注到创业活动与产业结构升级的相关性并达成共识，认为在不同类型的创业活动中，创新型创业能够提高经济增速和促进产业结构升级（邹欣，2018）。同时，创业水平的提升也能对地区产业结构升级产生显著推动作用（王勇和张耀辉，2022）。随着“大众创业、万众创新”的持续推进，庞大的外出务工群体经历了从“外出打工潮”到“返乡创业潮”的转变，返乡劳动力的创业规模和创业质量不断上升。相关研究发现，劳动力是核心生产要素的载体，其流动和供给的变动必然会影响当地产业结构转型升级的速度与方向（曹芳芳等，2020）。而创业者的创业活动不仅有助于打破市场原有的均衡，改造传统行业，还能催生新兴行业，进而以全新的生产要素组合对产业结构转型升级的步伐产生重要影响。

可见，引导和支持在城市有就业、求学、经商、参军和从政等经历并积累了一定的资本和能力的劳动力返乡创业，可能是促进县域产业结构转型升级的重要选择之一（罗明忠和魏滨辉，2023）。但既往关于县域产业结构升级的研究大多关注技术创新、财政金融服务等外源支持的积极影响，对劳动力在返乡创业过程中引发的主体能动效应仍缺乏足够的重视和论证。本文的边际贡献主要有以下两点：第一，基于中国2008—2020年1921个县（市、区）的面板数据，以返乡创业试点政策的实施为准自然实验，采用多时点双重差分法，探究劳动力返乡创业对县域产业结构升级的影响，为县域挖掘产业结构升级内生动力、摆脱经济发展乏力困境提供新思路；第二，以“供给—需求”两端为切入点，基于非平衡增长理论，在一个框架下，通过理论分析与数理推演，科学地揭示劳动力返乡创业对县域产业结构升级的作用路径，不仅有利于深化创业活动与产业结构升级的理论认识，提升本文的逻辑性和说服力，还能为破解县域普遍面临的产业结构转型困境提供决策参考和依据。

二、政策背景

改革开放后，劳动力基本上都是从农村向城市转移和流动。但是，随着“大众创业、万众创新”的持续推进以及乡村振兴战略的全面实施，再加上外部市场环境不确定性增大等多方面因素的影响，中国外出劳动力就业创业的成本—收益比较函数发生改变，庞大的外出务工群体经历了从“外出打工潮”到“返乡创业潮”的转变。当然，返乡劳动力的回流决策，不仅是其作为经济人的理性决策，更是理性与感性相交织的复杂决策行为（罗明忠，2008）。返乡劳动力虽然在技能、经验和资金等方面具有相对优势，但是，创业过程中新创组织的先天脆弱性以及本地嵌入不够和能力不足等难题，必然会影响劳动力的返乡创业选择。由此，为了给外出劳动力返乡创业营造良好的内外部环境，确保劳动力在返乡创业过程中能够更好地将其非农经历中积累的物质资本和人力资本比较优势与家乡的自然资源和社会资本等实现有效对接和融合，产生创业激情，实现理想的创业绩效，国家发展和改革委员会、工业和信息化部等十部委于2016年2月联合发布了《关于同意河北省威县等90个县（市、区）结合

新型城镇化开展支持农民工等人员返乡创业试点的通知》，返乡创业试点政策开始实施^①。

具体而言，从2016年开始，中国分三批一共341个县（市、区）组织开展返乡创业试点工作。2016年2月国家发展和改革委员会等十部委公布了包括河北省威县等在内的90个支持劳动力返乡创业试点地区，随后于2016年12月和2017年10月又分别公布了116个和135个试点地区^②。截至2020年10月底，全国各试点地区返乡入乡创业人员总量超过280万人，累计创办市场主体225万个左右，带动就业近980万人^③。以全国劳务输出大省河南省和湖南省为例，截至2020年10月底，河南省的21个试点县（市）已有返乡入乡创业人员57.02万人，创办各类市场主体38.88万个^④。截至2020年底，湖南省的19个试点县返乡入乡创业人员达11.08万人，创办各类市场主体10.98万个^④。可见，返乡创业试点政策实施助推了中国从“民工潮”向“回流潮”再向“创业潮”的转变，并向更大范围、更高层次和更深度推进，发展态势持续向好。

三、理论推演与研究假说

对产业结构升级的影响路径，传统的结构变迁理论往往从资本和技术等供给侧单一视角进行分析，忽视了资源要素在不同部门配置的非平衡增长事实（Gabardo et al., 2017）。根据配第一克拉克定理，产业结构升级过程伴随着稀缺资源在不同产业部门的重新配置，在这个过程中容易出现供需体系中的非平衡现象。只有充分考虑供给和需求两方面因素，才能更加快速地寻找产业结构升级的驱动力（Buera and Kaboski, 2009）。为此，本文将基于由供给侧和需求侧驱动产业结构升级的非平衡增长理论，论证劳动力返乡创业对县域产业结构升级的作用机理，并进一步构建简化的理论模型来刻画劳动力返乡创业促进县域产业结构升级的过程。

（一）作用机制的理论分析

1. 供给端：促进技术创新。有过非农经历的返乡劳动力在城市积累了一定的技术、知识和经验优势，这部分劳动力开展创业活动，将加快知识型、技能型和创新型经营者队伍的建设，在整体上提高回流地的劳动力素质和技术创新水平。具体而言，其一，为了在激烈的市场竞争中生存下来，返乡劳动力

^① 申报返乡创业试点的地区应具备以下条件：试点地区高度重视、具有一定的工作基础、具有一定的代表性和典型意义以及具有明确的试点方向和工作重点。申报流程为：各县自主申报—各省确定推荐名单—国家发展和改革委员会确定并公布名单。返乡创业试点政策覆盖的群体主要包括农民工、大学生、退役士兵和科技人员等。

^② 第一批试点名单可见网址：<https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/201706/W020190905506628399881.pdf>；第二批试点名单可见网址：<https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/201701/W020190905516223252251.pdf>；第三批试点名单可见网址：<https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/201711/W020190905503540147334.pdf>。

^③ 资料来源：《河南返乡创业试点经验入选国家典型案例，汝州经验有啥亮点？》，<https://www.henan.gov.cn/2020/10-27/1837373.html>。

^④ 资料来源：《湖南：创新为返乡入乡创业增添活力》，<https://baijiahao.baidu.com/s?id=1686917365628756027&wfr=spider&for=pc>。

将主动通过技能学习、技术模仿和管理模式的优化，提升所创办企业的技术创新水平，以增强其产品的市场竞争力。农业农村部数据显示，在返乡创业项目中，60%以上具有创新因素，55%左右的返乡入乡创业人员采用大数据、互联网等现代信息技术，促进了直播直销等业态的快速发展^①。其二，返乡劳动力在其创业过程中将先进技术和制度导入回流地，会给市场带来竞争与多样化效应，迫使技术水平低的企业突破“在位者惰性”并积极寻求改变。面对新创企业的进入威胁，现有企业往往会利用在位优势，通过快速学习模仿创新技术，跟进市场变化，优化现有资源利用效率，强化技术创新力度和提高技术水平，以此制造技术障碍。这种良性竞争会推动行业中的留存企业快速跟进新的生产技术和生产方式，集中表现为“田秀才”“土专家”等创新型人才的显著增多和生态农业、农技推广、民宿经济等创新型项目的快速发展。其三，创业是具有环境导向的行为（De Bernardi and Pedrini, 2020）。返乡创业先行者的创业榜样容易激发当地居民的创业激情，在当地形成“羊群效应”和示范效应。由此，大规模的返乡创业者便可通过依托设施齐全的创业孵化实训基地，打造产业链、淘宝村等。例如，安徽省望江县服装产业、江西省赣州市南康区家具产业、江西省德兴市遮阳产业、贵州省正安县的吉他产业等，都是各试点地区充分利用当地资源禀赋和交通优势所形成的各具特色的返乡创业产业集群^②。这些产业集群激励创业资源从城市不断回流农村，形成高技术人才聚集和知识溢出的良性循环，为创新技术的扩散和溢出创造良好的环境，促进整个地区技术创新水平的提升。

当然，产业结构升级的关键在于技术创新（Hanlon, 2015）。技术创新作为产业链渗透与融合的内在驱动力，不仅能够改变企业的生产经营方式，产生新的生产经营模式，还能拓展产业发展方向，丰富传统产业的表现形式，为技术密集型产业的发展创造条件。同时，技术创新的积累有助于将传统产业从单一生产环节扩展到包括生产、销售、服务在内的全产业链经营，实现不同产业之间的技术融合，并引发新一轮产业革命，推动产业协同发展迈向更高水平。不仅如此，以科学技术创新为内在动力，会产生大量新知识的外溢，在生产高度分工的社会环境下，将促使各种行业资源被配置到更高效的新兴部门，实现传统产业内部结构以及产业链上下游结构的优化升级（刘翠花, 2022）。

2. 需求端：拉动消费需求。创业活动是引领和推动消费增长的强劲引擎，不同类型的创业活动均能促进消费增长（王婷婷和郑馨，2022）。一方面，与工薪阶层相比，创业者的消费水平高得多（Krichevskiy, 2014）。大量的劳动力选择返回家乡进行创业，必然对当地的消费产生较强的拉动作用。而且，劳动力返乡创业还能够创造大量工作岗位，提高当地居民的收入水平，实现收入来源的多样化。事实表明，返乡创业试点地区农民收入水平比非试点地区平均提升2.2%（罗明忠和魏滨辉, 2023），这对于促进居民消费倾向的提高和缩小不同收入家庭的消费差距具有重要激励作用。另一方面，新企业的进入使市场竞争程度逐渐提高，在降低产品生产成本和市场价格的同时，还能改善消费者在市场

^①资料来源：《农业农村部有关负责人就〈关于深入实施农村创新创业带头人培育行动的意见〉答记者问》，https://www.gov.cn/zhengce/2020-06/19/content_5520414.htm?trs=1。

^②资料来源：《国家发展改革委办公厅关于推广支持农民工等人员返乡创业试点经验的通知》，https://www.ndrc.gov.cn/xgk/zcfb/tz/202109/t20210918_1297129.html。

中的地位，有利于消费体量的扩大和总体消费率的提高。当然，劳动力返乡创业的消费拉动效应不仅体现在扩大当地消费规模上，还体现在实现地区消费结构的优化升级上。农业农村部监测数据显示，2020年，85%以上的返乡入乡创业项目属于一二三产业融合类型，广泛涵盖产加销服、农文旅教等领域^①。可见，劳动力返乡创业能够加快培育和发展消费新业态，繁荣当地市场，促进产品选择的多样化（黄祖辉等，2022）。当地居民由此可以接触到更多的新产品和新服务，也会更多地追求高品质、差异化和个性化的产品，从而扩大高层次产品的消费规模，实现居民消费结构的优化。

更重要的是，消费需求的扩大对引领中国产业结构升级具有明显驱动作用。消费规模扩大和消费结构升级将影响厂商生产决策，引发生产要素在企业内的优化配置，缓解生产要素“瓶颈”与产能“过剩”问题，最终促进产业结构转型升级（Gao et al., 2015）。具体地，为满足消费者对高层次产品的需求，追求利润最大化的厂商会主动调整生产结构和生产规模，将资本、技术等生产要素从低端行业向中高端行业集聚，并扩大中高端制造业和服务业的生产规模，淘汰供给端的过剩产能，加快落后产业的退出，实现产业结构的完善与革新。不仅如此，消费需求的扩大还存在明显的“反馈效应”，会通过正向空间外溢效应强化各产业之间的黏合度，拉动邻近区域产业结构的转型升级（徐卓顺等，2022）。

3.激励端：提供财政金融服务。一方面，在市场主导资源配置的机制下，政府利用财政支出对县域重点发展的产业给予财政补贴，因势利导，不仅有助于弥补市场信息的缺失，引导资源在不同产业及行业间流动，还能提升特定资源配置市场的完全性，加速落后产业的淘汰速度和新兴产业的发展，在很大程度上影响县域产业结构调整的速度、质量和效率（齐鹰飞和 LI Yuanfei, 2020）。金融资源匮乏是限制县域产业结构升级的重要因素（张林，2018）。县域金融体系的不断发展优化，能够改善资金供给水平和配置结构，缓解信息不对称困境，破解交易成本难题，促进县域要素生产率的提高。同时，完善的金融服务还能通过降低金融服务准入门槛、促进资本市场自由发展等方式，提高高强度专用性投资行业的投资占比，传统产业也更容易获得转型升级改造所需要的资金，使产业结构更加合理和有效率（Chava et al., 2013）。

另一方面，创业的复杂性、艰巨性和长期性，决定了单一的政策支持难以取得全效。因此，必须建立健全包含区域公共品牌建设、交易市场培育、科研平台搭建、人才引进奖补等不同形式的综合政策支持体系，并构建创业的促进机制、成长机制和带动机制，实现多元机制的协同推进（Obaji and Olugu, 2014）。尤其是，在经济新常态下，创业过程的风险性、不确定性以及正外部性的加大，决定了创业活动更加离不开财政的积极支持，这将直接关系到创业者创业的积极性以及创业成功的概率（魏滨辉等，2023）。与此同时，金融体系的完善能够明显缓解个体创业的资金约束，提高创业可能性（Bianchi, 2012）。一般而言，金融发展水平高的地区对中小企业的放贷范围更大，能为返乡人员创业提供更加便利的金融保障。可见，财政金融服务水平较高的地区，将吸引更多劳动力选择返乡创业，进而助推当地产业结构的转型升级。

^①资料来源：《农业农村部：返乡创业就业 促进乡村发展动能增强》，<https://sannong.cctv.com/2021/03/16/ARTIJqYBOZndbYi8J9rTRIaV210316.shtml>。

（二）作用机制的数理推演

本文构建简化的理论模型刻画劳动力返乡创业促进县域产业结构升级过程。假定县域生产函数为：

$$Y(X, G) = Ae^{at} X^\alpha G(h_1, h_2, \dots, h_n) \varphi \quad (1)$$

(1) 式中： Y 表示总产出， A 表示生产条件， a 为外生的技术创新水平， t 为时间， X 为生产所需的生产要素， α 为各要素的投入产出弹性， G 为部门的技术创新函数， h_i 为实现技术创新需要投入的要素， n 为实现技术创新需要的要素种类数， φ 表示财政金融支持促进产出提升的效率因子。

进一步地，假定产业部门的技术创新水平与县域整体的创新强度之间具有以下函数关系：

$$G(h_1, h_2, \dots, h_n) = (\theta \ln n)^\beta \quad (2)$$

(2) 式中： $\ln n$ 表示县域整体的技术创新强度， θ 表示转换系数，反映部门利用现有技术水平进一步创新的能力， β 表示技术创新产出弹性。故 (1) 式可转换为：

$$Y(X, G) = Ae^{at} X^\alpha (\theta \ln n)^\beta \varphi \quad (3)$$

为了简化模型并考虑本文的研究情形，假定生产要素只包含劳动力。由此，(3) 式可转换为：

$$Y(L, G) = Ae^{at} L^\alpha (\theta \ln n)^\beta \varphi \quad (4)$$

同时，为了表示县域产业结构升级的方向，假定县域经济中存在两个部门：部门 L 和部门 H 。

部门 L ：该部门的发展更多地依赖一般性人力资本，例如传统的农业生产部门。

部门 H ：该部门更多地依赖技能型人力资本和创新型人力资本。

那么，部门 L 和部门 H 的生产函数可分别表示为：

$$Y_l = Ae^{a_l t} L_l^{\alpha_l} (\theta_l \ln n)^{\beta_l} \varphi_l \quad (5)$$

$$Y_h = Ae^{a_h t} L_h^{\alpha_h} (\theta_h \ln n)^{\beta_h} \varphi_h \quad (6)$$

假定县域只生产一种最终产品 Q ，部门 L 和部门 H 生产的产品将作为生产 Q 的中间产品，最终产品的生产函数满足规模报酬不变的柯布一道格拉斯形式。假定最终产品 Q 的生产函数形式为：

$$Y_Q = F(Y_l, Y_h) = TY_l^{1-\varepsilon} Y_h^\varepsilon \quad (7)$$

(7) 式中： T 表示生产最终产品 Q 的技术条件， $1-\varepsilon$ 表示部门 L 生产的产品作为中间产品的产出弹性， ε 表示部门 H 生产的产品作为中间产品的产出弹性。

1. 部门最优化问题。根据以上假设和模型设定，县域最终产品生产的利润最大化问题可以表示为：

$$\begin{aligned} & \text{Max } P \cdot F(Y_l, Y_h) - (P_l Y_l + P_h Y_h) \\ & \text{s.t. } P_l Y_l + P_h Y_h = C \end{aligned} \quad (8)$$

(8) 式中： P_l 、 P_h 和 P 分别为部门 L 生产中间产品的价格、部门 H 生产中间产品的价格以及最终产品 Q 的价格， C 表示生产最终产品所需的成本。

部门实现利润最大化的一阶条件为：

$$(1-\varepsilon)PTY_l^{-\varepsilon}Y_h^\varepsilon - P_l = 0 \quad (9)$$

$$\varepsilon PTY_l^{1-\varepsilon}Y_h^{\varepsilon-1} - P_h = 0 \quad (10)$$

鉴于县域产业结构升级的方向是由部门 L 向部门 H 演化，本文设定 δ 为部门 H 与部门 L 的产值之比，即 $\delta = P_h Y_h / P_l Y_l$ 。整理 (9) 式和 (10) 式，可得：

$$\delta = \frac{P_h Y_h}{P_l Y_l} = \frac{\varepsilon}{1-\varepsilon} \quad (11)$$

因此，本文将 δ 的增加，即 $\varepsilon / (1-\varepsilon)$ 的增加，视为县域产业结构的升级。

基于最优化原则，当劳动力生产的边际价值等于实际工资的时候，厂商可达到利润最大化，由此可以得出部门 L 和部门 H 的实际工资分别为：

$$\omega_l = A\alpha_l e^{a_l t} L_l^{\alpha_l-1} (\theta_l \ln n)^{\beta_l} \varphi_l P_l \quad (12)$$

$$\omega_h = A\alpha_h e^{a_h t} L_h^{\alpha_h-1} (\theta_h \ln n)^{\beta_h} \varphi_h P_h \quad (13)$$

设定 λ ($\lambda \geq 1$) 为两部门的实际工资比，则有：

$$\lambda = \frac{\omega_h}{\omega_l} = \frac{A\alpha_h e^{a_h t} L_h^{\alpha_h-1} (\theta_h \ln n)^{\beta_h} \varphi_h P_h}{A\alpha_l e^{a_l t} L_l^{\alpha_l-1} (\theta_l \ln n)^{\beta_l} \varphi_l P_l} = \frac{\alpha_h L_h P_h Y_h}{\alpha_l L_l P_l Y_l} = \frac{\alpha_h L_h \varepsilon}{\alpha_l L_l (1-\varepsilon)} \quad (14)$$

求解得：

$$\delta = \frac{\varepsilon}{1-\varepsilon} = \frac{\lambda \alpha_l L_h}{\alpha_h L_l} \quad (15)$$

由 (15) 式可知，不同部门的工资差距将吸引部门 L (人力资本存量较低) 的劳动力主动提高自身专业技能水平，以积极向部门 H (人力资本存量较高) 靠拢。随着时间的推移，部门 L 的劳动力最终将实现跨部门流动，即 L_h / L_l 增加。而 α_l / α_h 保持不变，则意味着 $\varepsilon / (1-\varepsilon)$ 的增大，即 δ 增大，由此县域实现产业结构升级。回到本文的研究情景，返乡劳动力在城市积累了一定的技术、知识和经验优势，他们开展创业活动，能够创造工作岗位，县域劳动力也由此获得了更多的非农就业机会。与传统农业部门劳动力的收入相比，返乡创业劳动力创办的企业多集中于第三产业，其员工通常具有较高的工资水平，因此，劳动力将主动实现跨部门流动，进而推动县域产业结构转型升级^①。

为进一步探索劳动力返乡创业促进县域产业结构升级的路径和机制，本文将 δ 进一步展开，可得：

^①农业农村部监测数据显示：返乡入乡创新创业项目平均长期雇佣人数为 6 人左右，带动的短期灵活就业人数一般在 16 人左右。此外，80%以上的项目属于产业融合类型，70%的项目具有带动农民就业增收的效果，40%的项目带动了农户的脱贫（资料来源：《返乡入乡创新创业为乡村产业增强新活力》，http://www.moa.gov.cn/xw/zwdt/201912/t20191227_633997.htm）。

$$\delta = \frac{\varepsilon}{1-\varepsilon} = \frac{P_h Y_h}{P_l Y_l} = \frac{P_h e^{a_h t} L_h^{\alpha_h} (\theta_h \ln n)^{\beta_h} \varphi_h}{P_l e^{a_l t} L_l^{\alpha_l} (\theta_l \ln n)^{\beta_l} \varphi_l} \quad (16)$$

根据 (16) 式, 对 θ_h 求偏导, 可得:

$$\frac{\partial \delta}{\partial \theta_h} = \ln n \beta_h \frac{P_h e^{a_h t} L_h^{\alpha_h} (\theta_h \ln n)^{\beta_h-1} \varphi_h}{P_l e^{a_l t} L_l^{\alpha_l} (\theta_l \ln n)^{\beta_l} \varphi_l} \quad (17)$$

由 (17) 式可知, 产业结构升级 δ 对部门 H 的创新能力转换系数 θ_h 的偏导数大于 0, 说明在其他条件不变的情况下, 部门 H 的创新能力越强, 越有利于实现产业结构升级。回到本文的研究情境, 返乡劳动力在创业过程中将主动通过技能学习、技术模仿和管理模式的优化等方式, 提升所创办企业的技术创新能力, 进而提升县域的整体创新能力^①。可见, 促进技术创新是劳动力返乡创业促进县域产业结构升级的重要作用路径之一。

根据 (16) 式, 对 φ_h 求偏导, 可得:

$$\frac{\partial \delta}{\partial \varphi_h} = \frac{P_h e^{a_h t} L_h^{\alpha_h} (\theta_h \ln n)^{\beta_h}}{P_l e^{a_l t} L_l^{\alpha_l} (\theta_l \ln n)^{\beta_l} \varphi_l} \quad (18)$$

由 (18) 式可知, 产业结构升级 δ 对部门 H 的财政金融支持促进产出提升的效率因子 φ_h 的偏导数大于 0, 说明在其他条件不变的情况下, 部门 H 的财政金融支持促进产出提升的效率因子越大, 越有利于实现产业结构升级, 即在财政金融服务水平较高的地区, 劳动力返乡创业对县域产业结构升级的正向促进作用更明显。

2. 个人最优化问题。参考 Acemoglu and Guerrieri (2008) 的研究, 本文假定消费者的偏好满足相对风险回避系数不变形式, 设定其效用函数为:

$$U = \int_{t=0}^{+\infty} \exp[-(\rho - n)t] \frac{c^{1-\nu} - 1}{1-\nu} dt \quad (19)$$

(19) 式中: U 为消费者效用, ρ 为效用贴现率, ν 为消费者相对风险厌恶系数, 该系数决定了消费者对不同时期的消费进行替代的意愿。 ν 数值越大, 表示随着消费者消费水平的提升, 消费者延迟消费的意愿越低。当 ν 趋近于 0 时, 消费者的效用与消费水平之间呈线性变化。 c 表示代表性消费者的消费函数, 其具体函数形式为:

$$c(Y_l, Y_h) = (\phi_l Y_l^{\frac{\tau-1}{\tau}} + \phi_h Y_h^{\frac{\tau-1}{\tau}})^{\frac{\tau}{\tau-1}} \quad (20)$$

^①农业农村部调查数据显示: 返乡人员往往具有一定的资金技术积累, 拥有较强的市场意识和丰富的经营管理经验, 他们到农村开展生产经营活动、开发产品和开拓市场, 可以为农业注入资金、科技, 带来人才、先进理念, 引领农业转型升级。据统计, 54%的返乡下乡人员创业创新活动运用了网络等现代手段, 其创业活动的科技含量往往更高, 管理方式也更新 (资料来源: 《在支持返乡下乡创业创新工作视频会上的讲话》, http://www.moa.gov.cn/govpublic/XZQYJ/201701/t20170106_5426196.htm)。

(20) 式中： ϕ_l 和 ϕ_h 分别为代表性消费者对部门 L 和部门 H 产品的消费比例， τ 为个体消费不同部门产品的替代弹性。在预算约束下，消费者选择不同的商品组合 (Q_l, Q_h) ，其消费函数变为：

$$c(Q_l, Q_h) = (\phi_l Q_l^{\frac{\tau-1}{\tau}} + \phi_h Q_h^{\frac{\tau-1}{\tau}})^{\frac{\tau}{\tau-1}} \quad (21)$$

鉴于 $\tau / (\tau - 1) \geq 1$ ，消费者效用最大化问题等价于：

$$\begin{aligned} \text{Max } c(Q_l, Q_h) &= (\phi_l Q_l^{\frac{\tau-1}{\tau}} + \phi_h Q_h^{\frac{\tau-1}{\tau}})^{\frac{\tau}{\tau-1}} \\ \text{s.t. } P_l Q_l + P_h Q_h &\leq I \end{aligned} \quad (22)$$

(22) 式中： I 为消费者的既定收入。由此，构建拉格朗日函数：

$$L = (\phi_l Q_l^{\frac{\tau-1}{\tau}} + \phi_h Q_h^{\frac{\tau-1}{\tau}})^{\frac{\tau}{\tau-1}} - \mu(P_l Q_l + P_h Q_h - I) \quad (23)$$

消费者效用最大化的一阶条件为：

$$\frac{\partial L}{\partial Q_l} = \phi_l \frac{\tau-1}{\tau} Q_l^{\frac{-1}{\tau}} - \mu P_l = 0 \quad (24)$$

$$\frac{\partial L}{\partial Q_h} = \phi_h \frac{\tau-1}{\tau} Q_h^{\frac{-1}{\tau}} - \mu P_h = 0 \quad (25)$$

整理 (24) 式和 (25) 式，可得：

$$\frac{Q_h}{Q_l} = \left(\frac{\phi_h}{\phi_l}\right)^\tau \left(\frac{P_l}{P_h}\right)^\tau \quad (26)$$

根据市场出清原则，有 $Q_l = Y_l$ ， $Q_h = Y_h$ 。将 (26) 式乘以 P_h / P_l ，可得：

$$\frac{Q_h P_h}{Q_l P_l} = \left(\frac{\phi_h}{\phi_l}\right)^\tau \left(\frac{P_l}{P_h}\right)^{\tau-1} = \frac{Y_h P_h}{Y_l P_l} = \frac{\varepsilon}{1-\varepsilon} \quad (27)$$

随着人力资本存量的增加，个体收入水平将不断提升，个体对必需品的消费支出比重将会下降，对非必需品的消费支出则会逐渐增加。消费需求结构的变化（即 ϕ_h / ϕ_l 的变化）有助于推动县域实现产业结构升级。回到本文的研究情境，劳动力返乡创业能够发挥其人力资本方面的优势，具有创新精神的企业家将充分发挥外溢效应，促进地区优质人力资本的积累，提升当地居民的收入水平，并扩大当地居民的消费规模，引发他们对更高层次商品的需求^①。而这一消费需求的升级将直接拉动企业生产规模的扩大和生产结构的优化，在快速壮大企业新产品部门的同时，促进县域产业结构升级。基于此，本文认为，拉动消费需求是劳动力返乡创业促进县域产业结构升级的另一重要路径。

图 1 展示了本文理论分析的基本框架。基于上述理论分析和数理推演，本文提出如下研究假说。

^① 以湖南省为例，该省县域经济的 90% 以上和市域经济的 80% 以上，主要由湘商回归和返乡创业拉动。返乡创业是投资项目的第一来源、促进消费的第一支撑以及解决就业的第一保障（资料来源：《我市全力推进湘商回归和返乡创业工作》，https://www.changde.gov.cn/szf/ldhd/content_968582）。

- H1：劳动力返乡创业有助于推动县域产业结构升级。
- H2：劳动力返乡创业通过在供给端促进技术创新推动县域产业结构升级。
- H3：劳动力返乡创业通过在需求端拉动消费需求推动县域产业结构升级。
- H4：在财政金融服务水平较高地区，劳动力返乡创业对县域产业结构升级的促进作用更明显。

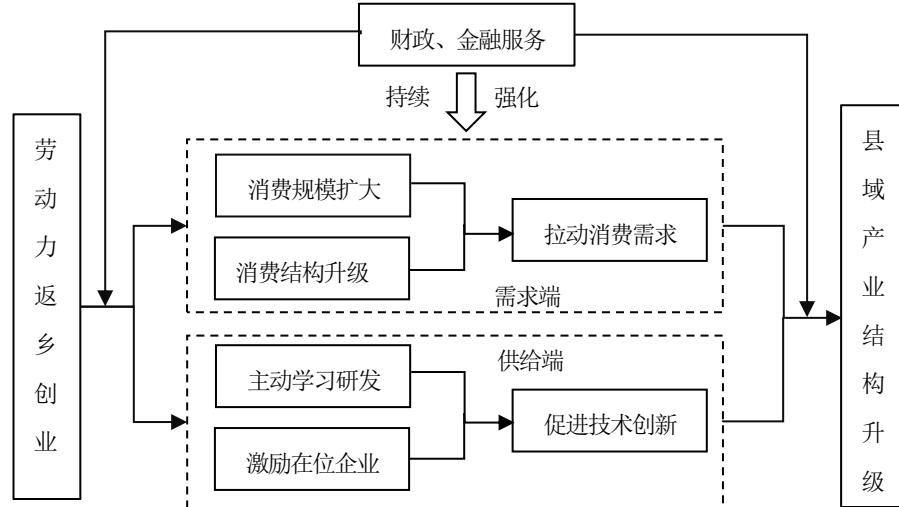


图1 逻辑框架

四、研究设计

（一）模型构建

为精准识别劳动力返乡创业对县域产业结构升级的因果效应，本文将国家发展和改革委员会等推行的返乡创业试点政策视为一项准自然实验，运用多时点双重差分模型进行估计，模型表达式如下：

$$Upgrade_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Policy_{i,t} + \sum \beta_n Control_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (28)$$

(28) 式中： $Upgrade_{i,t}$ 为 i 县第 t 年的产业结构水平， $Policy_{i,t}$ 表示 i 县在年份 t 是否属于返乡创业试点地区， $Control_{i,t}$ 为包括经济发展水平等在内的一系列相关的控制变量， μ_i 为县域固定效应， δ_t 为年份固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

（二）数据说明

本文所用数据为 2008—2020 年中国 27 个省份 1921 个县（市、区）的平衡面板数据。返乡创业试点地区名单来源于国家发展和改革委员会网站。专利授权量数据来自国家知识产权局中国专利公布公告。其他指标则来源于 2009—2012 年历年的《中国县（市）社会经济统计年鉴》和 2013—2019 年历年的《中国县域统计年鉴》。为了更好地反映实际情况，本文以 2008 年为基期，对名义地区生产总值指标使用各省 CPI 进行了消胀处理，获得实际地区生产总值。同时，考虑到直辖市的特殊地位和政策偏向性，本文对样本中的北京、上海、天津和重庆 4 个直辖市做了剔除处理。

（三）变量描述

1.被解释变量：产业结构水平。产业结构升级的本质是产业结构由低级向高级的跃升过程，即由第一产业逐渐向第二、第三产业转移演进。本文参考徐敏和姜勇（2015）研究，使用产业结构升级系数来表征被解释变量。该系数兼顾了三次产业发展，反映了产业结构由低水平状态向高水平状态的演进过程，可以更加直观地体现产业结构升级的方向和目的。产业结构升级系数值越大，则代表地区产业结构水平越高，其具体衡量公式如（29）式所示：

$$Upgrade = \sum_{f=1}^3 q_f \times f = q_1 \times 1 + q_2 \times 2 + q_3 \times 3 \quad (29)$$

（29）式中， q_f 为县域第 f 产业占三个产业总产值的比重。该指标数值通常介于 1 和 3 之间，数值越大，表明第二、第三产业的发展优势越明显，产业结构水平越高。此外，在稳健性检验部分，本文还将从合理化和高级化两方面对产业结构水平进行测度。

2.核心解释变量：返乡创业试点政策。根据历年国家发展和改革委员会网站上公布的返乡创业试点地区名单，结合设立时间先后统一赋值，生成试点政策变量 $Policy_{i,t}$ 。具体而言，在入选返乡创业试点地区之前， $Policy_{i,t} = 0$ ，在入选当年及之后则有 $Policy_{i,t} = 1$ 。

3.控制变量。考虑到产业结构升级还会受到其他因素的影响，为确保回归结果的稳健性，本文对一系列潜在影响因素进行了控制，控制变量包括经济发展水平、城镇化水平、资本积累水平、对外开放水平、信息建设水平、人力资本水平、区域人口密度等。其中，地区的经济发展水平与当地产业结构升级程度密切相关，尤其是生产效率高的产业大多集中在经济发达地区，参考袁航和朱承亮（2018）的研究，本文将县域人均地区生产总值作为控制变量。城镇化的快速推进是推动中国产业转型升级的重要原因，为此，本文对县域城镇人口占总人口的比例进行了控制。基础设施的完善可能加速地区产业结构升级，基于此，县域资本积累水平和县域信息建设水平变量被纳入模型，作为控制变量。自加入世界贸易组织以来，中国进出口贸易规模不断增长，对外开放水平已成为影响产业结构升级的一个重要因素，因此，本文选取县域实际利用外资金额占实际地区生产总值的比例作为控制变量之一。人力资本水平的提高可能通过提高地区创新与管理水平加速产业结构升级（张国强等，2011），为此，模型中控制了县域普通中学在校学生数与年末总人口的比例。为控制人口集聚程度对产业结构升级的影响，本文选取县域年末总人口与行政区域面积之比作为衡量区域人口密度的指标。

4.机制变量。本文的机制变量主要包括消费需求水平、技术创新水平、财政服务水平和金融服务水平。参考杜金岷等（2020）的做法，本文使用县域人均社会消费品零售总额作为消费需求水平的代理变量，使用县域每万人专利授权数量作为技术创新水平的代理变量，二者均为正向指标。此外，参考张林（2018）的研究，财政服务水平使用县域地方财政一般预算支出与名义地区生产总值之比进行表示，该指标越大表示地区财政服务数量越多。金融服务水平则使用县域年末金融机构各项贷款余额与名义地区生产总值之比进行衡量。同样，该指标越大，代表地区金融服务水平越高。

相关变量的含义与描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量含义与描述性统计结果

变量	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值	t 检验
产业结构水平	根据(29)式计算得到产业结构升级系数	2.184	0.179	1.771	2.647	-0.067***
返乡创业试点政策	若县域 <i>i</i> 在 <i>t</i> 年份入选试点地区，则当年及以后年份变量赋值为1，反之赋值为0	0.032	0.177	0	1	
经济发展水平	实际地区生产总值/年末总人口(万元/人)	3.785	3.510	0.510	21.094	-0.271**
城镇化水平	城镇人口/年末总人口	0.249	0.156	0.118	0.648	0.034***
资本积累水平	固定资产投资额/年末总人口(百万元/人)	0.034	0.034	0.002	0.021	-0.016***
对外开放水平	实际利用外资金金额/名义地区生产总值	0.025	0.047	0.000	0.344	0.014***
信息建设水平	宽带接入用户数/年末总人口	0.175	0.173	0.018	0.763	-0.037***
人力资本水平	普通中学在校学生数/年末总人口	0.049	0.018	0.015	0.118	-0.001
区域人口密度	年末总人口/行政区域面积(千人/平方千米)	0.384	0.377	0.002	2.196	0.040***
消费需求水平	社会消费品零售总额/年末总人口(万元/人)	1.218	0.940	0.250	3.488	-0.274***
技术创新水平	专利授权数量/年末总人口(件/万人)	1.501	1.846	0.000	5.160	-1.178***
财政服务水平	地方财政一般预算支出/名义地区生产总值	0.237	0.216	0.005	3.829	0.039***
金融服务水平	年末金融机构贷款余额/名义地区生产总值	0.605	0.359	0.157	1.522	-0.171***

注：①**和***分别表示5%和1%的显著性水平。②t检验展示的是非试点县与试点县差值的显著性。

五、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

本文采用多时点双重差分法评估返乡创业试点政策实施对县域产业结构升级的净效应，表2给出了基准回归模型的估计结果。为控制时间维度上不可观测的同质性冲击，表2(1)列仅控制了年份和县域固定效应，返乡创业试点政策变量在1%显著性水平意义上为正，意味着劳动力返乡创业对县域产业结构升级具有显著的带动作用。表2(2)~(4)列是逐步控制其他重要控制变量后的估计结果，返乡创业试点政策回归系数均为正。表2(4)列回归结果显示，在保持其他因素不变的情况下，返乡创业试点政策实施对县域产业结构水平的提升作用为1.0%。综上，假说H1得到验证。

表 2 基准回归结果

变量	产业结构水平							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
返乡创业试点政策	0.011***	0.003	0.011***	0.003	0.010***	0.003	0.010***	0.003
经济发展水平			-0.005***	0.001	-0.005***	0.001	-0.005***	0.001
城镇化水平			0.077***	0.009	0.078***	0.009	0.081***	0.009
资本积累水平			0.109***	0.038	0.119***	0.038	0.130***	0.038
对外开放水平					0.140***	0.026	0.135***	0.026
信息建设水平					0.006	0.010	0.010	0.009

表2 (续)

人力资本水平				0.382***	0.051
区域人口密度				0.024**	0.011
年份和县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	24973	24973	24973	24973	24973
R ²	0.859	0.861	0.861	0.861	0.861

注：①**和***分别表示5%和1%的显著性水平。②表中的标准误为稳健标准误。

(二) 平行趋势与安慰剂检验

多时点双重差分法使用前需要满足平行趋势假定。为了检验处理组和对照组是否具有平行趋势，本文借鉴 Beck et al. (2010) 的研究思路，基于返乡创业试点地区的设立时间构造了政策生效前后年份的虚拟变量，检验模型如下所示：

$$Upgrade_{i,t} = \beta_0 + \sum \beta_k Policy_{k,i,t} + \sum \beta_n Control_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (30)$$

(30)式中， $Policy_{k,i,t}$ 是一系列虚拟变量。具体来说， k 代表返乡创业试点政策实施前后的第 k 年， k 的取值为 $-6, -5, -4, -3, -2, 0, 1, 2, 3, 4$ 。 β_k 在返乡创业试点实施前是否显著异于 0，是平行趋势检验的关键所在。图 2 为本文平行趋势检验的结果。以试点政策实施前一年为参照组，返乡创业试点政策实施前，处理组和对照组的县域产业结构水平不存在显著差异，即符合平行趋势假定。在政策实施后的年份，返乡创业试点地区与非试点地区在县域产业结构水平上产生了显著差异。然而，在试点地区设立的第三年及之后，其影响效应不再显著。原因在于，公共政策的执行是一项复杂的社会实践活动，试点政策的初始激励效应过后，可能出现“后劲乏力”的问题（罗明忠和魏滨辉，2023）。

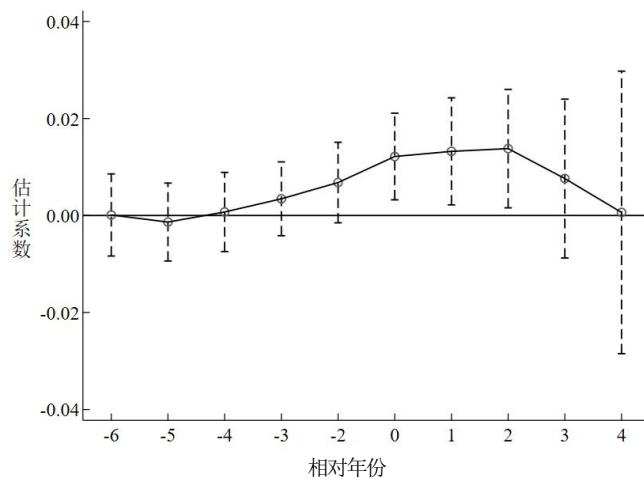


图2 平行趋势检验结果

为考察是否存在不可观测的偶然因素使估计结果有偏，本文通过随机设定虚拟实验组进行安慰剂检验。本文从 1921 个样本县（市、区）中随机选取一批虚拟返乡创业试点地区，并将其设定为伪实验组，而将剩余样本作为控制组，由此构建一个安慰剂检验的虚拟政策变量。虚拟政策变量对当地产

产业结构水平理应无法产生显著影响，即其估计系数应该为0。图3结果表明，重复1000次上述随机生成过程后，虚拟政策变量对县域产业结构水平影响的回归系数均值接近于0，且与基准回归系数存在较远距离，明显属于异常值。这一结果进一步剔除了不可观测的偶然因素对被解释变量（县域产业结构水平）的影响，间接表明县域产业结构水平的提升确实是因返乡创业试点政策的实施而产生的。

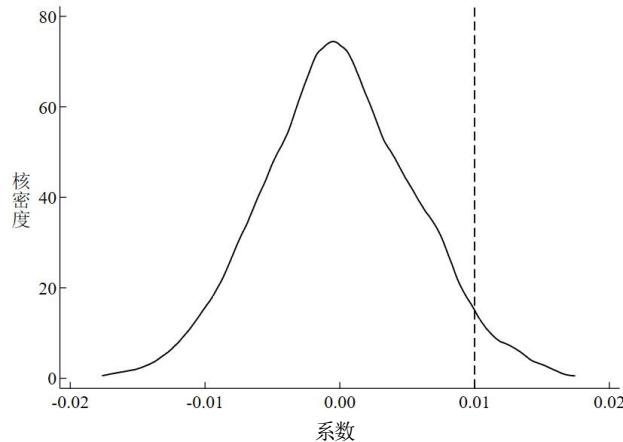


图3 安慰剂检验结果

注：图中垂直虚线代表系数真实估计值。

（三）其他稳健性检验

第一，考虑溢出效应。双重差分模型的另一个核心识别假设是单位处理变量值稳定假设，即假设不同个体是否接触到政策冲击是独立的，处理组接触到政策冲击并不影响其他任何对照组个体（Callaway and Sant'Anna, 2021）。换言之，试点政策应最好不存在溢出效应或溢出效应可忽略不计。参考以往的研究（Marein, 2023），本文使用两种方法评估返乡创业试点政策实施可能存在的溢出效应。一方面，本文剔除了所有与试点县具有共同边界的非试点县样本，并进行重新回归。另一方面，本文计算了非试点县与最近试点县的距离，通过排除不同距离的非试点县来评估可能存在的政策溢出效应。由表3可知，在排除邻接县或排除不同距离的非试点县后，核心解释变量的估计系数仍为正，表明本文的基准结果不受政策溢出效应的影响。

表3 政策溢出效应估计结果

变量	产业结构水平				
	排除邻接县 (1)	>30千米 (2)	>50千米 (3)	>70千米 (4)	>90千米 (5)
返乡创业试点政策	0.017*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.013*** (0.003)	0.020*** (0.003)	0.024*** (0.003)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份和县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	21377	24661	21346	16822	13572

表3 (续)

R ²	0.876	0.863	0.863	0.863	0.864
----------------	-------	-------	-------	-------	-------

注：①***表示 1% 的显著性水平。②括号内为稳健标准误。

第二，Bacon 分解。事实上，在对双向固定效应双重差分模型估计值进行因果关系解释时，不仅需要满足平行趋势假设，还需要保证对照组在政策冲击之后保持不变。但这一条件在现实中往往难以得到满足，所以双重差分模型的估计系数就可能因为处理效应的异质性或负权重问题而产生潜在估计偏误，影响研究结论的准确性（Goodman-Bacon, 2021）。为此，本文利用 Bacon 分解将多期 DID 系数分解为若干个 2×2 DID 系数。分解结果表明，本文的估计结果确实存在负权重问题。但是，不合适的处理效应占比仅为 1.7%。可见，合适的处理效应仍占绝大部分，并不会对实际结果产生较大影响。因此，本文的研究结论是可信的。

第三，政策外生性检验。现实中，大多数试点政策实施都不是随机选择的，本文所涉及的返乡创业试点政策也不例外。返乡创业试点地区的设立可能并非完全是随机选择的。为了充分展现返乡创业试点政策实施的效果，国家相关部门可能会选择一批产业基础完善、市场环境较好的县域，并将其优先确定为试点地区。为了尽可能控制县域之间原来固有的特征差异对县域产业结构升级的影响，本文参考 Edmonds et al. (2010) 的研究，在基准回归模型中加入一些基准变量与时间趋势的交互项。具体而言，本文分别选取了是否为百强区县、是否拥有淘宝村以及是否处于特殊城市（计划单列市、副省级城市和省会城市）等先决因素作为代理变量，并与时间趋势项交互后加入基准回归，在一定程度上缓解由于试点地区选择的非随机性可能造成的估计偏误。由表 4 (1) 列可知，在加入一些基准变量后，返乡创业试点政策变量的估计系数依旧为正，表明考虑到固有的县域间差异的可能影响后，上文的估计结果依然稳健。此外，假设返乡创业试点政策不是外生的，那么试点县在政策冲击之前就可能形成预期，从而使估计结果产生偏误。为排除预期效应的影响，本文参考宋弘等（2019）的研究，在模型中加入返乡创业试点地区设立前一期的虚拟变量，并进一步控制省份一年份的交互固定效应，用以捕捉省级层面随时间变化的不可观测因素。表 4 (2) 列显示，试点县设立前一期的虚拟变量并不显著，表明返乡创业试点政策实施不存在预期效应，从而保证了政策冲击的外生性。

第四，排除其他政策。本文的研究期间是 2008—2020 年，在此期间也发生了其他可能影响县域产业结构水平的政策冲击。对相关文献进行梳理后，本文发现中国政府于 2010—2017 年实施的“休闲农业与乡村旅游示范县”建设试点和 2014—2020 年分七批实施的电子商务进农村示范县计划，均对当地的产业结构水平产生了显著影响（钟漪萍等，2020；陶涛等，2022）。因此，基准回归所捕捉到的劳动力返乡创业对县域产业结构升级的促进作用可能来自这两项政策实施的制度红利，而这将对本文的研究结论产生重大影响。此外，针对一些在研究期间实施的、可能对县域产业结构升级产生影响的其他政策，例如农村集体产权制度改革、宽带中国、智慧城市、国家大数据综合试验区、国家文化消费试点和国家旅游消费试点等政策，本文也对其进行了一一排除。为了控制上述这些政策冲击带来的影响，本文在基准回归的基础上，同时加入每一个政策的虚拟变量进行稳健性检验，估计结果见表 4 (3) 列。结果显示，在控制这些政策外生冲击的条件下，劳动力返乡创业依然可以显著推动县域产

业结构转型升级，表明本文基准回归的估计结果是稳健的。

第五，PSM-DID 估计。双重差分方法虽然能够识别出试点地区与非试点地区产业结构水平的相对差异，但却无法控制由“选择偏差”导致的内生性问题。为了更加准确地评估劳动力返乡创业的“结构红利”，下文使用 PSM-DID 方法缓解选择性偏差问题。本文选择经济发展水平、资本积累水平等各县域的特征条件作为匹配变量，根据倾向得分匹配后的数据再进行回归。由表 4 (4) 列回归结果可知，在最近邻匹配方式下，模型估计结果与基于双重差分法的回归结果基本一致，进一步验证了劳动力返乡创业对促进县域产业结构升级的积极意义。

第六，替换被解释变量。为了对县域产业结构水平进行多元刻画，下文参考干春晖等（2011）和付凌晖（2010）的研究，分别使用三次产业向量夹角方法和泰尔指数（负向指标），从产业结构高级化和合理化角度重新测算县域产业结构水平，以增加说服力、减小估计误差。表 4 (5) ~ (6) 列给出了采用上述方法进行测算后的估计结果，在以产业结构高级化为被解释变量时，核心解释变量的估计系数为正，而在以产业结构合理化为被解释变量时，核心解释变量的估计系数则为负，表明劳动力返乡创业确实有助于提升县域产业结构的高级化和合理化水平，实现县域产业结构升级。

第七，改变样本容量。选择合适的对照组对多时点双重差分法估计结果的准确性具有重要影响。考虑到不同的县（市、区）在经济发展模式、财政补贴力度和城镇化水平等方面都存在较大差异，如果将所有县（市、区）放在一起进行估计，可能会对估计结果造成一定影响。为此，本文仅保留了 1104 个县的样本数据并进行重新估计，结果如表 4 (7) 列所示。在对全样本进行重新调整之后，返乡创业试点政策变量的估计系数依旧为正，表明劳动力返乡创业确实有利于提升县域产业结构水平，再次验证了本文研究结论的稳健性。

表 4 其他稳健性检验结果

变量	产业结构水平						
	政策外生性检验		排除 其他政策	PSM-DID 估计	替换被解释变量		改变 样本容量
	(1)	(2)			(5)	(6)	
返乡创业试点政策	0.010*** (0.003)	0.006** (0.003)	0.009*** (0.003)	0.008*** (0.003)	0.041*** (0.006)	-0.000*** (0.000)	0.009** (0.004)
	0.006 (0.004)						
试点前一期							
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
年份和县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份一年份交互固定效应	未控制	已控制	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制
观测值数	24973	24973	24973	23273	24973	24973	14352
R ²	0.862	0.880	0.862	0.866	0.912	0.726	0.836

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

(四) 异质性讨论

本文将全样本划分为东部地区和中西部地区两个子样本，以检验返乡创业试点政策实施对县域产业结构水平影响的区域异质性。从表5(1)列和(2)列的结果可知，对于中西部地区而言，返乡创业试点政策变量的回归系数为正，表明劳动力返乡创业促进了中西部地区县域产业结构升级。对于东部地区而言，返乡创业试点政策变量未能通过显著性检验，说明劳动力返乡创业并未在东部地区发挥出对产业结构转型升级的积极作用。原因在于：东部地区经济发达，产业基础相对牢固，配套设施较为齐备，东部地区县域产业结构水平相对中西部地区而言已处于中期阶段甚至成熟阶段，返乡创业试点政策实施助力产业结构升级的效果较难显现出来。相比之下，资本、技术等要素资源是制约中西部地区县域产业结构升级的关键因素。中西部地区的产业结构往往处于较低层次，尤其缺乏产业发展所需要的物质资源和高技能人才等生产要素，这使当地产业重复布局现象突出，技术约束越发严重，县域产业结构升级面临较大瓶颈。劳动力返乡创业有助于积极发掘中西部本土资源优势，促进信息、技术、资本等生产要素的回流，充实用于扩大再生产的资本，激发和带动更多剩余劳动力就业创业，缓解人才流失严重问题。同时，国家的中部崛起战略、西部大开发战略和其他促进区域协调发展战略，也为实现县域产业结构优化升级创造了条件。

表5 异质性分析结果

变量	产业结构水平			
	东部 (1)	中西部 (2)	劳务输出大省 (3)	劳务输入大省 (4)
返乡创业试点政策	-0.001 (0.006)	0.009** (0.004)	0.013*** (0.004)	0.000 (0.004)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年份和县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	7774	17199	9139	15834
R ²	0.849	0.863	0.857	0.867

注：①**和***分别表示5%和1%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。

当然，外出务工人口规模可能也是导致返乡创业试点政策实施仅能推动中西部地区县域产业结构升级的一个重要原因。中西部地区的人口大多选择到东部地区工作，这意味着在返乡创业试点政策实施的背景下，中西部地区会有很多外出人口选择返乡创业，而他们的返乡创业也将为当地产业结构升级带来更明显的影响。为此，本文进一步根据劳务输出规模将全样本划分为劳务输出大省和劳务输入大省两组^①，并使用双重差分法进行分组回归。由表5(3)列和(4)列的回归结果可知，返乡创业试点政策变量在劳务输出大省分组中的估计系数为正，而且系数估计值比劳务输入大省高得多，表明在劳务输出大省，返乡创业试点政策实施确实更容易发挥促进县域产业结构升级的效果。

^①劳务输出大省为贵州省、广西壮族自治区、江西省、四川省、安徽省、湖南省、湖北省和河南省，其余省份则视为劳务输入大省。

（五）作用机制分析

1.促进技术创新。表6（1）列的估计结果显示，返乡创业试点政策变量的系数为正，表明返乡创业试点政策的实施可以促进产业部门的科技创新，加速创新要素的流动，加强各主体之间的创新合作，引发生产方式的变革，促使县域技术创新水平得到明显的提升，实现由要素驱动向创新驱动的转换，假说H2得到验证。可见，劳动力返乡创业不仅能为市场带来新技术，从而提供价格更低、质量更优的产品和服务，丰富传统产业的表现形式，还能诱发产业部门的技术研发与创新活动，激发在位企业强化技术创新力度，提高传统产业的技术含量，并持续发挥技术创新对县域产业结构升级的促进作用。

表6 作用机制分析

变量	技术创新	消费需求	财政服务水平		金融服务水平	
			高	低	高	低
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
返乡创业试点政策	0.096** (0.043)	0.033** (0.014)	0.020*** (0.004)	0.001 (0.005)	0.011*** (0.004)	0.007 (0.006)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份和县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	24973	24973	12415	12558	12375	12598
R ²	0.788	0.912	0.869	0.883	0.866	0.888

注：①**和***分别表示5%和1%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。

2.拉动消费需求。表6（2）列的结果显示，返乡创业试点政策的回归系数为正。这意味着，劳动力返乡创业有助于激发市场经济活力，推动县域层面消费新业态和新模式的发展，刺激居民消费的增长和需求结构的转型，进一步释放县域消费潜力，假说H3得到验证。由此可见，随着返乡创业试点政策的实施，消费需求的变动会向市场传递信号，生产商收到市场信号的反馈后可以不断调整生产规模和产品类型，为供给端的产业结构升级提供需求动力。这说明，劳动力返乡创业通过拉动消费需求，提升社会消费能力，实现消费的扩容提质，从而在需求端为县域产业结构升级提供动力支撑。

3.财政金融服务。本文采用分组回归的方式对假说H4进行验证^①。具体而言，本文根据财政服务水平的中位数将全样本划分为高水平和低水平两组，重新进行回归分析。由表6（3）列和（4）列的估计结果可知，返乡创业试点政策变量仅在高财政服务水平分组中显著，且其系数为正，表明随着财政服务水平的提高，政府通过合理利用自身的组织能力，改善返乡劳动力创业的制度环境，劳动力返乡创业促进县域产业结构升级的效应也在不断增大。同样地，按金融服务水平将全样本划分为高低两组后，可以发现，返乡创业试点政策变量仅在高金融服务水平分组中显著。这说明，金融服务水平的提高将促进其他生产要素的流动和配置，可以通过改善企业创新创业的金融环境，降低企业外部融资成本和创业门槛，充分释放返乡创业活动促进县域产业结构升级的作用。综上所述，在财政金融服务水平较高的地区，劳动力返乡创业推动县域产业结构升级的作用也会更明显，假说H4得到验证。

^①当使用交互项方式验证这一机制时，估计结果同样支持假说H4。

六、结论与启示

经过“乡—城—乡”的流动，返乡劳动力是既有农村生活经历又有城市现代产业部门工作或产业发达地区学习经验的重要群体，他们所开展的创业活动将对当地产业结构转型升级的速度与方向产生重要影响。本文以“供给—需求”两端为切入点，基于非平衡增长理论，将返乡创业试点政策作为一项准自然实验，采用2008—2020年1921个县（市、区）的面板数据，系统评价了劳动力返乡创业对县域产业结构升级的影响。结果显示，返乡创业试点政策实施对县域产业结构升级具有明显的促进作用，平行趋势检验、安慰剂检验、排除溢出效应等一系列稳健性检验均验证了这一研究结论的可靠性。进一步分析表明，该影响存在区域异质性，在中西部地区尤其是劳务输出大省，返乡创业试点政策的产业结构升级效应更加明显。从作用机制看，劳动力返乡创业既能在“供给端”通过促进技术创新推动产业结构升级，也可在“需求端”通过拉动消费需求倒逼产业结构升级。同时，随着财政金融服务水平的不断提高，劳动力返乡创业更容易发挥出对县域产业结构转型升级的正向激励作用。

根据上述研究结论，本文得到如下政策启示：

第一，建立健全返乡创业扶持体系。在保证现有试点县发展质量的前提下，客观总结返乡创业试点政策的实施经验，提炼有利于劳动力返乡创业的政策着力点，提高政策的匹配度和灵活度，有序扩大试点实施范围，并将证明有效的试点扶持政策普惠化，最大化劳动力返乡创业促进县域产业结构升级的效果，为中国构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局和实现乡村全面振兴提供更强有力的产业支撑。例如，进一步完善创业服务平台，增强创业服务的有效性和针对性，让潜在的返乡创业者具备相应的创业能力，切实将返乡劳动者个人的资本优势与本地的资源优势有机结合，提升返乡创业成功率。尤其要注意确保相关政策的持续性与协同性，增强外出劳动力对返乡创业政策预期的稳定性，最大限度发挥相关扶持政策的红利，吸引更多在过往非农经历中积累了一定资本和能力的劳动力返乡创业，为县域产业转型升级注入内生动力。

第二，坚持以消费和技术驱动为重点。以消费需求为导向，发挥消费的中介效应，明晰自身禀赋优势和现实基础，引导县域产业发展重点及方向。积极培育壮大各类消费新业态新模式，增加高品质产品和服务的供给水平，加快推进居民消费结构升级，不断释放消费需求潜力，以此形成推动县域产业结构升级的内在动力和持久活力，促进经济内循环。在破解技术制约方面，重点是要明确县域主导产业与特色产业，优化县域研发创新环境，完善产业技术创新和推广体系，提高人才政策与地区现代产业体系的契合度。大力支持产业技术研发联盟或创新型产业集聚区的建设，加快高新技术成果转化应用和科技产业的融合发展，为县域产业转型升级积累技术势能。

第三，探索财政与金融高度协同的体制机制。一方面，应充分利用政府宏观信息优势，引导县域发展符合本地区资源禀赋的产业，落实普遍性降费和定向减税政策，以制度优化推进营商环境的改善。同时，着力优化政府财政支出结构，规范财政资金的管理使用，提升财政透明度和资金使用效率，引导要素资源在产业间有效流动，提高财政服务支持县域产业结构升级的能力和水平。另一方面，应充分利用金融科技强化银行的信用风险识别能力，提升金融资源的配置效率，改善中小微企业的金融可

及性和融资效率，降低产业发展过程中可能面临的融资风险，为返乡人员创业和产业结构优化升级持续输送资金与金融服务支持。尤其要注意发挥财政支持与金融服务的协同效应，在改善县域产业发展软环境的同时，增强推进县域产业结构升级的硬支持。

参考文献

- 1.曹芳芳、程杰、武拉平、李先德, 2020: 《劳动力流动推进了中国产业升级吗？——来自地级市的经验证据》，《产业经济研究》第1期，第57-70页、第127页。
- 2.杜金岷、韦施威、吴文洋, 2020: 《数字普惠金融促进了产业结构优化吗？》，《经济社会体制比较》第6期，第38-49页。
- 3.付凌晖, 2010: 《我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究》，《统计研究》第8期，第79-81页。
- 4.干春晖、郑若谷、余典范, 2011: 《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》，《经济研究》第5期，第4-16页、第31页。
- 5.郝汉舟、徐新创、左珂怡、黑杰、喻文隆、黄文林、朱轶华, 2022: 《创新要素集聚与产业升级：中介效应和调节效应研究》，《长江流域资源与环境》第11期，第2357-2368页。
- 6.何晓斌, 2021: 《以县域为基础的现代化和共同富裕》，《探索与争鸣》第11期，第24-26页、第177页。
- 7.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。
- 8.刘翠花, 2022: 《数字经济对产业结构升级和创业增长的影响》，《中国人口科学》第2期，第112-125页、第128页。
- 9.罗明忠, 2008: 《农村劳动力转移后回流的原因：逻辑推演与实证检验》，《经济学动态》第1期，第51-54页。
- 10.罗明忠、魏滨辉, 2023: 《返乡创业、产业升级与农民收入增长》，《中南财经政法大学学报》第1期，第83-96页。
- 11.齐鹰飞、LI Yuanfei, 2020: 《财政支出的部门配置与中国产业结构升级——基于生产网络模型的分析》，《经济研究》第4期，第86-100页。
- 12.宋弘、孙雅洁、陈登科, 2019: 《政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究》，《管理世界》第6期，第95-108页、第195页。
- 13.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。
- 14.王婷婷、郑馨, 2022: 《创业活动如何促进消费增长：一个理论分析框架》，《中山大学学报（社会科学版）》第3期，第181-192页。
- 15.王勇、张耀辉, 2022: 《创业水平对产业结构升级的影响》，《经济问题》第2期，第69-78页。
- 16.魏滨辉、刘子玉、罗明忠, 2023: 《乡村治理对农户创业及其绩效的影响》，《农林经济管理学报》第2期，第152-161页。
- 17.徐敏、姜勇, 2015: 《中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗？》，《数量经济技术经济研究》第3期，第3-21页。
- 18.徐卓顺、赵奚、夏海利, 2022: 《“双循环”新发展格局下消费升级对产业结构的影响》，《社会科学战线》第3期，第250-254页。

- 19.袁航、朱承亮, 2018: 《国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗》, 《中国工业经济》第8期, 第60-77页。
- 20.张广胜、王振华, 2014: 《县域经济增长中结构红利的测度及决定——基于中国1820个县面板数据的实证分析》, 《经济理论与经济管理》第6期, 第102-112页。
- 21.张国强、温军、汤向俊, 2011: 《中国人力资本、人力资本结构与产业结构升级》, 《中国人口·资源与环境》第10期, 第138-146页。
- 22.张林, 2018: 《县域财政金融服务与产业结构升级——基于1772个县域数据的比较研究》, 《中南财经政法大学学报》第1期, 第61-72页、第159-160页。
- 23.钟漪萍、唐林仁、胡平波, 2020: 《农旅融合促进农村产业结构优化升级的机理与实证分析——以全国休闲农业与乡村旅游示范县为例》, 《中国农村经济》第7期, 第80-98页。
- 24.邹欣, 2018: 《什么样的创业能够促进经济发展? ——基于跨国面板数据的实证分析》, 《经济评论》第3期, 第3-12页。
- 25.Acemoglu, D., and V. Guerrieri, 2008, “Capital Deepening and Nonbalanced Economic Growth”, *Journal of Political Economy*, 116(3): 467-498.
- 26.Acs, Z., and L. Plummer, 2005, “Penetrating the ‘Knowledge Filter’ in Regional Economies”, *The Annals of Regional Science*, 39(3): 439-456.
- 27.Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, 2010, “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, *The Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.
- 28.Bianchi, M., 2012, “Financial Development, Entrepreneurship, and Job Satisfaction”, *Review of Economics and Statistics*, 94(1): 273-286.
- 29.Buera, F. J., and J. P. Kaboski, 2009, “Can Traditional Theories of Structural Change Fit the Data”, *Journal of the European Economic Association*, 7(2-3): 469-477.
- 30.Callaway, B., and P. H. Sant’Anna, 2021, “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 200-230.
- 31.Chava, S., A. Oettl, A. Subramanian, and K. Subramanian, 2013, “Banking Deregulation and Innovation”, *Journal of Financial Economics*, 109(3): 759-774.
- 32.De Bernardi, C., and M. Pedrini, 2020, “Entrepreneurial Behaviour: Getting Eco-drunk by Feeling Environmental Passion”, *Journal of Cleaner Production*, 256(4), 120367.
- 33.Edmonds, E. V., N. Pavcnik, and P. Topalova, 2010, “Trade Adjustment and Human Capital Investments: Evidence from Indian Tariff reform”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(4): 42-75.
- 34.Gabardo, F. A., J. B. Percima, and P. Einloft, 2017, “The Incorporation of Structural Change into Growth Theory: A Historical Appraisal”, *Economia*, 18(3): 392-410.
- 35.Gao, Y., W. Zhang and Q. Yang, 2015, “The Factors Influencing of Industrial Structure Upgrade in China”, *Economic Geography*, 35(6): 96-101.
- 36.Goodman-Bacon, A., 2021, “Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.

- 37.Hanlon, W., 2015, "Necessity is the Mother of Invention: Input Supplies and Directed Technical Change", *Econometrica*, 83(1): 67-100.
- 38.Krichevskiy, D., 2014, "A Consumption-Based Measure of the Monetary Rewards to Entrepreneurship", *Journal of Entrepreneurship and Public Policy*, 3(1): 49-71.
- 39.Marcin, B., 2023, "Public Health Departments and the Mortality Transition in Latin America: Evidence from Puerto Rico", *Journal of Development Economics*, 160, 102980.
- 40.Obaji, N. O., and M. U. Olugu, 2014, "The Role of Government Policy in Entrepreneurship Development", *Science Journal of Business and Management*, 2(4): 109-115.

(作者单位: ¹ 华南农业大学经济管理学院;

² 广西师范大学经济管理学院)

(责任编辑: 马太超)

Returning Laborers' Entrepreneurship and County-Level Industrial Structure Upgrading: Theoretical Insights and Empirical Evidence

WEI Binhui LUO Mingzhong ZENG Chunying

Abstract: The return of skilled laborers, possessing accumulated capital and expertise, to their hometowns for entrepreneurship provides important historic opportunities for facilitating the transformation and upgrading of industrial structures at the county level. Utilizing the framework of unbalanced growth theory, this paper employs the Staggered Difference-in-Differences method, which is substantiated by theoretical analysis and mathematical deductions, to investigate the impact of laborers' returning to hometowns for entrepreneurship on county-level industrial structure upgrading. The dataset comprises a panel of 1921 counties spanning the years 2008 to 2020, with the pilot policy of encouraging laborers returning to hometowns for entrepreneurship serving as a quasi-natural experiment. The findings indicate that the policy substantially contributes to the evolution and upgrading of county-level industrial structures. Notably, the positive impact is more pronounced in central and western regions, especially within provinces that are significant exporters of labor. The reliability of these results is corroborated through robustness tests that include parallel trend tests, placebo tests, and controls for spillover effects. Delving into the underlying mechanisms, the study reveals that returning laborers foster industrial upgrading not only by stimulating technological innovation on the supply side but also by elevating consumption demand on the demand side. In addition, regions with more developed financial services exhibit a stronger association between returning labor entrepreneurship and industrial upgrading. Consequently, it is imperative to enhance the support system for individuals returning to their hometowns for entrepreneurship, emphasize consumption and innovation, and establish a synergistic institutional framework integrating financial services, thereby fortifying the momentum for county-level industrial structure upgrading.

Keywords: Industrial Structure Upgrading; Returning to Hometowns for Entrepreneurship; Consumption Demand; Technological Innovation; County Level

企业结对帮扶能助力县域经济增长吗* ——来自扶贫工作信息披露准自然实验的证据

周梓洵 张闫龙 周欣雨

摘要：鼓励以企业为代表的社会力量参与乡村振兴，有利于巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接。本文通过整理上市公司结对帮扶县域的信息，利用2016年企业扶贫工作信息披露形成的准自然实验环境，构建多期双重差分模型，实证分析了企业结对帮扶对县域经济增长的影响。研究发现：企业结对帮扶能显著推动对口县域经济增长。帮扶企业层面的机制分析揭示，企业通过自身的知识转移与相关实践的经验整合能够助益县域经济增长。结对县域层面的机制分析表明，企业结对帮扶通过推动金融发展与优化产业结构促进县域经济增长。异质性分析显示，结对县域中帮扶企业之间资源互补性越强、帮扶企业网络嵌入度越高，企业结对帮扶县域的经济增长效应越明显。本文揭示了以结对帮扶为典型案例的企业社会责任的正外部性与社会效益，为深化结对帮扶工作、助力高质量发展与乡村振兴提供了启示。

关键词：企业结对帮扶 企业社会责任 县域经济增长 知识转移

中图分类号：F323.3 **文献标识码：**A

一、引言

完成脱贫攻坚、全面建成小康社会的历史任务，实现第一个百年奋斗目标，是党的十八大召开十年来，对党和人民事业具有重大现实意义和深远历史意义的三件大事之一^①。脱贫攻坚的胜利既依靠各级政府的积极投入，也受益于社会各方力量的广泛参与。其中，上市公司践行社会责任，与县域结对进行帮扶，丰富了扶贫手段（涂圣伟，2020；吕鹏和刘学，2021）。发展壮大县域经济是当前全面推进乡村振兴的重要抓手，而实现县域经济高质量发展的重点在于促进各类要素的有效整合。这不仅需要各级政府强化政策保障，还应进一步发挥企业等社会力量在对接市场主体方面的积极作用。因此，在巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接阶段，明晰上市公司结对帮扶对县域经济影响和可能机

*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：周欣雨。

^①习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第4页。

制，有助于发挥企业践行社会责任对社会福利与共同富裕的促进效应。

随着环境、社会和治理（environmental, social, governance，简称 ESG）理念蔚然成风，越来越多的企业从不同维度进行实践。企业结对帮扶县域反映了社会维度的社会责任，企业社会责任（corporate social responsibility，简称 CSR）^①实践可以视作超出常规商业范畴，但满足社会需要的公共福利私人供给行为（Besley and Ghatak, 2007）。在理论脉络上，公共经济学认可企业社会责任能够与政府提供公共物品的行为形成互补（Kitzmuller and Shimshack, 2012）。但是，对于企业社会责任是否能够有效提升社会福利，经典理论并未得出一致结论。一方面，当与企业自身生产经营行为相关时，企业的公共物品提供行为能改善社会福利，实现帕累托改进（Elliott and Golub, 2019）；另一方面，公共物品私人供给可能因为代理问题降低资源配置效率，无助于提升社会福利（Kotchen, 2006; Besley and Ghatak, 2007）。在实证研究中，对 CSR 的研究视角主要包括社会责任信息披露、慈善捐赠、环保投入等（Bertrand et al., 2021），重点讨论 CSR 对企业自身的价值提升与声誉保险作用（Bae et al., 2021）。在脱贫攻坚战全面胜利后，有关企业参与精准扶贫、乡村振兴的学术探讨也不断深化，部分研究从经济效应出发，证实了企业的扶贫实践能降低企业风险，缓解企业融资约束，最终提升自身绩效（邓博夫等, 2020; 颜红线与王三法, 2021）。

然而，企业社会责任是否以及如何改善社会福利，仍缺乏足够的实证检验支持。在理论研究上，利益相关者理论提出，社会责任实践的出发点和落脚点是满足社会期待和回应利益相关者诉求（Wang et al., 2020）。在明晰了利益相关者对企业自身的战略价值后，这一理论的发展也愈发关注企业为利益相关者和社会创造价值的方式（Freeman et al., 2021）。践行社会责任对企业自身战略价值的帮助在实证层面得到充分探究，但其社会价值由于具体受益主体、可能实现机制难以识别而鲜少被关注（Kitzmuller and Shimshack, 2012），仅有少数研究分析社会责任报告强制披露对企业总部所在地空气质量改善的作用（Chen et al., 2018）。因此，急需合适的实证情境来检验企业社会责任的社会效益与可能机制，从而填补理论、实证研究中的不足。

作为统筹城乡发展、推进乡村振兴的关键动力，县域经济增长也成为研究关注的焦点。经济增长的相关研究认可经济增长是脱贫致富的重要力量来源（Burnside and Dollar, 2000; 汪三贵, 2008）。遵循这一思路，实证文献从不同角度广泛探索了县域经济增长的影响因素。一方面，县域经济增长离不开基础设施的完善，例如交通基础设施的建设、金融发展环境的改善（刘冲等, 2019; 郭峰等, 2020; 宋科等, 2023）。另一方面，产业发展也是经济增长的重要源泉（张国建等, 2019; 林晨等, 2022）。同时，也有学者深入研究了社会力量如何影响县域经济增长。例如：鲍曙光（2022）探讨了社会资本与政府合作能够通过增加农业投资和优化制度环境，促进县域农业经济发展；黄祖辉等（2022）揭示了农民工返乡创业试点政策的实施，通过促进集聚、带动就业和优化结构等渠道对所在县域经济增长的积极意义。但是，作为社会力量的重要组成部分，企业结对帮扶对县域经济增长的影响还鲜有研究。

^①ESG 与 CSR 是一对紧密联系的概念，尽管 ESG 包括 CSR 未直接涉及的公司治理内容，但现有文献大多将 ESG 与 CSR 交替使用。

本文从县域经济增长的视角切入，分析企业结对帮扶对县域经济增长的影响。具体地，在了解被帮扶地区县情、地方政府发展侧重以及当地市场主体偏好的基础上，企业自身的知识与经验可能在帮扶过程中成为促进地区经济增长的联结和纽带。从宏观经济出发，结对帮扶企业（以下简称“帮扶企业”）可以通过因地制宜支持当地特色产业发展与利用金融资源的方式，最终推动县域经济增长。中国证券监督管理委员会（以下简称“证监会”）、上海证券交易所与深圳证券交易所（以下简称“沪深交易所”）于2016年先后颁布文件明确支持、鼓励上市公司服务国家脱贫攻坚战略、参与结对帮扶，并细化相关信息披露要求，这为检验本文研究问题提供了准自然实验情境。鉴于此，本文通过整理上市公司结对帮扶县域的详细信息，并匹配县域经济统计数据，构建了帮扶企业一结对县域面板数据，实证分析企业结对帮扶对县域经济增长的影响与机制。

本文贡献主要体现在三个方面：第一，利用精确到区县层面的企业结对帮扶地点信息，揭示企业结对帮扶县域的经济增长效应，丰富企业社会责任的社会效益的相关研究；第二，聚焦企业如何在结对帮扶中助力地区经济增长，从而补充和丰富地区经济增长前因的相关文献；第三，探讨帮扶企业基于知识转移与经验整合的方式助益结对县域，为更全面地理解利益相关者理论下企业社会责任如何创造社会价值做出有益探索。

二、政策背景与理论假说

（一）政策背景

脱贫攻坚的胜利与小康社会的全面建成直接受益于精准扶贫战略。2013年，习近平在湖南湘西考察时提出了“精准扶贫”理念^①。2016年9月，证监会发布了《中国证监会关于发挥资本市场作用服务国家脱贫攻坚战略的意见》，明确提出“鼓励上市公司结对帮扶贫困县或贫困村”^②。同年，沪深交易所全面细化了上市公司扶贫工作信息披露要求，分别发布了《关于进一步完善上市公司扶贫工作信息披露的通知》和《关于做好上市公司扶贫工作信息披露的通知》。上述证监会和沪深交易所通知所组成的披露政策规定上市公司应在年度报告“重要事项”章节中，充分、及时、详尽披露报告期内公司参与扶贫的具体情况。就帮扶企业来说，2016年前，企业参与精准扶贫更多通过捐款捐物、购买农产品等传统方式；2016年后，有关企业扶贫工作信息披露政策给予企业具体的指引，引导其参与结对帮扶等更能体现“精准扶贫”要义的实践。这从侧面反映了披露政策的外生性，有关企业精准扶贫信息披露的研究也大多将2016年视为起始时点（甄红线和王三法，2021）^③。对于结对县域，县域在披露政策实施前更多得到各级政府的政策支持，事先并无预期能否与企业结对，也不会因为企业结对帮扶而专门调整政策规划，这两方面因素为披露政策赋予了相对外生的准自然实验情境。

^①资料来源：《精准扶贫：提速脱贫奔小康》，https://www.gov.cn/xinwen/2019-12/03/content_5458138.htm。

^②参见《中国证监会关于发挥资本市场作用服务国家脱贫攻坚战略的意见》，<http://www.csrc.gov.cn/csrc/c101950/c104808/8/content.shtml>。

^③对于扶贫信息披露是否意味着真实结对帮扶，后续检验会进行讨论。

企业结对的模式并不始于脱贫攻坚，鼓励企业结对的历史可以追溯至 20 世纪 90 年代中期全国工商联开展的“光彩事业”。作为一种早期探索，企业、农民、政府和非政府组织四个主体在“光彩事业”实践中各自发挥作用，共同实现致富目标（周欣雨等，2023）。不过，早期的“光彩事业”实践主要基于各主体自行“结对”，参与公司数量较少，缺乏标准规范的披露信息，难以实证检验企业结对帮扶的社会效益。2016 年，证监会与沪深交易所有关帮扶信息披露政策出台后，上市公司对结对帮扶实践的响应程度不断提高，通常将结对帮扶的地点放在年报、社会责任报告中进行披露。某些企业可能根据自身需要挑选帮扶县域，但多样的地理环境、资源禀赋条件使得县域被特定企业选择性结对的概率较低。企业结对帮扶工作亦未止于全面脱贫。2021 年，沪市主板公司共投入乡村振兴资金及物资近 521 亿元，深市共有 1100 多家公司披露年度乡村振兴工作信息（康曦，2023）。2022 年中央“一号文件”提出：“广泛动员社会力量参与乡村振兴，深入推进‘万企兴万村’行动。”^①

（二）理论假说

根据利益相关者理论，作为内外部利益相关者间契约联结的实体，企业获得并使用各利益相关者提供的资源，也应践行社会责任，为社会创造价值，积极追求经济、社会和环境的综合效益最优化（Freeman et al., 2010; Kaul and Luo, 2018）。识别战略机会、整合关键资源是利益相关者理论社会责任价值创造的一般路径（Freeman et al., 2021）。结合企业结对帮扶县域的具体情境，县域经济增长是一个综合性的进程，受当地资源禀赋、政府政策支持以及产业结构优化的共同影响。本地资源禀赋为经济增长提供生产要素和基础条件，政府的政策支持具有导向性作用，为经济增长描绘蓝图，并引导社会力量有序参与经济建设。在此基础上，县域产业结构的优化，能够有力地推进县域经济发展。在了解被帮扶地区县情和资源禀赋、地区生产方式、地方政府发展重心与未来规划的基础上，帮扶企业可以因地制宜，通过助推数字普惠金融、助建当地特色产业等方式，参与县域经济建设^②。具体而言，在县域层面上，帮扶企业可以通过促进金融发展、优化产业结构的机制，推动结对县域经济增长。

在金融发展方面，帮扶企业能够从产业链上游、下游助力金融发展。一方面，帮扶企业可以整合数字化相关知识，通过引导市场主体使用数字金融工具与助建电商等数字平台等渠道，帮助结对县域扩大农产品交易范围（林晨等，2022）。另一方面，帮扶企业基于自身金融相关经验，利用“合作社+农民+企业”等方式，降低农户授信的难度^③，帮助其融入普惠金融体系（张海洋和颜建晔，2020）。

^① 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》，https://www.gov.cn/zhengce/2022-02/22/content_5675035.htm。

^② 例如，温氏食品集团股份有限公司在结对帮扶中充分利用地区资源与公司养殖业产业链，将传统的“公司+农户”升级为“公司+家庭农场”和“公司+现代养殖小区+农户”两种模式，打造现代农业园区，实现产业升级。企业统一提供鸡苗、饲料、药物等，形成订单联结，并提供金融支持。农户可以获得养殖收益和务工工资，最终实现当地县域经济增长。

^③ 海通证券股份有限公司在债券发行等方面为原贫困县企业提供金融服务，助力当地企业发展和经济增长。2018 年，海通证券股份有限公司与中国人民保险集团股份有限公司在云南省金平苗族瑶族傣族自治县开展天然橡胶“保险+期货”项目，项目对当地 4000 吨橡胶进行投保，投保面积约 4 万亩。

金融科技的推广、数字技术的应用与受益人群的扩大，有利于更好地实现金融发展对县域经济增长的催化作用（Rajan and Zingales, 1998; 宋科等, 2023）。

在产业结构方面，帮扶企业能够帮助县域延长产业链条，助推产业结构优化，而产业结构的优化是县域经济增长的直接推动因素（Jeanneney and Kpodar, 2011; 黄祖辉等, 2022）。通过立足对口地区的资源禀赋和产业规划，帮扶企业支持覆盖人口广、当地资源足、致富能力强的产业发展，以产业帮扶等方式鼓励当地居民参与特色产业。同时，帮扶企业也能给对口地区传递较为先进的发展理念与技术，促进农业产业链条延长至第二、第三产业，从而实现产业结构优化（叶敬忠和贺聪志, 2019）。基于上述两个机制，本文提出假说 H1。

H1：企业结对帮扶能促进对口县域经济增长。

在诠释了企业通过社会责任创造社会价值、改善社会福利的必要性后，近年来利益相关者理论力求揭示其中的实现过程（Bridoux and Stoelhorst, 2022; McGahan, 2023）。本文认为，企业结对帮扶的作用不仅体现在投资兴业上，更重要的是，帮扶企业能将自身从市场竞争中获得的知识或是根据已有相关实践总结的经验传递给结对县域市场主体，促进相应领域发展，培育竞争优势。这种“企业—县域知识转移与经验整合”效应反映了企业如何将自身价值创造的流程延伸到外部利益相关者上，也体现了利益相关者理论视域下社会责任创造社会价值的企业层面机制（Gillan et al., 2021）。

在企业—县域知识转移效应方面，本文关注帮扶企业如何将自身从市场竞争中获得的知识转移给结对县域市场主体。企业具有价值创造的知识与能力。全要素生产率反映了企业在将劳动、资本等生产要素投入生产经营后的综合经济产出效率，展现企业的高质量发展水平。绩效则反映了企业在市场竞争中价值创造的结果，体现企业竞争优势。企业全要素生产率越高和绩效越好，往往意味着在结对帮扶中能够投入的资源越多。此外，全要素生产率较高、绩效较好的帮扶企业在开发市场与参与竞争方面的知识更为丰富，更能在产业投资与市场利用上帮助结对县域。例如，帮扶企业能根据当地县情和资源禀赋，更好参与地方特色产业建设，拓展农业多维发展渠道，搭建数字平台助产促销，延长产业链条^①。这能够帮助结对县域提高产品附加值，增加县域市场主体的收入，更有利促进对口县域经济增长（Gillan et al., 2021）。基于此，本文提出假说 H2 和 H3。

H2：结对帮扶企业的全要素生产率越高，越能促进县域经济增长。

H3：结对帮扶企业的绩效越好，越能促进县域经济增长。

在企业—县域经验整合效应方面，本文关注帮扶企业如何整合已有履行社会责任相关实践的经验，助力结对县域的经济增长。首先，履行社会责任经历丰富的企业或是国有企业，能更好地向外界传递企业服务社会、促进可持续发展等积极信号，利用相关实践积累的声誉提升外界对结对县域的发展预

^①万科企业股份有限公司与河北省张家口市张北县人民政府于 2016 年签订协议，在产业等领域开展帮扶。根据当地海拔高、光照充分的特点，万科企业股份有限公司在县域中建设条件良好、具备并网条件的行政村捐建 12 座 300 千瓦、总规模 3600 千瓦的村级分布式光伏扶贫电站。光伏扶贫电站并网发电后，电费收益剩余部分将分配给村集体，用于基础设施建设、公共服务供给和扶持产业发展等。

期 (Godfrey, 2005)。企业履行社会责任的既有经验丰富, 意味着企业更熟悉如何践行社会责任。从企业所有产权性质的角度看, 国有企业具有“国企办社会”的历史与保障社会福利的传统, 具有更丰富的履行社会责任的经验。其次, 社会责任经历丰富的企业或是国有企业, 可以在助力当地产业发展时, 根据过往经验的总结与整合, 准确识别当地发展的关键要素, 有效引导当地市场主体利用外部资源, 培育壮大县域富民产业 (吕鹏和刘学, 2021)。此外, 具有上述经验的企业能更好地降低与结对县域利益相关者的信息沟通成本, 更好地协调各方利益。基于此, 本文提出假说 H4 和 H5。

H4: 结对县域中帮扶企业的社会责任经历越丰富, 越能促进县域经济增长。

H5: 结对县域的帮扶企业中国有企业越多, 越能促进县域经济增长。

三、研究设计

(一) 样本与数据

样本收集与数据处理分为三步: 第一步, 根据 2016 年扶贫信息工作披露形成的准自然实验环境, 本文收集了 2016—2018 年中国上市公司年报、社会责任报告中的相关信息, 并整理结对帮扶的相关内容。其中, 每个帮扶样本的关键信息包括企业参与的帮扶项目名称、帮扶地点、公司投资额、后续扶贫计划等。第二步, 逐个识别上市公司帮扶信息数据集中结对县域名称, 匹配县域行政区划代码, 从而构建县域当年是否被帮扶的政策冲击变量。对于某一县级行政单位可能被多家公司帮扶, 本文以县域一年份为分析单位, 收集该县中当年对应的所有帮扶公司自身特征并在县域层面整合 (见表 1), 从而作为县域对应的帮扶公司特征变量。第三步, 本文将未被帮扶的县域信息补充进县域结对帮扶信息数据集, 其中, 所有县域经济数据来自《中国县域统计年鉴 (2015—2019 年, 历年)》; 对于部分缺失值, 则进一步查找各市、县统计年鉴补充。整合所有数据, 本文最终得到 2014—2018 年包含被帮扶县、未被帮扶县相关信息的综合数据集^①, 共 9474 个观测值。

(二) 变量选取及定义

1.被解释变量: 县域经济增长。参考张国建等 (2019)、林晨等 (2022) 的研究, 本文从两个方面刻画县域经济增长水平: 县域 GDP、县域人均 GDP, 即县域实际地区生产总值、县域实际人均地区生产总值。其中, 县域 GDP 与县域人均 GDP 均根据 2013 年居民消费价格指数进行调整。

2.核心解释变量: 企业结对帮扶。本文核心解释变量为县域当年是否被企业结对帮扶。同时, 本文进一步从帮扶县域对应的企业特征进行探究, 帮扶企业特征变量包括: 帮扶企业全要素生产率、帮扶企业绩效、帮扶企业捐赠金额、帮扶国企数量。

3.机制变量。为了分析县域层面产业结构变化和金融发展企业结对帮扶拉动经济增长的作用机制, 本文选取的宏观机制变量包括二三产业增加值、二三产业增加值占比, 以及数字普惠金融指数和金融发展水平。

4.控制变量。为控制其他可能影响县域经济增长的因素, 借鉴张国建等 (2019) 的研究, 本文控

^①结对帮扶的对口县域并非完全是待脱贫县, 这能为当前全面脱贫后推进社会力量帮扶、助力乡村振兴提供借鉴。

制了如下变量：县域人口、县域面积、县域教育水平、县域财政支出、县域福利水平、县域储蓄水平、县域城镇发展水平。

具体的变量定义如表 1 所示。企业结对帮扶这一变量的均值为 0.205，表明在样本期间内，20.5% 的年度—县域样本得到了上市公司的帮扶支持。

表 1 变量定义及描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义	均值	标准差
被解释变量	县域 GDP	县域实际地区生产总值（万元）	1781208.170	1941270.837
	县域人均 GDP	县域实际人均地区生产总值（元）	38017.304	31962.078
解释变量	企业结对帮扶	若县域当年被企业结对帮扶，则取值为 1，反之为 0	0.205	0.404
帮扶企业特征变量	帮扶企业全要素生产率	结对县域中帮扶企业全要素生产率之和 (LP 方法计算)	2.164	6.009
	帮扶企业绩效	结对县域中帮扶企业资产回报率之和	0.012	0.051
	帮扶企业捐赠金额	结对县域中帮扶企业捐赠金额之和（万元）	115.430	564.676
	帮扶国企数量	结对县域中帮扶企业为国企的数量（个）	0.182	0.541
宏观机制变量	二三产业增加值占比	县域第二和第三产业增加值占地区生产总值的比例	0.806	0.109
	二三产业增加值	县域第二和第三产业增加值（万元）	1547849.749	1939613.648
	数字普惠金融指数	数字普惠金融总指数	81.536	23.617
	金融发展水平	县域年末金融机构各项贷款余额（万元）	1139498.350	1511710.229
控制变量	县域人口	县域户籍人口（万人）	49.104	36.336
	县域面积	县域行政区域面积（平方千米）	3856.643	6315.555
	县域教育水平	县域普通中学在校学生数（人）	21946.496	17968.950
	县域财政支出	县域一般公共预算支出（万元）	314339.299	191184.432
	县域福利水平	县域各种社会福利收养性单位数（个）	17.002	19.867
	县域储蓄水平	县域年末居民存款总值占地区生产总值的比例	0.785	0.370
	县域城镇发展水平	县域非农业人口数量占总户籍人口的比例	0.267	0.144

注：①2014—2018 年县域经济及相关数据来自对应的 2015—2019 年《中国县域统计年鉴》，县域数字普惠金融指数来自 2014—2018 年“北京大学数字普惠金融指数”，2014—2018 年企业层面数据根据中国经济金融研究数据库 (<http://data.csmar.com>) 中相应年份数据计算；②除离散型变量、比例型变量与指数外，文中使用到的县域 GDP、县域人均 GDP、县域人口、县域面积、县域教育水平、县域财政支出、县域福利水平、二三产业增加值、金融发展水平、帮扶企业捐赠金额 10 个连续型数值变量在后文实证模型中均使用对数值；③LP 方法是计算全要素生产率常见的半参数方法。

（三）计量模型

为检验企业结对帮扶是否有助于县域经济增长，参考 Chen et al. (2018) 的研究，本文将证监会和沪深交易所为鼓励企业参与结对帮扶而出台的扶贫工作信息披露通知视为准自然实验。由于企业结对帮扶县域是渐进的，此处构建如下多期双重差分模型（difference in difference，简称 DID）：

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \beta_0 \times tpa_did_{i,t} + \gamma_0 \times control_{i,t} + \delta_t + \tau_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1)式中: $Y_{i,t}$ 为县域*i*在第*t*年的经济增长水平, 主要包括县域GDP和县域人均GDP。 $tpa_did_{i,t}$ 是核心解释变量, 代表*i*县在第*t*年是否被企业结对帮扶, β_0 为核心估计系数。 $control_{i,t}$ 为控制变量, γ_0 为控制变量的系数, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项, α_0 为常数项。为了减少地区内部特征的影响, 本文采用面板回归方法, 并控制县域(τ_i)和年度固定效应(δ_t)。为控制潜在的截面相关问题, 本文所有回归中均采用县域维度聚类标准误, 后续检验均在面板固定效应设定中进行。

为进一步探究帮扶企业层面的机制分析, 即企业—县域知识转移与经验整合, 本文利用强度DID分析机制变量的影响。强度DID可在考虑帮扶样本和未被帮扶样本间差异的基础上, 体现帮扶企业自身特征差异带来的影响, 从而可以帮助检验帮扶企业特征的差异如何影响帮扶成效。具体使用到的模型如下:

$$Y_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 \times tpa_feature_i \times Post_t + \gamma_1 \times control_{i,t} + \delta_t + \tau_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

(2)式中: *i*代表县域, *t*代表年份, $tpa_feature_i$ 为结对帮扶企业的特征变量, $Post_t$ 为是否在2016年政策时间后的虚拟变量, 2016年后为1, 反之则为0。系数 β_1 反映了帮扶企业自身特征差异所产生的影响。其余符号含义与(1)式相同。

为进一步检验县域层面的作用机制, 本文使用中介效应模型进行实证检验, 具体的模型如下:

$$M_{i,t} = \alpha_2 + \beta_2 \times tpa_did_{i,t} + \gamma_2 \times control_{i,t} + \delta_t + \tau_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Y_{i,t} = \alpha_3 + \beta_3 \times M_{i,t} + \gamma_3 \times control_{i,t} + \delta_t + \tau_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

(3)式和(4)式中: 中介变量 $M_{i,t}$ 指的是四个宏观机制变量, 其他变量与(1)式的含义相同。(3)式中的系数 β_2 反映了企业结对帮扶对中介变量的影响, (4)式中的系数 β_3 反映了中介变量对县域经济增长的影响。

四、实证结果

(一) 基准回归结果

表2展示了企业结对帮扶对县域经济增长影响的基准回归结果。(1)列与(3)列分别以县域实际GDP和县域人均GDP为被解释变量, 仅控制县域与年份固定效应, (2)列与(4)列分别在(1)列与(3)列的基础上加入了县域层面控制变量。(1)列和(3)列的估计结果表明, 企业结对帮扶均在1%水平上显著, 且系数为正, 说明企业结对帮扶能促进县域经济增长, 假说H1得证。(2)列与(4)列的估计结果表明, 在控制县域特征后, 企业结对帮扶对县域经济增长影响的系数符号与显著水平均未改变。在经济显著性方面, 企业结对帮扶能提升对口县域地区生产总值约3.1%, 提升对口县域人均地区生产总值约2.7%, 估计系数与现有研究在数量级上具有可比性(黄祖辉等, 2022; 宋科等, 2023)。在控制变量方面, 县域财政支出对县域GDP产生显著的正向影响, 县域面积对县域人均GDP

产生显著的正向影响，县域人口、县域储蓄水平对县域人均GDP产生显著的负向影响，与现有研究结论一致（黄祖辉等，2022）。

表2 企业结对帮扶对县域经济增长影响的基准回归结果

变量	(1) 县域GDP	(2) 县域GDP	(3) 县域人均GDP	(4) 县域人均GDP
企业结对帮扶	0.037*** (0.005)	0.031*** (0.004)	0.029*** (0.005)	0.027*** (0.004)
县域人口		0.058 (0.041)		-0.450*** (0.118)
县域面积		-0.003 (0.008)		0.103*** (0.025)
县域教育水平		0.006 (0.010)		0.064*** (0.020)
县域财政支出		0.108*** (0.014)		0.082*** (0.012)
县域福利水平		0.002 (0.003)		0.004 (0.003)
县域储蓄水平		-0.609*** (0.041)		-0.589*** (0.040)
县域城镇发展水平		0.041 (0.036)		0.110*** (0.042)
常数项	13.762*** (0.003)	12.594*** (0.200)	10.197*** (0.003)	9.754*** (0.202)
双向固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	9474	9474	9474	9474
R ²	0.235	0.552	0.236	0.551

注：①***表示1%的显著性水平；②括号中的数值为县域层面的聚类稳健标准误。

（二）模型设定讨论、内生性问题与稳健性检验

1.平行趋势分析和处理组非随机分配检验。第一，由于本文将2016年沪深交易所出台企业扶贫工作信息披露的规定视为准自然实验，在检验企业结对帮扶对县域经济增长的影响时，需要考虑样本是否满足平行趋势假设。本文以县域是否被结对帮扶定义政策冲击变量，将县域开始接受结对帮扶的前一年设为基期，使用县域经济增长作为被解释变量，选择与基准回归一致的控制变量进行回归分析。同时，为更全面地展现事前趋势，本文还补充了2010—2013年样本进行平行趋势分析。根据使用基准样本与扩充后样本的平行趋势检验结果（见图1），在企业结对帮扶政策实施前，核心解释变量企业结对帮扶的估计系数都不显著异于0，表明样本满足平行趋势条件。

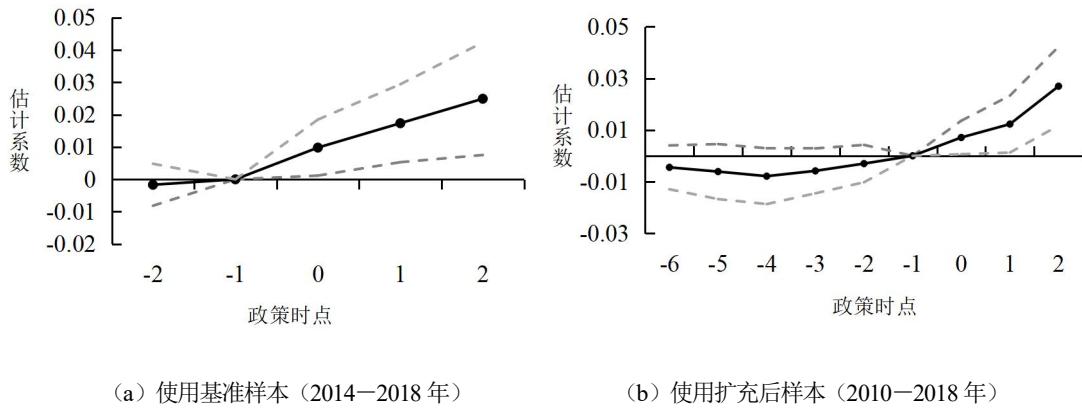


图1 平行趋势分析

注：实线为基准回归中核心解释变量企业结对帮扶的估计系数，虚线为5%水平上的置信区间。

第二，缓解县域特征带来的处理组非随机分配问题。为进一步控制县域资源禀赋与处理组和控制组随时间变化的不可观测趋势，借鉴徐舒等（2020）和鲍曙光（2022）的研究，本文在基准回归中分别控制了县域控制变量与时间趋势的交互项进行回归，实证结果仍然稳健（见表3）。

表3

处理组非随机分配检验结果

变量	控制县域控制变量×年份		去除直辖市和省会城市的样本	
	县域GDP	县域人均GDP	县域GDP	县域人均GDP
企业结对帮扶	0.031*** (0.004)	0.027*** (0.004)	0.030*** (0.004)	0.026*** (0.004)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
双向固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	9474	9474	8765	8765
R ²	0.598	0.583	0.551	0.550

注：①***表示1%的显著性水平；②括号中的数值为县域层面的聚类稳健标准误。

第三，缓解直辖市与省会城市带来的处理组非随机分配问题。由于直辖市和省会城市的县域也有一定概率被企业结对帮扶，其基础设施较好，经济发展的潜力更大，可能会影响结果。因此，本文去除直辖市和省会城市所属县域的子样本，并重新进行回归。结果显示，企业结对帮扶变量依然显著，系数符号未发生改变（见表3）。

2. 缓解双向固定效应估计量可能的偏误。de Chaisemartin and d'Haultfoeuille (2020) 指出，对于双向固定效应下的多期双重差分模型，可以根据受到政策冲击时间的早晚和从未受到冲击将样本分为四组。其中，较晚处理组为处理组、较早处理组为控制组的比较中，控制组里包含了处理效应，会使估计量产生偏误。对此，本文基于 Goodman-Bacon (2021) 的做法对双向固定效应 (two-way fixed effects, 简称 TWFE) 估计量进行分解。结果表明，时变处理组与从未处理组所占权重为 0.780，早处理组与晚处理组所占权重为 0.146，晚处理组与早处理组所占权重为 0.071，时变处理组与已经处理组所占权重

为 0.003。其中，会使估计量产生偏误的晚处理组与早处理组权重较小，不会对结果产生显著影响。尽管如此，为缓解 TWFE 估计量可能产生的偏误，本文使用插补估计量构造反事实结果进行估计，即利用两步 DID 模型进行稳健性分析。由表 4 可知，企业结对帮扶在 1% 水平上显著且回归系数为正，表明在缓解 TWFE 估计量可能产生的偏误后，假说 H1 仍然成立，实证结果具有稳健性。

表 4 两步 DID 模型与倾向性得分匹配的估计结果

变量	两步 DID 模型		PSM-DID	
	县域 GDP	县域人均 GDP	县域 GDP	县域人均 GDP
企业结对帮扶	0.033*** (0.004)	0.028*** (0.004)	0.023*** (0.004)	0.020*** (0.004)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
双向固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	9474	9474	8341	8341
R ²	—	—	0.573	0.576
县域数量	2018	2018	1872	1872

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号中的数值为县域层面的聚类稳健标准误。③运行两步 DID 模型的软件命令暂无 R² 汇报，故缺省。

3. 样本选择偏误与倾向得分匹配。考虑到被帮扶县域与未被帮扶县域之间可能存在系统差异，本文采用倾向性得分匹配法，在同省范围内为处理组选择相似的控制组，最大可能地提升处理组与控制组之间的可比性，缓解企业战略性挑选帮扶地点以及扶贫政策、地区资源禀赋等产生的影响。具体而言，本文在同省范围内使用半径匹配方法选择控制组并进行回归分析，表 4 的回归结果表明，采用倾向性得分匹配法缓解样本选择偏误后，假说 H1 仍然成立。

4. 处理组可能偏误与调整。首先，极少部分县域样本仅有 1 年被帮扶，但企业结对帮扶可能具有持续产生影响。鉴于此，本文统一将这部分县域被帮扶年份及之后的年份均视作处理组。其次，剔除政策冲击前可能存在“准帮扶”活动的企业样本。基于“扶贫”“帮扶”“结对”等词汇，本文对上市公司 2014—2015 年的报告进行文本识别并逐条分析，确认是否存在企业“准帮扶”等扶贫行为。在此基础上，将 2016 年前曾参与过“准帮扶”活动的企业条目剔除后再次回归。最后，就企业扶贫信息披露是否意味着真正帮扶，本文考虑“做而未披露”与“未做而披露”两种情况。借鉴周欣雨等（2023）的做法，本文剔除了存在信息披露违规的帮扶企业条目后进行回归。上述三种处理方法的回归结果均表明（见表 5），假说 H1 仍然成立，实证结果具有稳健性。

表 5 考虑处理组可能偏误与调整的估计结果

变量	调整处理组样本		剔除存在“准帮扶”的企业		剔除信息披露违规的企业	
	县域 GDP	县域人均 GDP	县域 GDP	县域人均 GDP	县域 GDP	县域人均 GDP
企业结对帮扶	0.028*** (0.004)	0.024*** (0.004)	0.032*** (0.004)	0.028*** (0.004)	0.032*** (0.004)	0.028*** (0.004)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

表 5 (续)

双向固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	9474	9474	9474	9474	9474	9474
R ²	0.551	0.550	0.552	0.551	0.552	0.551

注: ①***表示 1% 的显著性水平; ②括号中的数值为县域层面的聚类稳健标准误。

5. 采用工具变量法与滞后变量缓解逆向因果问题。为缓解逆向因果问题, 借鉴 Bartik (1991) 选取工具变量的思路, 本文构建基于份额移动法的工具变量。该变量是初始年份县域被结对帮扶概率在省份层面均值与被企业结对帮扶县域总量增长率的乘积。作为企业结对帮扶的工具变量, 这一变量能够反映该县当年是否被帮扶的概率 (满足相关性); 在回归中控制了固定效应后, 又与残差项的相关性较低 (满足排他性)。表 6 展示了两阶段回归结果, (1) 列为第一阶段回归, 结果表明, 工具变量与企业结对帮扶在 1% 水平上显著正相关, 符合预期。根据弱工具变量检验的 F 值, 拒绝存在弱工具变量的原假设, 说明选择的工具变量较为合适。 (2) 列和 (3) 列显示, 在采用工具变量之后, 企业结对帮扶在 1% 水平上显著提高县域 GDP、县域人均 GDP, 结论仍然成立。此外, 由于宏观环境改善对县域经济增长的影响可能存在滞后性, 本文将核心解释变量滞后一期进行回归。在表 6 的 (4) 列和 (5) 列中, 企业结对帮扶依然显著且回归系数为正, 与基准回归结果相比系数变化不大。

表 6 采用工具变量法与滞后变量的回归结果

变量	第一阶段			采用滞后一期企业结对帮扶变量	
	企业结对帮扶 (1)	县域 GDP (2)	县域人均 GDP (3)	县域 GDP (4)	县域人均 GDP (5)
企业结对帮扶		0.291*** (0.036)	0.266*** (0.034)	0.028*** (0.005)	0.021*** (0.005)
工具变量	6.866*** (0.689)				
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
第一阶段 F 值	167.860***				
双向固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	9474	9474	9474	7385	7385
工具变量识别不足检验		144.393	144.393		

注: ①***表示 1% 的显著性水平; ②括号中的数值为县域层面的聚类稳健标准误; ③工具变量识别不足检验报告的是 Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量。

6. 控制政府帮扶与其他扶贫政策的遗漏变量。未考虑政府帮扶与其他扶贫政策的影响会产生遗漏变量问题。本文根据结对帮扶县域当年是否被列为贫困县, 尝试控制政府与其他扶贫政策的影响。若县域当年被列为贫困县, 则更容易受到政府与各类社会主体的帮助, 控制贫困县因素能够缓解高估企业结对帮扶效应的担忧。同时, 为尽可能缓解随时间变化的各种因素的影响, 本部分还控制了城市和年份交互固定效应。表 7 中的回归结果稳健, 假说 H1 仍然成立。

表 7 控制政府帮扶与其他扶贫政策的遗漏变量的估计结果

变量	控制政府帮扶与其他扶贫政策	
	县域 GDP	县域人均 GDP
企业结对帮扶	0.011*** (0.003)	0.008*** (0.003)
贫困县	-0.018 (0.012)	-0.016 (0.013)
控制变量	已控制	已控制
双向固定效应	已控制	已控制
城市与年份交互固定效应	已控制	已控制
观测值	9474	9474
R ²	0.994	0.994

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号中的数值为县域层面的聚类稳健标准误。

（三）企业层面作用机制：企业—县域知识转移与经验整合效应

本部分基于帮扶企业视角，探究利益相关者理论中社会责任创造社会价值的理论路径，关注帮扶企业层面上的知识能力、既有社会责任经验与所有权性质能否促进企业与县域间知识转移与经验整合效应，检验假说 H2~H5。

第一，表 8 的（1）列和（2）列回归结果表明，当县域对应的帮扶企业全要素生产率更高、绩效更好时，企业结对帮扶对县域经济增长的正向影响更为显著，假说 H2 和假说 H3 得证。第二，在帮扶企业既有社会责任经验的度量方面，本文选择县域对应的帮扶企业捐赠金额。（3）列和（4）列的回归结果显示，当帮扶企业的捐赠金额更多，或者当帮扶企业中国企数量更多时，对口县域的经济增长更显著，两种影响均在 1% 水平上显著。这验证了企业经验整合对结对县域经济增长的助推效应，假说 H4 和假说 H5 得证。

表 8 企业—县域知识转移与经验整合效应的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	县域 GDP	县域 GDP	县域 GDP	县域 GDP
帮扶企业全要素生产率	0.002*** (0.000)			
帮扶企业绩效		0.115*** (0.031)		
帮扶企业捐赠金额			0.005*** (0.001)	
帮扶国企数量				0.015*** (0.003)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
双向固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制

表8 (续)

观测值	9474	9474	9474	9474
R ²	0.550	0.548	0.549	0.549

注: ①***表示1%的显著性水平; ②括号中的数值为县域层面的聚类稳健标准误。

(四) 县域层面作用机制: 金融发展和产业结构

前文实证分析基于利益相关者理论, 揭示了企业—县域知识转移与经验整合效应能够有效促进对口帮扶县域经济增长。本节基于结对县域视角, 采用中介效应模型检验假说H1中县域层面企业结对帮扶拉动经济增长的作用机制, 包括促进金融发展和优化产业结构两个维度。在金融发展方面, 企业结对帮扶能够提高地区金融发展水平, 进而促进县域经济增长。表9的(1)列以县域数字普惠金融指数作为被解释变量, 回归结果表明, 企业结对帮扶能够提高数字普惠金融发展水平。在产业结构方面, 企业结对帮扶能够促进产业结构升级, 进而提升县域经济增长水平。(2)列以二三产业增加值占比为被解释变量, 企业结对帮扶在5%水平上显著, 回归系数为0.002, 与理论假说H1中的分析相符。(3)列以县域GDP为被解释变量, 对核心解释变量进行回归, 以分析中介变量对县域经济增长的影响。回归结果表明, 县域金融发展与产业结构优化均对县域GDP有正向影响, 与提出假说H1的分析相符。同时, 使用县域年末金融机构各项贷款余额的对数值与二三产业增加值的对数值进行中介效应分析, 同样支持本文的结论^①。

表9 金融发展与产业结构的中介效应模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	数字普惠金融指数	二三产业增加值占比	县域GDP
企业结对帮扶	1.929*** (0.268)	0.002** (0.001)	
数字普惠金融指数			0.001*** (0.000)
二三产业增加值占比			1.652*** (0.116)
控制变量	已控制	已控制	已控制
双向固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	8820	9259	8641
R ²	0.933	0.180	0.650

注: ①**、***分别表示5%、1%的显著性水平; ②括号中的数值为县域层面的聚类稳健标准误。

(五) 异质性分析

利益相关者理论认为, 资源互补性与网络嵌入度是社会责任实践创造价值的重要影响因素。本部分从结对帮扶实践出发展开异质性分析。在资源互补性上, 本部分以结对县域内帮扶项目的数量与企业所属行业的数量差异来衡量; 在网络嵌入度上, 则基于帮扶地点差异来衡量。

^①由于篇幅所限, 相关回归结果未展示。

1. **资源互补性**。结对县域中帮扶项目的数量、企业所属行业的差异都会影响结对帮扶的效果。第一，县域内企业帮扶的项目数量越多，项目通过纽带连结、资源共享促进县域经济增长的可能性更大。第二，县域内帮扶企业的来源行业越多样，越能促进不同行业间资源禀赋与技术能力的互补，更好地帮助地区提升经济增长潜力。具体而言，本部分设置两个连续变量进行回归分析，即县域内帮扶项目数量和县域内帮扶企业所属行业多样性。结果显示，上述两个变量均能显著促进对口县域经济增长（见表 10），体现出结对帮扶中帮扶企业的资源互补性。

2. **网络嵌入度**。在帮扶地点方面，若结对县域受本省企业的帮扶，这部分企业就能顺畅嵌入本地网络、吸收本地知识，发挥本地社会网络与社会资源的优势。根据对口县域与帮扶企业是否在同一省份，本文设置县域接受本省企业帮扶的哑变量进行回归分析。表 10 的（3）列结果显示，本省企业帮扶本地区能够显著促进结对县域经济增长，说明县域受本省企业帮扶能够更好地促进经济增长。

表 10 异质性分析：资源互补性与网络嵌入度

变量	(1)	(2)	(3)
	县域 GDP	县域 GDP	县域 GDP
县域内帮扶项目数量	0.012*** (0.001)		
县域内帮扶企业所属行业多样性		0.014*** (0.002)	
县域接受本省企业帮扶			0.019*** (0.004)
控制变量	已控制	已控制	已控制
双向固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	9474	9474	9474
R ²	0.551	0.549	0.548

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号中的数值为县域层面的聚类稳健标准误。

五、结论与启示

中国脱贫攻坚战中企业等不同市场主体参与的成功经验，对全球减贫事业具有借鉴意义。但是，现有文献对于企业履行社会责任行为能否以及如何创造社会价值莫衷一是，明晰脱贫攻坚战中上市公司结对帮扶县域的影响与潜在机制兼具广泛的现实意义和明确的理论价值。基于此，本文通过整理上市公司结对帮扶的地点，将其与县域基本信息合并，实证检验企业结对帮扶对县域经济增长的影响及其机制。研究发现，公司结对帮扶能促进对口县域经济增长。在帮扶企业层面的机制方面，帮扶企业与对口县域之间存在知识转移与经验整合效应。具体而言，当结对县域中帮扶企业的全要素生产率较高、绩效较好、社会责任经历较丰富，或者帮扶国企数量较多时，结对帮扶能更好地促进县域经济增长。在县域层面的机制方面，企业助力对口县域加快金融发展、优化产业结构，从而推动县域经济增长。异质性分析发现，结对县域中帮扶企业之间资源互补性越强、帮扶企业网络嵌入度越高，对县域

经济增长的促进效应越大。

本文的研究启示如下：一方面，政府在推动企业等社会主体参与帮扶时，应优化帮扶企业行业背景与参与方式的协同，充分发挥企业各自行业背景和多样化帮扶方式的优势。应加强行业协会的引导和协调作用，鼓励帮扶企业在结对县域中的合作和资源共享。同时，政府可以对企业结对帮扶效果开展长期监测和评估，确保企业结对帮扶能够在长期维度上真正发挥“造血”功能。另一方面，企业应深化对社会责任实践的理解与认识，转变企业社会责任等同于慈善捐赠的传统观念，通过参与结对帮扶等具有特色的社会责任实践，切实改善社会福利。在帮扶过程中，企业可以强化与结对县域之间的知识转移和经验整合，应将自身积累的知识和经验传递给县域市场主体，从自身长处出发履行社会责任，以促进结对县域的高质量发展。

参考文献

1. 鲍曙光, 2022: 《农业领域政府和社会资本合作是否推动了县域农业经济发展?——基于多期倍差法的经验证据》, 《中国农村经济》第1期, 第61-75页。
2. 邓博夫、陶存杰、吉利, 2020: 《企业参与精准扶贫与缓解融资约束》, 《财经研究》第12期, 第138-151页。
3. 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云, 2020: 《测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1401-1418页。
4. 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。
5. 康曦, 2023: 《助力乡村振兴 上市公司“各显神通”》, 《中国证券报》1月7日A04版。
6. 林晨、陈荣杰、徐向宇, 2022: 《外部产业投资与区域协调发展——来自“三线建设”地区的证据》, 《经济研究》第3期, 第173-190页。
7. 刘冲、刘晨冉、孙腾, 2019: 《交通基础设施、金融约束与县域产业发展——基于“国道主干线系统”自然实验的证据》, 《管理世界》第7期, 第78-88页、第203页。
8. 吕鹏、刘学, 2021: 《企业项目制与生产型治理的实践——基于两家企业扶贫案例的调研》, 《中国社会科学》第10期, 第126-144页、第207页。
9. 宋科、李宙甲、刘家琳, 2023: 《新型农村金融机构设立能够促进县域经济增长吗》, 《中国农村经济》第3期, 第81-100页。
10. 涂圣伟, 2020: 《脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接: 目标导向、重点领域与关键举措》, 《中国农村经济》第8期, 第2-12页。
11. 汪三贵, 2008: 《在发展中战胜贫困——对中国30年大规模减贫经验的总结与评价》, 《管理世界》第11期, 第78-88页。
12. 徐舒、王貂、杨汝岱, 2020: 《国家级贫困县政策的收入分配效应》, 《经济研究》第4期, 第134-149页。
13. 叶敬忠、贺聪志, 2019: 《基于小农户生产的扶贫实践与理论探索——以“巢状市场小农扶贫试验”为例》, 《中国社会科学》第2期, 第137-158页、第207页。

- 14.张国建、佟孟华、李慧、陈飞, 2019: 《扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估》, 《中国工业经济》第8期, 第136-154页。
- 15.张海洋、颜建晔, 2020: 《精准扶贫中的金融杠杆: 绩效和激励》, 《经济学(季刊)》第5期, 第193-212页。
- 16.甄红线、王三法, 2021: 《企业精准扶贫行为影响企业风险吗》, 《金融研究》第1期, 第131-149页。
- 17.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。
- 18.Bae, K. H., S. E. Ghoul, Z. Gong, and O. Guedhami, 2021, "Does CSR Matter in Times of Crisis? Evidence from the COVID-19 Pandemic", *Journal of Corporate Finance*, Vol.67, 101876.
- 19.Bartik, T. J., 1991, *Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?*, Kalamazoo, M.: W. E. Upjohn Institute, 137-155.
- 20.Bertrand, M., M. Bombardini, R. Fisman, B. Hackinen, and F. Trebbi, 2021, "Hall of Mirrors: Corporate Philanthropy and Strategic Advocacy", *The Quarterly Journal of Economics*, 136(4): 2413-2465.
- 21.Besley, T., and M. Ghatak, 2007, "Retailing Public Goods: The Economics of Corporate Social Responsibility", *Journal of Public Economics*, 91(9): 1645-1663.
- 22.Bridoux, F., and J. W. Stoelhorst, 2022, "Stakeholder Governance: Solving the Collective Action Problems in Joint Value Creation", *Academy of Management Review*, 47(2): 214-236.
- 23.Burnside, C., and D. Dollar, 2000, "Aid, Policies, and Growth", *American Economic Review*, 90(4): 847-868.
- 24.Chen, Y., M. Hung, and Y. Wang, 2018, "The Effect of Mandatory CSR Disclosure on Firm Profitability and Social Externalities: Evidence from China", *Journal of Accounting and Economics*, 65(1): 169-190.
- 25.de Chaisemartin, C., and X. d'Haultfoeuille, 2020, "Two-way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects", *American Economic Review*, 110(9): 2964-2996.
- 26.Elliott, M., and B. Golub, 2019, "A Network Approach to Public Goods", *Journal of Political Economy*, 127(2): 730-766.
- 27.Freeman, R. E., J. S. Harrison, A. C. Wicks, B. L. Parmar, and S. de Colle, 2010, *Stakeholder Theory: The State of the Art*, New York: Cambridge University Press, 235-266.
- 28.Freeman, R. E., S. D. Dmytryev, and R. A. Philips, 2021, "Stakeholder Theory and the Resource-Based View of the Firm", *Journal of Management*, 47(7): 1757-1770.
- 29.Gillan, S. L., A. Koch, and L. T. Starks, 2021, "Firms and Social Responsibility: A Review of ESG and CSR Research in Corporate Finance", *Journal of Corporate Finance*, Vol.66, 101889.
- 30.Godfrey, P. C., 2005. "The Relationship Between Corporate Philanthropy and Shareholder Wealth: A Risk Management Perspective", *Academy of Management Review*, Vol.30: 777-798.
- 31.Goodman-Bacon, A., 2021, "Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing", *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.
- 32.Jeanneney, S. G., and K. Kpodar, 2011, "Financial Development and Poverty Reduction: Can There Be a Benefit Without a Cost?", *Journal of Development Studies*, 47(1): 143-163.
- 33.Kaul, A., and J. Luo, 2018, "An Economic Case for CSR: The Comparative Efficiency of For-Profit Firms in Meeting

- Consumer Demand for Social Goods.”, *Strategic Management Journal*, Vol.39: 1650-1677.
34. Kitzmueller, M., and J. Shimshack, 2012, “Economic Perspective on Corporate Social Responsibility”, *Journal of Economic Literature*, 50(1): 51-84.
35. Kotchen, M. J., 2006, “Green Markets and Private Provision of Public Goods”, *Journal of Political Economy*, 114(4): 816-834.
36. McGahan, A. M., 2023, “The New Stakeholder Theory on Organizational Purpose”, *Strategy Science*, 8(2): 121-321.
37. Rajan, R. G., and L. Zingales, 1998, “Financial Dependence and Growth”, *American Economic Review*, 88(3): 559-586.
38. Wang, H., C. Gibson, U. Zander, 2020, “Editors’ Comments: Is Research on Corporate Social Responsibility Undertheorized”, *Academy of Management Review*, 45(1): 1-6.

(作者单位：北京大学光华管理学院)

(责任编辑：杨 鑫)

Does Firms’ Paring Assistance Promote County-level Economic Growth? Evidence from the Quasi-natural Experiment in Poverty Alleviation Information Disclosure

ZHOU Zixun ZHANG Yanlong ZHOU Xinyu

Abstract: Encouraging social forces represented by enterprises to participate in rural revitalization, not only consolidates and expands achievements of poverty alleviation, but also seamlessly integrates them with rural revitalization. Using the listed firms’ poverty alleviation disclosure announcement issued by China Securities Regulatory Commission in 2016 as a quasi-natural experiment, we utilize the information in annual reports of listed firms and construct a Difference-in-Differences model to empirically examine the influence of firms’ pairing assistance on economic growth at the county level. Results show that firms’ pairing assistance significantly improves county-level economic growth. Mechanism analysis at the firm level reveals that firms can boost county economic growth through knowledge transfer and the integration of relevant practical experiences. Mechanism analysis at the county level indicates that pairing assistance can stimulate economic growth by promoting county-level financial development and optimizing industrial structure. Heterogeneity analysis shows that the effect of firms’ pairing assistance in counties on economic growth is more pronounced when there’s a stronger resource complementarity among assisting firms and a higher degree of network embeddedness of the assisting firms. This study underscores the positive externalities and social benefits of firms’ social responsibility exemplified by pairing assistance, providing distinct policy implications for deepening pairing assistance initiatives, supporting high-quality development, and fostering rural revitalization.

Keywords: Firms’ Pairing Assistance; Firms’ Social Responsibility; County-Level Economic Growth; Knowledge Transfer

易地扶贫搬迁安置区位对搬迁户 收入及收入质量的影响*

——基于 8 省 16 县的微观数据分析

汪三贵^{1,2} 马 兰^{1,2} 孙俊娜³

摘要: 本文利用 8 省份 16 县 1144 户易地扶贫搬迁户的三期平衡面板数据, 采用随机效应模型实证检验安置区位对搬迁户收入和收入质量的影响。研究发现: 与农村安置相比, 城镇安置带来的增收效应和提质效应分别提高了 14.6% 和 2.6%, 这一结论在重新测量被解释变量和克服内生性后依然成立。从收入结构看, 与农村安置相比, 城镇安置带来的工资性收入、财产性收入和转移性收入增加效应更强; 从收入质量不同维度看, 与农村安置相比, 城镇安置更有利于提升搬迁户收入的充足性、优化其收入的结构性、降低其收入的成本性。进一步分析发现, 上述效应具有一定异质性。从不同搬迁时间看, 短期内, 城镇安置的增收效应与农村安置相比更强; 从长期看, 城镇安置的增收效应和提质效应与农村安置相比均更强。从不同收入水平看, 城镇安置较农村安置的增收优势突出表现为“益贫不益富”的特点, 而提质优势则具有“益富不益贫”的特点。鉴于以上发现, 乡村振兴阶段的搬迁要充分考量迁入地的区位选择, 采用城镇安置优先的原则; 长期动态关注农村搬迁户的收入和收入质量状况, 防止出现规模性返贫; 提高农村安置低收入群体的收入水平, 缩小农村安置户内部收入差距。

关键词: 易地扶贫搬迁 安置区位 收入 收入质量

中图分类号: F310 文献标识码: A

一、引言

易地扶贫搬迁政策作为“五个一批”脱贫措施的重要手段, 通过重构农户发展空间、阻断贫困产生根源, 来解决生态脆弱地区“一方水土养不好一方人”的问题(朱永甜和余劲, 2021)。截至 2020

*本文研究受到中国人民大学科学基金项目“中华人民共和国脱贫攻坚史研究——解析脱贫攻坚的历史演进与成效”(编号: 22XNLG07)的资助。本文通讯作者: 孙俊娜。

年底，960 多万贫困群众“搬得出”的任务已全部完成^①，为消除绝对贫困和全面建成小康社会发挥了重要作用。但“搬得出”只是阶段性成果，搬迁后搬迁户能否“稳得住、能致富”是易地扶贫搬迁后续帮扶阶段关注的重点，也是决定易地扶贫搬迁工作成败的关键因素（武汉大学易地扶贫搬迁后续扶持研究课题组，2020；时鹏等，2022）。收入是表征搬迁户是否能顺利实现“稳得住、能致富”的重要指标，若搬迁后收入状况得不到改善，就很容易出现规模性返贫甚至返迁。同时，若只关注收入数量的变化，而忽略收入变化过程中搬迁户收入质量问题的特殊性，就容易造成“为增长而增长”的倾向和“有增长无质量”的境况。因此，确保搬迁户在“后搬迁”时期收入平稳有序增长、收入质量全面提升，将是易地扶贫搬迁工程的重点工作，也是备受社会关注的焦点问题。

然而，已有易地扶贫搬迁相关文献主要围绕搬迁对生计资本和生计策略、减贫效果、社会融入和收入等几个方面的影响展开。例如，在生计资本和生计策略方面，较多研究指出易地扶贫搬迁改变了搬迁户的生计环境，引发了生计资本结构重组，整体上改善了搬迁户的生计资本和生计策略、提升了生计资本总量、优化了生计资本结构，进而促进搬迁户生计策略向多元化发展，并逐渐由农业主导型向非农主导型转化（Meinzen and Adato, 2008；王君涵等，2020）。在减贫效果方面，易地扶贫搬迁不仅通过改善区域资源禀赋，促进生产要素优化配置，降低了贫困发生率、贫困深度和贫困强度（Bigsten, 1996；张会萍和罗媛月，2021），还通过改善与搬迁户生产生活密切相关的基础设施和公共服务等条件，降低了搬迁户的贫困脆弱性（Arnall et al., 2013；宁静等，2018）。在社会融入方面，易地扶贫搬迁将搬迁户的居住方式从散居变成聚居，造成原有的社会网络、代际关系、家庭结构等发生变化，进而使搬迁户难以实现社区融入（郑娜娜和许佳君，2019）；并且不同安置方式和社交距离同样会对搬迁户的社会融入产生影响，与分散安置相比，集中安置因社交距离的增加，在一定程度上阻碍了搬迁户的社会融入（张晨等，2022）。在收入方面，已有研究主要集中于“是否搬迁”对农户总收入、收入结构、收入差距等方面的影响。在对总收入的影响方面，时鹏等（2022）、朱永甜和余劲（2021）、时鹏和余劲（2023）、李聪等（2020）、李聪等（2019）已得出一致的结论，认为搬迁促进了搬迁户收入水平的提高。而在收入结构和收入差距等方面，已有研究暂未形成统一的意见。例如：朱永甜和余劲（2021）指出，易地扶贫搬迁显著提高了搬迁户的总收入和非农收入，降低了搬迁户内部的收入差距；李聪等（2019）则认为搬迁在增加搬迁户收入的同时，在一定程度上加剧了低收入群体内部的收入差距。

可以看出，已有文献主要基于“是否搬迁”这一识别策略对易地扶贫搬迁的收入效应进行评价，较少有研究关注搬迁户被安置到不同区位所带来的收入效应差异。实际上，易地扶贫搬迁工程涉及范围广、影响程度深，若搬迁区域的选择与家庭资源禀赋无法适配，那么在搬迁后的生计重建、社会融合、后续发展等方面将面临较多问题与挑战。因此，若想“稳得住、能致富”，安置区位的选择十分关键。易地扶贫搬迁从安置区位上可分为农村安置和城镇安置（郭华和黎洁，2019）。与农村安置相比，城镇安置因搬迁距离较远，生计资本和生计策略改变较大，不同的生计资本和生计策略对搬迁户

^①资料来源：《“十三五”易地扶贫搬迁任务全面完成》，http://www.gov.cn/xinwen/2020-12/03/content_5566832.htm。

的影响不同。因此，本文从收入和收入质量视角评估不同安置区位对搬迁户有何不同影响。本文研究不仅可以检验政策的实施效果，而且对于乡村振兴阶段是选择就地并村还是选择城镇安置来实现新型城镇化也有重要的参考价值。遗憾的是，既有研究对此缺乏相应的理论探讨与实证检验。基于此，本文首先对易地扶贫搬迁安置区位影响搬迁户收入和收入质量进行理论分析，并提出研究假说；其次，利用全国8省16县1144户易地扶贫搬迁户的三期平衡面板数据，采用随机效应模型的方法识别不同安置区位对搬迁户收入和收入质量的影响；再次，利用工具变量法和处理效应模型对遗漏变量和自选择导致的模型内生性问题进行处理，对结果的稳健性进行检验；最后，本文进一步分析安置区位对搬迁户收入及收入质量影响的异质性，以深入探究易地扶贫搬迁不同安置区位“增收提质”的时间效应和群体效应。

与已有研究成果相比，本文的边际贡献主要包括三个方面。首先，本文将“持久收入理论”与“收入质量”联系到一起进行阐述，尝试在经济学范式下探寻“收入质量”这一概念的理论起源与内涵。其次，已有文献主要从收入的充足性、结构性、稳定性、成本性和知识性五个维度构建收入质量指数，而本文认为收入的知识性是获得收入的主体所拥有的能够获得收入的知识和技能，并非测量收入质量的指标。因此，本文构建收入质量指数的维度不包括收入的知识性，进一步修正和完善了收入质量指标体系。最后，中国在乡村振兴阶段仍有大量的搬迁工作，就地并村还是城镇安置这种搬迁区位选择的正确与否将在很大程度上决定着搬迁工程的效果和成败。本文将易地扶贫搬迁安置区位分为农村安置和城镇安置，分析不同安置区位带来的收入效果差异，以期从收入视角为乡村振兴阶段的搬迁以及其他有类似搬迁需要的国家提供借鉴和参考。

二、理论分析与研究假说

不同的安置区位对搬迁户有不同的影响，总体来看，农村安置和城镇安置均可以直接和间接影响搬迁户家庭的收入和收入质量。

（一）易地扶贫搬迁安置区位对搬迁户收入的影响

农户行为理论认为农户是理性的个体，他们会基于现有的资源，根据自身的需求或偏好进行合理决策，以期达到帕累托最优，实现利益最大化。易地扶贫搬迁改变了搬迁户的生计资本（吴嘉莘等，2022），在利润最大化的驱使下，搬迁户会根据安置区现有的资源重新调整生计策略，不同的生计策略对搬迁户的收入和收入结构有不同的影响，因此不同的安置区位对搬迁户的收入和收入结构有不同的影响。具体来说，与农村安置相比，城镇安置距迁出地较远，随着搬迁距离的增加，回原居住地从事种养殖业投入的时间和成本也不断增加（赵元等，2016；曾琦和杨耀淇，2017）；同时，城镇安置多为无土安置，加上居住模式的改变（安置区多为高层建筑）（时鹏等，2022），使搬迁户无法在安置区从事种养殖业（李霄等，2019）。因此，作为理性经济人，城镇安置的搬迁户将完全放弃或较少在原居住地从事种养殖业（时鹏和余劲，2021），进而减少种养殖规模，直接减少经营净收入^①。而

^①由于搬迁户的经营净收入多为农业经营净收入，非农经营净收入占比较小，本文中的经营净收入仅指农业经营净收入。

农村剩余劳动力和从农业中释放的劳动力等可变要素在家庭内部经过再调整可以配置到其他生产部门，以实现家庭效用最大化（马志雄和丁士军，2013）。一是促进非农转移就业。在搬迁到城镇后，为了达到家庭效用最大化，搬迁户会根据家庭成员各自的优势进行劳动分工，尽可能把农村剩余劳动力和从农业中释放的劳动力转移到非农产业部门，通过增加非农就业人数来提高家庭工资性收入；或是将农村剩余劳动力或挤出的劳动力照料家中老人和孩子，让其他劳动力有更多时间专注于非农工作，通过提高非农劳动强度来增加工资性收入。二是获得更多的政府补贴。城镇安置虽然在短期内不会改变搬迁户的低保金、五保金和惠农补贴等，但非农就业人数的增加可以获得更多的政府务工补贴和省外交通补助，从而提高搬迁户转移性收入。三是促进土地流转。作为理性经济人，搬迁户家庭生产要素配置行为也符合帕累托最优原则。城镇安置引致家庭闲置耕地数量增加，在一定程度上促进了搬迁户土地转出行为，进而通过增加土地租金收入来提高家庭财产性收入（谢先雄等，2020）。

整体而言，与农村安置相比，城镇安置对搬迁户家庭收入的影响主要表现为：通过缩减种养殖规模减少经营净收入，通过促进劳动力从事非农工作增加工资性收入，通过获得更多政府补贴提高转移性收入，通过促进土地流转增加财产性收入。而工资性收入、财产性收入和转移性收入的增加能弥补经营净收入的下降，最终促进搬迁户收入的增加。

根据上述分析，本文提出以下假说。

H1：与农村安置相比，城镇安置带来的收入增加效应更强。

H1a：与农村安置相比，城镇安置带来的工资性收入、财产性收入和转移性收入增加效应更强。

（二）易地扶贫搬迁安置区位对搬迁户收入质量的影响

1. 持久收入理论视角下收入质量的内涵界定。持久收入理论是由美国著名经济学家弗里德曼提出来的。该理论把居民收入分为持久性收入和暂时性收入：持久性收入是指长期的、有规律的稳定收入，具有稳定性、多元化等特征；而暂时性收入是指在短期内得到的收入，可能是正值（如意外获得的奖金），也可能是负值（如遗失或者被盗等），具有不稳定性、非连续性和偶然性等特征（金春雨等，2012；赵航和吴迪，2019）。持久收入理论认为：持久性收入使居民心理预期稳定，暂时性收入无法形成稳定的预期，因此消费取决于持久性收入，而不取决于暂时性收入，即居民对不同类型的收入会作出不同的反应；作为理性经济人，为了实现长期效用最大化，他们会更倾向于获得持久性收入而非暂时性收入。

持久性收入和暂时性收入表现出的不同特征反映了个体收入存在显著的质态差异性，且因质态的差异，相同数量水平的收入所带来的效用水平也不同。即在实际生活中，因个体的增收能力、就业结构、工作性质和劳动成本等不同，获取的收入可能会存在显著的质态多元性，带来的效用水平也有高有低。因此，本文将搬迁户获取的收入中所反映的质态差异特性综合界定为收入质量，并认为获得的效用水平越高，收入质量也越高。已有研究将收入质量的质态差异归纳为收入的充足性、结构性、稳定性、成本性和知识性五个维度（孔荣和王欣，2013；罗永明和陈秋红，2020）。而本文认为，收入的知识性是获得收入的主体所拥有的能够获得收入的知识和技能，并非测量收入质量的指标。因此，本文拟从收入的充足性、结构性、稳定性和成本性四个维度构建易地扶贫搬迁户的收入质量评价指标

体系，并基于指标体系计算收入质量指数以及四个维度的分指数，全面测量搬迁户的收入质量。同时，本文预期高质量的收入表现为数量充足、结构合理、增长稳定、获取成本低（孔荣和王欣，2013）。

2. 易地扶贫搬迁安置区位影响收入质量的机制分析。根据农户行为理论，与农村安置相比，城镇安置的搬迁户为了实现利益最大化，会根据现有的资源将生计策略由农业生产转向非农就业（黎洁，2016），进而直接和间接影响搬迁户的收入质量。一是城镇安置直接降低收入的成本性。对于搬迁户来说，收入的成本主要是农业生产成本和务工成本。一方面，城镇安置促使搬迁户从农业生产转向非农就业，直接减少占比较高、费用较多的农业生产性投入；另一方面，城镇安置为搬迁户提供更多就近务工的机会，加上政府对脱贫户省外务工发放交通补贴，务工成本增加较少。因此，与农村安置相比，城镇安置收入的成本性有所下降。二是城镇安置间接提高收入的充足性，优化收入的结构性。搬迁户不仅追求利润最大化而且追求风险最小化，为了可持续生计的需要，他们普遍根据现有资源选择多元化工作。因此，城镇安置工作机会的增加促进农村剩余劳动力或从农业中释放的劳动力从事多元化工作。一方面，这有利于增加搬迁户家庭收入，使收入的充足性进一步提高；另一方面，收入来源的增加使收入结构不断优化调整（罗媛月等，2022）。三是城镇安置间接降低收入的稳定性。搬迁户家庭劳动力大多文化素质偏低，技能水平差，为避免劳动力资源浪费，他们会选择从事一些低端或临时性工作（张会萍和罗媛月，2021），与稳定的农业生产相比，搬迁后工作频繁变动降低了搬迁户收入的稳定性。

整体而言，与农村安置相比，城镇安置对搬迁户家庭收入质量的影响主要表现为增加收入的充足性、优化收入的结构性以及降低收入的稳定性和成本性，并且充足性、结构性和成本性的优化效果会超过稳定性下降的影响效应，最终促进搬迁户收入质量的提高。

根据上述分析，本文提出以下假说。

H2：与农村安置相比，城镇安置带来的收入提质效应更强。

H2a：与农村安置相比，城镇安置更有利于提升搬迁户收入的充足性、优化其收入的结构性、降低其收入的稳定性和成本性。

三、研究设计

（一）数据来源

本文使用的微观农户数据来源于“易地扶贫搬迁的社会经济与环境影响评估”项目在云南、四川、广西、湖北、湖南、甘肃、贵州和陕西8省份的调查数据。该项目对样本区域的选择主要基于两方面的考虑：第一，样本省份“十三五”易地扶贫搬迁总人口均超过50万，是《全国“十三五”易地扶贫搬迁规划》（以下简称《规划》）中搬迁规模最大的8个省份，也是《规划》中搬迁户所在的主要区域，样本分布具有良好的代表性；第二，样本区域涵盖所有的安置模式、搬迁模式和安置区位，为本文研究提供了良好的数据基础。

在确定样本省份后，基于地理分布、政策区域、搬迁规模等因素，该调查采取多阶段随机抽样的方法确定样本县、安置点和搬迁户。首先，在每个样本省份随机抽取2个样本县。其次，在每个样本

县随机抽取 3 个安置点。最后，在每个安置点根据安置点规模随机抽取一定比例的“十三五”期间入住的搬迁户。调查问卷包括安置区问卷、村问卷和农户问卷。

本文主要使用该项目 2017 年、2019 年和 2021 年的农户问卷数据，包括家庭基本情况、农业生产情况、就业状况、收入与消费、易地扶贫搬迁基本情况、借贷情况以及搬迁后的住房情况、后续帮扶等信息。本文获得的农户样本分别为 2017 年 1898 户、2019 年 2035 户和 2021 年 2030 户，受访者多为户主或对家庭情况较清楚的家庭成员。在剔除无效样本、关键变量缺失样本以及未追踪到的样本后，最终形成 1144 户搬迁户的三期平衡面板数据，观测值总数为 3432 户。

（二）收入质量指标体系构建

本文根据收入质量的内涵，从收入的充足性、结构性、稳定性、成本性四个维度选取 7 个具体指标（见表 1）构建搬迁户收入质量评价指标体系。

表 1 易地扶贫搬迁户收入质量评价指标体系

一级指标	二级指标	变量赋值	指标属性
充足性	家庭年收入	家庭年收入取对数	正向
结构性	收入来源数量	家庭收入来源个数	正向
	家庭务工收入比重	务工收入占家庭收入的比重	正向
稳定性	收入增长率	每两年家庭收入增长率	正向
	贷款金额	实际贷款金额	负向
成本性	农业生产成本	成本大于收入=2, 成本等于收入=1, 成本小于收入=0	负向
	务工成本	成本小于收入=2, 成本等于收入=1, 成本大于收入=0	负向

收入的充足性指收入总量是否能够满足家庭的需求，即收入的数量水平。家庭年收入是反映家庭收入数量的重要指标，因此收入的充足性由家庭年收入指标构成。收入的结构性反映农户的就业状况和风险分散能力。一般来说，收入来源渠道越少、家庭务工收入占比越低，越是主要依靠或唯一依靠农业收入，收入结构就越不协调。因此，本文使用收入来源数量和家庭务工收入比重 2 个指标来综合反映收入是否具有多元化的结构特征。收入的稳定性指收入是否有稳定的来源和潜在的风险。一般来说，家庭收入逐年增长，说明家庭收入更稳定持久，同时家庭贷款金额越少，潜在的风险也越低。因此，收入的稳定性由收入增长率和贷款金额 2 个指标综合反映。收入的成本性指获取收入时发生的成本费用。理性经济人不仅关心收入的绝对量，而且关心收入的相对量，他们会将自己获得的收入与投入的成本进行比较，进而决定其经济行为。对于搬迁户来说，他们的收入成本主要是农业生产成本和务工成本，因此本文收入的成本性由农业生产成本和务工成本 2 个指标组成。

收入质量的构建不仅需要可获得的具体指标，也需要对相关指标赋予权重。常见的赋权方法有主观赋权法和客观赋权法两种，为了避免主观赋权造成指数测度不准确，本文采用客观赋权法中的熵值法测算收入质量及其四个维度。

(三) 模型与变量

本文的核心解释变量为不随时间变化的变量，因此无法使用固定效应模型进行估计（王媛和杨广亮，2016）。为实现本文的研究目的，本文借鉴张海峰等（2021）的模型构建思路，将三期平衡面板随机效应模型设定如下：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_2 Z' + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中： i 和 t 分别表示第 i 个搬迁户和第 t 年；被解释变量 y_{it} 表示搬迁户家庭收入或收入质量；核心解释变量 x_{it} 是安置区位，为 0-1 虚拟变量， $x_{it}=1$ 表示城镇安置， $x_{it}=0$ 表示农村安置； Z' 为控制变量，即其他可能影响搬迁户收入和收入质量的因素，包括户主特征、家庭特征、安置区特征等； η_t 为时间虚拟变量； ε_{it} 是随机误差项； β_0 、 β_1 和 β_2 是待估系数。

(四) 变量说明与描述性统计

1.被解释变量。本文被解释变量为搬迁户收入和收入质量情况。其中，收入包括搬迁户家庭年收入及其分项收入。家庭年收入是经营净收入、工资性收入、财产性收入、转移性收入之和。其中：经营净收入包括种植业净收入和养殖业净收入 2 项；工资性收入指家庭全部工资性收入，含本地或外地打工的全部收入、退休金等；财产性收入包括土地、房屋等租金，入股分红和利息收入；转移性收入指政府补贴和人情往来等其他转移性收入。为减少异方差的影响，收入与分项收入均做对数处理^①和 2% 缩尾处理。收入质量包括收入的充足性、结构性、稳定性、成本性四个维度和基于这四个维度综合计算得出的收入质量。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为安置区位。继续在本村或外村生活的称为农村安置，赋值为 0；而作为城镇居民在迁入乡镇或县城生活的称为城镇安置，赋值为 1。

3.控制变量。本文在回归分析中控制了其他可能影响搬迁户收入及收入质量的因素。一是户主特征。户主作为重要的家庭成员，在家庭分工决策上具有话语权，对家庭收入和收入质量有重要影响。本文选取户主年龄、户主受教育情况、户主健康状况和户主居家时间 4 个变量作为户主层面的控制变量。二是家庭特征。家庭特征反映家庭的资源禀赋和家庭结构，不同的资源禀赋和不同的家庭结构对搬迁户收入和收入质量有不同的影响，如果不考虑家庭之间的异质性，则得出的回归结果容易产生偏误。因此，本文选取家庭负担人口数量、家庭患病人数、人均耕地面积、对公共事务的影响力、是否本村大姓、亲戚朋友数量 6 个变量作为家庭层面的控制变量。三是安置区特征。安置区特征反映搬迁户居住地的区域禀赋，安置区的交通状况和市场距离等都会影响搬迁效果。在安置区差异较大的情况下，如果不对安置区特征进行有效识别，会导致回归结果出现偏误。故本文选取家到村委会距离、家到最近水泥路距离和家到最近县城距离 3 个变量作为安置区层面的控制变量。此外，为尽可能降低内

^① 由于工资性收入、财产性收入和转移性收入存在 0 值，为防止样本缺失，在对数处理时将收入、工资性收入、财产性收入和转移性收入加 1 后取对数。经营净收入存在收入为负的情况，为保留收入为负的样本，在对数处理时若经营净收入大于或等于 0，加 1 取对数；若经营净收入小于 0，对其取绝对值后再加 1 取对数的相反数。

生性问题，本文还控制了时间虚拟变量。

4. 变量描述性统计。各变量的赋值说明与描述性统计情况如表 2 所示。

表 2 变量赋值说明与描述性统计

变量	变量定义	均值	最小值	最大值
被解释变量				
收入	家庭年经营净收入、工资性收入、财产性收入和转移性收入之和（元）	41543	882	186514
经营净收入	家庭年经营净收入（元）	6727	-10000	80000
工资性收入	家庭年工资性收入（元）	28288	0	142700
财产性收入	家庭年财产性收入（元）	243	0	4000
转移性收入	家庭年转移性收入（元）	4797	0	31635
收入质量	综合四个分指数计算得出	0.14	0.02	0.63
收入充足性	通过熵值法计算得出	0.64	0	1
收入结构性	通过熵值法计算得出	0.52	0	1
收入稳定性	通过熵值法计算得出	0.02	0	1
收入成本性	通过熵值法计算得出	0.83	0	1
核心解释变量				
安置区位	城镇安置=1, 农村安置=0	0.39	0	1
控制变量				
户主年龄	实际年龄（岁）	56.12	30	82
户主受教育情况	未上学=0, 学前班=1, 小学=2, 初中=3, 高中=4, 高中以上=5	2.03	0	5
户主健康状况	自评健康=1, 否则=0	0.55	0	1
户主居家时间	每年实际在家居住时间（月）	10.58	0	12
负担人口数量	家庭 16 周岁以下孩子与 65 周岁及以上老人人数之和（人）	1.32	0	6
患病人数	自评不健康的家庭成员人数之和（人）	1.19	0	6
人均耕地面积	家庭人均耕地面积（亩）	2.02	0	11.25
对公共事务的影响力	农户自评家庭对村庄公共事务有影响=1, 没有影响=0	0.42	0	1
是否本村大姓	是否为本村最大姓氏: 是=1, 否=0	0.36	0	1
亲戚朋友数量	家中有合得来的亲戚朋友数量（人），连续变量	35.14	0	500
家到村委会距离	连续变量（千米）	3.50	0	170
家到最近水泥路距离	连续变量（千米）	0.05	0	1.50
家到最近县城距离	连续变量（千米）	53.69	0	220
工具变量				
迁出村海拔	连续变量（米）	1170	75	2800

四、模型估计结果与分析

(一) 基准回归结果

1. 安置区位对搬迁户家庭收入的影响。表3报告了采用随机效应模型估计安置区位对搬迁户家庭收入以及经营净收入、工资性收入、财产性收入和转移性收入影响的基准回归结果。同时,与混合回归作对比,两种模型估计的结果几乎无差异^①。因此,本文仅对随机效应模型的估计结果进行汇报。表3(1)列显示,核心解释变量安置区位在1%的统计水平上显著,且系数估计值为0.146。这说明,与农村安置相比,城镇安置带来的增收效应增强了14.6%。从收入结构看,表3(2)列安置区位的系数为-1.757,且通过1%水平的显著性检验。即相比于农村安置,城镇安置对搬迁户的经营净收入产生显著的负向影响。这可能是因为,搬迁导致耕作半径增加,进而迫使搬迁户调整生计策略,减少农业生产经营。调查数据显示,与农村安置搬迁户相比,城镇安置的搬迁户户均土地撂荒面积增加1.32亩,非农化特征更加明显,这一调查结果与王倩等(2019)的观点一致。与之相反,表3(3)~(5)列中,安置区位的估计系数均显著为正。这说明,与农村安置相比,城镇安置对搬迁户的工资性收入、财产性收入和转移性收入的增加效应更强,主要原因有三个方面。一是搬迁导致农业生产活动减少,进而促进非农就业。调查数据显示,与农村安置的搬迁户相比,城镇安置的搬迁户户均非农就业人数增加0.30人、非农就业时间增加2.40个月,进而通过增加非农就业人数和时间来增加工资性收入。二是城镇安置的搬迁户耕作半径扩大,进而促进土地流转。调查数据显示,与农村安置的搬迁户相比,城镇安置的搬迁户户均土地转出增加1.03亩,城镇安置的搬迁户通过增加土地租金的方式增加了财产性收入。三是城镇安置促进搬迁户从事非农就业,进而获得了更多的政府就业补贴和省外务工补贴。调查数据显示,城镇安置的搬迁户户均获得的政府就业补贴和省外务工补贴比农村安置的搬迁户多1940.91元,从而增加了转移性收入。这意味着,与农村安置相比,城镇安置带来较强的增收效应主要源于较高的工资性收入、财产性收入和转移性收入,且弥补经营净收入损失后仍有结余。

表3 安置区位对搬迁户收入影响的随机效应模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	收入	经营净收入	工资性收入	财产性收入	转移性收入
安置区位	0.146*** (0.041)	-1.757*** (0.216)	0.537*** (0.123)	0.435*** (0.104)	0.480*** (0.126)
户主年龄	0.004* (0.002)	-0.002 (0.010)	0.047*** (0.005)	0.006 (0.004)	0.015*** (0.006)
户主受教育情况	0.070*** (0.018)	0.066 (0.095)	0.168*** (0.054)	0.116*** (0.044)	0.048 (0.055)
户主健康状况	0.103** (0.043)	0.389 (0.266)	0.436*** (0.138)	0.002 (0.126)	-0.022 (0.143)

^①由于篇幅限制,混合模型回归结果未在文中展示,若有需要,可联系笔者。

表3 (续)

户主居家时间	-0.053*** (0.005)	0.122*** (0.032)	-0.211*** (0.014)	-0.050*** (0.016)	0.004 (0.017)
负担人口数量	0.068*** (0.015)	0.143 (0.089)	0.242*** (0.047)	-0.042 (0.042)	0.090* (0.050)
患病人数	0.012 (0.021)	-0.033 (0.129)	0.083 (0.062)	0.027 (0.059)	0.333*** (0.071)
人均耕地面积	0.001 (0.008)	-0.015 (0.054)	-0.049* (0.026)	0.018 (0.025)	0.120*** (0.027)
对公共事务的影响力	0.081*** (0.030)	0.725*** (0.190)	0.175* (0.091)	0.093 (0.089)	-0.013 (0.106)
是否本村大姓	0.055 (0.042)	0.376* (0.211)	0.009 (0.127)	-0.006 (0.100)	-0.207* (0.126)
亲戚朋友数量	0.000* (0.000)	0.001 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.002 (0.001)
家到村委会距离	-0.002 (0.002)	0.025** (0.011)	-0.018** (0.008)	-0.017*** (0.003)	-0.012* (0.006)
家到最近水泥路距离	-0.014 (0.094)	0.732 (0.448)	-0.276 (0.311)	-0.446** (0.184)	-0.217 (0.341)
家到最近县城距离	-0.000 (0.001)	0.013*** (0.003)	-0.001 (0.002)	-0.007*** (0.001)	0.003* (0.002)
常数项	9.659*** (0.136)	1.812** (0.730)	6.560*** (0.405)	1.200*** (0.351)	4.670*** (0.438)
观测值	3432	3432	3432	3432	3432
R ²	0.250	0.099	0.160	0.086	0.057

注: ①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平; ②括号内的数值为稳健标准误; ③时间虚拟变量已控制。

2. 安置区位对搬迁户家庭收入质量的影响。表4报告了安置区位对搬迁户收入质量影响的随机效应模型的回归结果。与混合回归作对比, 两种模型估计的结果几乎无差异^①, 因此本文仅汇报随机效应模型估计结果。表4(1)列显示, 安置区位在1%的统计水平上显著, 且估计系数为0.026, 即与农村安置相比, 城镇安置带来的收入提质效应显著提高了2.6%。这说明, 与农村安置相比, 城镇安置带来一定的提质效应, 有助于搬迁户实现收入的可持续性。

从不同维度看, 安置区位对搬迁户收入的充足性、结构性、稳定性和成本性有不同影响。首先, 表4(2)列和(3)列显示, 安置区位均在1%的水平上显著且估计系数为正。这说明, 与农村安置相比, 城镇安置更有利于提升搬迁户收入的充足性和结构性。城镇安置为搬迁户提供了更多的工作机会, 有利于促进搬迁户从事多元化工作。调查数据显示, 与农村安置搬迁户相比, 城镇安置的搬迁户收入

^①由于篇幅限制, 混合模型回归结果未在文中展示, 若有需要, 可联系笔者。

渠道增加 0.33 个, 说明城镇安置搬迁户不再仅仅依靠农业收入, 而是通过增加收入渠道、促进工作多元化进一步提升收入的充足性和优化收入的结构性。其次, 表 4 (5) 列显示, 安置区位在 1% 的水平上显著且估计系数为负。即与农村安置比, 城镇安置更有利于降低搬迁户收入的成本性。城镇安置促使搬迁户从农业生产转向非农就业, 直接减少了占比较高、费用较多的农业投入, 进而降低了收入的成本性。最后, 表 4 (4) 列显示, 安置区位的估计系数为负但不显著, 说明与农村安置相比, 城镇安置对搬迁户收入的稳定性无显著影响。

表 4 安置区位对搬迁户收入质量影响的随机效应模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	收入质量	收入充足性	收入结构性	收入稳定性	收入成本性
安置区位	0.026*** (0.005)	0.027*** (0.008)	0.052*** (0.009)	-0.001 (0.002)	-0.044*** (0.009)
户主年龄	-0.001*** (0.000)	0.001* (0.000)	0.002*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.002*** (0.000)
户主受教育情况	-0.002 (0.002)	0.013*** (0.003)	0.011*** (0.004)	-0.001 (0.001)	0.005 (0.004)
户主健康状况	-0.013** (0.006)	0.019** (0.008)	0.016* (0.010)	0.001 (0.002)	0.030** (0.012)
户主居家时间	-0.000 (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.016*** (0.001)	0.000 (0.000)	-0.002 (0.001)
负担人口数量	-0.007*** (0.002)	0.013*** (0.003)	0.008** (0.003)	-0.000 (0.001)	0.014*** (0.004)
患病人数	-0.004 (0.003)	0.002 (0.004)	-0.003 (0.005)	-0.002*** (0.001)	0.005 (0.006)
人均耕地面积	0.001 (0.001)	0.000 (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.001* (0.000)	-0.003 (0.002)
对公共事务的影响力	-0.012*** (0.004)	0.015*** (0.006)	0.009 (0.007)	0.002 (0.002)	0.027*** (0.008)
是否本村大姓	-0.004 (0.005)	0.010 (0.008)	0.003 (0.010)	0.000 (0.001)	0.009 (0.009)
亲戚朋友数量	0.000 (0.000)	0.000* (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
家到村委会距离	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
家到最近水泥路距离	-0.010 (0.010)	-0.003 (0.018)	-0.031 (0.022)	-0.003 (0.002)	0.014 (0.020)
家到最近县城距离	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)	0.001*** (0.000)

表4 (续)

常数项	0.260*** (0.016)	0.537*** (0.025)	0.531*** (0.030)	0.050*** (0.006)	0.610*** (0.032)
观测值	3432	3432	3432	3432	3432
R ²	0.084	0.250	0.113	0.017	0.086

注: ①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平; ②括号内的数字为稳健标准误; ③时间虚拟变量已控制。

(二) 稳健性检验

1. 稳健性检验一: 更换被解释变量测量方法的稳健性检验。在搬迁户收入的测量上, 基准回归中的收入核算扣除了家庭各项成本。考虑到各项成本可能对回归结果造成影响, 表5 (1)列中对收入的核算并未扣除各项成本。可以看到, 回归结果与前文结果保持一致, 说明安置区位对搬迁户收入的影响不受成本的影响。为进一步探究搬迁户在搬迁后不依赖转移性收入的创收能力, 本文在基准回归基础上剔除转移性收入后再次检验安置区位对搬迁户收入的影响。表5 (2)列显示, 安置区位显著且估计系数为正, 说明即使在不依靠政府补贴和亲友转移收入的情况下, 与农村安置相比, 城镇安置带来的增收效应更强, 进一步证明了基准回归结果的稳健性。

表5 更换被解释变量测量方法的稳健性检验结果

变量	收入		收入质量	
	未扣除各项成本核算收入 (1)	剔除转移性收入 (2)	采用因子分析法测量 (3)	增加收入的知识性维度 (4)
			(3)	(4)
安置区位	0.121* (0.069)	0.116* (0.070)	0.140*** (0.021)	0.025*** (0.005)
常数项	9.834*** (0.235)	8.929*** (0.225)	0.209*** (0.073)	0.269*** (0.015)
观测值	3432	3432	3432	3432
R ²	0.071	0.179	0.084	0.078

注: ①控制变量同表3, 估计结果略; ②***和*分别表示1%和10%的显著性水平; ③括号内的数值为稳健标准误; ④时间虚拟变量已控制。

在收入质量的测量上, 基准回归中采用熵值法计算收入质量指数。为了避免测算方法差异对回归结果的影响, 本文进一步采用因子分析法^①对收入质量指数重新测量。表5 (3)列估计结果与基准回归结果基本一致, 再次说明与农村安置相比, 城镇安置有利于提升搬迁户收入质量的结论基本稳健。在指标选择上, 本文借鉴已有研究, 增加收入的知识性维度(用户主学历、是否参加培训2个指标衡量), 然后采用熵值法重新计算收入质量指数。表5 (4)列显示, 即使测量指标变化, 基准回归结果依然稳健成立。

2. 稳健性检验二: 遗漏变量导致内生性的稳健性检验。根据《规划》的总体布局, 在搬迁户安置区

^①在因子分析前需要进行KMO值和Bartlett球形检验。检验结果显示: Bartlett球形检验的卡方统计量为3445.757, 相应的概率p值为0; KMO检验的值为0.586, 大于0.5。这说明, 本文的数据适合进行因子分析法。

位的选择上，应坚持宜城则城、宜乡则乡的原则，根据安置地人口规模，尊重群众意愿合理划分安置区。也就是说，将搬迁户安置在城镇还是农村，虽由政府统一规划，但也要尊重搬迁户的意愿，因此，本文的基准回归可能遗漏了一些影响搬迁户区位选择的不可观测因素（如搬迁户的区位偏好、生活习惯、职业规划等）。为此，本文采用工具变量法缓解遗漏变量导致的内生性问题，选取迁出村海拔作为工具变量，进行两阶段最小二乘估计。海拔是地理位置的重要标志之一，海拔越高的迁出村越有可能位于山区。与高海拔的山区村相比，低海拔的平原村可以提供更多的建设区位，建设成本和建设难度更低，可以安置的人数更多，农村安置尤其是本村安置的可能性也更大。因此，迁出村海拔是影响搬迁户安置区位选择的重要因素之一，满足工具变量相关性的要求；迁出村海拔作为反映地理位置情况的变量，属于较为外生的变量，对搬迁户搬迁后的收入和收入质量没有直接影响，满足工具变量外生性的要求（张晨等，2022）。在此基础上，本文对工具变量的有效性进行检验。从检验结果来看，不可识别检验的 Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 190.270，对应的 p 值为 0.000，拒绝“不可识别”的原假设。弱工具变量检验的 Cragg-Donald Wald 统计量为 239.486，大于 10% 偏误水平下的临界值 16.38，拒绝存在弱工具变量的原假设。因此，迁出村海拔作为工具变量通过了工具变量有效性检验，证明了其作为工具变量的合理性。

表 6 汇报了两阶段最小二乘法的估计结果。结果显示，在克服遗漏变量导致的内生性问题后，安置区位对搬迁户收入和收入质量依然有显著的正向影响，估计系数虽然均大于基准回归结果的系数，但系数的符号和显著性没有实质性变化。这说明，与农村安置相比，城镇安置带来的增收效应和提质效应更强的结论较稳健。

表 6 安置区位对搬迁户收入和收入质量的影响：工具变量法

变量	收入		收入质量	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
迁出村海拔	0.0002*** (0.000)		0.0002*** (0.000)	
安置区位		0.240* (0.125)		0.143*** (0.019)
常数项	0.150** (0.061)	9.570*** (0.128)	0.150** (0.061)	0.215*** (0.019)
观测值	3432	3432	3432	3432
R ²	0.161	0.249	0.161	

注：①控制变量同表3，估计结果略；②***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③括号内的数值为稳健标准误；④时间虚拟变量已控制。

3. 稳健性检验三：自选择导致内生性的稳健性检验。上文使用工具变量法在一定程度上解决了遗漏变量导致的内生性问题，但仍可能存在搬迁户基于家庭禀赋或比较优势分析后进行区位选择的自选择偏差，进而影响研究结果的准确性和可靠性（尹志超等，2020；岳歲等，2021）。为缓解潜在的自选择问题，本文进一步使用处理效应模型进行分析。同时，本文的内生变量安置区位为二值虚拟变量，

适用于处理效应模型。表 7 汇报了安置区位对搬迁户收入和收入质量影响的处理效应模型两步法估计结果。结果显示，安置区位对搬迁户收入和收入质量均产生显著的正向影响。这说明，通过处理效应模型缓解自选择内生性后，城镇安置带来的增收效应和提质效应比农村安置更强的结论依然稳健。

表 7 安置区位对搬迁户收入和收入质量的影响：处理效应模型

变量	收入		收入质量	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
迁出村海拔	0.0005*** (0.000)		0.0005*** (0.000)	
安置区位		0.248* (0.150)		0.167*** (0.023)
常数项	-0.830*** (0.047)	9.568*** (0.130)	-0.830*** (0.047)	0.207*** (0.018)
观测值	3432	3432	3432	3432
伪 R ²	0.039		0.039	

注：①控制变量同表 3，估计结果略；②***和*分别表示 1% 和 10% 的显著性水平；③括号内的数值为标准误；④时间虚拟变量已控制。

（三）异质性分析

1. 不同搬迁时间的异质性分析。搬迁时间不同，搬迁户在安置区生活的适应能力不同，可能会造成安置区位对搬迁户收入和收入质量的异质性影响。表 8 分别报告了安置区位对不同搬迁时间^①的搬迁户收入和收入质量的异质性影响结果。

表 8 不同搬迁时间下安置区位对搬迁户收入与收入质量的影响

变量	收入			收入质量		
	搬迁1年	搬迁2年	搬迁2年以上	搬迁1年	搬迁2年	搬迁2年以上
安置区位	0.247*** (0.096)	0.157* (0.080)	0.104* (0.058)	0.001 (0.010)	0.011 (0.010)	0.043*** (0.007)
常数项	8.680*** (0.339)	9.662*** (0.260)	9.940*** (0.180)	0.283*** (0.038)	0.251*** (0.033)	0.260*** (0.022)
观测值	717	888	1827	717	888	1827
R ²	0.245	0.237	0.280	0.100	0.072	0.108

注：①控制变量同表 3，估计结果略；②***和*分别表示 1% 和 10% 的显著性水平；③括号内的数值为稳健标准误；④时间虚拟变量已控制。

从收入情况来看，与农村安置相比，无论搬迁时间长短，城镇安置带来的增收效应均更强。从收入质量情况来看，与农村安置相比，随着搬迁时间的增加，安置区位系数由正向不显著变为正向显著。这说明：在短期内，与农村安置相比，城镇安置的增收效应更强；而从长期来看，与农村安置相比，

^① 此处搬迁时间指截至 2020 年底搬迁户搬迁到安置住房的时长，其中搬迁时长不足一整年按一整年计算。

城镇安置的增收效应和提质效应均更强。由此表明，城镇安置更有利于促进搬迁户长期可持续发展。

2. 不同收入搬迁户的异质性分析。不同收入水平搬迁户的人力资本禀赋亦不同，可能会造成安置区位对搬迁户收入和收入质量的异质性影响。为检验安置区位对不同收入水平搬迁户的影响是否存在差异，本文根据搬迁户收入和收入质量情况，采用分位数回归模型进行检验。表9报告了安置区位对搬迁户收入影响的分位数回归结果。结果显示，安置区位对不同收入水平搬迁户收入的影响存在重要差异，与农村安置相比，城镇安置带来的收入优势随着收入水平分位数的上升整体上呈不断下降的趋势。这表明，与农村安置相比，城镇安置对中低收入搬迁户具有较强的增收效应，而对高收入水平搬迁户的影响较弱，表现出一定的“益贫不益富”特点。即与农村安置相比，城镇安置较有利于降低搬迁户内部的收入不平等程度。

表9 安置区位对搬迁户收入的影响：分位数回归

变量	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%
	分位数	分位数	分位数						
安置区位	0.166** (0.074)	0.192*** (0.050)	0.173*** (0.053)	0.137*** (0.048)	0.127*** (0.045)	0.126*** (0.038)	0.113*** (0.035)	0.067** (0.033)	0.007 (0.037)
常数项	8.625*** (0.260)	9.156*** (0.178)	9.437*** (0.185)	9.536*** (0.169)	9.723*** (0.160)	9.958*** (0.135)	10.269*** (0.122)	10.574*** (0.115)	10.780*** (0.131)
观测值	3432	3432	3432	3432	3432	3432	3432	3432	3432
伪R ²	0.187	0.186	0.166	0.146	0.127	0.114	0.110	0.107	0.104

注：①控制变量同表3，估计结果略；②***和**分别表示1%和5%的显著性水平；③括号内的数值为标准误；④时间虚拟变量已控制。

表10报告了安置区位对搬迁户收入质量影响的分位数回归结果。结果显示，与农村安置相比，城镇安置整体上带来的提质效应更强，但效果大小随着分位数的变化存在差异。具体来看，随着搬迁户收入水平分位数上升，安置区位的系数值呈现先增加后下降的“倒U型”变化趋势，且在60%分位数处达到最大值。总的来说，城镇安置对中等偏上收入水平搬迁户的提质效果高于中等偏下收入水平搬迁户，表现出一定的“益富不益贫”特点。

表10 安置区位对搬迁户收入质量的影响：分位数回归

变量	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%
	分位数								
安置区位	0.004*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.017** (0.008)	0.110*** (0.007)	0.063*** (0.010)	0.050*** (0.018)	0.006** (0.002)
常数项	0.063*** (0.003)	0.069*** (0.004)	0.072*** (0.003)	0.083*** (0.004)	0.121*** (0.029)	0.180*** (0.025)	0.367*** (0.035)	0.456*** (0.063)	0.411*** (0.009)
观测值	3432	3432	3432	3432	3432	3432	3432	3432	3432
伪R ²	0.026	0.018	0.011	0.009	0.014	0.081	0.075	0.073	0.171

注：①控制变量同表3，估计结果略；②***和**分别表示1%和5%的显著性水平；③括号内的数值为标准误；④时间虚拟变量已控制。

与农村安置相比，城镇安置的增收效应表现出一定的“益贫不益富”特点，而提质效应具有“益富不益贫”特点。可能的原因是，中低收入搬迁户主要为人力资源禀赋较差或无劳动能力的社保兜底户，因自身能力限制，搬迁后主要从事临时性工作和低技能型工作，虽能在短期内促进收入增加，但需要更长时间的后续帮扶才能实现收入的转型升级。因此，城镇安置对中低收入水平搬迁户收入的影响较大，而对其收入质量的影响较小。而高等收入搬迁户家庭人力资源禀赋较好，搬迁前在城镇从事非农就业的比例高于中低收入搬迁户，收入数量提升空间较小，但其学习能力和适应能力较好，在搬迁的作用下更容易抓住有利机会实现收入的转型升级，因而收入质量提升幅度比中低收入搬迁户更为明显（周丽等，2020）。

五、结论与启示

本文基于8省份16县1144户易地扶贫搬迁户的三期平衡面板数据，采用随机效应模型识别了安置区位对搬迁户收入和收入质量的影响，同时使用工具变量法和处理效应模型克服内生性问题，并进一步探究了安置区位对搬迁户收入和收入质量影响的时间效应和群体效应。

本文研究得出如下结论。第一，与农村安置相比，城镇安置带来的增收效应和提质效应更强。基准回归结果显示，与农村安置相比，城镇安置带来的增收效应和提质效应分别提高了14.6%和2.6%。第二，从收入结构视角看，城镇安置带来的工资性收入、财产性收入和转移性收入增加效应比农村安置更强；从收入质量不同维度看，与农村安置相比，城镇安置更有利于提升搬迁户收入的充足性、优化收入的结构性、降低收入的成本性。第三，安置区位对搬迁户收入和收入质量的影响存在异质性。从不同搬迁时间来看，在短期内，与农村安置相比，城镇安置的增收效应更强，而从长期看，与农村安置相比，城镇安置的增收和提质效应均更强。从不同收入水平搬迁户来看，与农村安置相比，城镇安置对中低收入搬迁户带来的增收效应更强，表现出一定的“益贫不益富”特点；而对中高收入搬迁户的提质效应更强，表现出一定的“益富不益贫”特点。

基于上述结论，本文得出如下启示。第一，从总体上看，与农村安置相比，城镇安置对于搬迁户收入无论是量的增加还是质的提升均有显著优势，故城镇安置比农村安置为搬迁户提供了更好的收入保障。因此，乡村振兴阶段的搬迁，尤其是中西部地区，要充分考量迁入地的区位选择，在承载能力允许且做好后续扶持保障的前提下，应以城镇搬迁为主，充分发挥城镇化的带动效应。第二，从长期看，与农村安置相比，城镇安置的增收效应和提质效应均更强，即城镇安置比农村安置更有利于促进搬迁户收入和收入质量的提升。因此，在乡村振兴阶段，需长期动态关注农村安置搬迁户的收入和收入质量状况，尤其是人力资本较差、适应能力不强的搬迁户，防止其因收入下降或不稳定而出现规模性返贫。第三，与农村安置相比，城镇安置的增收效应表现出“益贫不益富”的特点，即城镇安置比农村安置更有利于缩小搬迁户内部收入差距。因此，易地扶贫搬迁后续帮扶应更多关注农村安置搬迁户的内部收入差距问题，谨防低收入群体“因搬迁返贫”，从而对易地扶贫搬迁政策的实施造成不利影响。

参考文献

1. 郭华、黎洁, 2019: 《城镇安置模式对陕南移民搬迁农户生计活动影响研究——基于广义精确匹配模型》, 《中国人口·资源与环境》第7期, 第149-156页。
2. 金春雨、程浩、黄敦平, 2012: 《基于持久收入假说的我国农村居民消费行为研究》, 《农业经济问题》第5期, 第65-73页。
3. 孔荣、王欣, 2013: 《关于农民工收入质量内涵的思考》, 《农业经济问题》第6期, 第55-60页、第111页。
4. 黎洁, 2016: 《陕西安康移民搬迁农户的生计适应策略与适应力感知》, 《中国人口·资源与环境》第9期, 第44-52页。
5. 李聪、刘若鸿、许晏君, 2019: 《易地扶贫搬迁、生计资本与农户收入不平等——来自陕南的证据》, 《农业技术经济》第7期, 第52-67页。
6. 李聪、王磊、李明来, 2020: 《鱼和熊掌不可兼得? 易地搬迁, 家庭贫困与收入分异》, 《中国人口·资源与环境》第7期, 第140-150页。
7. 李霄、卢圣华、汪晖, 2019: 《征地对农户收入的影响及其空间分异性研究——基于CHFS数据的倍差法分析》, 《中国土地科学》第10期, 第102-110页。
8. 罗永明、陈秋红, 2020: 《家庭生命周期、收入质量与农村家庭消费结构——基于子女异质视角下的家庭生命周期模型》, 《中国农村经济》第8期, 第85-105页。
9. 罗媛月、张会萍、肖人瑞, 2022: 《易地扶贫搬迁对移民收入质量的影响研究——基于宁夏947个搬迁移民的调研数据》, 《干旱区资源与环境》第10期, 第18-24页。
10. 马志雄、丁士军, 2013: 《基于农户理论的农户类型划分方法及其应用》, 《中国农村经济》第4期, 第28-38页。
11. 宁静、殷浩栋、汪三贵、王琼, 2018: 《易地扶贫搬迁减少了贫困脆弱性吗? ——基于8省16县易地扶贫搬迁准实验研究的PSM-DID分析》, 《中国人口·资源与环境》第11期, 第20-28页。
12. 时鹏、王倩、余劲, 2022: 《易地扶贫搬迁对农户收入的影响机理及效应——基于陕南3市8县1712个农户数据的实证分析》, 《经济地理》第2期, 第190-202页。
13. 时鹏、余劲, 2021: 《风险预期、市民化感知及农户认知对易地扶贫搬迁农户宅基地退出的影响》, 《资源科学》第7期, 第1387-1402页。
14. 时鹏、余劲, 2023: 《易地扶贫搬迁对农户非农就业的影响——基于内生转换Probit模型》, 《农业技术经济》第4期, 第101-120页。
15. 王君涵、李文、冷淦潇、仇焕广, 2020: 《易地扶贫搬迁对贫困户生计资本和生计策略的影响——基于8省16县的3期微观数据分析》, 《中国人口·资源与环境》第10期, 第143-153页。
16. 王倩、邱俊杰、余劲, 2019: 《移民搬迁是否加剧了山区耕地撂荒? ——基于陕南三市1578户农户面板数据》, 《自然资源学报》第7期, 第1376-1390页。
17. 王媛、杨广亮, 2016: 《为经济增长而干预: 地方政府的土地出让策略分析》, 《管理世界》第5期, 第18-31页。
18. 吴嘉莘、熊吉安、杨红娟, 2022: 《基于准自然实验的少数民族地区农户易地扶贫搬迁对生计的影响研究》, 《中国软科学》第4期, 第129-138页、第148页。
19. 武汉大学易地扶贫搬迁后续扶持研究课题组, 2020: 《易地扶贫搬迁的基本特征与后续扶持的路径选择》, 《中

国农村经济》第12期, 第88-102页。

20. 谢先雄、赵敏娟、蔡瑜、邓悦, 2020: 《农地休耕如何影响农户收入? ——基于西北休耕试点区1240个农户面板数据的实证》, 《中国农村经济》第11期, 第62-78页。
21. 尹志超、刘泰星、张诚, 2020: 《农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响》, 《中国工业经济》第1期, 第24-42页。
22. 岳嵒、王雄、张强, 2021: 《健康风险、医疗保险与家庭财务脆弱性》, 《中国工业经济》第10期, 第175-192页。
23. 曾琦、杨耀淇, 2017: 《压煤村庄搬迁对农业生产的影响——以兖州市为例》, 《中国人口·资源与环境》第2期, 第102-108页。
24. 张晨、马彪、仇焕广, 2022: 《安置方式、社交距离与社会融入——来自中国8省(区)16县易地扶贫搬迁户的证据》, 《中国农村观察》第4期, 第153-169页。
25. 张海峰、林细细、梁若冰, 2021: 《遵循普遍合意法则的有限理性消费行为选择——税负感知度与“替代转移效应”视角》, 《管理世界》第2期, 第51-65页、第5页、第20-21页。
26. 张会萍、罗媛月, 2021: 《易地扶贫搬迁的促就业效果研究——基于劳动力非农转移和就业质量的双重视角》, 《中国人口科学》第2期, 第13-25页、第126页。
27. 赵航、吴迪, 2019: 《持久收入假说下两种收入分解方法的比较研究》, 《数量经济技术经济研究》第3期, 第38-58页。
28. 赵元、胡月明、张新长、王璐、陈飞香、赵之重, 2016: 《农村居民点耕作距离空间分布特征估测分析》, 《地理科学》第5期, 第760-765页。
29. 郑娜娜、许佳君, 2019: 《易地搬迁移民社区的空间再造与社会融入——基于陕西省西乡县的田野考察》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第1期, 第58-68页、第165页。
30. 周丽、黎红梅、李培, 2020: 《易地扶贫搬迁农户生计资本对生计策略选择的影响——基于湖南搬迁农户的调查》, 《经济地理》第11期, 第167-175页。
31. 朱永甜、余劲, 2021: 《易地扶贫搬迁对农户收入及收入差距的影响——基于陕南三市1680份农户数据》, 《资源科学》第10期, 第2013-2025页。
32. Arnall, A., D. S. Thomas, C. Twyman, and D. Liverman, 2013, “Flooding, Resettlement, and Change in Livelihoods: Evidence from Rural Mozambique”, *Disasters*, 37(3): 468-488.
33. Bigsten, A., 1996, “The Circular Migration of Smallholders in Kenya”, *Journal of African Economies*, 5(1): 1-20.
34. Meinzen, R., and M. Adato, 2008, “Integrated Management for Sustainable Agriculture, Forestry and Fishery, Applying the Sustainable Livelihoods Framework to Impact Assessment in Integrated Natural Resource Management”, *American Journal of Neuroradiology*, 26(8): 192-208.

(作者单位: ¹中国人民大学农业与农村发展学院;

²中国人民大学中国扶贫研究院;

³中国农业科学院农业经济与发展研究所)

(责任编辑: 黄 易)

The Impact of the Destination of Poverty Alleviation Resettlement on Relocated Households' Income and Income Quality: A Microdata Analysis of 16 Counties in 8 Provinces

WANG Sangui MA Lan SUN Junna

Abstract: This paper uses three-stage balanced panel data from 1144 households participating poverty alleviation resettlement in 16 counties of 8 provinces to empirically test the impact of resettlement destination on the income and income quality of relocated households using a random effects model. We find that compared to resettlement to rural areas, resettlement to urban areas has 14.6% and 2.6% higher income and quality improvement effects for relocated farmers, respectively. This conclusion remains valid after remeasuring the explained variable and addressing endogeneity. From the perspective of income structure, farmers resettled to urban areas have higher wage income, property income, and transfer income than those resettled to rural areas. From different dimensions of income quality, compared with rural resettlement, urban resettlement is more conducive to improving the adequacy of income, optimizing the structure of income, and reducing the cost of income. Further analysis reveals that the above effects exhibit certain heterogeneity. From the perspective of different relocation time, in the short term, the income increase effect of urban resettlement is stronger than that of rural resettlement; in the long term, the income increase and quality improvement effects of urban resettlement are both stronger. From the perspective of different income levels of relocated farmers, the prominent advantage of urban resettlement over rural resettlement in increasing income is characterized by "benefiting the poor but not the rich", while the advantage of improving quality has the characteristic of "benefiting the rich but not the poor". In view of the above findings, the resettlement during the rural revitalization stage should fully consider the selection of destination and prioritize urban resettlement; long-term dynamic monitoring of the income statuses of relocated households to prevent large-scale return to poverty is highly required; improving the income level of low-income groups resettled to rural areas and narrowing the income gap among relocated households to rural areas are strongly pursued.

Keywords: Poverty Alleviation Resettlement; Resettlement Destination; Income; Income Quality

农村电子商务发展如何赋能 水库移民就业增收*

——基于“三链”融合理论的多案例研究

曾妍^{1,2} 谭江涛³ 王守文² 段跃芳¹

摘要:农村电子商务发展是促进库区就业增收的重要途径,而“产业链—供应链—价值链”的融合发展是赋能水库移民安稳致富的关键所在。本文构建了“三链”三阶段融合的理论分析框架,以三峡库区秭归县、奉节县和巴东县三个农村电子商务发展程度不同的典型区域为研究对象,采用探索性多案例分析方法,探究处于“三链”不同融合阶段的地区借助电子商务发展赋能水库移民就业增收的实现机制。本文研究发现:在弱融合阶段,电子商务激活助力农产品上行,赋能水库移民就业增收渠道拓展;在基本融合阶段,电子商务集聚促进农业规模化,赋能水库移民创新创业就业增收;在深度融合阶段,电子商务融合催生农业新业态,赋能水库移民返乡创业就业增收。发挥电子商务帮扶政策“助推器”作用和由政府一元管理转向多主体协同治理,是跨越融合阶段电子商务发展赋能水库移民就业增收的关键机制。因此,促进后期扶持政策与乡村振兴政策的有效衔接、激发水库移民自主治理的积极性和创造性,是推进库区“三链”融合、赋能水库移民安稳致富的重要途径。

关键词:农村电子商务 就业 农民增收 水库移民

中图分类号: F323.8 **文献标识码:** A

一、引言

大中型水利水电工程在防洪、发电、灌溉、供水、生态等方面发挥了巨大效益,在促进国民经济和社会发展的同时,工程建设也带来了大量的水库移民。据统计,截至2021年,全国共有大中型水

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“建设‘长江三峡生态经济走廊’研究”(编号:19ZDA089)、国家社会科学基金重大项目“跨县搬迁社区治理与后期扶持研究”(编号:21&ZD183)和水库移民研究中心湖北省高校人文社会科学研究基地开放基金项目“水库移民后期扶持质量提升路径探究——以三峡库区移民电商价值链构建为视角”(编号:2020KF07)的资助。感谢外审专家的宝贵意见,文责自负。本文通讯作者:王守文。

库移民后期扶持人口 2517 万人，涉及 2518 个县、15.52 万个行政村^①。水库移民是非自愿移民，大多受移出地本身经济发展落后和移民后生存环境变迁、生计资本受损、生产方式转变、社会资本断裂等因素影响，贫困发生率较高（孙良顺，2016；檀学文，2019）。移民的贫困呈现多元化特征，其中就业能力受损和经济发展能力受损是其典型特点（杨云彦等，2008）。水库移民管理工作是水利水电工程成败的关键，其核心是贫困治理。为了确保水库移民“稳得住、能发展、可致富”，政府的贫困治理一直将移民的就业增收作为主要目标之一，与时俱进地贯穿于水库移民贫困治理的各个时期，帮助移民摆脱绝对贫困、缓解相对贫困（张健等，2021）。

由于水利水电项目的选址大多位于高山峡谷中的集中连片特困区和生态脆弱区，自然资源保护与区域开发间存在尖锐冲突（曾妍等，2023）。推动农业绿色发展是破解资源与环境双重约束的重要路径（于法稳，2018），而农村电子商务（以下简称“电商”）全面对接了农业生产、经营、管理和服务等各个环节，是服务农业农村绿色发展的新动能，也是推进乡村振兴的重要抓手。通过实现产业链、价值链、供应链“三链”同构，农村电商发展在带动农村人口就业增收方面起到了重要作用。但由于库区^②的基础设施比较落后，水库移民群体以劳务输出为主，移民的人力资本较弱（施国庆等，2015），移民群体借助农村电商发展实现共同富裕面临诸多挑战：一是农村电商发展如何破解库区传统产业扶持可持续性差的难题（何思好和曾维忠，2019），纵向和横向拓展产业上下游的相关环节；二是农村电商发展带来的数字化契机如何创造更多的信息流、物流和资金流，有效对接库区绿色生态资源和城市消费市场；三是如何合理利用国家给予库区的各项扶持政策，增加移民的参与度，确保移民能从农村电商发展的红利中获取更多的就业增收机会。农村电商发展如何赋能库区产业发展与水库移民就业增收，理论界尚未给出较好的回答。

中国在水库移民贫困治理的理论和实践探索中积累了不少成功经验，其中，产生于三峡工程移民实践基础之上的开发性移民方针是最具有中国特色的伟大创举（滕祥河等，2019）。鉴于此，本文选取三峡库区秭归县、奉节县和巴东县的特色农产品电商发展作为案例研究对象，结合水库移民的特殊禀赋资源，融入库区特有的后期扶持政策，从“产业链—供应链—价值链”融合发展的角度，探索农村电商发展赋能水库移民就业增收的实现过程。本文研究对于促进库区乡村振兴和移民安稳致富具有重要的理论和实践意义，边际贡献在于：一是构建“三链”三阶段融合的理论分析框架，通过三峡库区典型县的多案例对比分析，展示农村电商发展赋能水库移民就业增收过程中的融合动力、融合路径和融合结果，最大程度地体现其情景化和过程化特征；二是归纳出农村电商发展赋能水库移民就业增收的机制，对库区农村电商发展中复杂的影响因素进行分析，从不同融合阶段的视角探讨农村电商“三链”融合过程中各种外部环境和参与者之间的互动关系，以及由这些关系所激发的区域内部资源整合

^①资料来源：《中央水库移民扶持基金累计投入达 4262 亿元 2517 万水库移民生活显著改善》，<http://finance.people.com.cn/n1/2022/1027/c1004-32552825.html>。

^②库区指水库挡水建筑物上游，水库区周边的区域。水库移民安置以后靠安置为主，大多数移民的居住生产地都在库区范围内。本文所研究的水库移民是库区范围内的后靠安置移民。

能力，揭开农村电商发展赋能水库移民就业增收的路径“黑箱”。

二、文献回顾与理论分析

（一）文献回顾

信息传导成本高和可推广品种受限是经济欠发达地区“小农户”连接“大市场”所面临的两个突出的问题（何宇鹏和武舜臣，2019），而农村电商依托其畅通农产品产销信息、扩大贸易机会、降低交易成本、促进农业发展方式转变等优势，为解决中国农产品卖难问题和促进农民就业增收发挥了重要作用（王胜和丁忠兵，2015）。依托农村电商模式因地制宜地选择特色产业，已经成为农村经济社会发展的关键应对之策（吕丹，2015）。

有研究指出，农村电商的发展显著提高了农户收入（Peng et al., 2021；秦芳等，2022），这种促进作用不仅在于实现供给与需求的有效对接、缩小城乡收入差距和农村内部收入差距（邱子迅和周亚虹，2021），还在于借助电商资本推动“强农户—弱资本”关系格局的形成，实现多个层面的增权赋能，从而提高乡村范围内个体、家庭和村镇集体的收入水平（周浪，2020）。农村电商发展还有助于缓解信息不对称，提升城镇居民与衣食相关的消费水平，为扩大农村电商产品市场规模打下基础，进而推动农村居民的就业和创业（邱子迅和周亚虹，2021）；农村电商发展使农村家庭在批发零售方面的创业概率显著上升，因此提升了农村妇女非农就业参与率（张硕等，2022）；农村电商还是扶贫开发工作体系的重要组成部分，电商精准扶贫“三重全覆盖”不仅拓宽了农副产品销售渠道，还提升了贫困人口创业和就业能力（邱子迅和周亚虹，2021；张硕等，2022）。但是，也有学者研究发现，在电商销售额激增的背景下，农村电商参与主体的人均纯收入增长水平并未达到预期（Liu and Ai, 2018），所获得的少量正面效应仅限于农村家庭群体生活成本的下降（Couture et al., 2021），其原因在于电子商务进农村综合示范政策实施的效应存在地区异质性，基础设施建设、人口流动和人力资本等因素都会影响到该政策实施对农户的增收效应（唐跃桓等，2020）。

农村电商发展具有延长产业链、优化供应链和拓展价值链的作用（王胜和丁忠兵，2015），“三链”的发展可从不同层面推动农民就业增收渠道的拓展和优化：一是农村电商发展能够促进相关产业链进一步延伸，带动快递、仓储、包装、培训等电商细分领域的发展，从而创造新的非农就业岗位，促使农村剩余劳动力向非农就业岗位转移（秦芳等，2022）；二是供应链优化能充分利用外部因素和内部因素，以受众需求为导向联通农业上下游，驱动就业增收渠道优化（牛文涛等，2022）；三是价值链提升是各类农业生产经营活动相互影响、相互促进并产生增值效益的动态演化，有利于优化和拓展农民就业增收渠道（曾妍等，2023）。相比于农户直接经营，产业链与价值链同构所产生的就业效应和增收效应明显更大（何宇鹏和武舜臣，2019），通过优化供应链和整合价值链，能够推进农产品流通模式的转型升级，实现农产品价值增值（孙炜等，2004），而基于产业链和供应链统筹管理的风险调整，能提升扶贫绩效、增加农户收益（王志刚等，2021）。产业链、价值链与供应链的保障共同支撑经济高质量运行，在劳动层面上提供了更多就业机会（曹前满，2021），且“三链”共同发力会引致辐射带动效应，依托多要素交互，持续拓展和优化本地农户就业增收渠道，有力地带动农民收入

水平提高（牛文涛等，2022）。

综上可知，现有关于农村电商、产业链、供应链、价值链与农户就业增收之间关系的研究已取得了一定进展，但仍存在可拓展的空间：一是对农村电商发展如何促进“产业链—供应链—价值链”融合，进而赋能农户就业和增收的机制研究尚不多见；二是鲜有文献探究农村电商“三链”融合在不同阶段赋能农户就业增收的理论机制；三是现有的关于农村电商发展实现可持续就业增收的探索对象主要集中于一般农户，而对中国数量庞大的农村水库移民群体如何实现安稳致富关注较少。

（二）理论基础与分析框架

1. 理论基础。“三链”融合的理论基础是 Etzkowitz (2003) 提出的“三螺旋”理论，该理论构建了“高校—产业—政府”三链条结构模型，论证了三个领域共同驱动所形成的合力能更好地实现科技创新和社会进步。这一理论被广泛应用于教育学、管理学等领域，用以研究如何使教育链、创新链、产业链、供应链、价值链等多链条融合发展，进而多维共同推动目标发展（李滋阳等，2019；宋华和杨雨东，2022）。就本文的研究对象而言，中国水库移民管理是由多主体推动的复杂系统，通过开发资源、提供就业岗位、智力投资、技能培训等方式开展后期发展扶持工作，推动水库移民参与农村电商，涉及产业链、供应链和价值链，因此，本文借鉴“三螺旋”理论的三链条模型，构建“产业链—供应链—价值链”三阶段融合赋能水库移民就业增收的理论分析框架。

2. “三链”的内涵界定。产业链是同一产业部门或不同产业部门按照一定的逻辑关系和时空关系客观联结成的具有链条式结构的关系形态（龚勤林，2004），产业链的不同形态反映了产业间的关联程度，既包含同一产业部门上下游之间的纵向关系，也包括不同产业部门之间相互关联的横向关系（郁义鸿，2005）。供应链是为满足客户需求，通过跨组织的产品流、物流、信息流和资金流，实现产品生产、销售、服务等全流程高效协同的组织形态（Mentzer et al., 2001），供应链的拓展方向包括运营深度和广度两方面，即组织间协同行为规范的确立和供应链运营中产品、物流、资金、信息的发生（Beamon, 1998）。价值链最早由 Porter (1985) 提出，是从企业经营过程中的基本活动和辅助活动两方面分析得出的价值创造链式形态。随着价值链的研究目标与诉求不断拓展，其定义范围也逐渐扩大。Walters and Lancaster (2000) 将价值链定义为实现客户价值需求和其他利益相关者价值目标的综合性业务系统。产业链、供应链和价值链都是“链式”的经济组织形态，均以价值创造为核心，但存在以下主要区别：在关注层级上三者依次为宏观、中观和微观，其中产业链的价值生成主要源于产业上下游各功能体系或跨产业的时空协调机制；供应链的价值生成源于全渠道中各组织之间交互的结构和行为；价值链的价值生成源于利用组织职能和管理等资源和能力来保障各价值活动有序发生的一系列活动（宋华和杨雨东，2022）。就库区农村电商的发展而言，产业链属于宏观层面的要素，电商相关产业的发展能创造就业岗位和拓展增收渠道，是水库移民通过农村电商发展实现就业增收的必要条件；价值链属于微观层面要素，影响水库移民的参与能力，是水库移民通过农村电商发展实现就业增收的充分条件；供应链属于中观层面，是支持和连接产业链和价值链各要素的物流、信息流和资金流，是水库移民通过农村电商发展实现就业增收的必要条件。

3.三阶段划分。农村电商发展的生命周期可分为发展初期、发展中期和发展后期三个阶段（吕丹，2015），对应的“三链”融合程度逐渐深化，分别为弱融合、基本融合和深度融合（李滋阳等，2019）。弱融合是指产业链、供应链和价值链的规模较小，“三链”的交集较少，区域各要素的流通程度低；基本融合是成长状态，“三链”各自的规模都有所扩大，各链条相互嵌入的程度逐步加深，并存在进一步融合空间，区域各要素的流通程度也逐渐增加；深度融合是成熟阶段，“三链”各自规模进一步扩大，交叠部分大于各自未交融的部分，相互嵌入更为牢固，融合状态更为稳定，各要素在区域内能较为自由地流通。

4.逻辑机制的分析范式：融合动力—融合过程—融合结果。①融合动力。融合动力回答了农村电商发展赋能水库移民就业增收进程因何启动的问题。农民可持续增收需要增强内部动力和外部动力，即挖掘农业生产内部增收需求和潜力进而形成农民的增收能力，以及依靠国家政策扶持等推动力拓展农业外部的农民就业和增收能力（尹成杰，2006）。中国的水库移民管理方针是开发性移民，是从恢复和重构水库移民生计系统的角度考虑，结合库区的发展需求，通过持续的政策支持和投入，由推动主体主导，促进移民可持续发展（段跃芳，2007）。因此，农村电商发展赋能水库移民就业增收的动力是由发展需求、推动政策和推动主体组成的。②融合过程。融合过程解释了农村电商发展赋能水库移民就业增收的作用路径，表现为“三链”的相互作用，包括两个关键要素：链条发力路径和链条互动环节，即各链条自身产生变化，向另外的链条推进，并形成新融合环节的过程。单一链条促进农户就业增收的效果是有限的，“三链”相互作用下的多要素交互才能不断适应农民需求，实现农民就业增收渠道的拓展和优化（牛文涛等，2022）。农村电商“三链”融合过程中，单一链条的形态在融合动力和其他链条的多重作用下发生变化，形成新的环节。在融合过程中，产业链的不断延伸增加了库区就业岗位供给，供应链的不断拓展优化了水库移民就业增收环境和渠道，价值链的不断提升促进了移民农户的就业能力和电商销售产品价值提高，“三链”共同推进水库移民就业总量的增加、就业结构的优化和收入水平的持续提升。③融合结果。融合结果是对动力和过程综合作用效应的测度，即水库移民就业增收的目标实现形式。作为典型的数字经济，农村电商的发展有利于区域就业环境优化、劳动者就业能力提高和收入水平提升（戚聿东等，2020）。在农村电商发展初期，政府通过定制的支持政策促进少数贫困农民依靠农业增收；而在农村电商发展中期，线上线下融合发展持续推进，多元化、灵活性强的新就业模式出现，农户参与意愿增强、参与形式和环节增多；在农村电商发展后期，创业孵化的良好环境有利于吸引人才回流，推动乡村的电商人才振兴（张硕等，2022）。因此，对应农村电商发展的不同时期，在不同的“三链”融合发展阶段，农村电商发展赋能水库移民就业增收的具体表现是不同的，移民的参与形式也会相应发生变化，参与程度不断加深。

5.理论分析框架。在乡村振兴的背景下，农村电商发展赋能水库移民就业增收是一个逐步推进的过程，因此，在上述理论分析与逻辑范式的基础上，本文构建了“产业链—供应链—价值链”三阶段融合赋能水库移民就业增收的理论分析框架，如图1所示。“三链”融合的基本内涵可以概括为：区域发展不同时期的发展需求、推动政策和推动主体共同形成的融合动力，推动三个不同阶段的“三链”自身发展并主动向另外的链条推进，进而形成新融合环节的融合过程，最终赋能区域内水库移民实现

不同程度就业增收的融合结果。这一分析框架突出了库区发展需求、推动政策和推动主体共同推动农村电商发展赋能水库移民就业增收的作用机制，最大程度体现贫困治理的情景化和过程化特征。然而，此分析框架需要通过典型案例进行进一步验证。

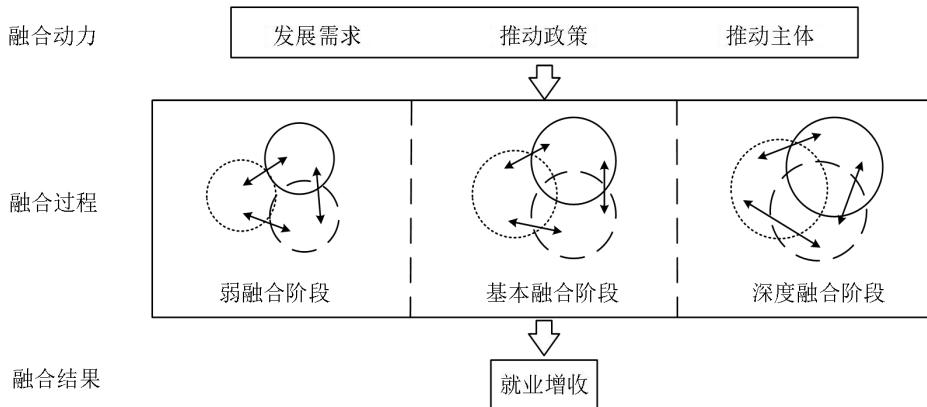


图1 “产业链—供应链—价值链”三阶段融合赋能水库移民就业增收的理论分析框架

三、研究方法与数据来源

（一）方法选择

从多案例的特性中归纳推导出的结论，往往被认为更经得起推敲、更具有说服力。多案例研究方法遵循复制逻辑和归纳逻辑，可通过某个或某几个案例研究归纳推导出有价值的发现后，接着进行更多案例的复制研究，来分析确认研究结论的真实性和可靠性。鉴于此，本文采用探索性多案例研究方法，遵循多案例研究的规范流程（殷，2017），探寻库区农村电商发展赋能水库移民就业增收的共性机制。

（二）案例选择

三峡工程库首的秭归县、奉节县和巴东县兼具“移民安置区”和原“国家级贫困县”双重身份，三个县的水库移民总人数约占三峡库区移民总量的五分之一。三峡库区特有的峡江气候特点和土壤环境都非常适合柑橘^①生长，是中国的主要柑橘产区之一。2015年以来三峡库区农村电商的发展，极大地刺激了长江三峡段柑橘种植面积的扩大，也吸引了大批移民从事柑橘相关产业，提高了当地居民的收入水平，当地先后出现了多个“淘宝镇”和“亿元村”。

本文研究所选取的三个案例县符合案例样本选取的三个基本原则（殷，2017）：一是具有重要性与代表性原则，三个县均获批国家级“电子商务进农村综合示范县”，是国家重点扶持电商发展的移民县；二是理论抽样性原则，三个县的农村电商发展都存在由政策等融合动力推动，经由“三链”融合过程得到移民就业增收的融合结果，符合前述预设理论情境；三是理论目标与案例一致性原则，虽然三个县的初始资源禀赋相似，发展路径具有一致性，但是实现了不同程度的就业增收目标，这就为

^①柑橘类水果是柑、橘、橙等柑橘属及其近缘属水果的总称，本文涉及的脐橙、椪柑、柑橘等都属于柑橘类水果。

归纳“三链”三阶段融合赋能水库移民就业增收的机制奠定了基础。样本县柑橘电商产业发展的具体情况如表1所示。

表1 三个案例县柑橘电商产业的基本情况（2021年）

县域	代表性移民区域	柑橘种植面积	柑橘产值	电商从业市场主体	电商从业人员	“三链”融合阶段判断
秭归县	茅坪镇 水田坝乡王家桥村 归州镇彭家坡村 郭家坝镇邓家坡村	40万亩	100亿元	约1万家	6万余人	深度融合
奉节县	永安街道 安坪镇三沱村 永乐镇大坝村	37万亩	38亿元	约0.3万家	2万余人	基本融合
巴东县	信陵镇 官渡口镇东坡社区 东瀼口镇雷家坪村	16万亩	3.6亿元	约0.15万家	0.5万余人	弱融合

资料来源：数据由秭归县经济商务和信息化局、奉节县商务委员会和巴东县科学技术和经济信息化局提供。

1.秭归县。秭归县于2015年和2019年先后两次入选国家级“电子商务进农村综合示范县”，并于2020年入选首批国家数字乡村试点地区。2021年，秭归全县脐橙种植面积达40万亩，产量80万吨，年综合产值达100亿元，为“全国柑橘产业30强县”之一；全县的电商企业达2525家，网店7900多家，电商从业人员6万余人，年线上销售额超30亿元。涌现出的王家桥村、彭家坡村、邓家坡村三个脐橙“亿元村”，都是移民村。同时，移民大镇茅坪镇自2020年起连续3年被认定为“淘宝镇”。

2.奉节县。奉节县于2016年和2019年先后两次入选国家级“电子商务进农村综合示范县”。2021年，全县脐橙种植面积约37万亩，产量达40万吨，综合产值超38亿元，电商从业市场主体约3000家，电商从业人员2万余人，脐橙线上总销售量5.56万吨，销售额6.67亿元。沿江的各移民乡镇是奉节脐橙的主产区，其中移民村中的三沱村和大坝村凭借柑橘产业成为“亿元村”。

3.巴东县。巴东县于2017年入选国家级“电子商务进农村综合示范县”。2021年，全县柑橘种植面积达16万亩，年销售额达3.6亿元。全县电商从业市场主体达1493家，电商从业人员5000余人。移民村雷家坪村的柑橘种植总面积超过2万亩，“雷家坪脐橙”“雷家坪椪柑”两大柑橘品牌被评为“湖北省优质果品”。

（三）数据收集与分析

1.数据收集。研究成果信度和效度的基础是数据，多种来源数据能够提供更精确的信息和更为稳健的理论结果（殷，2017）。为保障数据收集的深度和广度，本文研究在资料收集环节严格遵循多来源策略以支持构成研究中的“三角验证”，包括实地观察、访谈等一手资料和文件资料、网络报道等二手资料。研究团队于2020—2022年期间多次对秭归县、奉节县和巴东县进行田野调查，调查内容包括：①库区农村电商在不同阶段的发展情况；②库区农村电商发展对企业的影响，以及企业作为农

户和市场连接桥梁所起到的作用；③库区农村电商发展为移民生产、生活带来的综合效益，以及对移民就业、收入方面产生的影响。田野调查的具体情况见表2。除实地访谈外，课题研究团队与受访者建立了长期联系，通过电话、微信等方式多次进行回访和补充调研。

表2 田野调查的对象和内容

时间	调查对象	调查形式	调查内容
2020年12月 2021年11月 2022年12月	秭归县相关主管部门主要负责人、基层公务员等共计8人次	深度访谈	库区农村电商在不同阶段的发展情况
2022年9月	奉节县相关主管部门主要负责人、基层公务员等共计3人次		
2021年12月 2022年9月	巴东县相关主管部门主要负责人、基层公务员等共计5人次	深度访谈	库区农村电商发展对企业的 影响，以及企业作为农户和市 场连接桥梁所起到的作用
2020年12月 2021年11月 2022年12月	秭归县电商协会、电商园区、电商龙头企业等的负责人共计18人次		
2022年9月	奉节县电商协会、电商园区、电商龙头企业等的负责人共计6人次	深度访谈	库区农村电商发展对企业的 影响，以及企业作为农户和市 场连接桥梁所起到的作用
2021年12月 2022年9月	巴东县电商协会、电商园区、电商龙头企业等的负责人共计6人次		
2020年12月 2022年12月	秭归县王家桥村、彭家坡村和邓家坡村村委会负责人、移民农户，共计28人次	问卷调查+ 半结构化访谈	库区农村电商发展为移民生 产、生活带来的综合效益，以 及对移民就业、收入方面产生 的影响
2022年9月	奉节县三沱村和大坝村的村委负责人、移民农 户，共计23人次		
2021年11月 2022年9月	巴东县东坡社区、雷家坪村的村委会负责人、 移民农户，共计16人次		

注：受访的移民农户都有不同形式的参与库区农村电商的经历。

除一手资料外，课题研究团队还收集了大量二手资料，包括：①上述三个样本县的地方移民志、县级政府相关部门撰写的关于移民就业增收的研究报告和当地农村电商发展的相关文件资料；②各级政府网站和主流媒体对样本县进行报道的资料；③库区相关的政策文件，如国家针对农村电商发展的政策、库区帮扶政策（对口帮扶政策、后期扶持政策、东西部扶贫协作等）。

2.数据分析。在正式编码前，笔者首先对数据进行分类标记。具体来说，用“A、B、C”分别标记秭归县、奉节县和巴东县，将半结构化访谈对象中的公务员、企业代表、移民农户代表分别标记为“a、b、c”，用“D”标记县级研究报告与文件材料（如“Aa-01”表示秭归县案例中第一位公务员的访谈材料）。对从网络上搜索的线上数据，分别用“N”标记新闻报道，用“P”标记政策文件（如“P-01”表示第一份线上搜索的政策文件材料）。案例编码资料统计如表3所示。

表3

案例编码资料统计

数据来源	数据分类	编码资料统计		
		秭归 (A)	奉节 (B)	巴东 (C)
田野调查	半结构化访谈	公务员 (a)	8	3
		企业代表 (b)	18	6
		移民农户代表 (c)	28	16
	县级研究报告与文件材料 (D)	46	26	12
线上数据	新闻报道 (N)		76	
	政策文件 (P)		20	

本文的数据分析依据“动力—过程—结果”的逻辑，识别农村电商“三链”在三个不同融合阶段的关键特征，对资料进行编码。为了确保案例研究的信度和效度，本研究由两组研究人员对资料进行编码，反复比较修正，对于不一致的地方向组外专家求证，同时也将分析结果向调研对象求证，力求对同一现象进行多重证明，形成证据链。具体过程为：第一，本文通过初始编码将原始资料概念化为34个副范畴，再通过二次编码建立概念范畴之间的联系，将其中涉及“融合动力”的17个副范畴提炼为9个主范畴，涉及“融合过程”的9个副范畴提炼为3个主范畴，涉及“融合结果”的8个副范畴提炼为3个主范畴。第二，预留秭归县邓家坡村案例对研究结论进行理论饱和度检验，经过两组研究人员的编码和分析，并没有识别出新的概念，因此通过理论饱和性检验。第三，在编码过程中坚持对数据资料、相关理论和已有文献进行反复比较检验，逐步完善和增强数据资料和理论框架之间的匹配程度，确保研究结论的可靠性和适用性。

四、案例分析

基于图1的理论分析框架，笔者将从库区农村电商“三链”的弱融合、基本融合和深度融合三个阶段对样本区域“三链”融合的特征进行分析，并概括出样本区域农村电商“三链”在不同融合阶段对水库移民就业增收的影响机制。

(一) 弱融合阶段

1.融合动力。弱融合阶段的融合动力主要来自农产品上行需求、电商激活推动政策和电商激活推动主体三个方面，表4为三个样本县^①的部分资料分析及编码过程。

表4

弱融合阶段部分资料编码展示

主范畴	副范畴	原始资料
农产品上行的需求	库区产业空心化	Ca-02: 我们这里地质条件太复杂了，生态环保要求又高，差的企业（污染大的劳动密集型企业）不许来；交通不便，没有足够多的技术工人，好的企业（环境友好的高技术含量型企业）不肯来

^①按照表1可知，三个样本县已经历或正处于农村电商“三链”弱融合阶段，因此，课题研究团队遵循多案例研究的复制法则，在实地访谈中询问了每个村在该阶段的发展背景，并进行编码分析。

表4 (续)

农产品上行的需求	农产品销路不畅	Bc-01: 我们这里路不好, 橙子很难运出去, 以前都是等着贩子(镇上或者外地前来批量收购柑橘的商户)来收, 价格压得低, 碰上天气不好怕橙子卖不出去烂树上, 就得快点卖, 不好讲价格
电商激活推动政策	国家电商政策引导	Aa-05: 国家级“电子商务进农村综合示范县”项目给我们提供了具体发展的方向
	库区帮扶政策保障	Ca-01: 后期扶持项目为改善库区基础设施提供了资金, 对口帮扶项目的消费扶贫在线上购买移民的脐橙
电商激活推动主体	县域政府主导	Ab-09: 电商最开始在我们这里是个新东西, 政府挨家挨户做宣传, 喊我们在网上卖橙子, 大家都不会也不敢搞, 政府就首先补贴鼓动村里的年轻人去学去试, 赚了钱算个人的, 亏了的话大头由政府承担, 这样个人参与的风险就小了 Cc-08: 政府补贴和扶持了部分农业龙头企业, 让他们带动更多的移民参与电商
农产品电商激活	产业链纵向拓展单链	Bb-03: 我们在农户那里订的要在网上卖的橙子, 先要送到洗果厂和打蜡厂加工 Ac-07: 村里有人专门搞网上卖橙子的事, 他帮忙在网上卖, 快递过去有坏果, 他会帮忙给客人解释, 赔几块钱, 客人就没有意见了
	供应链对接市场供需	Bb-04: 我们可以在网上看到脐橙批发收购的广告, 在线上议好价后就直接从线下发货过去 Cc-07: 网上商品的种类比村里超市都多, 价格便宜很多还包邮, 我学会上网后经常在网上买东西
	价值链提升保障条件	Ac-01: 村里服务站帮我们在网上打广告, 网上有订单了就直接帮我们寄, 不用全部指望贩子收了 Ca-04: 刚开始时, 村里修了好多路, 路通到家门口, 还给每家免费安装了宽带
就业增收渠道拓展	就业机会增加	Bb-03: 包裹多了, 我们这里(快递点)忙不过来, 就多招了好几个附近住的人(移民)来帮忙
	增收渠道拓展	Ac-13: 网上一斤橙子卖的价钱是贩子收的两倍以上, 除掉包装和快递的成本, 净赚的都接近两倍 Bc-02: 电商龙头企业把我们的地流转过去, 给我们付租金, 还雇我们打理, 教我们怎么种橙子, 每个月又可以赚点零工钱

从资料的分析结果可以看出, 在弱融合阶段, 库区存在农产品上行的需求, 主要表现为产业空心化和农产品销路不畅两大特征: ①自然资源保护与区域产业开发之间的矛盾致使库区产业空心化。库区地处生态保护区和限制发展区, 可承接的劳动密集型企业转移数量有限, 加之移民群体的务工能力和非农就业能力不足又加剧了产业空心化的程度。在移民初期, 政府进行坡地开荒补偿移民, 但移民农户缺乏林地种植技能(如秭归县水田坝乡的移民农户在搬迁之前主要从事水稻种植, 巴东县东坡社区和奉节县三沱村的移民农户在搬迁之前世代从事捕鱼), 在政策帮扶下进行的脐橙生产不仅产量不高, 还让部分土地荒废。②库区大多地处高山峡谷区, 道路交通和通信基础设施建设不完备, 农产品销路不畅。脐橙等生鲜农产品销售具有较强的时效性, 在没有电商进入之前, 交通不便、信息不对称致使移民农户议价能力和销售渠道匮乏, 移民农户收入很难提高。

弱融合阶段推动政策的特征是国家电商政策引导和库区帮扶政策提供保障。2014年7月,财政部办公厅、商务部办公厅首次联合印发了《关于开展电子商务进农村综合示范的通知》(财办建〔2014〕41号)。2015年11月,随着《国务院办公厅关于促进农村电子商务加快发展的指导意见》的发布,中国农村电子商务发展战略升级至国家层面。三个移民县于2015—2017年先后入选国家级“电子商务进农村综合示范县”,因此分别获得了国家电商专项项目的2000万元资金来推动库区农村电商发展,专项资金使用要求规范库区电商的发展。同时,移民后期扶持政策和对口帮扶政策有效保障了县域电商的发展,解决了电商发展专项资金不足的问题。以巴东县为例,基础设施建设的资金主要来源于水库移民的帮扶资金,如三峡后续工作专项资金在2011—2021年期间共投入9.3亿元,建设以县城为中心、辐射全县的立体交通网。

弱融合阶段推动主体的特征是县域政府主导。电商进入库区的初期壁垒较高,农产品电商激活的成本非常高,这一阶段的主要推动主体是县域政府相关部门,由这些部门主导和扶持电商的发展。例如:秭归县组织赋闲在家的年轻移民学习电商,为他们提供免费的电脑设备和电商运营场地,并给其中优秀的学员补贴费用运营村级电商服务站,带动更多移民参与电商;奉节县为了保障移民学习电商的效果,不仅提供培训课程,还对移民参与电商培训期间的误工费用和食宿进行补贴;巴东县级财政投资近1.01亿元分别在县城和野三关镇建设两个电商公共服务中心,主要承担移民的电商培训服务。

2.融合过程。弱融合的融合动力首先作用在供应链环节,由此展开融合过程,实现了农产品电商激活,具体过程如图2所示。

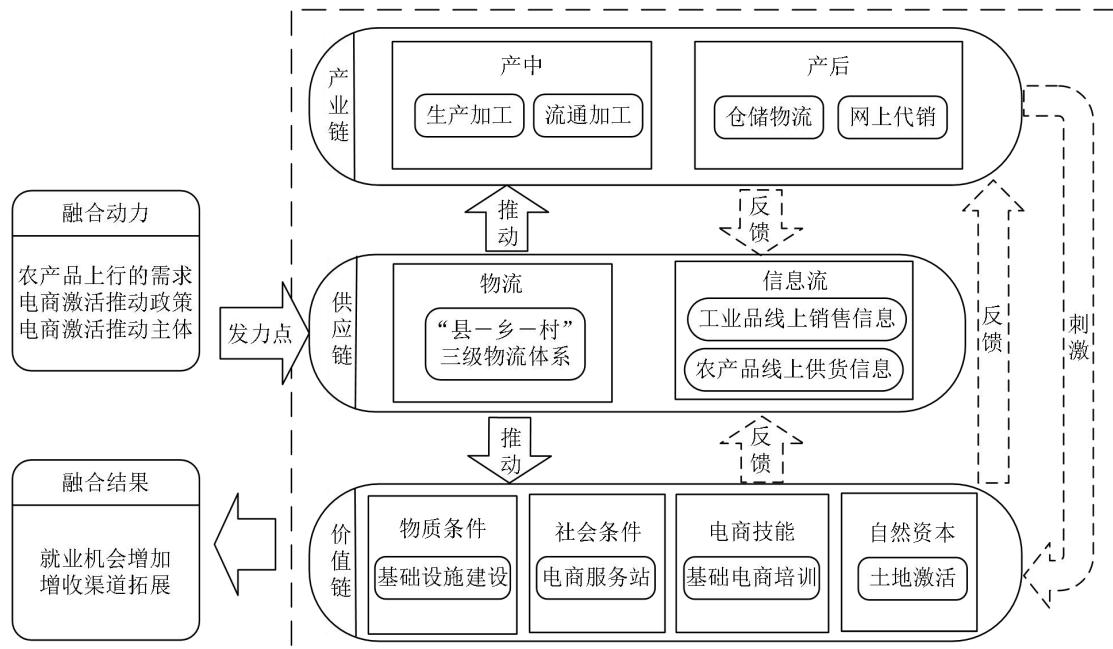


图2 “三链”弱融合赋能水库移民就业增收的路径

首先是供应链对接市场供需。一方面，在电商激活政策的推动下，推动主体县级政府组织搭建起“县—乡—村”三级物流体系，包括建设县级电商公共服务中心、村级电商服务站，以及道路和通信等基础设施，形成了供应链上的物流环节，为对接县内外市场供需提供了硬件条件。另一方面，电商公共服务中心和村级电商服务站发布的工业品线上销售信息和农产品线上供货信息，形成了对接市场供需的工业品下行和农产品上行信息流。例如：巴东县改善移民乡镇村庄交通主干线 163 千米，新修、硬化公路共 358 千米，全面打通移民安置区、居民安置点的对外交通；秭归县在电商发展初期依托后期扶持资金在每个移民乡镇设立了“移民电子商务服务站”，为水库移民提供市场供需信息。

其次是产业链纵向拓展单链。一是供应链的拓展推动了农业产业链的纵向环节延伸。随着“县—乡—村”三级物流体系的畅通，不少移民村有了柑橘洗果厂、打蜡厂和包装厂，并吸引了物流仓储企业进驻。同时，部分学习能力较强的移民从事网上代销职业，专为缺乏电商技能的移民小农户提供代销服务。二是产业链的环节对供应链进行了反馈，促使信息流增加。例如，秭归县扶持本土企业鑫勇泰农业发展有限公司带动移民在“832 平台”（脱贫地区农副产品网络销售平台）上销售脐橙，并对贫困户移民采取免费代售或加价收购的形式进行扶助助农。另外，通过补贴和扶持政策的激励，一批农业龙头企业带动移民小农户参与电商产业链。例如：巴东县官溪柑橘专业联合社设立联社电商部，在“832 平台”上统一销售鲜果，为本地移民提供固定就业岗位 35 个，流动就业岗位 100 多个。

最后是价值链提升保障条件。一是供应链的拓展推动了价值链环节增加。道路和通信等基础设施建设，为电商进农村提供基本物质条件；电商服务站提供电脑等进行电商交易的硬件设备，配备具有电商技能的人员为移民参与电商提供辅助服务；开展电商培训，让学习能力较强的移民首先参与农村电商。例如，奉节县在电商发展初期，依托水库移民后期扶持政策中的移民技能培训项目，设置电商基本技能培训课程，使部分水库移民具备电商技能。二是产业链的延伸刺激了价值链环节增加，鼓励了移民种植脐橙，以保障货源。三峡后靠移民安置区适合柑橘种植（海拔 600 米以下，条件较好），鼓励拥有土地但不具备种植技能的移民将土地流转（“前三年免租、挂果期收租、丰果期收租加分红”）给政府扶持的移民龙头企业，并在企业提供农作物种苗和农资工具的情况下，根据企业的技术指导打理农田或线上销售农产品。三是价值链环节对供应链和产业链环节进行反馈。通过电商技能培训，移民具备了参与产业链的技能，为产业链提供人力资源；拥有脐橙产品的移民发布线上销售信息，为供应链丰富相应的信息流，也为产业链提供产品供给。

3.融合结果。弱融合阶段最终实现了就业增收渠道拓展：一是产业链和价值链融合，移民就业机会的增加。首先，这一阶段的新增就业岗位主要来源于产业链的延伸和价值链的赋能，让移民获得了流通加工企业员工、快递配送员和网上代销等多种岗位的就业机会。例如，巴东县捷风物流有限公司有约 20 位投递快递的移民工作人员，约 10 位负责分拣包裹的移民工作人员。其次，拥有荒置土地的后靠移民通过将土地转包给电商企业，再承担土地管理工作，同时获得了经营性收入和工资性收入。例如，巴东县官渡口镇东坡社区的湖北铭梵农业有限公司，通过返租倒包的形式为 7 户水库移民提供了 9 份工作。二是“三链”融合，移民增收渠道的拓展。首先，增加移民销售收入。农村电商供应链的信息流将产地与外部市场联系起来，产业链保障包装运输，价值链上的电商服务站提供代销服务，

移民农户能够将农产品和初加工产品以高于线下收购价格的零售价格进行销售。例如，巴东县红花岭村移民电商服务站的负责人是水库移民，除了为附近的移民提供电商培训服务，每年还帮助移民网上代销上千箱脐橙。其次，降低生产生活成本。2018—2020年，巴东县电商交易额从7.04亿元增长到10.17亿元，农产品上行交易额从1.30亿元增长到1.78亿元；2021年1—8月，全县电商交易额达6.91亿元，农产品上行交易额达1.10亿元。由此可见，虽然电商激活阶段的农产品上行稳步增加，但是工业品下行的占比还是远高于农产品上行，对于交通不便、工业品物资不够丰富的库区来说，移民能够以低于线下实体店销售的价格在线上购买农资农具和生活用品，能有效降低移民的生产生活成本。

（二）基本融合阶段

1.融合动力。基本融合阶段的融合动力来自农业规模化的需求、电商集聚推动政策和电商集聚推动主体三个方面，表5为三个样本县^①的部分资料分析及编码过程。

从资料分析结果可以看出，基本融合阶段呈现出农业规模化的需求。这一需求主要来源于以下两个方面：一是农产品标准化难。生鲜农产品电商对农产品品质和供货的稳定性有较高要求，需要靠农产品标准化生产和销售实现^②。在“三链”弱融合阶段，因为缺乏农产品标准化的主观认识和客观条件，绝大多数移民是粗放种植和分散经营，在网上销售脐橙也只是简单加工和包装，难以维系农产品电商的持续稳定发展。二是缺乏技术和人才。脐橙在电商市场面临激烈的竞争，极度依赖线上宣传和服务，需要有较高水平的电商运营技术和人才。但是，弱融合阶段的电商以消费扶贫为主，线上销售平台有限且主要以信息发布为主，移民受制于客观技术和人才等支持条件，无法很好地维系客户和扩大经营规模。

基本融合阶段推动政策的特征是国家电商政策强化与库区帮扶政策配合。2019年，秭归县和奉节县同时第二次入选国家级“电子商务进农村综合示范县”，不仅给农村电商的发展再次注入资金，还明确了发展农村电商的新方向。与第一次的入选项目相比，第二次入选国家级“电子商务进农村综合示范县”项目对库区农村电商的发展提出了更高的要求，是“电子商务进农村综合示范县”项目的升级版。而库区相关的后期扶持、对口帮扶、东西部协作、精准扶贫等政策也都在国家电商专项政策的引导下，部分地向电商发展倾斜，为农村电商发展提供资金、技术和人才等要素支持。

基本融合阶段推动主体的特征是高校企业引领与县域政府引导。高校科研团队和电商龙头企业在这一阶段为库区注入关键技术和人才资源，帮助库区农产品往标准化方向发展。例如：秭归县依托华中农业大学的技术力量，引育伦晚、棕橙等特色新品种30多个，完成2万多亩品种改良，助力秭归县成为全世界最具影响力的“四季产鲜橙”地区；中国农业大学张福锁院士团队在奉节县设立了“国家现代农业产业园脐橙科技小院”，坚持“减量增效”，推广测土配方施肥，提高了移民生产脐橙的产量和品质；秭归县和奉节县的多家移民龙头企业，采用先进的数字化鲜果光电分选设备，自动

^①按照表1可知，秭归县和奉节县已经历或正处于农村电商“三链”基本融合阶段，为了探寻巴东县未能进入基本融合阶段的原因，本部分同样对巴东县进行资料收集和编码分析。

^②平台对农产品标准化的规范要求是库区农产品标准化发展的标尺，包括“三品一标”、甜度、果径等方面的要求。

将脐橙按大小、水分、糖度等指标进行分类，为移民农户提供脐橙分选等服务。

表 5 基本融合阶段部分资料编码展示

主范畴	副范畴	原始资料
农业规模化的需求	农产品标准化难	Cc-07: 电商卖的橙子对品质要求很高，不管客人买了多少次，只要有一次觉得口感不好或者跟之前不一样了，就不会再来买了
	缺乏技术和人才	Bb-03: 脐橙的品控非常困难，就算是同一棵树上的橙子，大小、形状和口感都不完全相同 Ab-09: 没有专业的技术设备，我们对自己橙子品质的稳定性心里也没有底 Cb-02: 我们想把电商规模搞起来，但是专业的线上宣传技术人员太难请了，本地没有这样的人才
电商集聚推动政策	国家电商政策强化	Aa-01: 第二次获批国家级“电子商务进农村综合示范县”，给了我们发展电商的巨大支持和信心
	库区帮扶政策配合	Ba-03: 在对口帮扶政策的帮助下，对口的辽宁省给我们援建了一座标准化生产厂房和一批数字化品控设备
电商集聚推动主体	高校企业引领	Ac-07: 我们这里脐橙品质比别处都好些，主要原因是有高校科研力量的支持
	县域政府引导	Ba-01: 政府按照平台的农产品品质标准，有针对性地给予资金和技术支持
农产品电商集聚	产业链横纵拓展单链	Ba-01: 东西协作对口支援的山东省农产品电商做得好，他们一批最优秀的电商数据分析公司和电商培训孵化企业都过来开设分公司
	供应链要素供给增加	Ac-11: 伦晚的单价高些，有些移民专门搞培育伦晚的苗子，卖到附近需要改良脐橙品种的县里去
	价值链提升参与能力	Bc-07: 政府搞了个脐橙价格指数，我们每次要卖橙子的时候看看这个，就对该卖什么价心里有数了 Ba-01: 县里有电商培训班专门是给奉节户籍的移民搞的，一期培训 21 天，手把手教他们线上卖橙子过程中的每一个步骤
创新创业就业增收	新型就业形态	Ac-08: 我们自己家没有很多田，橙子大批量上市的时候我把自家的橙子摘完卖完了，每天就到附近电商企业的发货点去打几个小时零工帮忙发货，一个月可以赚两三千块钱
	增收形式拓展	Ba-02: 现在好多人家做电商，仓库就设在家里，姑娘儿在屋头打单子发货，老人们下柑子打包，帮忙带儿，有些人家从一年五六万做到几十万
	创新创业增加	Bc-03: 看到村里的移民能人通过电商赚了不少钱，好多一直在观望的移民农户也开始主动尝试创业

要特别指出是，在这一阶段，行政的力量比上一阶段有所减弱，县域政府不再是“全包式”托底地扶持电商发展，而是引导更多的外部市场力量加入库区电商发展过程。例如：奉节县政府与京东集团签约进行战略合作，将京东专业物流解决方案中的“黑科技”融入脐橙物流，让奉节脐橙不仅卖得快，更卖得好；秭归县政府引进阿里巴巴，在水田坝乡建立起阿里巴巴在全国的第一个数字农业基地，九月红脐橙成为阿里巴巴农村淘宝“未来农场”项目首个上线的农产品，推进了秭归脐橙标准化、规模化生产。而巴东县因为第一次入选国家级“电子商务进农村综合示范县”的时间较晚，未能获得第二次国家级电商政策的支持，且巴东县与科研机构和市场化电商平台的交流较少，农产品上行严重依

赖消费扶贫平台扶持,过于依赖政府的干预力量,“高校、企业引领”的条件不具备,没有形成这一阶段农业规模化的推动力,因此无法完成“三链”的基本融合。

2.融合过程。在基本融合阶段,融合过程的特征表现为农产品电商集聚,融合动力发力点作用在供应链和产业链环节,由此展开融合过程,具体如图3所示。

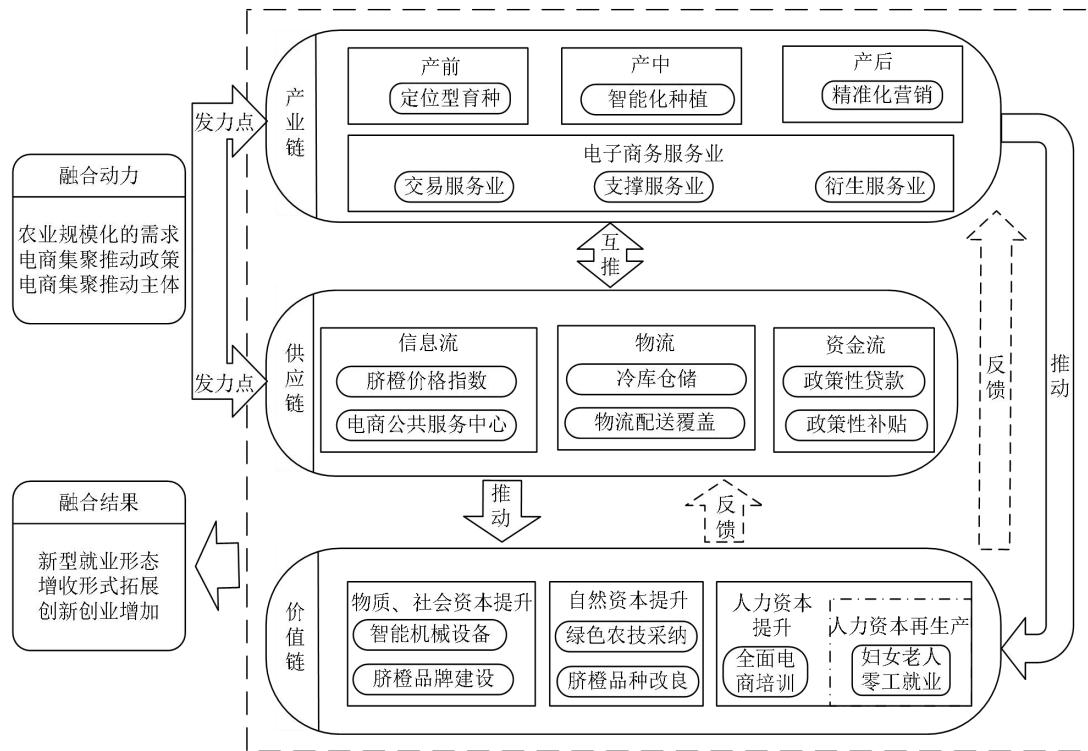


图3 “三链”基本融合赋能水库移民就业增收的路径

首先,产业链横向拓展单链。一方面,在电商专项政策、水库移民帮扶政策和高校、企业的推动下,该阶段农业产业链横向拓展了包括交易服务业、支撑服务业、衍生服务业等环节的电商服务行业,贯穿农产品流通全过程;农业产业链纵向拓展了产前的定位型育种环节、产中的智能化种植环节和产后的精准化销售环节。例如:奉节县从东西部协作对口支援的山东省引进了一批优秀的电商数据分析公司和电商培训孵化企业在奉节县开设分公司,有效促进了奉节县农产品电商的集聚发展;秭归县结对支援省江苏省是中国电商最为发达的省份之一,秭归县政府每年组织本土电商企业赴江苏省学习先进的电商技术和经验,再在秭归县进行宣传普及,推动了秭归县农村电商的集聚发展。秭归县成立“柑橘院士”邓秀新团队秭归工作站,构建脐橙“芯片库”,储备柑橘品种资源126个,建成三峡库区最大的柑橘良种种质资源库,形成了辐射库区的种苗产业。奉节县三沱村搭建了“奉节智慧脐橙物联网平台”系统,可在脐橙生产阶段对村内脐橙进行全域环境监测、水肥自动化供给和病虫害检测等智能化管理。另一方面,供应链信息流和物流的发展推动了产业链各新增环节的发展,而产业链的横向拓展又对供应链给出了积极的反馈,推动供应链信息流和物流发展。例如,产业链中的电商服务业对供应链中的电商公共服务中心是补充支撑作用,不仅能分担部分公共服务的压力,还可以保证

信息流畅通。

其次，供应链要素供给增加。一是发布脐橙价格指数，深化电商公共服务中心职能，为脐橙电商集聚提供充足的信息流。秭归县和奉节县政府分别与中国经济信息社共同发布了脐橙指数，旨在为贸易决策提供参考。例如，“新华·宜昌秭归脐橙电商价格指数”围绕脐橙产业零售、收购、批发三个环节，公布电商价格指数、产地收购价格指数、销地批发价格指数三支子指数，可供移民农户销售议价时参考。秭归县和奉节县政府的县级电商公共服务中心不仅是基础电商培训的承担者，还成为功能强大、功用明显的电商信息辐射中心。二是加强物流建设，进行冷库仓储和物流配送全域覆盖建设。原有的三级物流体系只能保障基础的物资流通，无法完全适应生鲜农产品电商的时效需求。在此阶段，为了适应电商发展趋势、保障脐橙的销售品质，在电商政策的推动下，县政府一方面引导建设农产品冷库仓储，另一方面引进各大物流公司进入乡村布点，优化物流体系。三是由电商政策专项资金提供政策性贴息贷款和农业补贴，为脐橙标准化所需的技术设备推广和品种改良等项目提供充足的资金流保障。

最后，价值链提升参与能力。一是在供应链的资金流和信息流助力下，移民能够以较低的成本购置智能机械和农资设备，提升了物质资本，并因为使用共同的区域品牌“秭归脐橙”和“奉节脐橙”，与周边非移民形成了基于共同利益的社会资本。例如，秭归县郭家坝镇移民农户在农业补贴的支持下，仅以半价就可以购买到田间轨道运输设备。电商公共服务中心提供的全面电商培训让移民具备多方位的电商参与技能，也使妇女和老人实现零工就业成为可能，从而实现了人力资本的提升。针对水库移民，除 1645 人次的基础电商人才培训外，奉节县还开展运营、客服等专项培训 420 人次，农产品上行标准化培训 398 人次，实现了多种电商人才的孵化。秭归县的“橙彩 MCN”电商直播孵化中心，打造了两个直播电商基地，聘请阿里巴巴、京东等知名电商企业讲师来秭归县授课，截至 2020 年底，累计开展电商培训 60 多期，培训学员 4 万人次以上。二是在产业链的推动下，移民主动改良脐橙品种、采纳绿色农业技术，脐橙产量大幅增加。除了免费的公共服务，水库移民还能够选择市场化的电商服务业，主动提升人力资本。三是价值链提升水库移民参与能力，会对产业链和供应链起到积极的反馈支持作用。价值链上物质和社会资本的提升有助于供应链信息流的产生，自然资本提升有助于产业链上产前、产中和产后环节的发展，人力资本的提升有助于为产业链上各环节提供人力资源。

3.融合结果。基本融合阶段最终实现了创新创业就业增收：一是产业链和供应链融合，实现新型就业形态。“三链”融合让移民获得了多种岗位的就业机会，催生了雇佣分担、岗位分担、众包就业等多种新就业形态。例如，无法达到固定岗位招工要求的移民老人和妇女（非技能型本地常住移民）通过供应链上电商服务中心的在线劳动力匹配，获得了产业链上仓储加工等对技能要求较低、工作时间较为灵活的就业岗位，实现了价值链上的人力资本再生产。二是价值链与供应链或产业链融合，实现增收形式拓展。首先，通过线上线下多渠道拓展，移民销售收入增加。经过电商培训，移民农户掌握了一定的网络销售技能，能够使用智能机械分选设备将脐橙分级，进而实现优果线上销售、次果批发销售，实现收入增加；此外，冷库仓储可以适当延长销售期限，可在果品较少的季节以更高的单价进行销售，获得更高收入。其次，移民与龙头电商企业合作，根据农产品市场需求特征并结合库区农

产品优势及时调整销售策略。美团“生鲜直采”开辟了移民果园与城市社区的“直通车”，通过数字化销售流程差异化投放产品，例如偏酸的夏橙销往东北，偏甜的纽荷尔橙销到东南，水分多且化渣率高的九月红橙则销往南方沿海城市。最后，采纳绿色农技、发展生态循环农业，结合智能机械化设备和公共品牌的使用，部分移民农户成为产业链上智能化种植的一环，提升了农产品辨识度和农产品的品牌附加值，实现了收入的增加。三是“三链”融合实现创新创业增加。因为贴息贷款、创业补贴和优惠奖励政策，电商服务站对点帮扶和电商服务业项目支撑孵化出各环节领域的创新创业者。例如，通过价值链上政府部门和市场化电商培训机构的培训和选拔，秭归县和奉节县培育出一定数量的移民电商主播，将手机和自拍杆当成新农具，田间地头当成直播间，成为电商平台的“新农人”、“三农”领域创作者，具有代表性的有秭归县的“草帽姑娘”龚雪、奉节县的“葱花”鲁应葱等。

（三）深度融合阶段

1.融合动力。深度融合阶段的融合动力来自农业新业态的需求、电商融合推动政策和电商融合推动主体三个方面。表6为两个样本县^①的部分资料分析及编码过程。

从资料的分析结果可以看出，深度融合阶段呈现出对农业新业态的需求。这一需求主要来源于以下两方面：第一，企业和人才的流失。大城市因其信息、交通、人才和政策等优势对秭归县形成虹吸效应，具有相应技能和经济基础的人才和较为优质的电商企业往往会搬离库区。第二，数字新基建不足。数字新基建是将信息技术应用在多产业环节、打通农商互联、促进资源联动的关键。库区数字新基建的缺乏限制了库区农产品价值转化效率和三产融合发展。企业和人才流失以及数字新基建不足体现了库区营商环境和人居环境的短板，也共同形成了发展农业新业态的需求。

深度融合阶段推动政策的特征是国家乡村振兴战略引导和库区扶持政策提供支持。国家实施的乡村振兴战略，加大了强农惠农富农政策力度，补齐了库区数字化发展的短板。“融合发展、联农带农”和“绿色引领、创新驱动”是乡村产业振兴的重要基本原则，国务院要求各地各部门把以农业农村资源为依托的二三产业尽量留在农村，把农业产业链的增值收益、就业岗位尽量留给农民；同时还要求推动科技、业态和模式创新，提高乡村产业质量效益^②。根据库区实际情况，库区扶持政策做出了相应的调整，给予库区更强有力的人才、资金和技术支持。例如，《全国对口支援三峡库区合作规划（2021—2025年）》将原有的“积极开展劳务输出合作”的政策指引，调整为“就近就业”和“返乡入乡创业”，并首次将“支持发展现代商贸物流业”纳入规划^③。

深度融合阶段推动主体的特征是县域政府协调和移民自主参与。移民农户在具有了一定的经济实力和技术资源后，需要更好的服务配套以减少生产成本支出，需要更好的生活配套以提高生活质量，

^①根据表1可知，秭归县正处于农村电商“三链”深度融合阶段，为了探寻奉节县未能进入深度融合阶段的原因，本部分同样对奉节县进行资料收集和编码分析。

^②参见《国务院关于促进乡村产业振兴的指导意见》，https://www.gov.cn/zhengce/content/2019-06/28/content_5404170.htm。

^③参见《水利部 国家发展改革委关于印发〈全国对口支援三峡库区合作规划（2021—2025年）〉的通知》，http://www.mwr.gov.cn/zwgk/gknr/202112/t20211222_1556454.html。

而县域政府是协调者的角色，辅助各种资源与移民的具体需求进行对接。在此阶段，秭归县移民的各类自治群体（如移民电商龙头企业、柑橘协会、电商协会等）起到了重要作用，形成了强大的影响力。秭归县以本土企业湖北屈姑国际农业集团为龙头，带动脐橙产品深加工，实现了“从花到果、从皮到渣、吃干榨尽”的“零废弃加工综合利用”，形成了橙酒、橙醋、橙蜜等全系列产品，与鲜橙相比可增值10倍以上，每年为移民柑农增收1200万元以上。而奉节县移民的自主参与积极性没有得到充分发挥，各类自治群体未能挖掘移民优势，制约了奉节县的“三链”深度融合。奉节县移民电商龙头企业未能形成一个具有整合全产业链能力的引领力量，也未能形成具有较大影响力的移民文化电商品牌，且即便是在三沱村这个移民“亿元村”，整个村里没有一家农家乐或餐馆，未能将移民优势转化为农业新业态。

表6 深度融合阶段部分资料编码展示

主范畴	副范畴	原始资料
农业新业态的需求	企业和人才流失	Ab-06: 电商企业的办公地点灵活性很大，宜昌市里的产业园里的物流条件、电商政策和专业人才都比县里面好些多些，县里好点的电商企业都想迁到市里去
	数字新基建不足	Ba-02: 我们这里电商人才本来就少，技术条件和经济条件好些的人才还都搬去重庆主城区定居了 Ba-03: 农业的产值还是比较低的，只有让农业“接二连三”，三产融合才能创造最大的价值，但是我们的硬件条件不够，数字资源联动机制没有形成，这是我们需要突破的瓶颈
电商融合推动政策	国家乡村振兴战略	Aa-05: 乡村振兴战略规划中的重要部分包括数字乡村建设，2020年秭归县入选首批国家数字乡村试点县
	库区扶持政策支持	Aa-06: 最近的对口支援三峡库区合作规划支持发展现代商贸物流业，鼓励移民返乡创业
电商融合推动主体	移民自主参与	Ac-15: 原来都是政府给我们做工作让我们学习，我们主动性不高，一边观望一边尝试。现在是移民龙头企业带着我们村的移民一起在网上卖柑子，我们干劲十足，比其他村子都搞得更好些
	县域政府协调	Aa-03: 我们按照“以工业化思维推动农业产业发展、以数字化赋能农村经济、以信息化迭代基层治理”的整体思路，努力以数字之翼助力库区乡村振兴
多产业电商融合	产业链多链多维拓展	Ac-05: 我们这里是屈原故里嘛，端午节在我们三峡移民这儿比过年还重要，在网上买橙子的客户看到我们发的端午节照片就慕名来秭归过端午，跟我们一起包粽子、戴香囊
	供应链要素流畅通	Aa-02: 我们提供了非常完备的创业环境和配套创业补贴，让年轻人试错的成本不断降低，激起了年轻移民返乡创业的热情
	价值链全方位增值	Ab-03: 移民舍小家为国家的精神，播撒在土地上，用我们“峡江传橙”品牌让每一个橙子上印有移民对好生活的向往
返乡创业就业增收	稳定企业和人才	Aa-08: 电商对经营地点的要求不高，原来有些大的本地企业就想搬去其他物流和配套设施更好的地方，后来这边的配套慢慢跟上了，他们就不搬了
	返乡就业创业	Ab-12: 原来很多读了大学的移民都会去外头的大城市上班，留在家里的都是些老弱病残，现在家乡发展得好了，越来越多像我们一样的年轻人都回来工作了

表6 (续)

返乡创业 就业增收	多元收入来源	Ac-10: 移民把农家乐啊、民宿啊这些搞起来了, 一年下来零零散散赚的钱加起来比一个劳动力出去打一年工赚的都多
--------------	--------	--

2.融合过程。“三链”深度融合过程的特征表现为多产业链电商融合,融合动力对产业链、供应链和价值链都有直接的作用,由此展开融合过程,具体如图4所示。

首先,产业链多链多维拓展。库区农业、文化和生态旅游业等产业链协同发展:一是农业产业链拓展了农产品深加工产业和休闲农业环节。例如,截至2021年,秭归县全县共培育精选加工企业71家,数字化精选加工企业13家,年处理鲜果能力超过50万吨。二是文化产业链拓展了文化手工制作和地方节庆文化周边产业环节。例如,秭归县推动县图书馆、文化馆完成数字化建设,通过网络、电视、手机等多种方式共享全县数字文化资源。AR、VR、CG、3D投影等技术的广泛应用,叠加历史场景和文物影像,让游客和观众在时空穿梭的“错觉”中沉浸式体验屈原文化,屈原故里端午文化以“云分享”方式得到广泛传播。三是旅游产业链拓展了民俗体验和乡村旅游等环节。例如,秭归县借秭归脐橙的影响力进行线上宣传,促进农文旅融合,精心打造长江柑橘画廊,推出“橙”意满满、四季鲜橙采摘游等精品乡村旅游路线。价值链上确立的精神文化优势和生态价值转化,与供应链的多场景数字信息交互环节,共同推进了产业链多链多维拓展的进程。

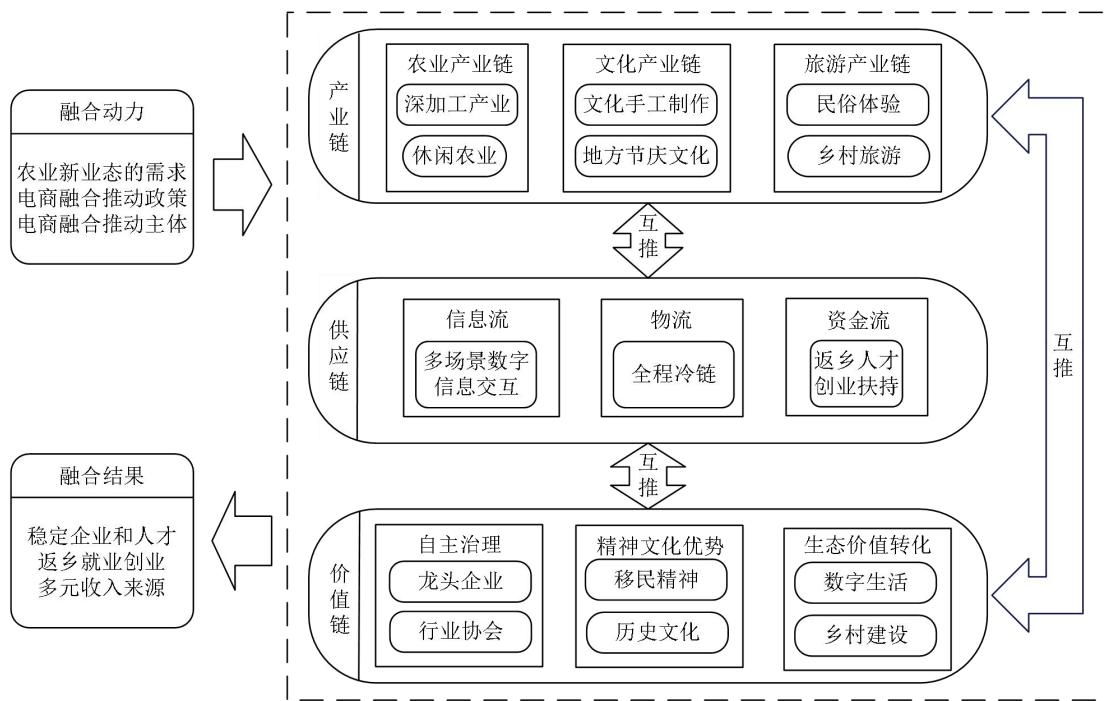


图4 “三链”深度融合赋能水库移民就业增收的路径

其次,供应链要素流畅通。一是基于农业新业态的发展需求,政府部门争取并合理利用电商政策,依托产业链的拓展,将产业数字化,形成多场景数字信息交互平台,增加信息流的供给。价值链上的数字生活环节,也为供应链提供了信息流。例如,2020年10月,秭归县入选首批国家数字乡村试点

地区，试点工作主要包括对数字乡村建设进行整体规划设计、完善乡村新一代信息基础设施、发展乡村数字经济新业态等七方面内容。到 2021 年底，基本建成以光纤和 4G 网络为核心的新一代通信基础设施，网络覆盖所有乡镇集镇、重点产业园区、重点旅游景点，并以数字化全产业链打造出脐橙产业生产智能化和经营网络化的“秭归样本”，中央网信办以专刊形式向全国进行了推广。二是利用专项资金加强冷链等基础设施建设，缩小城乡间物流水平的差异。例如，秭归县投资 2.7 亿元建设秭归县冷链物流体系，打造 1 个中心、2 个基地、8 个冷储点联动发展的冷链网络，存储容量达 1.6 万吨，以实现柑橘高效化精细分拣、打包，延长储存期，通过错季销售，提升产品附加值。三是通过返乡人才创业补贴等政策资金的倾斜，增加资金流的供给。例如，秭归县为返乡人才提供最高 10 万元的创业补贴、最高 50 万元的项目扶持资金、最高 20 万元的贷款支持等资金扶持。

最后，价值链全方位增值。一是实现移民自主治理：激发移民的社会责任感，让水库移民与原生社会网络实现交互相融，摆脱权利贫困困境。秭归县充分发挥移民电商龙头企业、柑橘协会和电商协会等自治组织的影响力，有效地带动移民深度参与。二是产业链对于地方文化和民俗的推动，以及供应链的信息流，都有助于水库移民确立精神文化优势：发扬移民精神，增强移民的凝聚力，宣扬库区特色历史文化，深化移民的身份认同感。在进一步推广“秭归脐橙”地理标志品牌的同时，鼓励本土移民文化融入企业品牌。例如，天猫“聚划算”、秭归县政府与龙头电商湖北屈姑国际农业集团联手组织“寻找橙市新移民”活动，让三峡移民奋斗、朴实、爱国、爱乡情怀与品牌产生共鸣；湖北多美橙农业发展有限公司创立的企业自主品牌“峡江传橙”，将水库移民勇于担当、拼搏奉献的文化嵌入品牌，在 2020 年中国果业品牌大会中获得 1417.72 万元的评估价值。三是供应链多场景数字信息交互产生的信息流，和文化、旅游产业链一起，推动价值链上库区生态价值转化。秭归县的村级数字乡村一体化平台汇集了 20 多项线上服务，让移民办事少跑腿。秭归县加强移民安置区的基础设施和村容村貌建设，实现移民安置区文化旅游业的发展。例如，王家桥村将脐橙元素和三峡大坝元素融入乡村建设，鼓励移民采用太阳能杀虫灯、水肥一体化等绿色农业技术，利用网络夯实“一江清水、两岸青山、四季鲜橙”的生态品牌底色。

3.融合结果。深度融合阶段最终实现了返乡创业就业增收：一是稳定企业和人才。价值链提供的生态宜居环境，多产业链协同带来的产业兴旺发展，以及供应链保障的要素充分流动，不仅减少了库区市场主体和就业岗位的流失，还有利于产业的进一步发展和更多就业岗位的创造。例如，随着配套数字新基建的增加以及冷链建设，通过电商将农产品销往美国等 140 多个国家和地区的秭归县柑橘鲜果及深加工企业——湖北屈姑国际农业集团，拒绝了某市级电商产业园为吸引其全厂迁建而提供的优越条件，继续立足库区、深耕库区。二是返乡就业创业。优秀移民人才返乡发挥示范作用，“三链”融合提供了大量就业岗位，当地政府提供创业需要的政策、资金和基础设施等优惠条件，以及当地良好的生活、生产、生态环境，吸引了许多接受过高等教育、拥有丰富技术知识和宽阔眼界的青年移民返乡创业。2014 年以来，秭归县的农村电商发展给 1.8 万名本地移民提供了长期就业岗位，吸引移民返乡稳定就业人数超过 6000 人；2020 年至今，秭归县的农村电商发展促进本地移民创业人数超过 4000 人，吸引移民返乡创业人数超过 1100 人。三是多元收入来源。一方面，产业链与价值链融合，移民电

商龙头企业与移民农户合作，增加移民农户收入。电商龙头企业不仅对按标准生产的柑橘实行论个收购，每个优质果收购价为2~2.5元，农户亩均增收2000元以上；还能将以前倒掉、烂掉的等外果变废为宝，将其收购作为深加工产品原料，让移民农户每亩多增收600元以上。另一方面，产业链与供应链融合，借助电商宣传地方节庆文化，发展休闲采摘农业、观光农业、民俗体验等，移民农户获得经营性收入、工资性收入等多种兼业收入。例如，秭归县借助电商宣传推广，建设了烟灯堡村、西陵峡村等一批融合示范点，促使移民多渠道可持续就业增收。

五、基于“三链”融合理论的水库移民就业增收机制

（一）“三链”三阶段融合赋能水库移民就业增收的机制

通过上述案例分析，本文归纳出农村电商“产业链—供应链—价值链”在弱融合、基本融合和深度融合三个阶段赋能水库移民就业增收的机制，具体如图5所示。

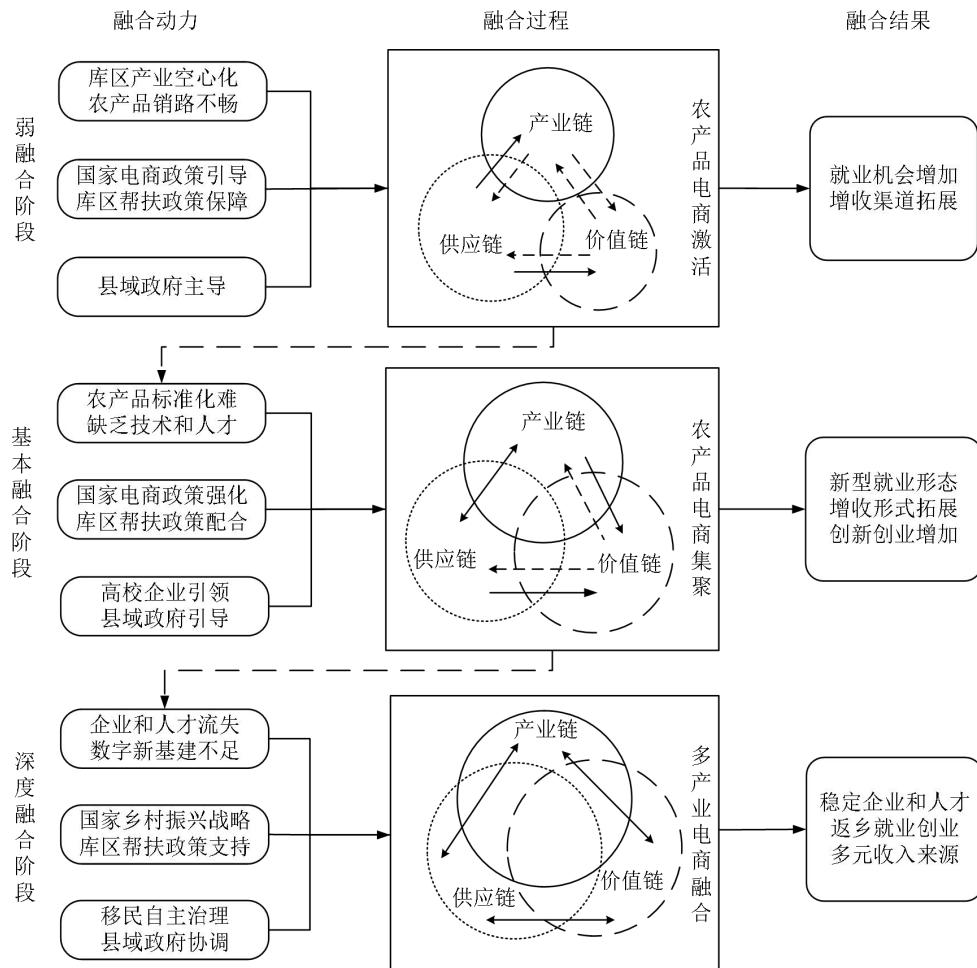


图5 “产业链—供应链—价值链”三阶段融合赋能水库移民就业增收机制

与最初设计的理论分析框架相比,实际案例中的融合动力在不同融合阶段并不都是直接作用于“三链”,进而使链条具备主动融合的能力。融合动力在弱融合阶段是直接作用于供应链,在基本融合阶段是直接作用于供应链和产业链,在深度融合阶段是直接作用于“三链”,可见,融合动力随着融合阶段的深化不断增强。在弱融合阶段,电商激活助力农产品上行,赋能移民就业增收渠道拓展;在基本融合阶段,电商集聚促进农业规模化,赋能移民创新创业就业增收;在深度融合阶段,电商融合催生农业新业态,赋能移民返乡创业就业增收。推动政策和推动主体的缺位是“三链”弱融合阶段无法跨越到基本融合阶段的原因,推动主体的能动性不足是基本融合阶段无法跨越到深度融合阶段的原因。

(二) 跨越融合阶段赋能水库移民就业增收的关键机制分析

1.发挥电商帮扶政策“助推器”作用。为了借由推动农村电商的发展助力脱贫攻坚和促进乡村振兴,原国务院扶贫办于2014年将“电商扶贫”正式纳入扶贫的政策体系,自2015年起,每年的中央“一号文件”都明确提出要深入实施电子商务进农村综合示范,并在乡村振兴战略系列政策中贯穿了农村电商帮扶政策,以项目制的方式对欠发达地区进行帮扶。例如,2015年至2021年,电子商务进农村综合示范政策逐年扩大示范范围与影响力,惠及三峡库区26个移民县(区)中的全部11个国家级贫困县。项目制具有天然的资源整合性,一方面对地方产生强大的激励作用,另一方面又不限于项目所划定的专项范围,而是在更大范围内驱动地方整体社会和经济的联动运作,能够有效衔接和汇聚资源(渠敬东,2012;高新宇和武永超,2022)。

回顾本文的三个案例,在融合动力和融合过程中都能看到项目制电商帮扶政策发挥“助推器”作用的实践。在农村电商发展生命周期的不同阶段,需要的推动政策是不同的。电商帮扶政策在弱融合、基本融合和深度融合阶段,推动政策分别是“电子商务进农村综合示范县”项目、“电子商务进农村综合示范县”项目升级版和“国家数字乡村试点县”项目,这也是影响“三链”跨阶段融合的主要因素。在弱融合阶段,农村电商需要激活,电商项目政策力量较小,主要起引导作用,联动水库移民后期扶持专项资金进行基础设施建设保障,建设移民农户参与电商活动所需的基础设施和信息渠道。在基本融合阶段,电商专项政策的力量增强,引入外部资本,相应地也与水库移民对口帮扶政策产生联动配合,推广移民农户参与农村电商所需的设备、产业和技能。在深度融合阶段,电商专项政策的影响力更大,以数字化的形式将多产业联合起来,后期扶持政策改变移民扶持方向,以更大力度支持专项政策,共同创造移民参与农村电商的竞争优势。总之,电商帮扶政策起到的“助推器”作用随着电商发展阶段的改变而调整,不仅本身影响了区域内产业链、供应链和价值链环节,而且通过衔接库区特有的后期扶持政策,进一步催化“三链”发展及融合,赋能水库移民就业增收。

2.由政府一元管理转向多主体协同治理。开发性移民方针的主要原则是变救济生活为扶助生产,为水库移民创造发展生产的条件,因此,应拓展和强化社会支持(檀学文,2019)。电子商务进农村能够激发市场资源配置机制,增加社会支持,给小农户增权赋能,提高小农户的主体地位和参与能力(周浪,2020)。通过小农户结构性嵌入市场体系和生产体系的形式,能够提升和改善农民群体的价值创造和利益分配地位,进而对农民就业与收入分配产生影响(尹奕玉和张驰,2023)。

在本文案例的实践中，随着融合程度的深化，推动主体由政府一元管理转向多主体协同治理，其中政府的角色由主导者转变为引导者，最后变为协调者，而水库移民农户群体的主体地位是逐渐提升的，由政策扶持对象，转化为被动参与者，最后变为主导参与者。在弱融合阶段，政府主要通过供应链上的物流和信息流，推动相关产业的发展，培养少数移民成为参与农村电商的“先行者”，以期形成示范效应。在基本融合阶段，政府引入外部资本力量，联合高校和企业推动“三链”融合，赋能移民就业增收。企业作为这一阶段最主要的引领者，与移民农户的合作是“强资本—弱农户”的关系。外来资本通过资源输入，为库区发展注入了生命力，同时也占有了大部分收益，移民能够获得就业岗位和较低的收益分成。而在深度融合阶段，移民有了自主治理的意识，主动推动价值链向产业链和供应链融合。从事电商运营的农户因掌握以“流量”和“移民文化品牌”为核心的稀缺性资源，具有市场主体地位和市场能力优势。农村电商经济形态的独特性赋予了以电商经营为主要收入来源的移民较高的市场主体地位和话语权，实现了自我赋能就业增收。总的来说，在“三链”由弱融合跨越到基本融合，再到最后深度融合的过程中，移民参与农村电商的行政干预力量逐渐减弱，移民的参与主体地位逐渐提升，社会支持逐渐增强，移民就业增收实现了“政府赋能—企业赋能—自我赋能”的转变。

六、结论与启示

本文构建了“产业链—供应链—价值链”三阶段融合的理论分析框架，以三峡库区秭归县、奉节县和巴东县三个农村电商发展程度不同的典型区域为研究对象，采用探索性多案例分析方法，探究农村电商“三链”在弱融合、基本融合和深度融合三个阶段赋能水库移民就业增收的理论机制。本文研究结论如下：第一，在弱融合阶段，电商激活助力农产品上行，赋能水库移民就业增收渠道拓展。第二，在基本融合阶段，电商集聚促进农业规模化，赋能水库移民创新创业就业增收。第三，在深度融合阶段，电商融合催生农业新业态，赋能水库移民返乡创业就业增收。第四，跨越融合阶段持续赋能水库移民就业增收的关键机制是发挥电商帮扶政策“助推器”作用和推动转向多元主体协同治理。

本文的政策启示如下：一是加大库区农村电商推广力度，推动水库移民安稳致富。产业是乡村振兴的基础，农村电商发展不仅能推动库区产业振兴，还能有力地促进人才振兴、文化振兴、生态振兴和组织振兴的协同推进，助力库区生态价值转化和乡村振兴，对于实现农村水库移民安稳致富具有现实意义，也对实现欠发达地区农民共同富裕具有借鉴意义。二是稳定完善帮扶政策，实现乡村振兴政策与水库移民后期扶持政策有效衔接。把增加水库移民收入作为根本要求，把促进库区县域经济发展作为主攻方向，因时因地引导资本、技术和人才等要素流入库区，不断推进农村电商“三链”融合的程度，注重扶志扶智，聚焦产业就业，推升水库移民的就业增收水平，不断缩小收入差距、发展差距。三是推进“三链”融合，增强库区和水库移民的内生发展动力。通过激发水库移民自主治理的积极性，实现由库区县域政府一元管理向市场多元化治理转变，让水库移民成为库区乡村振兴的主力，将水库移民和库区的特色转化为自身发展优势，驱动“三链”深度融合，在赋能水库移民就业增收的同时提升水库移民的幸福感和获得感。

参考文献

- 1.曹前满, 2021: 《高质量就业的支撑条件与现实困惑: 技术依赖与劳动排斥》, 《经济学家》第4期, 第41-51页。
- 2.段跃芳, 2007: 《开发性移民政策: 概念框架、应用及发展》, 《江汉论坛》第7期, 第131-134页。
- 3.高新宇、武永超, 2022: 《“可治理的民主”何以兑现: 基层公共事务治理民主的实现路径——以广东省横沥镇为例》, 《中国农村观察》第2期, 第117-129页。
- 4.龚勤林, 2004: 《论产业链构建与城乡统筹发展》, 《经济学家》第3期, 第121-123页。
- 5.何思好、曾维忠, 2019: 《后期扶持产业发展与库区移民减贫增收利益联结机制研究——基于四川省的调查数据》, 《经济体制改革》第2期, 第195-200页。
- 6.何宇鹏、武舜臣, 2019: 《连接就是赋能: 小农户与现代农业衔接的实践与思考》, 《中国农村经济》第6期, 第28-37页。
- 7.李滋阳、李洪波、范一蓉, 2019: 《基于“教育链—创新链—产业链”深度融合的创新型人才培养模式构建》, 《高校教育管理》第6期, 第95-102页。
- 8.吕丹, 2015: 《基于农村电商发展视角的农村剩余劳动力安置路径探析》, 《农业经济问题》第3期, 第62-68页。
- 9.牛文涛、郑景露、唐轲, 2022: 《农村三产融合赋能农民就业增收再审视——基于河南省孟庄镇、龙湖镇、薛店镇的案例分析》, 《农业经济问题》第8期, 第132-144页。
- 10.戚聿东、刘翠花、丁述磊, 2020: 《数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升》, 《经济学动态》第11期, 第17-35页。
- 11.秦芳、王剑程、胥芹, 2022: 《数字经济如何促进农户增收? ——来自农村电商发展的证据》, 《经济学(季刊)》第2期, 第591-612页。
- 12.邱子迅、周亚虹, 2021: 《电子商务对农村家庭增收作用的机制分析——基于需求与供给有效对接的微观检验》, 《中国农村经济》第4期, 第36-52页。
- 13.渠敬东, 2012: 《项目制: 一种新的国家治理体制》, 《中国社会科学》第5期, 第113-130页、第207页。
- 14.施国庆、严登才、孙中良, 2015: 《水利水电工程建设对移民社会系统的影响与重建》, 《河海大学学报(哲学社会科学版)》第1期, 第36-41页、第90页。
- 15.宋华、杨雨东, 2022: 《中国产业链供应链现代化的内涵与发展路径探析》, 《中国人民大学学报》第1期, 第120-134页。
- 16.孙良顺, 2016: 《水库移民贫困成因与反贫困策略: 基于文献的讨论》, 《河海大学学报(哲学社会科学版)》第4期, 第77-83页、第92页。
- 17.孙炜、万筱宁、孙林岩, 2004: 《电子商务环境下我国农产品供应链体系的结构优化》, 《工业工程与管理》第5期, 第33-37页、第41页。
- 18.檀学文, 2019: 《中国移民扶贫70年变迁研究》, 《中国农村经济》第8期, 第2-19页。
- 19.唐跃桓、杨其静、李秋芸、朱博鸿, 2020: 《电子商务发展与农民增收——基于电子商务进农村综合示范政策的考察》, 《中国农村经济》第6期, 第75-94页。
- 20.滕祥河、李春艳、文传浩, 2019: 《新中国成立70年来中国特色水利水电工程移民理论的演进阶段、逻辑及取

- 向》，《中国农业大学学报（社会科学版）》第5期，第34-44页。
- 21.王胜、丁忠兵，2015:《农产品电商生态系统——一个理论分析框架》，《中国农村观察》第4期，第39-48页、第70页、第96页。
- 22.王志刚、于滨铜、孙诗涵、和田恬、郑适，2021:《资源依赖、联盟结构与产业扶贫绩效——来自深度贫困地区农产品供应链的案例证据》，《公共管理学报》第1期，第137-150页、第175页。
- 23.杨云彦、徐映梅、胡静、黄瑞芹，2008:《社会变迁、介入型贫困与能力再造——基于南水北调库区移民的研究》，《管理世界》第11期，第89-98页。
- 24.殷，2017:《案例研究：设计与方法》，周海涛、史少杰译，重庆：重庆大学出版社，第35-82页、第127-197页。
- 25.尹成杰，2006:《农民持续增收动力：内部动力与外部动力相结合》，《中国农村经济》第1期，第4-10页。
- 26.尹奕玉、张驰，2023:《数字兴农：机理、效应及风险防范》，《中国特色社会主义研究》第2期，第62-73页。
- 27.于法稳，2018:《新时代农业绿色发展动因、核心及对策研究》，《中国农村经济》第5期，第19-34页。
- 28.郁义鸿，2005:《产业链类型与产业链效率基准》，《中国工业经济》第11期，第35-42页。
- 29.曾妍、赵旭、段跃芳，2023:《电商价值链更新对水库农村移民增收的影响研究——基于三峡库区首县秭归的分析》，《农业经济问题》第1期，第131-144页。
- 30.张健、赵宁、杜为公，2021:《水库移民相对贫困治理和就业纾困机制研究》，《社会保障研究》第4期，第97-104页。
- 31.张硕、乔晗、张迎晨、李卓伦，2022:《农村电商助力扶贫与乡村振兴的研究现状及展望》，《管理学报》第4期，第624-632页。
- 32.周浪，2020:《另一种“资本下乡”——电商资本嵌入乡村社会的过程与机制》，《中国农村经济》第12期，第35-55页。
33. Beamon, B. M., 1998, "Supply Chain Design and Analysis: Models and Methods", *International Journal of Production Economics*, 55(3): 281-294.
34. Couture, V., B. Faber, Y. Gu, and L. Liu, 2021, "Connecting the Countryside via E-Commerce: Evidence from China", *American Economic Review: Insights*, 3(1): 35-50.
35. Etzkowitz, H., 2003, "Innovation in Innovation: The Triple Helix of University-Industry-Government Relations", *Social Science Information*, 42(3): 293-337.
36. Liu, H., and C. Ai, 2018, "Empirical Research on Rural E-Commerce Development Level Index System Based on Catastrophe Progression Method", *Cluster Computing*, 22(1): 6101-6109.
37. Mentzer, J. T., W. Dewitt, J. Keebler, S. Min, N. Nix, C. Smith, and Z. Zacharia, 2001, "Defining Supply Chain Management", *Journal of Business Logistics*, 22(2): 1-25.
38. Peng, C., B. Ma, and Z. Chen, 2021, "Poverty Alleviation Through E-Commerce: Village Involvement and Demonstration Policies in Rural China", *Journal of Integrative Agriculture*, 20(4): 998-1011.
39. Porter, M. E., 1985, *Competitive Advantage: Creating and Sustaining Superior Performance*, New York: Free Press, 45-48.

40. Walters, D., and G. Lancaster, 2000, "Implementing Value Strategy Through the Value Chain", *Management Decision*, 38(3): 160-178.

(作者单位: ¹三峡大学水库移民研究中心;
²三峡大学经济与管理学院;
³广东金融学院金融与投资学院)
(责任编辑: 胡 祎)

How Does the Rural E-commerce Promote Reservoir Resettlers' Employment and Income Growth: A Multi-Case Study Based on the Integration Theory of "Industry-Supply-Value Chains"

ZENG Yan TAN Jiangtao WANG Shouwen DUAN Yuefang

Abstract: Rural e-commerce is an important way to promote employment and income growth in the reservoir areas. The integrated development of "industrial chain - supply chain - value chain" is the key to enabling reservoir resettlers to stably become rich. Based on a exploratory multi-case analysis of Zigui County, Fengjie County, and Badong County, which are three typical regions with different levels of rural e-commerce development in the Three Gorges Reservoir Area, this paper develops a theoretical analysis framework featuring a three-stage integration of the "three chains" and investigate how the development of rural e-commerce aids in the efforts to promote employment and income growth for reservoir resettlers. This study finds that: 1) in the weak integration stage, e-commerce helps create job opportunities and diversify sources of income for the resettlers by facilitating the sales of agricultural products to urban markets; 2) in the general integration stage, the concentration of e-commerce businesses helps expand the scale of agricultural production, further augmenting reservoir resettlers' income by creating favorable environment for entrepreneurship; 3) in the deep integration state, e-commerce integration produces new forms of agriculture that attract resettlers back to their hometowns to start a business or secure employment. Leveraging the role of e-commerce support policies as "accelerators" and transitioning from government-centric management to multi-stakeholder collaborative governance are key mechanisms for promoting reservoir resettlers' employment and income growth during the transition across integration stages. Therefore, a complementary combination of subsequent supporting policies and the Rural Revitalization policies, coupled with the measures to encourage the autonomical governance of resettlers, is essential for the "three-chain" integration and sustainable prosperity of reservoir resettlers.

Keyword: Rural E-commerce; Employment; Farmers' Income Growth; Reservoir Resettlers

农机制制造业发展与农业生产技术效率* ——基于“空间溢出”和“后发追赶”效应的研究

陶素敏¹ 曹光乔² 应瑞瑶¹ 赵 闰²

摘要:农业机械化是建设农业强国的重要前提和物质基础。本文基于1977—2021年全国分省农机制制造业企业面板数据,构建两部门一般均衡模型,探讨了农机制制造业发展对农业生产技术效率的影响。研究结果表明:除了对本地区农业生产技术效率产生正向影响外,农机制制造业发展还具有一定的技术效率空间溢出效应;农机制制造业发展与分散度指数的交乘项表明,企业分散布局不利于提升农业生产技术效率;从空间溢出效应的辐射范围看,农机制制造业发展影响农业生产技术效率的辐射距离可达3700~3800千米,基本可以实现覆盖全国;动态分析结果表明,前沿地区发挥了对落后地区带动作用,落后地区的农业生产技术效率具有向前沿地区追赶的趋势。1992年后,农机制制造业市场化改革力度的加强推动了农业生产技术效率的趋同化。

关键词:农机制制造业 技术效率 空间溢出效应 追赶效应

中图分类号: F323.3 **文献标识码:** A

一、引言

纵观世界发展史,强国必先强农,农强方能国强(金文成和靳少泽,2023)。党的二十大擘画了中国式现代化的宏伟蓝图,提出要“加快建设农业强国”^①。这一决策部署明确了新时期农业农村现代化的主攻方向(刘守英,2022)。如何推进农业强国建设、实现农业农村现代化成为学术界关注的重要议题(阮文彪,2019)。就农业生产而言,农业强国建设离不开农机装备的支撑(张建华,2022)。农业机械化对转变农业生产方式、提升农业生产技术效率至关重要。农业机械是“工业反哺农业”的典型载体,能够大幅提升农业生产效率,实现规模经营(焦长权和董磊明,2018)。2006年以来,历

*本文是国家社会科学基金重点项目“推进农业机械化智能化保障粮食安全的路径和机制创新研究”(编号:22AZD123)的阶段性成果。作者感谢匿名审稿专家的建设性意见。当然,文责自负。本文通讯作者:曹光乔。

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

年的中央“一号文件”都对农业机械化问题进行了相关部署，从早期更多关注重要农时、重点作物、关键生产环节和粮食主产区的机械化，到重视发展丘陵山区农林机械、畜牧养殖装备及大宗农作物全程机械化。2018年，《国务院关于加快推进农业机械化和农机装备产业转型升级的指导意见》系统谋划了推进农业机械化和农机制造业发展的有关任务，包括优化农机装备产业结构布局，推进农机装备全产业链协同发展，推广先进适用的农机装备和机械化技术等^①。2023年，中央“一号文件”指出要“强化农业科技和装备支撑”“加快先进农机研发推广”^②。

如何加强科技与装备支撑，逐步以农业机械替代人畜力作业？诱致性技术变迁理论指出，对生产要素的选择取决于相对价格。受利润最大化的驱动，农户倾向于选择丰裕要素替代稀缺要素，以保证收益（郑旭媛和徐志刚，2017）。改革开放以来的中国经济增长产生了对青壮年劳动力的大量需求，面对非农就业带来的高工资，农民从事农业生产的机会成本大幅上升，从事农业生产不再“划算”（蔡昉，2022）。进一步地，中国日益完善的工业体系建设使工业制成品（例如农业机械）的价格逐渐下降。根据2011年和2021年《中国统计年鉴》，2000—2020年，城镇单位就业人员实际工资指数涨幅为573.72%，通货膨胀指数上涨幅度为59.65%，机械生产资料价格指数整体涨幅仅在20%左右。如果以通货膨胀指数为参照，则农机制成品的价格不增反降，这从技术经济性方面提升了农机替代人畜力的可能性。

提升技术效率意味着实际产出更接近前沿产出。然而，在地区差异方面，中国农业生产环境复杂多样，农机制造业发展不能与生产需求充分匹配，丘陵山区农业机械和大型高端智能装备短板明显，丘陵山区的农民难以充分应用农业装备。这种非充分性表现为农户在生产中仍然坚持使用人畜力，或者即便采用农机，也因作业效率和质量不高而出现技术效率损失。由此，本文提出以下问题：农机制造业发展究竟能否从整体上提升农业生产技术效率？在经历多年市场化改革后，市场已经在中国的资源配置中起决定性作用。然而，农机装备重点制造区域与主要应用区域出现明显错位。例如，中国农机制造业企业主要分布在山东省、河南省、江苏省、浙江省等地，农机应用区域则主要位于以新疆维吾尔自治区为代表的西北地区和以黑龙江省为代表的东北地区。同时，不同农作物的农机需求具有异质性，农机购销具有跨空间特征。本文进一步提出的问题是：中国农机制造业发展对农业生产技术效率是否具有空间溢出效应？如果有，辐射范围有多大？此外，考虑到地区差异，落后地区的农业生产技术效率是否具有追赶前沿地区的后发优势？

就实证研究而言，学术界对机械化以及工农关系问题展开了丰富的讨论。首先，与本文主题相关的第一支文献主要分析了农机使用和农业生产经营的关系。在这部分研究中，农业机械被视为一种生产要素，直接参与农业生产经营过程。胡祎和张正河（2018）探讨了农机服务采纳行为与小麦生产技

^①参见《国务院关于加快推进农业机械化和农机装备产业转型升级的指导意见》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2019/content_5355467.htm。

^②参见《中共中央 国务院关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content_5741370.htm?dzb=true。

术效率的关系，认为社会化服务能够显著提高小麦生产技术效率，这种效率提升主要来自机械要素带来的科技引入效应和劳动替代效应。刘卫柏等（2022）分析了农业机械与劳动力的替代关系，发现水稻种植机械的使用不仅有助于粮食增产，还能节约劳动力。上述文献多从需求侧入手，从供给角度看，农业机械作为一种外生要素，其供给依赖于工业部门。因此，撇开工农关系谈农业生产不利于从全局角度看问题（焦长权和董磊明，2018）。其次，与本文有关的第二支文献主要从一般均衡角度探究工农关系问题。主要的问题是：工农部门究竟存在何种关系？徐建国和张勋（2016）指出，农业部门与非农部门是良性互动关系，农业生产率的提升释放了劳动力，非农部门的技术进步提升了生产率，进而推动经济增长。程名望等（2018）测算了劳动力转移对经济增长的贡献，结果表明，劳动力转移提升了非农部门和社会总产出。Chu et al. (2022) 以内生增长为视角，探究了农业技术进步如何影响经济的内生增长。上述研究多强调农业部门对工业部门的影响，而对工业特别是农机制造业对农业反哺作用的研究则比较少。最后，与本文紧密相关的第三支文献主要采用空间计量方法分析农机使用的空间溢出效应，这部分研究关注农机跨区作业服务的影响。张露和罗必良（2018）以及方师乐等（2017）的研究均强调农机跨区作业服务对农业生产的空间溢出效应。方师乐等（2017）还测算了农机跨区作业的空间溢出范围。然而，尚未有研究探讨农机制造业发展对农业生产的空间溢出效应。

综上所述，以往关于农业机械化问题的研究很少跳出局部均衡的分析框架，而是多为微观农户层面的机制探讨，往往孤立看待农业机械化与农业生产问题，从一般均衡的角度探究工业部门与农业部门互动关系的研究较少。农业机械化是“工业反哺农业”的重要体现，随着中国新型工业化和城镇化的加速推进，现代农业装备在农业生产中的应用范围持续扩大，地理区位、要素资源禀赋等对应用农业机械的约束作用将被削弱（王林辉等，2022）。本文致力于考察农机制造业发展与农业生产技术效率的关系及其时空演变特征，可能的边际贡献有四点。第一，在研究视角上，本文创新性地研究了工业领域农机制造业发展对农业生产技术效率的影响，从供给侧角度梳理了工农关系，论证了以农机为表征的科技装备如何支撑农业农村现代化发展和农业强国建设。第二，在理论框架上，通过构建农业和工业两部门模型，将诱致性技术变迁下机械替代劳动力的过程理论化，回答了为什么农机制造业发展除了影响本地区农业生产技术效率之外，还具有空间溢出效应。第三，在数据来源上，为全面度量农机制造业的发展水平，本文收集整理了1977年以来新增农机制造企业注册信息，并将其汇总至省级层面。该数据不同于小样本调研，能够从宏观层面描绘中国农机制造业发展历程，克服了传统机制分析对农机制造业发展与农业生产相关性问题分析不足的难题。第四，在实证方法上，除了运用空间计量方法探究农机制造业发展对农业生产技术效率的空间溢出效应外，本文还测算了农机制造业发展的辐射范围并确定了农机制造业发展影响农业生产技术效率的溢出边界。

二、农机制造业发展回顾

（一）计划经济体制下的政府主导阶段（1949—1980年）

中国的农机事业起步于20世纪50年代，1955年在河南洛阳建成了第一拖拉机制造厂。1958年，中国自主研制的首台54型履带式拖拉机“东方红”正式出厂，开启了农机制造业全面发展的新阶段。

此后，随着人民公社化运动的进行，农业的规模化经营迫切需要借助农业机械提升生产效率。1959年，毛泽东在《党内通信：致党内六级干部的公开信》中指出：“农业的根本出路在于机械化。”^①1958—1965年，第一批农机制造骨干企业^②（例如第一拖拉机制造厂、江西拖拉机制造厂、天津拖拉机制造厂）建成投产。1980年之前，农业机械化建设资金来自国家财政拨款、银行信贷和集体经济组织的资金积累，政府对农机的购买、使用维修以及燃油等实行低价政策。在政府强力支持下，适用于当时生产关系的农机制造应用体系初步建立，大批机械化农场相继建立，农村运输拖拉机、耕作机械、排灌机械和农产品初加工机械快速发展，农业生产技术效率明显提升，农业生产方式摆脱了完全依赖人畜力作业的传统农业经营状态。然而，在计划经济体制下的政府主导阶段，农机制造业企业的选址、生产、销售等由国家进行宏观调控，地区间的联系不紧密，农业生产技术效率溢出的效应并不显著。

（二）经济体制改革下的市场化转型阶段（1981—2003年）

中国家庭联产承包责任制确立后，市场在资源配置中的作用日益突出，农民拥有了土地承包经营权，农机需求明显上涨（Chari et al., 2021）。1983年，中央以“一号文件”形式明确了个人可购买使用农机具^③。与此同时，国家开始调整农业机械化政策，逐步弱化和取消针对农机工业的部分指令性计划和优惠政策。农机制造业开始向公司化和私营化方向迈进，市场化改革持续推进。伴随“八五”计划的实施，农机制造业在产品结构和质量、技术标准、研发攻关方面取得新突破。到20世纪90年代中期，全国农机工业总产值呈上升趋势，主要增长贡献来自小型拖拉机及作业机具。在此阶段，农机制造业发展尚处于市场化改革初期，缺乏严格的行业标准和监管体系，农机制造业出现产品可靠性差、故障率高、质量不稳定等问题。这不仅阻碍了农机制造业的良性发展，也对提升农业生产技术效率产生了负面影响。

20世纪90年代中后期，中国农机工业总产值开始下降。从外部因素看，首先，粮食价格持续走低影响了农民收入，农民相对购买力不足。其次，农业税费摊派较多，农产品比较收益低，农民购机用机积极性受挫。同时，工业化和城镇化水平不高，非农就业机会少，农业机械化对农民就业形成“挤出效应”。值得一提的是，这一时期出现了大批专业从事农业耕种管收的农机社会化服务个体和组织。小麦从南到北的跨区域机械化服务大幅提升了小麦生产技术效率，既有效解决了“大农机”和“小农户”之间的矛盾，也为解决地区间农机供需不匹配提供了新路径，走出了一条通过规模化服务和市场化机制提升农业生产技术效率的中国特色农机发展之路。在此阶段，美国约翰迪尔公司、日本久保田集团和洋马株式会社等跨国农机巨头纷纷进驻中国市场，在中国成立合资或独资企业。与国产农机相比，外国企业生产的农机在产品可靠性和适用性上效果更佳，因而更具市场竞争优势。这无形中增加了国产农机企业的竞争压力，倒逼其加强创新能力，提高产品质量。

^①参见《党内通信：致党内六级干部的公开信》，http://www.ziyexing.com/maozedong/maozedong_24.htm。

^②资料来源：《历史的瞬间——纪念中国农业机械化七十年》，<http://www.nongji1958.com/node/13708>。

^③参见《1983年中央一号文件（全文）》，http://www.cnews.net/zt/jj2022nzyyhwj/lnyhwj/944835_20220221014540.html。

（三）依法促进、政府扶持与市场主导的全面发展阶段（2004 年至今）

2004 年，中国第一部支持农机化的法律《中华人民共和国农业机械化促进法》正式颁布，中央财政开始对农户和农业生产组织购置农业机械给予财政资金补贴（焦长权和董磊明，2018；潘彪和田志宏，2018）。2004—2020 年，中央财政用于农机购置补贴的资金达 2392 亿元^①。从农机作业水平看，改革开放之初，中国农作物耕种收综合机械化率仅为 19.7%。21 世纪以来，中国农作物耕种收综合机械化率保持快速增长态势，2004 年为 34.3%，2020 年为 71.3%^②。这既标志着中国农业生产实现了以人力畜力为主到以机械动力为主的历史性转变，也表明农业生产技术效率的巨大飞跃和农业生产方式的重大转变。

与此同时，农机制造业也得到了政府财政、金融及税收等方面的支持，农业机械产品种类和制造业经济总量大幅增长。2020 年，中国共有规模以上农机企业 1615 家，全年实现主营业务收入达 2533 亿元^③，已经成为世界农机制造和使用大国。这一阶段存在的主要问题是，农机装备产业结构转型进程滞后于农业生产技术效率提升的总体要求，具体体现在两方面。一方面，农村土地流转或服务托管快速发展，土地规模化、集约化经营趋势加快，这对农机装备的作业效率和质量提出了更高要求，而国产农机却存在大型高效作业装备有效供给不足问题。另一方面，适宜丘陵山区的小型实用农机装备严重缺乏。2021 年，南方丘陵山区主要农作物综合机械化率仅为 51%，低于全国平均水平 20 个百分点^④，需要尽快补齐丘陵山区小型农机发展短板。

三、理论分析与研究假说

参考 Yang and Zhu (2013) 和 Chen (2020) 的模型构建方法，本文构建了一个包含农业部门 a 和非农部门 n 的两部门一般均衡模型，用以刻画农户技术选择的行为动机，为后续分析奠定理论基础。

设一个经济体在时期 t 有人口数 N_t ，以一定的价格售卖农产品（本文将农产品价格标准化为 1）。作为理性经济人，农户进行生产决策的内生动力是利润最大化。本文首先描述了农户在不同技术之间的抉择。每个农户经营 1 个农场，每个时期无弹性地向农场供应 1 个单位的劳动。农民的经营能力存在差异，耕作能力也不尽一致。假定有两种消费品，农产品和工业品（非农商品），每个农户对两种消费品的消耗量分别为 c_{at} 和 c_{nt} 。农户消费恒定数量的农产品 \bar{c} ，于是有： $c_{at} = \bar{c}$ 。个体对工业品的消耗由个体的工资水平 w_{it} 和工业生产率 S_{nt} 决定。

（一）农户的技术选择过程

假定在生产经营过程中，农户面临两种技术选择。一种是不借助外部工具的、自给自足式传统技

^① 资料来源：《新一轮农机购置补贴政策出台》，https://www.gov.cn/zhengce/2021-06/19/content_5619463.htm。

^② 资料来源：作者根据 2005 年和 2021 年的《中国农业机械工业年鉴》公布的数据计算得到。农作物耕种收综合机械化率=机耕率×0.4+机播率×0.3+机收率×0.3。

^③ 资料来源：《新一轮农机购置补贴政策出台》，https://www.gov.cn/zhengce/2021-06/19/content_5619463.htm。

^④ 资料来源：作者根据《中国农业机械工业年鉴 2022》的数据计算得到。

术 (O)，即劳动密集型生产方式；另一种是以农业机械为代表的、提升农业生产技术效率的现代技术 (M)^①，即资本密集型生产方式。 Z_{it}^O 和 L_{iat}^O 分别表示农户 i 经营传统农场时的土地投入和农业劳动力投入。 Z_{it}^M 和 L_{iat}^M 分别表示农户 i 使用现代技术时的土地投入和农业劳动力投入。 Z_{it} 和 L_{iat} 分别表示农户 i 总的土地投入和农业劳动力投入。

农户 i 经营传统农场时的生产函数和利润函数分别为：

$$Y_{iat}^O = (Z_{it}^O)^{1-\sigma_i} (S_{iat} L_{iat}^O)^{\sigma_i} \quad (1)$$

$$\pi_{iat}^O = (Z_{it}^O)^{1-\sigma_i} (S_{iat} L_{iat}^O)^{\sigma_i} - r_{it} Z_{it} - w_{it} L_{iat} \quad (2)$$

以上两式中： Y_{iat}^O 和 π_{iat}^O 分别为农户 i 使用传统技术时的农业产出和利润， σ_i 为经营传统农场时的劳动力份额， r_{it} 为土地租金， w_{it} 为工资水平， S_{iat} 为农业生产率。

如果农户 i 分别投入 Z_{it}^M 单位的土地和 L_{iat}^M 单位的劳动用于现代化经营，此时农场的生产函数和利润函数为：

$$Y_{iat}^M = [(Z_{it}^M)^{1-\sigma_i} (S_{iat} L_{iat}^M)^{\sigma_i}]^{1-\alpha_i} X_{it}^{\alpha_i} \quad (3)$$

$$\pi_{iat}^M = [(Z_{it}^M)^{1-\sigma_i} (S_{iat} L_{iat}^M)^{\sigma_i}]^{1-\alpha_i} X_{it}^{\alpha_i} - p_{it} X_{it} - r_{it} Z_{it} - w_{it} L_{iat} \quad (4)$$

以上两式中： Y_{iat}^M 和 π_{iat}^M 分别为农户 i 使用现代技术的农业产出和利润； X_{it} 表示农业机械投入量； α_i 表示农业机械投入份额，由于农业机械投入有赖于工业的发展，因而属于外生要素。假定生产 1 单位农业机械需要 b 单位的工业产出，因此， $b p_{it}$ 为农业机械投入的价格。为简单起见，设 $b=1$ 。

于是，农业机械的最佳投入量由 $X_{it} = (\alpha_i / p_{it})^{1/(1-\alpha_i)} (Z_{it}^M)^{1-\sigma_i} (S_{iat} L_{iat}^M)^{\sigma_i}$ 给出。当农户选择用农业机械进行生产时，产生的附加值为：

$$\widehat{Y}_{iat}^M = Y_{iat}^M - p_{it} X_{it} = (1 - \alpha_i) (\alpha_i / p_{it})^{\alpha_i/(1-\alpha_i)} (Z_{it}^M)^{1-\sigma_i} (S_{iat} L_{iat}^M)^{\sigma_i} \quad (5)$$

当农户使用传统技术进行生产并使用同样数量的土地和劳动力投入时，农场产出为 $(Z_{it}^M)^{1-\sigma_i} (S_{iat} L_{iat}^M)^{\sigma_i}$ 。当且仅当以下条件成立，农户才会选择使用农业机械：

$$(1 - \alpha_i) \left(\frac{\alpha_i}{p_{it}} \right)^{\alpha_i/(1-\alpha_i)} \geq 1 \quad (6)$$

（二）两部门的一般均衡

由 (6) 式可知，农户对机械的选择受 p_{it} 取值的影响。 p_{it} 的降低是农机制造业不断发展的结果，即 p_{it} 的下降与非农部门生产率 S_{nt} 的提升有关^②。当把非农部门纳入分析框架，考虑两部门的一般均衡时，结果如下。

^① 为简化分析，本文仅考虑农业机械在提升农业生产技术效率中的作用，不考虑化肥、农药等现代要素。

^② 本文设 $p_{it} = w_{it} / S_{nt}$ ，即 p_{it} 受个体工资 w_{it} 和工业生产率 S_{nt} 的影响，农户工资水平影响其购买农业机械的档次，工资一定时，只有 S_{nt} 提升，农户购买相同档次农业机械的价格 p_{it} 才会下降。

假定非农部门的生产函数是线性的, 表示为 $Y_{nt} = S_{nt}L_{nt}$ 。 Y_{nt} 表示非农部门产品的产出总量, S_{nt} 和 L_{nt} 分别为非农部门的生产率和劳动投入。同时考虑非农部门和农业部门后, 传统技术和农业机械的竞争均衡可由价格序列 $\{w_{it}, r_{it}, p_{it}\}_{t \geq 0}$ 、要素分配 $\{L_{iat}^O, L_{iat}^M, L_{nt}, Z_{it}^O, Z_{it}^M, X_{it}\}_{t \geq 0}$ 、产品消耗 $\{c_{at}, c_{nt}\}_{t \geq 0}$ 以及人口规模 $\{N_t\}$ 组成。竞争均衡需要满足以下条件。第一, 给定价格下, 非农部门的要素分配能够实现利润最大化。第二, 农产品消费量为: $c_{at} = \bar{c}$ 。第三, 农业部门和非农部门市场出清时有: $Y_{at} = N_t \bar{c}$, $Y_{nt} = N_t c_{nt} + X_t$, $N_t = L_{at}^O + L_{at}^M + L_{nt}$ 和 $Z_t^O + Z_t^M = Z_t$ 。其中, Y_{at} 表示时期 t 农业部门总产出, X_t 表示时期 t 农业机械总产出, L_{at}^O 表示使用传统技术从事农业生产的总农业劳动力, L_{at}^M 表示使用农业机械从事农业生产的总农业劳动力, Z_t^O 表示时期 t 农业部门使用传统技术生产时的土地总投入, Z_t^M 表示时期 t 农业部门使用农业机械进行生产时的土地总投入, Z_t 表示农业部门农业土地总投入。为计算方便, 设每期土地的数量是恒定的, 即: $Z_t = \bar{Z}$ 。于是有: $Z_t^O + Z_t^M = \bar{Z}$ 。

令 $\widetilde{S}_{iat} = S_{iat}(\bar{Z} / N_t)^{(1-\sigma_i)/\sigma_i}$ 为传统农业生产率的衡量标准, \widetilde{S}_{iat} 的提升与农业生产率 S_{iat} 和土地人口比 \bar{Z}_{it} / N_t 的增加有关。令非农部门相对传统农业的生产率为 $S_{nt} / \widetilde{S}_{iat}$ 。 $S_{nt} / \widetilde{S}_{iat}$ 可以作为农户技术选择的代理指标。令区间的最小值和最大值分别为 $\phi_{ik} \equiv (1-\alpha_i)^{(\alpha_i-1)/\alpha_i} \sigma_i \alpha_i^{-1} \bar{c}^{(1-\sigma_i)/\sigma_i}$ 和 $\phi_{in} \equiv (1-\alpha_i)^{(1-\sigma_i)/\sigma_i} \phi_{ik}$ 。在这一设定下, 农业技术的选择存在三种情况, 如表 1 所示。当非农部门生产率低于传统农业生产率且未达到区间最小值 (即 $S_{nt} / \widetilde{S}_{iat} < \phi_{ik}$) 时, 农户生产仅使用传统技术。当非农部门生产率高于传统农业生产率且达到区间最大值 (即 $S_{nt} / \widetilde{S}_{iat} \geq \phi_{in}$) 时, 农业生产将仅使用机械。如果 $\phi_{ik} \leq S_{nt} / \widetilde{S}_{iat} < \phi_{in}$, 则农业生产将同时使用两种技术^①。

表 1 农户技术选择的条件

农户技术选择	条件
传统技术	$S_{nt} / \widetilde{S}_{iat} < \phi_{ik}$
农业机械和传统技术	$\phi_{ik} \leq S_{nt} / \widetilde{S}_{iat} < \phi_{in}$
农业机械	$S_{nt} / \widetilde{S}_{iat} \geq \phi_{in}$

要使农业机械完全替代传统技术成为可能, 就需要满足 $S_{nt} / \widetilde{S}_{iat} \geq \phi_{in}$ 。只要 S_{nt} 的增长速度快于 \widetilde{S}_{iat} 的增长速度, 并能达到区间最大值 ϕ_{in} , 农户将完全采用农业机械而非传统技术。 S_{nt} 的提升反映在价格上就是工业产品价格的不断下降。在某个时点 (非农部门相对生产率达到 ϕ_{ik} 时), 非农产品的价格会达到低门槛值, 农户开始使用农业机械从事生产。现实中, 相对生产率多介于 ϕ_{ik} 和 ϕ_{in} 之间。当相对生产率刚超过 ϕ_{ik} 且低于 ϕ_{in} 时, 非农部门生产率的增长不足以满足所有农民对农业机械的需求, 农业机械价格使部分经营主体 (规模经营户、国有农场等) 使用农业机械有利可图, 但对中小规模农户而言仍然不划算。此时, 经济将保持在仅有部分农业经营主体使用农机的情形。随着非农部门

^①由于篇幅所限, 对于 \widetilde{S}_{iat} 和阈值 ϕ_{ik} 、 ϕ_{in} 的推导, 文中未给出具体证明过程。

生产率的快速提升,工业品价格(p_{it})进一步降低,农业生产倾向于使用更多农业机械替代劳动力,农业生产技术效率得以提升。基于以上分析,本文提出如下假说。

H1: 农机制造业发展有利于提升农业生产技术效率。

(三) 技术选择的空间溢出效应与追赶效应

考虑空间联系时,技术选择具有一定的空间溢出效应,外地农户使用农业机械的过程就是技术的溢出过程。由于向外地农户提供农业机械需要耗费一定的交易成本,该成本大小受地理距离、交通运输、市场分割、信息不对称等因素的影响。这表明,相较于本地农户,外地农户 j 使用农业机械投入 X_{jt} 需额外支付一定费用。这部分费用可建模为 p^*X_{jt} 。其中, p^* 表示外地农户 j 使用1单位农业机械的额外支出。本着利润最大化原则,农户 j 只有在 $(1-\alpha_j)(\frac{\alpha_j}{p_{jt}+p^*})^{\alpha_j/(1-\alpha_j)} \geq 1$ 时,才会选择

使用农业机械。此时,农户 j 是否使用农业机械取决于 p_{jt} 和 p^* 。由于 p_{jt} 的大小取决于非农部门的生产率,不随地理位置的变动而变化。因此, p^* 的大小决定了空间溢出的辐射范围。当农户 j 所处地区与农业机械的生产地存在距离较远、运输成本高、市场分割、信息不对称等阻碍因素时, p^* 将很大。此时,农户 j 选择农业机械的可能性变小,这不利于其获得现代科学技术和改善经营管理能力。基于以上分析,本文提出如下假说。

H2: 农机制造业发展对农业生产技术效率具有空间溢出效应,且这种技术效率溢出具有一定的辐射范围。

本文强调农户在生产能力上的异质性。在农机制造业发展的初始阶段(T^* 期之前),农业机械价格很高。只有国有农场、农民专业合作社等能力较强的生产经营主体才能负担得起农业机械的成本,能力较弱的普通农户没有购买和使用农业机械的能力,投资的意愿较弱。如图1所示,设初始利润相同, π_{iat}^O 、 π_{jat}^O 分别为能力较强生产经营主体 i 和普通农户 j 在使用传统技术时的利润函数^①。 $\pi_{iat}^M - p_{it}x_{it}$ 和 $\pi_{jat}^M - p_{jt}x_{jt}$ 分别为能力较强的生产经营主体 i 和普通农户 j 在使用农业机械时的利润。相较于购买农业机械, j 选择传统技术进行生产更加有利可图($\pi_{jat}^O > \pi_{jat}^M - p_{jt}X_{jt}$)。此时,由于 j 仍然停留在传统生产经营模式上,没有使用代表现代技术的农业机械,其农业生产技术效率未能得到改进。因此, j 不具备追赶 i 的可能性。随着农机制造业的发展,农业机械可获得性大幅提升, p_{jt} 降低, j 能否通过使用农业机械实现比 i 更快的收入增长以缩小农业生产技术效率差距?本文将分两种情况分别讨论。在第一种情况下, j 初始资源禀赋不足,在使用农业机械后,其利润水平虽然高于使用传统技术时的利润,但利润增速始终慢于 i 使用农业机械时的利润增速,难以实现资本的原始积累,很难在新技术变革中掌握主动权、实现技术效率的趋同(如AB所示)。在第二种情况下,使用农业机械后, j 的利润增速得到大幅度提升,甚至快于 i 的利润增速(如AC所示)。高利润形

^①在假说H2中, i 和 j 分别指本地农户和外地农户。而在假说H3中, i 和 j 分别指能力较强的生产经营主体和普通农户。

成的资本积累为 j 在下一次技术变革中掌握主动权提供了机遇, 此时, j 具备追赶 i 的可能性。随着农业技术推广工作的开展和农机社会化服务市场的完善, 落后地区的农户采纳先进农业机械的比例将大幅增加, 农业生产技术效率明显提升, 最终实现向前沿地区的技术效率追赶。基于以上分析, 本文提出如下假说。

H3: 农机制造业发展存在推动落后地区农业生产技术效率追赶前沿地区的可能。

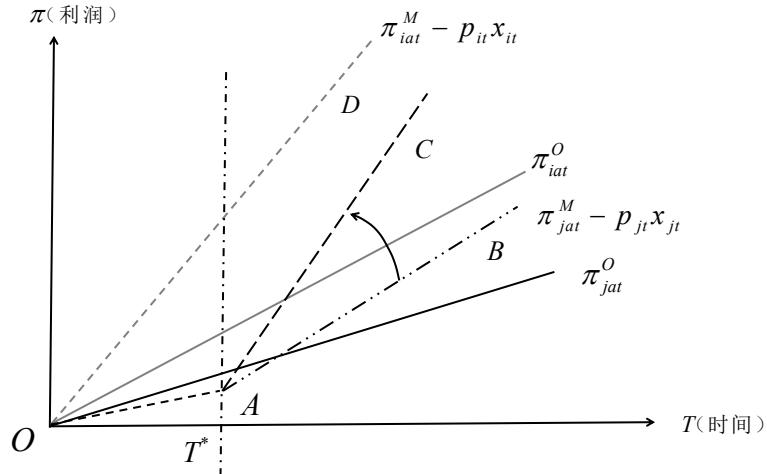


图1 不同生产经营主体的技术选择

四、研究设计

(一) 变量选取与说明

1. 被解释变量。本文的被解释变量为农业生产技术效率。本文借鉴 Wang and Ho (2010) 提出的面板固定效应方法和最大似然法 (MLM) 估计随机前沿生产函数和技术无效率项, 以降低估计偏差。对技术效率的测算需要对生产函数中的投入产出变量进行选择, 遵循一般文献的做法 (Gong, 2018; Ito and Li, 2023), 本文所用的投入变量包括四类: 劳动力投入、土地投入、化肥投入、机械投入。劳动力投入以第一产业从业人员 (万人) 作为代理指标。土地投入是对耕地实际利用情况的反映, 以农作物播种面积 (千公顷^①) 表示。化肥投入是氮肥、磷肥、钾肥以及复合肥的总和, 以折纯量 (万吨) 计算。机械投入以农业机械总动力 (万千瓦) 衡量。产出变量以农业总产值 (亿元) 衡量, 并以 1977 年为基期, 通过居民消费价格指数进行平减。与柯布一道格拉斯生产函数相比, 超越对数生产函数在系数估计时更具灵活性。因此, 本文选择超越对数生产函数进行技术效率测算。生产函数设定如下:

^①不同于一般的回归模型拟合, 农业生产技术效率测算对数据的准确度要求很高, 单位越小颗粒度也就越小。本文中的土地投入和灌溉面积两个变量都是用于测算核心被解释变量“农业生产技术效率”的指标。因此, 放大单位后测算出的农业生产技术效率值可能存在测量误差。为保证准确性, 避免因单位变换造成的测量误差, 本文的土地投入、灌溉投入两个变量仍以千公顷为单位进行计算。本文此处所用方法与 Yang et al. (2018) 一致。

$$\begin{aligned}
\ln Y_{ht} = & \beta_1 \ln labor_{ht} + \beta_2 \ln mac_{ht} + \beta_3 \ln land_{ht} + \beta_4 \ln fer_{ht} + \beta_5 (\ln labor_{ht})^2 \\
& + \beta_6 (\ln mac_{ht})^2 + \beta_7 (\ln land_{ht})^2 + \beta_8 (\ln fer_{ht})^2 + \beta_9 t^2 + \beta_{10} t \times \ln labor_{ht} \\
& + \beta_{11} t \times \ln mac_{ht} + \beta_{12} t \times \ln land_{ht} + \beta_{13} t \times \ln fer_{ht} + \beta_{14} \ln labor_{ht} \times \ln land_{ht} \\
& + \beta_{15} \ln labor_{ht} \times \ln mac_{ht} + \beta_{16} \ln labor_{ht} \times \ln fer_{ht} + \beta_{17} \ln mac_{ht} \times \ln land_{ht} \\
& + \beta_{18} \ln mac_{ht} \times \ln fer_{ht} + \beta_{19} \ln land_{ht} \times \ln fer_{ht} + \varpi + v_{ht} - u_{ht}
\end{aligned} \quad (7)$$

(7) 式中: $\ln Y_{ht}$ 表示 h 地区于 t 年的农业总产值对数值; $\ln labor_{ht}$ 、 $\ln land_{ht}$ 、 $\ln mac_{ht}$ 、 $\ln fer_{ht}$ 分别表示劳动、土地、机械、化肥投入的对数值; v_{ht} 为随机扰动项, 满足 $v_{ht} \sim i.i.dN(0, \sigma_v^2)$; u_{ht} 为技术无效率项; ϖ 表示常数项。通过对技术无效率项做如下变换, 便可求得技术效率值 TE_{ht} :

$$TE_{ht} = \frac{E[f(x_{ht}; \beta) \exp(v_{ht} - u_{ht})]}{E[f(x_{ht}, \beta) \exp(v_{ht} - u_{ht}) | u_{ht} = 0]} = \exp(-u_{ht}) \quad (8)$$

(8) 式中: x_{ht} 表示各投入要素, β 为估计系数。农业生产技术效率值介于 0 和 1 之间^①, 数值越大说明效率损失越小。当农业生产技术效率值等于 1 时, 表明技术完全有效率。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为农机制造业发展。在农机制造业企业的定义上, 本文将以研发、生产、销售农用机械及其配件为主要经营活动并且所属行业为制造业的企业视为农机制造业企业。现有研究就如何度量农机制造业发展未形成共识, 主要原因在于各地区历年的农机制造业企业数存在数据收集上的限制。值得注意的是, Bu and Liao (2022) 在度量乡镇企业发展时将商业数据查询平台上不同地区历年相关企业注册数作为代理变量。一般来说, 企业的选址、流动与集聚是产业空间布局的微观表现, 普遍存在于经济活动中 (王林辉等, 2022)。一个地区某行业相关企业的新增注册数能够反映该行业的发展活力和水平。本文参考 Bu and Liao (2022) 和鄢继尧等 (2021) 的做法, 选择各地区历年农机制造业企业注册数为农机制造业发展的代理变量。

3.机制变量。由于农机制造业企业多表现为一定区域范围的空间集聚, 分散布局可能不利于企业获得空间集聚带来的成本减少、规模经济以及知识溢出的好处。为此, 本文构建了农机制造业发展的分散度指数用于分析企业布局在农机制造业发展与农业生产技术效率中的作用, 具体计算公式为:

$$dis_{ht} = \frac{\sum_{h=k} I_{kt} - I_{ht}}{\sum_{h=k} I_{kt}} \quad (9)$$

^①农业生产中的技术效率损失 (技术无效率项) 必定存在。在测算中, 还存在其他相关因素会影响技术无效率项。如果遗漏掉这些相关因素, 将使技术无效率项估计结果有偏。此时, 遗漏的相关因素都被纳入误差项 (Battese and Coelli, 1992; Battese and Coelli, 1995; Yang et al., 2018)。为此, 参考前人的研究 (王学渊和赵连阁, 2008; 高帆, 2015), 本文构建了一个技术无效率项潜在决定因素方程, 将灌溉面积、农林水事务支出占财政支出的比例作为农业技术无效率项的潜在决定因素, 以提高技术效率值估计的准确性。具体构建过程参见 Yang et al. (2018)。

(9) 式中: dis_{ht} 表示 h 地区第 t 年的分散度指数, $\sum_{h=k} I_{kt}$ 表示第 t 年全国农机制造业企业注册总数, I_{ht} 表示 h 地区第 t 年农机制造业企业注册数。

4. 其他变量。空间计量分析需要构建权重矩阵。权重矩阵一般包括邻接矩阵、距离矩阵和考虑经济因素的距离矩阵。本文基于引力模型构建了一个包含地理距离和农林水事务支出的权重矩阵。地理距离根据各省经纬度数据计算得到。农林水事务支出距离矩阵构建如下:

$$W_{e,hl} = \begin{cases} \overline{(agr_exp_h \times agr_exp_l)} / d_{hl}^2, & h \neq l \\ 0, & h = l \end{cases} \quad (10)$$

(10) 式中: $W_{e,hl}$ 表示农林水事务支出距离矩阵, e 表示农林水事务支出, $\overline{agr_exp_h}$ 和 $\overline{agr_exp_l}$ 分别表示 1977—2021 年地区 h 和地区 l 的农林水事务支出均值, d_{hl}^2 为根据经纬度计算的地区 h 和地区 l 的地理距离的平方。此外, 本文还采用距离矩阵和 GDP 距离矩阵进行稳健性检验。其中, GDP 距离矩阵采用同农林水事务支出距离矩阵相同的构建方法, 通过不同地区的国内生产总值和经纬度指标构建。

(二) 数据来源与样本选择

由于市级和县级数据收集难度大且存在大量缺失值, 难以从全局角度分析农机制造业发展与农业生产技术效率的关系, 故本文分析以省级数据为省基础。用于测算农业生产技术效率的投入产出变量(劳动力投入、土地投入、化肥投入、机械投入、农业总产值)以及灌溉面积、农林水事务支出、财政支出等变量来自《新中国五十年统计资料汇编》^①、《中国农村统计年鉴》(1985—2022 年, 历年)和《新中国六十年统计资料汇编》^②。数据处理过程如下。首先, 剔除重庆市, 只保留 30 个省(区、市)的数据。原因在于, 重庆市的投入产出数据存在大量缺失, 将其纳入分析范围可能会产生估计偏误。其次, 针对变量的缺失情形, 参考已有研究(Gong, 2018; Ito and Li, 2023), 本文以各省份统计年鉴公布的数据进行填补, 不能填补的则运用线性插值法进行补充。用于构建 GDP 距离矩阵的国内生产总值数据来自《中国统计年鉴》(1985—2022 年, 历年)和《新中国六十年统计资料汇编》。用于生成农林水事务支出距离矩阵、距离矩阵、GDP 距离矩阵的各省份经纬度坐标来自高德地图 API 网站^③。

农机制造业企业注册信息从天眼查商业查询平台和爱企查信息查询平台收集得到^④。具体数据收集与筛选步骤如下。首先, 参考《农业机械分类》(NY/T 1640—2021)标准, 将农机制造业企业确定为经营范围为生产种植类(具体包括 9 大类、33 小类、189 个品目)农业机械的企业。其次, 根据《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2017), 将农机制造业所属行业确定为制造业。再次, 依据经营

^①国家统计局国民经济综合统计司, 1999: 《新中国五十年统计资料汇编》, 北京: 中国统计出版社, 第 150-877 页。

^②国家统计局国民经济综合统计司, 2010: 《新中国六十年统计资料汇编》, 北京: 中国统计出版社, 第 90-1108 页。

^③高德地图 API 网站网址: <https://lbs.amap.com>。

^④天眼查商业查询平台网址: <https://www.tianyancha.com>。爱企查信息查询平台网址: <https://aiqicha.baidu.com>。

范围和企业名称对上述 189 个品目进行逐条筛选检索。考虑到相关企业在经营范围中不对具体经营的农机品目做详细说明, 本文按照模糊搜索的原则对经营范围含有“农机”“农业机械”“农林牧副渔机械”“农林牧渔机械”“农林机械”“农用装备”“农业装备”等词语的制造业企业进行筛选。在合并整理筛选所得数据并剔除重复数据。最后, 根据每条数据公布的“所属省份”信息确定各省历年农机制造业企业注册数。由于本文只保留 30 个省(区、市)的数据, 经匹配后的农机制造业企业注册信息总数为 101141。

在时间跨度上, 由于 1977 年之前的数据缺失严重, 在综合考虑数据可得性和逻辑自洽性后, 本文将时间跨度确定为 1977—2021 年, 共计得到全国 30 个省(区、市)的 1350 个观测值。各变量的描述性统计结果见表 2。

表 2 各变量描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准误
农业生产技术效率	根据随机前沿生产函数测算得到各地区历年农业生产技术效率	0.406	0.305
农机制造业企业注册数	各地区历年农机制造业企业注册数(家)	74.919	232.022
分散度指数	根据分散度指数计算公式计算得到各地区历年分散度指数值	0.967	0.053
农业总产值	各地区历年农业总产值(亿元)	142.106	164.043
劳动力投入	各地区历年第一产业从业人数(万人)	985.046	771.843
土地投入	各地区历年农作物播种面积(千公顷)	5037	3491
化肥投入	各地区历年氮肥、磷肥、钾肥以及复合肥加总折纯量(万吨)	127.706	124.186
机械投入	各地区历年农业机械总动力(万千瓦)	1840	2243
国内生产总值	各地区历年地区生产总值(亿元)	1437	2346
农林水事务支出	各地区历年农林水事务支出(亿元)	25.645	40.042
农林水事务支出占财政支出的比例	农林水事务支出除以对应地区和年份的财政支出	0.098	0.046
灌溉面积	各地区历年耕地灌溉面积(千公顷)	1773	1412

注: 农业总产值、劳动力投入、土地投入、化肥投入、机械投入变量的描述性统计是对其原值所做的描述, 在后文的实证分析中则进行了取对数处理。

图 2 展示了 1977—2021 年农机制造业企业注册数。由图可知, 除 1989 年经历了一次快速上涨外, 1992 年之前的农机制造业企业增速整体保持在较低水平。1992 年, 党的十四大确立了建立社会主义市场经济体制的目标, 农机制造业市场化改革加快推进, 国有农机企业民营化改制进程加快, 新增注册了大量民营农机制造企业。21 世纪以后, 随着各级政府不断强化对农业机械化的扶持, 农业生产对农机装备的需求日益拓展, 农机制造企业类型和数量逐步增长, 这一趋势目前还在持续。

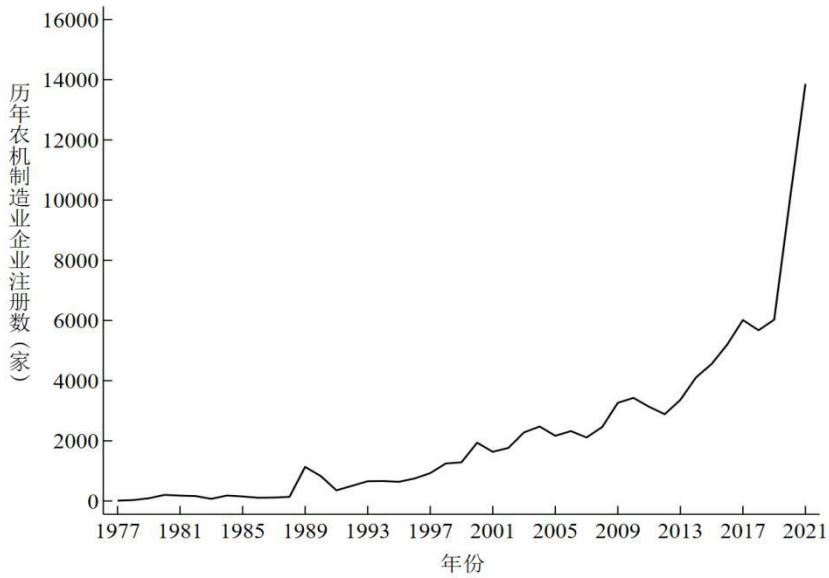


图2 1977—2021年农机制造业企业注册数

(三) 实证模型构建

1. 估计农机制造业发展对农业生产技术效率的影响。根据新地理经济学的基本观点, 地理距离在信息传递中发挥了重要作用, 会影响不同区位主体的关系(陈帅等, 2022)。现实中, 农业机械会在不同地区销售, 从而对不同地区农业生产产生影响。为验证农机制造业发展对农业生产技术效率的影响及其空间溢出效应, 本文将空间计量模型纳入分析框架。常用的空间计量模型包括空间自回归模型、空间误差模型和空间杜宾模型。空间杜宾模型是空间自回归模型和空间误差模型的拓展。根据下文的空间计量模型检验结果, 本文选择使用空间杜宾模型。基准回归模型表示如下:

$$\begin{aligned}
 TE_{ht} = & \rho_1 \sum_{h=1}^n W(TE_{ht}) + \varphi_1 \ln Register_{ht} + \rho_2 \sum_{h=1}^n W(\ln Register_{ht}) + \varphi_2 Disperation_{ht} \\
 & + \rho_3 \sum_{h=1}^n W(Disperation_{ht}) + \varphi_3 (\ln Register_{ht}) \times Disperation_{ht} \\
 & + \rho_4 \sum_{h=1}^n W(\ln Register_{ht}) \times Disperation_{ht} + \xi + \vartheta_h + \gamma_t + \varepsilon_{ht}
 \end{aligned} \quad (11)$$

(11)式中: TE_{ht} 表示 h 地区第 t 年的农业生产技术效率值, $\ln Register_{ht}$ 表示农机制造业企业注册数的对数, $Disperation_{ht}$ 表示分散度指数, $(\ln Register_{ht}) \times Disperation_{ht}$ 表示农机制造业企业注册数的对数与分散度指数的交乘项, ξ 表示常数项, ρ_1 、 ρ_2 、 ρ_3 、 ρ_4 表示空间相关系数, φ_1 、 φ_2 、 φ_3 表示各变量估计系数, W 表示空间权重矩阵, ϑ_h 、 γ_t 分别表示地区效应和时间效应, ε_{ht} 表示随机误差项。

2. 农机制造业发展影响农业生产技术效率的辐射范围。为考察农机制造业发展影响农业生产技术效率的辐射范围, 本文参考余泳泽等(2016)以及韩峰和谢锐(2017)的做法, 假设两个地区的地理区间为 $[d_{\min}, d_{\max}]$, 在此基础上, 将(10)式的农林水事务支出距离矩阵代入(11)式进行

回归。参考余泳泽等（2016）在相关论文中的做法，本文以 100 千米为带宽进行分类。于是，有以下关系： $W_d / d = d_{\min}, d_{\min} + \tau, d_{\min} + 2\tau, \dots, d_{\max}$ 。 $W_d = [W_{e,hl}, d]_{N \times N}$ 为 $N \times N$ 的权重矩阵， τ 表示从 d_{\min} 到 d_{\max} 的带宽。通过阈值 d ，可以观察参与到回归中的各空间单元之间的空间相关系数是否会随距离的逐步扩大而发生变化（余泳泽等，2016）。于是有：

$$W_d = \begin{cases} W_{e,hl}, & d_{hl} \geq d \\ 0, & d_{hl} < d \end{cases} \quad (12)$$

(12) 式表示，当且仅当地区 h 和地区 l 的区间距离大于或等于阈值 d 时，权重矩阵 W_d 才存在，且表示为 $W_{e,hl}$ 。否则，权重矩阵为零矩阵。

3. 技术效率追赶效应。农机制造业发展与农业生产技术效率之间的关系是动态的，改革开放后中国农机制造业发展迅速。20 世纪 90 年代以前的农机制造业企业大多为国有企业。随着国企市场化改革的推进，农机制造业企业呈多元化发展格局。由图 2 可知，1992 年后新增农机制造业企业注册数整体呈增长态势，且后期增速有所加快。这说明，不同时期农机制造业发展对农业生产技术效率增速的影响可能并不相同。与此同时，已有研究表明，改革开放以来中国农业生产技术效率既在时间上呈整体上升趋势，又在空间上存在显著差异，技术效率较高的省份能够发挥技术溢出效应带动落后省份的技术效率追赶（高鸣和宋洪远，2014）。为了进一步探究这种追赶效应，本文构建了包含时间变化的技术效率追赶模型。借鉴 Zhang et al. (2022) 的做法，具体公式如下：

$$\begin{aligned} \Delta \ln TE_{ht} = & \omega_1 \Delta \ln TE_{ft} + \omega_2 Gap_{ht-1} + \omega_3 Gap_{ht-1} \times P + \omega_4 \ln Register_{ht} \\ & + \omega_5 (\ln Register_{ht}) \times P + \omega_6 Disperation_{ht} + \omega_7 Disperation_{ht} \times P \\ & + \omega_8 (\ln Register_{ht}) \times Disperation_{ht} + \sigma_h + \varepsilon_{ht} \end{aligned} \quad (13)$$

(13) 式中： $\Delta \ln TE_{ht}$ 表示技术效率增速； $\Delta \ln TE_{ft}$ 表示技术效率生产前沿增速； f 为生产前沿； $Gap_{ht-1} = \ln(TE_{ft-1} / TE_{ht-1})$ ，表示与同时期生产前沿相比的技术效率差距^①； P 为政策虚拟变量，表示以 1992 年为起点确立的建立社会主义市场经济体制的目标， P 在 1977—1991 年取值为 0，在 1992—2021 年取值为 1； P 与 Gap_{ht-1} 、 $\ln Register_{ht}$ 、 $Disperation_{ht}$ 的交乘项用于反映 1992 年前后的各变量的系数变化； σ_h 为地区固定效应； ε_{ht} 表示误差项； $\omega_1, \omega_2, \omega_3, \omega_4, \omega_5, \omega_6, \omega_7, \omega_8$ 为待估参数。在技术效率追赶模型中，技术效率的变动情况取决于其滞后值、效率前沿（各地区可实现的最高技术效率）的当前水平和滞后水平。在技术效率追赶模型中， $\Delta \ln TE_{ft}$ 、 Gap_{ht-1} 和 $(\ln Register_{ht}) \times P$ 的回归系数值与显著性水平是本文重点关注的。选择技术效率追赶模型的优点在于：首先，能够识别前沿地区是否对落后地区农业生产技术效率具有带动作用；其次，能够观察到落后地区农业生产技术效率是否能够追赶前沿地区；最后，可以测算农机制造企业发展对农业生产技术效率的影响在国家支农政策力度变化前后是否发生了显著变化。

^①因为 Gap_{ht-1} 是技术效率前沿和前一期技术效率比值的对数值，该值越小说明该省在 t 时期的技术效率越接近技术效率前沿。因此， Gap_{ht-1} 的系数为正，释放的是效率追赶的信号。

五、实证结果与分析

（一）基准回归

在进行实证分析前，有必要借助莫兰指数检验核心解释变量的空间自相关性。莫兰指数介于-1和1之间，绝对值越接近1，说明空间自相关性（正向或负向）越强。以（10）式的农林水事务支出距离矩阵为基础，全局莫兰指数测算结果表明，历年农机制造业企业注册数、分散度指数和技术效率的莫兰指数值分别为0.391、0.394和0.778，这些变量均在1%的显著性水平意义上显著。这说明，上述变量具有显著的空间自相关性。此外，本文遵循从具体到一般的思路，分别进行了拉格朗日乘数检验、似然比检验和豪斯曼检验，确定最终的空间计量模型为具有时间和空间双固定效应的空间杜宾模型^①。

本文首先检验农机制造业发展对农业生产技术效率的影响，表3（1）列为面板固定效应模型回归结果，（2）列为空间计量模型的估计结果。由（1）列可知，农机制造业发展有助于提高农业生产技术效率。从（2）列的回归结果看，在主效应、直接效应、间接效应和总效应中，农机制造业发展对农业生产技术效率的影响系数均在1%的显著性水平意义上为正，表明农机制造业发展可以提升农业生产技术效率。在农机制造业快速发展的背景下，工业制成品价格下降，农户面临的资金约束降低，农业机械的可获得性大大提高。机械可以通过替代传统的人力、畜力改进作业工艺，提升作业效率，假说H1得证。从被解释变量空间相关系数（ $W \times TE$ ）来看，其系数估计值为0.112，这表明农业生产技术效率存在显著的正向空间溢出效应。在矩阵设定之初，本文就对农林水事务支出距离矩阵进行了标准化处理。因此，对 $W \times TE$ 可以进行明确的数量含义解释：保持其他条件不变，其他邻近区域的农业生产技术效率每提高1个百分点，将推动本地区农业生产技术效率整体提升0.112个百分点。与此同时，由于空间杜宾模型的主效应系数不能直接反映解释变量对被解释变量的影响，需根据直接效应、间接效应和总效应的结果进行分析（方师乐等，2017）。直接效应反映本地区农机制造业发展对本地区农业生产技术效率的影响，间接效应反映本地区农机制造业发展对其他地区农业生产技术效率的影响，总效应反映农机制造业发展对农业生产技术效率的整体影响。根据（2）列的回归结果，直接效应、间接效应、总效应的回归系数分别为0.015、0.145和0.160，且相关变量均通过了显著性检验。这意味着：首先，农机制造业发展有利于本地区农业生产技术效率水平的提升；其次，通过间接效应产生的技术效率提升幅度是直接效应的9.647倍，表明本地区的农机制造业发展更有利于促进其他地区的农业生产技术效率提升，说明中国的农机制造业发展具有空间溢出效应，假说H2的前半部分得证；最后，总体而言农机制造业发展对农业生产技术效率具有正向促进作用。从历年农机制造业企业注册数（取对数）与分散度指数的交乘项看，三种效应中，农机制造业发展与分散度指数的交乘项的系数估计值均为负，这表明农机制造业发展对农业生产技术效率的影响受到分散度指数的负向调节（江艇，2022）。分散发展削弱了农机制造业对农业生产技术效率的提升作用，这种削弱效应在各效应中均存在。由此，可以认为，农机制造企业的分散布局不利于企业专注于自身的优势领域，实现专业化生产。

^①由于篇幅所限，文中未给出具体证明过程。

农机制造业发展与农业生产技术效率

表3 基准回归结果

变量		被解释变量: 农业生产技术效率			
		(1)		(2)	
		面板固定效应模型	空间计量模型	系数	标准误
主效应	农机制造业企业注册数(取对数)	0.010***	0.003	0.013***	0.003
	分散度指数	0.035**	0.018	0.036**	0.018
	农机制造业企业注册数(取对数)与分散度指数交乘项	-0.016***	0.004	-0.017***	0.003
	时间固定效应		已控制		已控制
	地区固定效应		已控制		已控制
	常数项	0.387***	0.017		
	空间权重矩阵×农业生产技术效率值			0.112*	0.064
	空间权重矩阵×农机制造业企业注册数(取对数)			0.127***	0.010
	空间权重矩阵×分散度指数			0.505***	0.068
	空间权重矩阵×农机制造企业注册数(取对数)与分散度指数交乘项			-0.123***	0.010
直接效应	时间固定效应			已控制	
	地区固定效应			已控制	
	农机制造业企业注册数(取对数)			0.015***	0.004
	分散度指数			0.043**	0.019
	农机制造业企业注册数(取对数)与分散度指数交乘项			-0.019***	0.004
间接效应	时间固定效应			已控制	
	地区固定效应			已控制	
	农机制造业企业注册数(取对数)			0.145***	0.016
	分散度指数			0.572***	0.090
	农机制造业企业注册数(取对数)与分散度指数交乘项			-0.140***	0.015
总效应	时间固定效应			已控制	
	地区固定效应			已控制	
	农机制造业企业注册数(取对数)			0.160***	0.017
	分散度指数			0.615***	0.099
	农机制造业企业注册数(取对数)与分散度指数交乘项			-0.158***	0.016

表3 (续)

总效应	R ²	0.323	0.000
	观测值数	1350	1350

注: ①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

(二) 稳健性检验

为检验回归结果的稳健性, 本文分别从以下三个方面进行检验。

1. 敏感性分析。考虑到权重矩阵的敏感性问题, 矩阵不同可能导致估计结果的差异(汪前元等, 2022)。对此, 本文分别运用距离矩阵和GDP距离矩阵替换农林水事务支出距离矩阵重新进行回归分析, 回归结果如表4(1)列和(2)列所示。可以发现, 在三个效应中, 农机制造业企业注册数(取对数)均与农业生产技术效率正相关, 该结果与表3(2)列直接效应、间接效应以及总效应的结果基本保持一致, 即矩阵变化并没有改变农机制造业发展对农业生产技术效率的影响, 回归结果较稳健。

表4 稳健性检验估计结果

变量		被解释变量: 农业生产技术效率					
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
直接效应	农机制造业企业注册数(取对数)	0.011*** (0.004)	0.019*** (0.004)	0.078*** (0.005)	0.062*** (0.021)	0.020 (0.015)	0.011*** (0.003)
	分散度指数	0.020 (0.019)	0.069*** (0.019)	0.369*** (0.028)	0.357*** (0.114)	0.165** (0.079)	-0.003** (0.002)
	农机制造业企业注册数(取对数)与分散度指数交乘项	-0.018*** (0.004)	-0.023*** (0.004)	-0.071*** (0.005)	-0.059*** (0.021)	-0.021 (0.015)	-0.014*** (0.0033)
间接效应	农机制造业企业注册数(取对数)	0.325*** (0.038)	0.184*** (0.019)	0.082*** (0.015)	0.218*** (0.068)	0.076* (0.040)	0.085*** (0.009)
	分散度指数	1.245*** (0.189)	0.777*** (0.117)	0.092 (0.094)	1.279*** (0.456)	0.465* (0.269)	-0.016*** (0.005)
	农机制造业企业注册数(取对数)与分散度指数交乘项	-0.321*** (0.037)	-0.178*** (0.018)	-0.094*** (0.014)	-0.226*** (0.062)	-0.075** (0.037)	-0.081*** (0.009)
总效应	农机制造业企业注册数	0.336*** (0.040)	0.204*** (0.020)	0.160*** (0.016)	0.281*** (0.076)	0.095** (0.044)	0.097*** (0.009)
	分散度指数	1.265*** (0.196)	0.846*** (0.126)	0.461*** (0.104)	1.636*** (0.508)	0.630** (0.297)	-0.018*** (0.005)
	农机制造业企业注册数(取对数)与分散度指数交乘项	-0.339*** (0.039)	-0.200*** (0.019)	-0.165*** (0.015)	-0.285*** (0.069)	-0.096** (0.040)	-0.095*** (0.001)
	R ²	0.001	0.000	0.167	0.002	0.004	0.001
	观测值数	1350	1350	1350	1350	1350	1320

注: ①括号内为各回归系数对应的标准误。②***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。③第(6)列的观测值数为1320是因为1977年没有新增注册资本在500万元以上的企。

2. 改变农业生产技术效率的测算方法。在随机前沿分析框架下, 不同的效率测算方法所依据的前提假设各不相同, 测算出来的技术效率值可能存在差异。为了检验基准回归结果是否因测算方法的不同而产生差异, 参考 Kumbhakar (1990)、Battese and Coelli (1995) 和 Greene (2005) 等的研究成果, 本文分别计算了 3 种农业生产技术效率值, 重新进行回归分析, 结果对应于表 4 (3) ~ (5) 列。根据 (3) 列和 (4) 列可知, 在各效应中, 农机制造业企业注册数 (取对数) 的回归系数均为正, 与基准回归一致。根据 (5) 列的结果, 虽然在直接效应中, 农机制造业企业注册数 (取对数) 的回归系数并不显著, 但是间接效应和总效应中的回归系数均与基准回归一致。这说明, 农机制造业发展对农业生产技术效率具有显著的空间溢出效应, 且这种溢出效应整体上是正向的。

3. 替换核心解释变量。一般而言, 制造业中规模较大的企业更具研发实力和创新能力, 从而更有可能推动技术革新。为此, 以注册资本为衡量标准, 本文选择注册资本在 500 万元以上的企, 并以这些农机制造业企业的历年注册数作为核心解释变量进行回归, 结果如表 4 (6) 列所示。回归结果表明, 农机制造业发展可以促进农业生产技术效率的提升。

六、进一步分析

(一) 农业生产技术效率空间溢出效应的边界

上文的研究为农机制造业发展的空间溢出效应提供了有力证据。但是, 这种空间溢出效应的辐射范围有多大? 是否存在溢出边界? 这些问题仍有待回答。现实中, 受运输费用、区域经济定位、市场分割、信息不对称等因素的影响, 辐射范围可能随地理距离的扩大而出现衰减或增强趋势, 因而可能存在一定的辐射区间。根据余泳泽等 (2016) 的研究, 本文以距离本地 100 千米处为起点, 以 100 千米为带宽进行回归, 将每次回归得到的农机制造业发展对农业生产技术效率的间接效应的回归系数和标准误都记录下来, 直到不同距离下的权重矩阵为零矩阵, 结果见表 5。

表 5 不同地理距离下农机制造业发展对农业生产技术效率影响的回归系数值

空间距离 (千米)	空间溢出 效应	空间距离 (千米)	空间溢出 效应	空间距离 (千米)	空间溢出 效应	空间距离 (千米)	空间溢出 效应
0~100	0.003 (0.005)	1000~1100	-0.021*** (0.003)	2000~2100	-0.004 (0.002)	3000~3100	0.008** (0.003)
100~200	0.006 (0.004)	1100~1200	-0.007 (0.005)	2100~2200	-0.021*** (0.003)	3100~3200	0.004** (0.002)
200~300	0.012*** (0.001)	1200~1300	-0.014*** (0.003)	2200~2300	0.012*** (0.003)	3200~3300	0.021*** (0.006)
300~400	0.005* (0.003)	1300~1400	-0.004 (0.003)	2300~2400	0.011*** (0.004)	3300~3400	-0.007 (0.011)
400~500	0.024*** (0.005)	1400~1500	-0.014*** (0.003)	2400~2500	-0.001 (0.004)	3400~3500	0.002 (0.008)

表 5 (续)

500~600	0.012*** (0.002)	1500~1600	0.021*** (0.004)	2500~2600	0.011*** (0.003)	3500~3600	0.002 (0.010)
600~700	0.002 (0.002)	1600~1700	-0.002 (0.004)	2600~2700	-0.001*** (0.009)	3600~3700	- (0.009)
700~800	-0.004* (0.002)	1700~1800	0.002 (0.003)	2700~2800	-0.006 (0.004)	3700~3800	0.008** (0.009)
800~900	-0.005*** (0.003)	1800~1900	-0.012** (0.005)	2800~2900	0.001 (0.003)		
900~1000	-0.013*** (0.003)	1900~2000	0.004* (0.002)	2900~3000	-0.002 (0.002)		

注: ①括号内为各回归系数对应的标准误。②***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。③3600~3700 千米无结果是因为该范围内构建的矩阵为零矩阵。

表 5 的回归系数提供的信息有以下三点。首先, 农机制造业发展影响农业生产技术效率的辐射范围最远可达 3700~3800 千米^①。以采棉机为例, 中国销量领先的采棉机品牌分别是铁建重工和沃得农机, 总部分别位于湖南省郴州市和江苏省镇江市, 二者的国内市场主要位于新疆维吾尔自治区。郴州市和镇江市到乌鲁木齐市的陆地运输距离分别为 3818.8 千米和 3660.4 千米^②。这说明, 随着区位交通和市场一体化的发展, 农机制造业发展对农业生产技术效率的影响可以辐射全国。假说 H2 的后半部分得证。其次, 在 0~200 千米范围内, 回归系数并不显著, 即农机制造业发展不会对周边邻近地区的农业生产技术效率产生明显影响。这说明, 企业选址和目标市场存在空间上的错位, 农机制造业企业选址与地区农业发展无直接关联。一般而言, 农机制造企业往往会选择在以二三产业为发展重心的地区, 然而, 这些地区很可能不以农业生产为主。最后, 随着地理距离的增加, 空间溢出效应并非总是正向的。例如, 当农机制造业企业产区与农业产区的空间距离在 700~1100 千米、1800~1900 千米、2100~2200 千米、2600~2700 千米时, 农机制造业发展对农业生产技术效率的影响为负。可能的解释是, 并非所有地区均以农业为主, 当某一地区的经济以第二产业和第三产业发展为主要支撑时, 农机制造业发展对农业生产技术效率的影响便不明显, 甚至可能产生负面影响。

(二) 技术效率追赶效应

参考 Zhang et al. (2022) 的做法, 本文在表 6 中同时报告了固定效应和广义矩估计法 (generalized method of moments, GMM) 的回归结果。总体来看, 表 6 (1) 列和 (2) 列的回归结果表明, 本文主要关注的技术效率生产前沿增速、技术效率差距、农机制造业企业注册数与政策交乘项在回归系数和显著性水平上均保持一致, 结果较稳健。与此同时, 固定效应模型难以消除随时间变化的因素引起的

^① 本文以各省经纬度数据为基础构建权重矩阵, 各省经纬度以各省地理中心处的经纬度表示。在此前提下, 省与省的距离不会超过 3800 千米。

^② 资料来源: 百度地图, <https://map.baidu.com>。

内生性问题，可能导致估计偏误。相较而言，广义矩估计法能够克服模型估计的内生性问题。为此，本文将以 GMM 的回归结果为准进行汇报。在汇报相关结果前，首先要关注 GMM 的相关检验结果。AR 检验用于分析扰动项的差分是否存在一阶和二阶自相关，一般认为，当存在一阶自相关而不存在二阶自相关时，模型存在的内生性问题便得到解决（张建和李占风，2020）。表 6 中 AR（1）和 AR（2）的检验结果满足上述要求。当以被解释变量的滞后一期为工具变量时，Hansen 检验的结果接受工具变量与误差项不相关的原假设，工具变量有效。从回归结果看，技术效率生产前沿增速的回归系数为正，表明技术效率生产前沿增速每提升 1%，能够使其他地区的农业生产技术效率增速提升 0.402%，即前沿地区发挥了对落后地区的示范带动作用。进一步地，技术效率差距的回归系数在 1% 的显著性水平意义上为正，表明落后地区能够发挥后发优势在农业生产技术效率方面对前沿地区进行追赶。该结果同龚斌磊（2022）对中国农业技术扩散与农业生产率区域差距的分析结论类似，表明除了农业生产率外，中国农业生产技术效率也存在追赶和收敛的潜力，假说 H3 得证。农机制造业企业注册数（取对数）的回归系数并不显著，但该变量与政策交乘项的回归系数在 5% 的显著性水平意义上为正。这说明，1992 年党的十四大提出确立社会主义市场经济体制的目标后，国有农机制造业企业向公司化、私营化转变进程加快，企业市场化程度提高，充分利用市场资源有利于农业生产技术效率的趋同。

表 6 技术效率追赶模型回归结果

变量	(1) 固定效应		(2) GMM	
	系数	标准误	系数	标准误
技术效率生产前沿增速	0.383***	0.090	0.402***	0.085
技术效率差距	0.067***	0.009	0.086***	0.012
技术效率差距与政策交乘项	0.000	0.001	0.000	0.001
农机制造业企业注册数（取对数）	0.002	0.002	-0.000	0.002
农机制造业企业注册数（取对数）与政策交乘项	0.000	0.000	0.000**	0.000
分散度指数	0.016*	0.008	0.007	0.011
分散度指数与政策交乘项	-0.001	0.001	-0.001**	0.001
农机制造业企业注册数（取对数）与分散度指数交乘项	-0.002	0.002	0.000	0.002
常数项	-0.051***	0.010		
AR (1) Test (z)			存在一阶自相关	
AR (2) Test (z)			不存在二阶自相关	
Hansen 检验 (chi2)			接受原假设	
R ²	0.059			
观测值数	1320		1260	

注：①***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。②GMM 方法允许内生变量自行检测，所有估计使用 Stata 软件中的“xtabond2”命令完成，内生变量为农机制造业企业注册数、农机制造业企业注册数与分散度指数交乘项。③由于使用滞后项作为工具变量，利用 GMM 方法回归后观测值数会减少，因此第（2）列观测值数为 1260。

七、研究结论与讨论

建设农业强国，关键在科技。农机制造业发展为农业强国建设提供了科技与装备支撑。本文系统回顾了中国农机制造业的发展历程，借助1977—2021年省级面板数据回答了农机制造业发展与农业生产技术效率的关系。通过理论模型与实证分析，本文得出如下结论：农机制造业发展明显提升了农业生产技术效率，除了对本地区产生正向影响外，农机制造业发展还会对其他地区的农业生产技术效率产生一定的正向空间溢出效应；分散度指数与农机制造业发展的交乘项的估计系数表明，企业分散发展削弱了农机制造业发展对农业生产技术效率的提升作用；溢出效应边界分析中，中国农机制造业发展影响农业生产技术效率的溢出距离可达3700~3800千米，基本可以辐射全国；动态分析结果表明，前沿地区发挥了对落后地区的带动作用，落后地区农业生产技术效率具有向前沿地区追赶的趋势。从农机制造业发展的市场化改革进程看，1992年后，随着农机制造业市场化改革力度的进一步增强，农业生产技术效率开始出现趋同趋势。

本文研究对于系统认识农业与农机制造业发展的互动关系，加快推进农机制造与应用的高质量发展以及提升农业生产技术效率有一定的理论指导意义。基于以上分析，本文提出以下政策建议。

第一，推动农机制造业转型升级，全面提升服务农业生产的能力建设。推动农机产品配置结构合理化，解决部分区域、农作物和生产环节“无机可用”“无好机用”等问题，提升农业生产技术效率总体水平。

第二，引导农机制造业企业适度集聚，形成综合性龙头企业和专业性骨干企业协调发展新格局。培育一批以生产粮棉油机械为主营业务的大型企业集团，推动建立粮油棉全程机械化高效生产体系。同时，注重培育以特色经济作物所需机械及其关键零部件为主营业务的中小型农机制造企业，实现大中型企业协同发展。

第三，加强农机制造业与应用市场的对接，降低区域错位引致的交易成本，更好释放农机制造业发展的空间溢出效应。重点做好农机应用区域的农机具与作物品种的适应性改进、新装备技术示范培训等工作。针对部分体积或重量较大的农业装备，可考虑在应用区域建设整机组装企业，降低长距离物流运输成本。

第四，因地制宜研发制造农机产品，完善落后地区农业生产条件，缩小与前沿地区的农业生产技术效率差距。结合东北、西北、黄淮海平原和长江中下游等地区对大型智能装备的需求，以及西南、东南等丘陵山区对小型适用装备的需求，加快新装备新技术集成示范，推进落后区域的农田宜机化改造、机耕道路修建及农机具停放等工作，为农机应用提供良好基础条件。

本文证实了农机制造业发展对农业生产技术效率的正向影响及其空间溢出效应，测算了空间溢出效应的影响范围。但是，在作用机制研究方面仍存在不足。社会化服务是农户获得机械投入品从而提升农业生产技术效率的重要方式，然而，受限于数据可得性，本文暂未全面考虑这一因素，后续将深入研究。

参考文献

- 1.蔡昉, 2022: 《刘易斯转折点——中国经济发展阶段的标识性变化》, 《经济研究》第1期, 第16-22页。
- 2.程名望、贾晓佳、俞宁, 2018: 《农村劳动力转移对中国经济增长的贡献(1978~2015年): 模型与实证》, 《管理世界》第10期, 第161-172页。
- 3.陈帅、张新民、刘思义, 2022: 《内部沟通成本与“拆借式”盈余管理——基于地理分散度视角》, 《会计研究》第10期, 第19-30页。
- 4.方师乐、卫龙宝、伍骏骞, 2017: 《农业机械化空间溢出效应及其分布规律——农机跨区服务的视角》, 《管理世界》第11期, 第65-78页、第187-188页。
- 5.高帆, 2015: 《我国区域农业全要素生产率的演变趋势与影响因素——基于省际面板数据的实证分析》, 《数量经济技术经济研究》第5期, 第3-19页、第53页。
- 6.高鸣、宋洪远, 2014: 《粮食生产技术效率的空间收敛及功能区差异——兼论技术扩散的空间涟漪效应》, 《管理世界》第7期, 第83-92页。
- 7.龚斌磊, 2022: 《中国农业技术扩散与生产率区域差距》, 《经济研究》第11期, 第102-120页。
- 8.胡祎、张正河, 2018: 《农机服务对小麦生产技术效率有影响吗?》, 《中国农村经济》第5期, 第68-83页。
- 9.韩峰、谢锐, 2017: 《生产性服务业集聚降低碳排放了吗?——对我国地级以上城市面板数据的空间计量分析》, 《数量经济技术经济研究》第3期, 第40-58页。
- 10.金文成、靳少泽, 2023: 《加快建设农业强国: 现实基础、国际经验与路径选择》, 《中国农村经济》第1期, 第18-32页。
- 11.焦长权、董磊明, 2018: 《从“过密化”到“机械化”: 中国农业机械化革命的历程、动力和影响(1980~2015年)》, 《管理世界》第10期, 第173-190页。
- 12.江艇, 2022: 《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》, 《中国工业经济》第5期, 第100-120页。
- 13.刘守英, 2022: 《建设农业强国的土地制度基础》, 《中国农村经济》第12期, 第24-29页、第2页。
- 14.刘卫柏、李双双、李中、李祎萌、丁燕, 2022: 《水稻种植机械与农村劳动力的替代弹性及其对粮食产出的影响》, 《经济地理》第12期, 第172-178页。
- 15.潘彪、田志宏, 2018: 《购机补贴政策对中国农业机械使用效率的影响分析》, 《中国农村经济》第6期, 第21-37页。
- 16.阮文彪, 2019: 《小农户和现代农业发展有机衔接——经验证据、突出矛盾与路径选择》, 《中国农村观察》第1期, 第15-32页。
- 17.汪前元、魏守道、金山、陈辉, 2022: 《工业智能化的就业效应研究——基于劳动者技能和性别的空间计量分析》, 《管理世界》第10期, 第110-126页。
- 18.王林辉、姜昊、董直庆, 2022: 《工业智能化会重塑企业地理格局吗?》, 《中国工业经济》第2期, 第137-155页。
- 19.王学渊、赵连阁, 2008: 《中国农业用水效率及影响因素——基于1997—2006年省区面板数据的SFA分析》, 《农业经济问题》第3期, 第10-18页、第110页。
- 20.徐建国、张勋, 2016: 《农业生产率进步、劳动力转移与工农业联动发展》, 《管理世界》第7期, 第76-87页、

第 97 页。

- 21.余泳泽、刘大勇、宣烨, 2016: 《生产性服务业集聚对制造业生产效率的外溢效应及其衰减边界——基于空间计量模型的实证分析》, 《金融研究》第 2 期, 第 23-36 页。
- 22.鄢继尧、赵媛、许昕、崔盼盼、祝孔超, 2021: 《基于网络关注度的中国城市家政服务需求时空演变及影响因素》, 《经济地理》第 11 期, 第 56-64 页。
- 23.张建华, 2022: 《农业与工业化》, 《经济研究》第 3 期, 第 20-24 页。
- 24.张露、罗必良, 2018: 《小农生产如何融入现代农业发展轨道? ——来自中国小麦主产区的经验证据》, 《经济研究》第 12 期, 第 144-160 页。
- 25.张建、李占风, 2020: 《对外直接投资促进了中国绿色全要素生产率增长吗——基于动态系统 GMM 估计和门槛模型的实证检验》, 《国际贸易问题》第 7 期, 第 159-174 页。
- 26.郑旭媛、徐志刚, 2017: 《资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例》, 《经济学 (季刊)》第 1 期, 第 45-66 页。
- 27.Battese, G. E., and T. J. Coelli, 1992, “Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India”, *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 3: 153-169.
- 28.Battese, G. E., and T. J. Coelli, 1995, “A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data”, *Empirical Economics*, 20(2): 325-332.
- 29.Bu, D., and Y. Liao, 2022, “Land Property Rights and Rural Enterprise Growth: Evidence from Land Titling Reform in China”, *Journal of Development Economics*, Vol. 157: 1-16.
- 30.Chari, A., E. M. Liu, S. Wang, and Y. Wang, 2021, “Property Rights, Land Misallocation, and Agricultural Efficiency in China”, *The Review of Economic Studies*, 88(4): 1831-1862.
- 31.Chen, C., 2020, “Technology Adoption, Capital Deepening, and International Productivity Differences”, *Journal of Development Economics*, Vol. 143, 102388.
- 32.Chu, A. C., P. F. Peretto, and X. Wang, 2022, “Agricultural Revolution and Industrialization”, *Journal of Development Economics*, Vol. 158, 102887.
- 33.Gong, B., 2018, “Agricultural Reforms and Production in China: Changes in Provincial Production Function and Productivity in 1978–2015”, *Journal of Development Economics*, Vol. 132: 18-31.
- 34.Greene, W., 2005, “Reconsidering Heterogeneity in Panel Data Estimators of the Stochastic Frontier Model”, *Journal of Econometrics*, 126(2): 269-303.
- 35.Ito, J., and X. Li, 2023, “Interplay Between China’s Grain Self-sufficiency Policy Shifts and Interregional, Intertemporal Productivity Differences”, *Food Policy*, Vol. 117, 102446.
- 36.Kumbhakar, S. C., 1990, “Production Frontiers, Panel Data, and Time-Varying Technical Inefficiency”, *Journal of Econometrics*, 46(1-2): 201-211.
- 37.Wang, H., and C. Ho, 2010, “Estimating Fixed-Effect Panel Stochastic Frontier Models by Model Transformation”, *Journal of Econometrics*, 157(2): 286-296.

- 38.Yang, D. T., and X. Zhu, 2013, "Modernization of Agriculture and Long-term Growth", *Journal of Monetary Economics*, 60(3): 367-382.
- 39.Yang, Z., S. Shao, L.Yang, and Z. Miao, 2018, "Improvement Pathway of Energy Consumption Structure in China's Industrial Sector: From the Perspective of Directed Technical Change", *Energy Economics*, Vol. 72: 166-176.
- 40.Zhang, Q., Z. Qian, S. Wang, L. Yuan, and B. Gong, 2022, "Productivity Drain Or Productivity Gain? The Effect of New Technology Adoption in the Oilfield Market", *Energy Economics*, Vol. 108, 105930.

(作者单位: ¹南京农业大学经济管理学院;
²农业农村部南京农业机械化研究所)
(责任编辑: 马太超)

Development of Agricultural Machinery Manufacturing Industry and Agricultural Production Technical Efficiency: Based on the "Spatial Spillover" and "Catch-Up" Effects

TAO Sumin CAO Guangqiao YING Ruiyao ZHAO Run

Abstract: Agricultural mechanization is an important prerequisite and material basis for building strength in agriculture. Based on the panel data of agricultural machinery manufacturing enterprises across provinces from 1977 to 2021, this paper constructs a two-sector general equilibrium model to explore the influence of the development of the agricultural machinery manufacturing industry on the technical efficiency of agricultural production. In addition to having a positive impact on the agricultural production technical efficiency in the local area, the development of agricultural machinery manufacturing industry also has a strong spatial spillover effect on technical efficiency. The interaction term between the development of the machinery manufacturing industry and the dispersion index indicates that the distribution of enterprises is unfavorable to improving the technical efficiency of agricultural production. From the perspective of the radiation range of spatial spillover effects, the radiation distance of the development of agricultural machinery manufacturing industry on the efficiency of agricultural production technical efficiency can reach 3700-3800 kilometers, which can basically cover the whole country. The dynamic analysis results show that frontier regions have played a leading role in supporting underdeveloped areas, and the agricultural production technical efficiency in the underdeveloped areas shows a trend of catching up with the frontier regions. After 1992, the strengthened market-oriented reform of agricultural machinery manufacturing industry has promoted the convergence of agricultural production technical efficiency.

Keywords: Agricultural Machinery Manufacturing Industry; Technical Efficiency; Spatial Spillover Effect; Catch-up Effect

城乡关系背景下中国集体林权制度变迁分析*

刘 璞^{1,2} 刘 浩² 朱文清² 张 寒¹

摘要: 集体林权制度与其嵌入的制度政策、市场、农户生计、环境因素等构成循环与累积因果联结, 使集体林权制度不断变迁。本文构建了新的集体林权制度变迁理论分析框架, 采用新制度分析方法, 基于长时期的大样本数据, 梳理了改革开放以来城乡严重分割、城乡分割趋缓、城乡统筹发展和城乡融合发展等背景下集体林权制度变迁的脉络及其核心问题, 对不同城乡关系背景下的集体林权制度变迁进行了系统分析。本文研究结果显示: 上层制度政策决定了集体林权制度变迁的可行性选择域和集体林利用方式, 上层制度政策和市场共同决定了集体林经营的潜在利润空间; 非预期变化触动集体林权制度变迁; 农户生计改变使集体林权制度变迁成为可能; 每个阶段林权绩效不佳的主要原因是林权制度变迁与其所嵌入的社会制度结构不匹配或没有实现协同演化。党的二十大后, 深化集体林权制度改革需注重集成性、系统性和适应性, 稳步推进。

关键词: 集体林权制度 制度变迁 城乡关系 集体林 产权制度

中图分类号: F326.2 文献标识码: A

一、问题的提出

改革开放是决定当代中国前途命运的关键, 中国由此大踏步赶上了时代的步伐。当前中国社会主要矛盾是人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。解决这个矛盾的难点和重点在“三农”领域, 尤其是在经济更欠发达且森林资源禀赋较高的集体林区, 能否解决这个矛盾决定了中国式现代化建设的成色。集体林在生态文明建设和实现“双碳”目标中发挥着重要的基础性作用。《全国林业统计资料汇编(1949—1987)》统计显示: 改革开放以来, 集体林地有林地面积和林分面积在第二次全国森林资源清查期(1977—1981年)分别为5507.52万公顷和4143.06万公顷; 在第九次全国森林资源清查期(2014—2018年)相应地提高至1.35亿公顷和1.05亿公顷, 同期集体林地生产力从每公顷46.93立方米增加到66.57立方米; 但在2014—2018年这一时期, 平均来看, 尚待造林

*本项研究得到国家自然科学基金“改革开放40年来我国集体林产权制度改革及相关林业政策对农户林业生产要素配置及其收入影响研究”(编号: 71873043)和国家自然科学基金面上项目“农村劳动力成本上升与营林投入结构固化: 悖论、形成机制与影响研究”(编号: 72073107)的资助。

绿化的集体宜林荒山面积高达 8223.24 万公顷，集体林地生产力仅相当于国有林的 49.52%^①，集体林对“三农”的贡献与集体林面积所占比重尚不匹配，未能有效解决中国木材供给问题，木材国际贸易依赖度高。改革开放以来，中央和地方政府高度重视集体林权制度改革（以下简称“集体林改”）。改革开放以来涉农的 24 个中央“一号文件”均把集体林改列为重点内容之一，陆续实施了林业“三定”^②、林业“三定”后再集体化、新一轮集体林改和林地“三权”分置等改革举措。党的二十大明确要求进一步深化集体林权制度改革^③；2023 年 9 月，中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《深化集体林权制度改革方案》，提出了深化集体林权制度改革的目标与路径。

1978 年以来，中国以市场化和产权制度为主轴的改革波澜壮阔，为制度经济学研究提供了难得的自然试验，学界对此开展了大量研究。其中，关注产权制度影响的研究较多（Ostrom, 1990; Acemoglu et al., 2014），但对产权制度变迁知之甚少。中国改革发轫于农村，学界对农地产权制度演化开展了较为深入系统的研究，取得了重要的研究进展（姚洋，2000；叶兴庆，2018）。有学者从国家行为（周其仁，1995）、国家发展战略背景（黄少安，2018）、市场和政府相互作用及统分力度（周振和孔祥智，2019）以及诱致性和强制性制度变迁（丰雷等，2013）等视角研究农地产权变迁。已有农业产权制度变迁研究为本文研究提供了良好的学术借鉴。相较于农业生产，集体林经营具有生产周期长、市场化、资本化和生态化等多重效应与特征（卢现祥和李慧，2021）。学界侧重于对集体林权制度的影响开展研究，但对集体林权制度变迁（以下简称“林权变迁”）的研究尚不多见，主要基于分权演化博弈（李敏等，2020；刘璨，2020）、情景相容（贺同航和孔繁斌，2011）和宏观经济波动（李晨婕和温铁军，2009）等视角。

林权变迁研究尚存进一步完善的学术空间，主要体现为三个方面。一是已有研究较多地关注改革开放以来阶段性和区域性的林权变迁，尚未系统地从全国视角对林权变迁做出令人信服的阐释。二是已有研究多从集体林相关制度政策解释林权变迁，就林业和集体林论林权变迁的现象比较突出，基本上尚未将林权变迁置于城乡关系动态演化背景下开展研究；已有研究忽视了社会发展、生态建设等制度政策与发展战略对林权变迁的影响。三是已有研究尚未构建适合于改革开放以来林权变迁的理论分析框架，凝练林权变迁的核心问题，缺少林权变迁的动力机制研究。鉴于此，本文拟以改革开放以来城乡关系动态演化为背景，采用制度变迁理论，基于林权变迁镶嵌于社会制度结构的视角，构建适合中国集体林情的林权变迁理论分析框架，系统分析改革开放以来的林权变迁。本文的学术边际贡献体现在：一是构建适合中国林权变迁的理论分析框架；二是把林权变迁置于社会制度结构中，研究不同城乡关系、政府的制度政策、市场、森林资源利用形式、集体林对农户生计的贡献等对林权变迁的影响。“以史为鉴，可以知兴替”，本文研究可为党的二十大后继续深化集体林改提供前瞻性政策思路。

^①国家林业和草原局，2019：《中国森林资源报告（2014—2018）》，北京：中国林业出版社，第 3-5 页、第 33-36 页。

^②中共中央、国务院在 1981 年 3 月 8 日发布了《关于保护森林发展林业若干问题的决定》，确定了稳定山权林权、划定自留山、确定林业生产责任制的林业发展方针。

^③参见习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第 51 页。

二、理论分析框架与研究方法

借鉴产权束的概念（Ostrom and Hess, 2010），本文把集体林权界定为一束权利，相应地，把集体林权变迁界定为集体林权束中至少一束权利发生变化。如果全部林权束发生变化，那么就发生了革命性的林权变迁——改革开放以来中国经济体制改革为渐进式改革而非“休克疗法”式改革，中国发生革命性的林权变迁是不太现实的，至少集体林地所有权未发生变迁。

（一）理论分析框架

产权制度变迁是制度经济学研究的重要前沿领域之一。已有产权制度变迁研究为本文的林权变迁研究提供了良好借鉴。例如：Ruttan and Hayami (1984) 从效率或功能性视角研究产权制度变迁；Hayami (2005) 和 North (1990) 主张把政治因素纳入产权制度变迁研究；姚洋 (2018) 把政治过程纳入中国农地权属制度变迁分析；Schmid (2004) 认为产权制度变迁是学习、功能性、权力和同构的函数，学习是指权衡利弊的过程，同构是指可非理性地借鉴他人行为以确定自身林业经营的行为与目标；Acemoglu (2003) 归纳出效率、意外和寻租等制度变迁理论。改革开放以来，中国林权变迁需置于中国社会制度结构中进行研究，产权制度变迁理论需与中国具体实践相结合。

在过去 40 余年，中国从传统的农业社会转型为现代开放社会，从以农补工转向以工补农，从城乡严重分割转变为城乡融合发展，逐步解决农村农业内卷化（Geertz, 1974）。城乡关系动态变化是研究林权变迁的重要脉络与线索。城乡关系的改变使农村生产要素配置发生了颠覆性变化，“以土为生”的均质化小农因转入非农经济而加剧了他们之间的劳动分工（刘守英和王一鸽，2018）。随着农户的生计来源及其外部环境发生变化，农户与集体林地之间的关系渐行渐远，新的林权变迁成为可能。

从系统的角度来看，林权制度是社会制度的组成部分，嵌入既定社会规则和惯例的持久系统，内嵌于社会制度结构，与市场和非市场制度政策相互镶嵌（Rodrik, 1993）。林权制度与其他制度政策共同构成不可分割的动态互动联结体。同时，林权变迁内生于社会制度的时空情景（Hodgson, 2015），如果林权变迁与其他政府制度政策匹配或实现协同演化，那么林权变迁就能促进集体森林资源可持续经营；反之亦然（Yueh, 2013）。改革开放以来，中国政治经济结构可概括为政治集权下的经济分权（Montinola et al., 1995），在林权安排和变迁过程中，政府处于强势地位；政府的认知提升亦会导致林权变迁（Acemoglu et al., 2005）。在中国政治经济体制下，林权变迁需在上层制度政策规定的或至少在其认可的可行性域内实现（Ang, 2016），上层制度政策可行性域外的林权变迁是困难的。同时，上层制度变迁影响到集体林经营的成本收益，例如税费和补贴政策调整直接影响集体林经营主体的成本和收益。改革开放以来，中国经济体制逐步从计划经济体制转轨为市场经济体制，即中国政府创建完善市场的过程，市场化改革波及集体林经营主体的收益和成本。同期，中国林业发展战略从木材永续利用转向以生态建设为主，改变了集体林地利用方式，商品林比重下降，生态公益林比重上升，对生态公益林的补偿尚未实现市场化和多元化，因而改变了集体林经营主体的收益和成本。制度政策、发展战略、政府培育的市场及其结构、集体林利用形式及其对农户维持生计的重要性等，决定了集体林经营的潜在利润空间。根据问题、制度和政治等源流的变化，中央政府或地方政府决定是否启动全

局与试点的林权变迁及其时机、方向，可能呈现间断性均衡（punctuated equilibria）过程（Gersick, 1991），即呈现跳跃与停滞交互过程（Repetto, 2006）。非预期变化是影响林权变迁的重要因素，非预期变化带来的不确定性将改变人们对集体林经营的信念，进而使交易成本和预期发生重大变化。与林权制度相关的非预期变化包括上层制度政策、市场重要调整、重大自然灾害和林权制度的非预期绩效等方面。政府制度政策、市场等非预期变化和农户生计、集体林利用形式等影响林权制度绩效。但当期林权制度绩效成为后一期林权变迁的重要因素（Acemoglu et al., 2014），如果林权制度绩效符合制度设计者预期的效果，就不会出现林权变迁；否则可能会出现林权变迁。

基于上述分析可知，改革开放以来城乡关系动态变化成为林权变迁的关键背景，林权制度内生于社会制度结构，在其嵌入的社会制度结构中发生变迁，林权制度与外部制度政策、市场、农户生计和环境等变量存在循环与累积因果联结，林权制度不断变迁；上层制度政策决定林权变迁的时机、方向，上层制度政策与市场创造了潜在利润空间，非预期变化触动林权变迁，林权制度绩效反馈于既定林权制度，增加了林权变迁的可能性。在很大程度上，本文将破解林权变迁的“黑箱”，有助于更好地理解和服务林权变迁过程。

（二）研究思路与数据

制度变迁理论是解释产权制度变迁的好工具（North, 1990）。本文基于历史定量分析的思路，采用历史和经验性分析方法（Greif, 2006），更多地关注产权制度变迁的“过程”分析，从而更为全面地认识和理解中国林权变迁。有必要将对改革开放以来林权变迁的研究置于特定时空背景下，以避免时代错位、倒推因果和目的论等倾向。研究林权变迁需确定从历史上某个时点的制度状况开始，分析集体林相关利益主体的相互依赖性和状态（Schmid, 2004）。本文将分析起点界定为中国政府正式启动集体林“三定”的1981年。当时，集体林区处于计划经济体制和集体林统一经营状态，以人民公社或生产大队、生产小队为基本经营单位，生产力水平低，林业生产以劳动力投入为主。集体林区发展状况处于典型的传统农业阶段，当时的集体林区改造需要注入新技术和新制度。本文梳理了党的十一届三中全会以来的重要文献汇编，各级政府、人大及其职能部门出台的法律法规、政策性文件以及地方（林业）志等历史资料。本文研究采用国家林业和草原局发展研究中心集体林权研究团队长期跟踪调查获得的1978—2020年17个省份、43个县（市、区）、8855户农户数据和2015—2020年972个新型林业经营主体的数据，两套样本数据均为非平衡面板数据；此外，本文还采用国家林业和草原局2009—2020年历年《集体林权制度改革监测报告》的统计数据。所有价值量转化为1994年不变价。考虑到已有研究数据的不足，尤其是已有研究缺乏长时期大样本数据，本文基于长时期的大样本数据开展统计分析足以充分展示集体林权变迁及其绩效，因此，可弥补产权制度经济学实证研究的不足。

三、城乡关系背景下集体林权变迁的主要脉络

1958—1978年，在农户非完全自愿的基础上，中国农村实行了政治经济一体化的集体经济体制。就上层制度政策而言，配置生产要素的方式以政治动员为主，各级政府对集体林经济组织的生产经营活动干预过多、过深，农村通过“剪刀差”等多种形式为城市发展积累资本；就集体林权制度而言，

集体林经济组织未能有效地解决免费搭车、不存在真正意义的队生产等问题，导致集体林生产要素租金耗散、无效率运营和农户收入不抵支^①等。一旦政治经济等条件成熟，林权变迁则会成为现实。

（一）林权变迁阶段划分

党的十一届三中全会重新定位的社会经济发展思路为农村改革提供了重要的思想前提，创造了良好的政治环境。鉴于当时亟须解决农民温饱与农村高度贫困问题^②，改革首先在农村启动。林农希望在林地上获得像农田一样的承包经营权，因而集体林区选择了以家庭经营为主的产权模式。参与集体林改的多方创造了新型产权，而非简单转移产权。在林地集体所有的前提下，林权制度不断演化，表现为产权实现形式和参与主体的多元化。改革开放以来，城乡关系逐步从严重分割向融合发展转型，林权制度经历了林业“三定”、“三定”后再集体化、新一轮集体林改和深化集体林改等重要阶段；考虑到党和国家重要制度政策、发展战略、集体林利用形式和农户生计等因素，本文把改革开放以来的集体林权变迁划分为4个阶段：城乡严重分割背景下的林业“三定”阶段（1981—1987年）、城乡分割松动背景下的林业“三定”后续重新集体化阶段（1988—2001年）、城乡统筹发展背景下的新一轮林权变迁阶段（2002—2011年）和城乡融合发展背景下的林地“三权”分置阶段（2012年至今）。

（二）城乡严重分割背景下的林业“三定”阶段

此阶段表现为城乡二元结构依旧固化、基本维持以农补工的城乡关系、集体林区市场化改革加速、推行集体林家庭联产承包经营责任制、引入自留山和责任山等林地权属形式、大规模毁林等显著特征。1981年，集体林区森林破坏严重，砍的多，造的少，消耗过多，培育太少。囿于马克思关于森林不适合私人经营的论述^③，虽然个别地区开展集体林改探索，但明显滞后于集体农地产权改革。1981年3月，中共中央、国务院发布《关于保护森林发展林业若干问题的决定》^④，明确要求推行林业“三定”，坚决制止乱砍滥伐。截至1981年底，全国1695个县已开始实施集体林改；截至1986年底，南方集体林区的家庭经营面积占集体林面积的69%。1986年通过的《中华人民共和国民法通则》首次在法律上明确了承包经营权，成为新型民法产权类型。在此阶段，集体林责任山承包期短，集体经济组织有权随时调整责任山承包经营权，集体林经营主体认为林业“三定”属于临时性产权安排、林权界定粗

^① 《中国农村统计年鉴1985》统计显示，按照1978年不变价，1978年农民家庭平均每人纯收入为133.57元，农村家庭平均每人总支出135.82元，所以当年的全国农户人均支出高于人均收入2.25元。

^② 1978年，依据当时的贫困线测算，中国农村贫困发生率在37%，到2008年该贫困线停用时，农村贫困发生率下降到只有1.7%。如果用现行贫困线测量，1978年，中国有97.5%的农村人口为贫困人口，而到2019年，贫困发生率下降到仅为0.6%（罗伯特·沃克和杨力超，2021）。

^③ “漫长的生产时间（只包含较短的劳动时间），从而其漫长的周转期间，使造林不适合私人经营，因而也不适合资本主义经营。资本主义经营本质上就是私人经营，即使由联合的资本家代替单个资本家，也是如此。文明和产业的整个发展，对森林的破坏从来就起很大的作用，对比之下，它所起的相反的作用，即对森林的护养和生产所起的作用则微乎其微。”（《资本论》（纪念版）第二卷，人民出版社2018年版，第272页）

^④ 参见《中共中央、国务院关于保护森林发展林业若干问题的决定》，<http://www.forestry.gov.cn/c/www/gwywj/40957.jhtml>。

糙等，这些因素造成集体林区大规模毁林。市场化改革和林权变迁秩序颠倒是林业“三定”阶段未实现预期集体林改目标的核心主导原因（Liu et al., 2019）。1979年，《中共中央关于加快农业发展若干问题的决定》规定：棉花、油料、糖料、畜产品、水产品、林产品等的收购价格，也要分别情况，逐步作相应的提高^①。1979—1984年，木材价格持续上涨（见图1），木材市场价格显著地高于计划收购价格（见图2）。例如，广西的杉木和松木市场价格分别比计划收购价格高3~4倍和1~1.5倍（刘璨等，2019）。

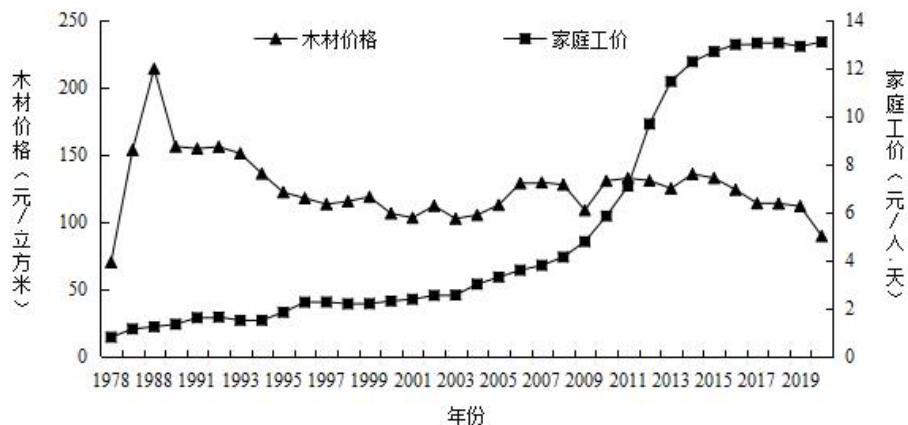


图1 全国木材和用工平均价格

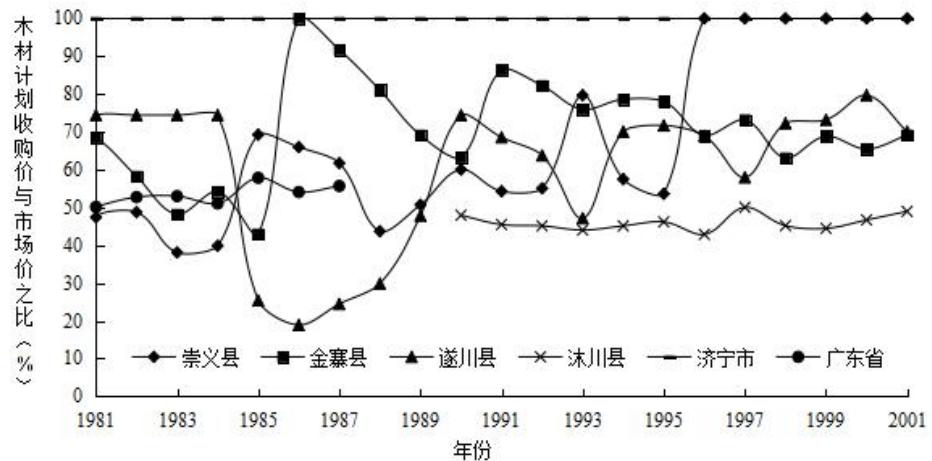


图2 木材计划收购价与市场价之比

木材市场价格上涨与此阶段木材需求增加相关，中国经济高速增长刺激了对木材的需求。例如，根据《中国林业年鉴 1949—1986》数据统计，1981—1985年年均新建农民住宅为6亿平方米以上，农村木材消费量从1981年的524万立方米上涨至1986年的1142万立方米。1985年，中共中央、国务院决定放开木材市场，价格“双轨制”并轨至市场价单轨制^②。《中国林业年鉴 1949—1986》数据

^①参见《中共中央关于加快农业发展若干问题的决定》，http://www.ce.cn/xwzx/gnsz/szyw/200706/07/t20070607_11631290.shtml。

^②1985年，中共中央、国务院颁布了《关于进一步活跃农村经济的十项政策》，决定“集体林区取消木材统购，开放木材市场，允许林农和集体的木材自由上市，实行议购议销”。

显示，1985年的木材收购价比1984年上涨了99.75%。此阶段处于木材采伐控制空白期^①，集体林区加速市场化改革导致木材采伐量激增（Yin et al., 2003）。南方集体林区乱砍滥伐愈演愈烈，损失了约3亿立方米的林分蓄积（Liu et al., 2019）。1987年，中共中央、国务院决定终止林业“三定”和集体林区市场化改革。

（三）城乡分割松动背景下的林业“三定”后续重新集体化阶段

此阶段的显著特征表现为：中国经济体制改革重点从农村转向城市，放松户籍制度，强化城乡劳动力等生产要素流动，农户非农就业机会明显增加；但是，城乡二元结构依旧严重，集体林区税费负担重，林业市场化改革基本停摆，集体林权出现再集体化的逆化和林权流转加速等。

20世纪80年代后期，粮食产量和农民收入增长呈现徘徊态势，家庭经营显现一些弊端，政府有强化集体经济组织的意愿。1991年，党的十三届八中全会通过的《中共中央关于进一步加强农业和农村工作的决定》规定：“要在稳定家庭承包经营的基础上，逐步充实集体统一经营的内容。”^②1993年修正的《中华人民共和国宪法》（以下简称《宪法》）把统分结合体制纳入其中。这些制度政策为逆家庭化经营的林权变迁提供了社会制度结构框架。

1987年中共中央、国务院出台的《关于加强南方集体林区森林资源管理坚决制止乱砍滥伐的指示》明确提出：“要完善林业生产责任制。集体所有集中成片的用材林，凡没有分到户的不得再分，已经分到户的，要以乡或村为单位组织专人统一护林。积极引导农民实行多种形式的联合采伐、联合更新、造林。护林人员的劳动报酬，必须妥善解决。”^③政府鼓励合作联合经营，部分地区出现了强行收回已分配的责任山和自留山的现象，试图再集体化。由于再集体化经营绩效不佳，再加上农户强烈希望回归家庭经营，20世纪90年代中期，浙江和辽宁等地陆续出台了完善林业生产责任制的相关政策，明确鼓励家庭联产承包责任制。2008年全面启动新一轮集体林改的林权摸底情况显示：在第二阶段，家庭承包经营依然是云南、四川、浙江、安徽、湖南和江西等省份林权制度的主要实现形式。

1981年后，制度政策在名义上禁止集体林权流转，但实际上，集体林权流转一直在进行（刘璨，2020）。1986年颁布的《中华人民共和国土地管理法》首次从国家立法的高度对农村土地流转进行肯定。1988年《宪法》修正案把“任何组织或者个人不得侵占、买卖、出租或者以其他形式非法转让土地。”修改为“任何组织或者个人不得侵占、买卖或者以其他形式非法转让土地。土地的使用权可以依照法律的规定转让。”1993年，党的十四届三中全会通过的《中共中央关于建立社会主义市场经济体制若干问题的决定》允许土地使用权依法有偿流转。1995年，原国家体制改革委员会和原林业部联

^①国家在1985年拟采用《中华人民共和国森林法》的木材采伐限额取代木材计划，但直到1987年才正式实施木材采伐限额制度；同时，由于人民公社体制下的森林经营制度已去功能化，尚未建立新的制度，出现了制度空白窗口。

^②参见《中共中央关于进一步加强农业和农村工作的决定》，http://www.ce.cn/xwzx/gnsz/szyw/200706/17/t20070617_11787345.shtml。

^③参见《关于加强南方集体林区森林资源管理坚决制止乱砍滥伐的指示》，https://sthjt.yn.gov.cn/zcfg/fagui/gifg/200512/t20051222_13390_wap.html。

合下发的《林业经济体制改革总体纲要》^①要求，“改革集体林业经营形式，以多种方式有偿流转集体宜林‘四荒’地使用权”，“开辟人工林活立木市场，允许通过招标、拍卖、租赁、抵押、委托经营等形式，使森林资源资产变现，实现林木商品化经营”，“允许投资者跨所有制、跨行业、跨地区到山区、沙区、林区投资开发”。同年，原林业部和国家国有资产管理局颁布了《关于森林资源资产产权变动有关问题的规范意见（试行）》。2002 年的《中共中央关于做好农户承包地使用权流转工作的通知》要求：“土地流转的主体是农户，土地使用权流转必须建立在农户自愿的基础上。”^②在此阶段，为了鼓励联合合作经营等形式，以村集体经济组织的名义，把集体宜林地拍卖、成熟林转让发展到中幼林和有林地使用权流转，出现了股份经营、合办林场、专业户、国有林场与集体经济组织或农户联营等新型集体林权实现形式，平均合约期约为 30 年，最长租赁期为 99 年^③（Wang et al., 2004）。

在集体林区，中央政府引入木材采伐限额制度和木材一家进山制度，与此阶段的林权变迁相随。采伐限额申请程序复杂且常难以满足经营主体的采伐需求，从而造成林权残缺（Liu, 2001）。在 1987 年终止集体林区市场化进程之后，引入了木材一家进山收购制度。从 1987 年到木材一家进山收购制度终结之前（各地终结年份有所不同），江西省崇义县和遂川县、安徽省金寨县以及四川省沐川县等地的木材收购价占销售价的百分比最高分别为 79.65%、79.67%、91.70% 和 48.94%，最低分别为 38.06%、24.44%、63.26% 和 42.86%（刘璨，2005）。根据《全国林业统计资料 1988》的统计，此阶段木材价格呈持续下降态势，2003 年全国木材均价比 1988 年下降了 52.08%。

1994—2001 年，中央政府推行分税制，集体林区税费负担重是此阶段的重要特征。在 1984—1988 年初步“分灶吃饭”的财政管理体制的基础上，1988 年国务院成文《关于地方实行财政包干办法的决定》，进一步完善了“分灶吃饭”的财政体制。1993 年，《国务院关于实行分税制财政管理体制的决定》发布，从 1994 年 1 月 1 日起实施新的财政体制。根据《中国统计年鉴 1995》的统计，1993 年的地方财政收入为中央财政收入的 3.54 倍，1994 年的地方财政收入约相当于中央财政收入的 80%。为了赢得地方官员晋升锦标赛，地方政府尤其是县级政府有获取更多税费收入的强激励和冲动（周黎安，2007）。在此阶段，集体林税费是地方政府的重要财政收入来源。除了国家规定的税费种类和税率以外，各地增加了额外税费种类，提高了税费率及税费基数。集体林区税费负担重成为此阶段难以破解的问题，中央政府三令五申要求降低农民税费，但在此阶段和第三阶段集体林区税费负担依旧沉重。

（四）城乡统筹发展背景下的新一轮林权变迁阶段

集体林区再度强化家庭经营（分林到户）和市场化改革、减免集体林区税费负担、城乡统筹发展和以城补乡等为本阶段的主要特征，城乡关系发生了根本性的变化。

^①参见《林业经济体制改革总体纲要一九九五年八月》，http://www.greentimes.com/greentimepaper/html/1995-11/07/content_183490.htm。

^②参见《中共中央关于做好农户承包地使用权流转工作的通知》，http://www.moa.gov.cn/xw/zwdt/200211/t20021105_21489.htm。

^③此阶段流出的集体林地在 2017 年前后陆续到期，相当比重的集体林地划入了生态公益林，造成流入大户等因无法采伐获取收益而不愿意退回林地，农户又迫切希望收回林地的承包经营权，产生了集体林权纠纷。

2000年，中共中央、国务院发出《关于进行农村税费改革试点工作的通知》，选择安徽全省和其他省（区、市）的少数县（市、区）开展农村税费改革试点。2002年，党的十六大提出统筹城乡经济社会发展的重大命题：“统筹城乡经济社会发展，建设现代农业，发展农村经济，增加农民收入，是全面建设小康社会的重大任务。”^①2003年，党的十六届三中全会通过的《中共中央关于完善社会主义市场经济体制若干问题的决定》要求“更大程度地发挥市场在资源配置中的基础性作用”，“完善农村税费改革试点的各项政策，取消农业特产税”^②，推进了社会主义新农村建设。2005年12月十届全国人大常委会第十九次会议决定废止《中华人民共和国农业税条例》，自2006年1月1日起施行。

减免林业税费（2016年集体林区全面停止征收育林基金）和取消木材一家进山收购等制度政策解决了集体林区发展深层次的、长期难以破解的矛盾。江西省2005年集体林税费政策性让利7.52亿元（现价）^③。取消木材一家进山收购制度后，集体林经营主体获得的价格信号不再是收购价而是销售价。此阶段集体林区木材价格总体有所上涨（见图1）。2003年后，在完成新一轮林改的地区，中央政府启动造林、抚育、林木良种和政策性森林保险等补助，从2009年的5.00亿元增至2018年的141.99亿元（现价），地方政府亦实施相应集体林补助政策（国家林业和草原局经济发展研究中心，2020）。

2002年，时任福建省省长习近平推动了福建省新一轮集体林改试点（张晓朴，2021）。随后，江西、辽宁等省份陆续启动新一轮集体林改。2002年颁布的《中华人民共和国农村土地承包法》（以下简称《农村土地承包法》）、2007年颁布的《中华人民共和国物权法》（明确了土地承包经营权的用益物权性质）、党的十七届三中全会通过的《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》、2008年的《中共中央 国务院关于全面推进集体林权制度改革的意见》等上层制度政策确定了新一轮集体林改的内容与方向。与2003年《中共中央 国务院关于加快林业发展的决定》相比，2008年《中共中央 国务院关于全面推进集体林权制度改革的意见》确立了本集体经济组织内农户作为集体林地承包经营权的主体地位，强化了家庭承包经营^④，确权后发放具有全国统一编号的林权证。集体林地承包期为70年，承包期届满可依法延包。新一轮集体林改的主要内容是分林到户。2012年，中国基本上完成了新一轮集体林改的确权工作，家庭承包经营的林地从2009年的0.79亿公顷逐步提高到2012年的1.19亿公顷（见表1），其中自留山面积基本稳定，责任山面积增加明显，林权证发放数量和发证面积均显著增长。基于第九次全国森林资源清查结果中全国集体林地面积28.93亿亩测算，2009年、

^①江泽民，2002：《全面建设小康社会，开创中国特色社会主义事业新局面——在中国共产党第十六次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第23页。

^②参见《中共中央关于完善社会主义市场经济体制若干问题的决定》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2003/content_62494.htm。

^③资料来源：《专家观点：集体林权制度改革过程中林农收入增长原因、森林生态保护和可持续经营风险及防范对策建议》，<http://pyhee.jxufe.edu.cn/news-show-1404.html>。

^④在坚持集体林地所有权不变的前提下，依法将林地承包经营权和林木所有权通过家庭承包方式落实到本集体经济组织的农户，确立农户作为林地承包经营权的主体地位。对于不宜实行家庭承包经营的林地，依法经本集体经济组织成员同意，可以通过均股、均利等其他方式落实产权。

2012年、2015年和2018年集体林地确权率分别为85.60%、92.52%、92.24%和93.17%^①。

表1 新一轮集体林改进展情况

指标	2009年	2012年	2015年	2018年
已确权集体林地面积（亿公顷）	1.65	1.78	1.78	1.80
家庭承包经营小计（亿公顷）	0.79	1.19	1.24	1.25
其中：自留山面积（亿公顷）	0.22	0.26	0.21	0.21
责任山面积（亿公顷）	0.57	0.93	1.03	1.04
集体经营小计（亿公顷）	0.86	0.59	0.54	0.55
其中：集体股份经营面积（亿公顷）	0.16	0.29	0.00	0.00
集体统一经营面积（亿公顷）	0.09	0.12	0.33	0.33
承包给大户面积（亿公顷）	0.50	0.07	0.21	0.22
其他形式经营面积（亿公顷）	0.11	0.11	0.00	0.00
发证本数（万本）	5953.57	10040.55	—	8131.68
发证面积（亿公顷）	0.93	1.74	1.75	1.71
拿到林权证的农户数（万户）	6062.87	8981.25	—	6357.64

注：“—”表示没有获得数据。

资料来源：国家林业和草原局2009年、2012年、2015年和2018年《集体林权制度改革监测报告》。

在此阶段，劳动力价格急剧上涨是林权变迁面对的主要市场因素挑战。2002—2011年农村家庭工价年均上涨了12.07%，明显高于第二阶段和第三阶段的年均上涨水平。1988年、2003年、2008年和2012年的木材价格和农村家庭工价之比分别为172.73、40.09、34.12和13.51。木材价格的上涨不能抵消劳动力成本上涨对集体林经营的影响，削减了新一轮集体林改的绩效，新的林权变迁成为可能。

（五）城乡融合发展背景下的林权“三权”分置阶段

深化市场和产权制度改革、推行集体林地“三权”分置、培育新型林业经营主体和促进城乡融合发展等是第四阶段的突出特点。2012年，党的十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》^②明确提出，要“紧紧围绕使市场在资源配置中起决定性作用深化经济体制改革”，“完善城镇化健康发展体制机制”。以公平为基本原则的产权保护、完善产权制度、要素市场化配置和推进乡村振兴是党的十九大明确加快社会主义市场经济体制改革的重点。2020年，《中共中央 国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》强调市场化和产权制度改革。建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系是实施乡村振兴战略的“制度保障”^③，有助于实现城乡生产要素双向平等自由流动，从解决城乡收入差距过渡到解决城乡地位不平等。在前三个阶段，林权制度绩效表

^①例如，针对纳入自然保护区范畴的、尚未到期的国营联营等集体流出林地，虽然福建省创造性地提出预期均山的举措，但仍有小部分林地尚未纳入新一轮集体林权改革。

^②参见《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》，https://www.gov.cn/jrzq/2013-11/15/content_2528179.htm。

^③参见《努力成为可堪大用能担重任的栋梁之才》，http://www.qstheory.cn/dukan/qs/2022-01/31/c_1128312658.htm。

现欠佳的重要原因之一是未有效地破解城乡二元经济结构下长期积累的各种深层次矛盾。在此阶段，中国城镇化呈现明显加速态势，1978年、1987年、2002年、2012年和2020年的城镇化率分别为17.92%、25.32%、39.09%、52.57%和63.89%^①。进入第四阶段后，与第三阶段相比，木材价格呈现持续下降态势，农村劳动力成本显著上涨，木材价格和农村家庭工价之比急剧下降；家庭经营面临巨大挑战，集体林经营主体获取的利润下跌态势明显^②，经营激励不足，需要林权变迁实现新旧动能转变。

在2013年的中央农村工作会议上，习近平首次提出农村土地“三权”分置，“把农民土地承包经营权分为承包权和经营权，实现承包权和经营权分置并行”^③。2013年《中共中央 国务院关于加快发展现代农业进一步增强农村发展活力的若干意见》提出：要创造良好的政策和法律环境，采取奖励、补助等多种办法，扶持联户经营、专业大户、家庭农场。2014年《中共中央 国务院关于全面深化农村改革加快推进农业现代化的若干意见》提出：加快构建新型农业经营体系，扶持发展新型农业经营主体。后续历年中央“一号文件”均强调积极培育和鼓励支持新型农业经营主体，发展适度规模经营。2015年，中共中央办公厅、国务院办公厅印发《深化农村改革综合性实施方案》，明确提出实行“三权”分置。2016年《中共中央办公厅国务院办公厅关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的意见》明确提出：推行农村集体土地的“三权”分置，鼓励农户合理流转所承包的农村土地，鼓励建立新型经营主体，明确了所有权、承包权和经营权各自权利范围。党的十九大报告提出要进一步完善“三权”分置制度。2018年十三届全国人大第七次会议审议修订的《农村土地承包法》从法律上进一步界定集体林地基本经营制度，明确“三权”分置、土地流转、自愿交回承包林地的合理补偿、承包经营权融资担保的功能。2019年，中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于促进小农户和现代农业发展有机衔接的意见》提出：建立小农户和新型经营主体之间利益联结机制。2019年修正的《中华人民共和国土地管理法》和2020年颁布的《中华人民共和国民法典》等从法律上进一步规范集体林地承包经营权和流转，界定集体林地承包经营权为用益物权等^④。2021年，十三届全国人大第二十八次会议通过《中华人民共和国乡村振兴促进法》，提出促进农村土地流转和新型经营主体发展。

上述上层制度政策安排为林权变迁提供可行域，通过集体林权流转，实现集体林地的“三权”分置，盘活“死”的林地林木资源资产，构建新生产函数，培育新型经营主体，实现邓小平提出的“第二个飞跃”^⑤。在农村土地“三权”分置和培育新型农业经营主体等社会制度结构框架内，2013年，

^①资料来源：《城镇化率：全国》，<https://population.gotohui.com/show-5231>。

^②根据国家林业和草原局发展研究中心2023年3月在福建省三明市的最新实地调查结果，集体林经营利润率不足5%。

^③习近平，2018：《论坚持全面深化改革》，北京：中央文献出版社，第72-73页。

^④2020年颁布的《中华人民共和国民法典》规定，“土地承包经营权人可以自主决定依法采取出租、入股或者其他方式向他人流转土地经营权”，“土地经营权人有权在合同约定的期限内占有农村土地，自主开展农业生产经营并取得收益”。

^⑤1990年，邓小平提出了关于中国社会主义农业改革和发展两个飞跃的设想。第一个飞跃，是废除人民公社，实行家庭联产承包为主的责任制。第二个飞跃，是适应科学种田和生产社会化的需要，发展适度规模经营，发展集体经济。（《邓小平文选》第3卷，人民出版社2001年版，第355页）

原国家林业局印发《关于加快林业专业合作组织发展的通知》《林业专业合作社示范章程(示范文本)》;2014年,原国家林业局和原国家工商行政管理总局联合发布《集体林权流转合同(示范文本)》;2016年和2017年,原国家林业局分别发布《关于规范集体林权流转市场运行的意见》《关于加快培育新型林业经营主体的指导意见》——这些政策性文件均提出:坚持林地集体所有,巩固家庭承包经营,拓展和完善经营权能,引导适度规模经营,培育壮大新型林业经营主体,以及建立健全小农和新型经营主体之间多种形式的利益联结机制。2018年,国家林业和草原局印发的《关于进一步放活集体林经营权的意见》提出,加快建立集体林地“三权”分置运行机制、积极引导林权规范有序流转、拓展集体林权权能等,规范集体林权流转,培育家庭林场、农民林业专业合作社、林业企业和林业大户等新型林业经营主体,探索农户有偿退出集体林地承包经营权。在此阶段,林业部门终止办理林权证,改由自然资源部门发放林权不动产证,但进展缓慢。全国各地探索了集体林经营权赋能的实践,一些地方政府发放了林地经营权证、林地经营权流转证、林木权证以及林下经营权证等,赋予林地经营权的林权抵押、享受财政补贴、林木采伐等权能。

在此阶段,新型林业经营主体得到发展。根据2009—2020年历年《集体林权制度改革监测报告》的统计数据,截至2021年底,新型林业经营主体数量达到29.47万个,经营面积为1779.41万公顷;新型林业经营主体经营面积占确权集体林地面积的9.89%。虽然新型林业经营主体数量呈现增加态势,但林地经营面积从2016年的3518.87万公顷下降至2021年的1779.41万公顷,相应地,平均林地经营规模从2016年的139.35公顷持续下降到2021年的60.38公顷。主要原因是集体林权流转持续低迷,2016—2021年,集体林地流转率从11.67%下降到8.85%。流出方意愿小、流入方意愿大转向流出方和流入方大多没有动力流转林权,新型林业经营主体不愿流入的原因在于天然林商业性禁伐和生态公益林面积扩大、补助补偿标准低。为了鼓励集体林权流转和培育新型林业经营主体,中央和地方政府对集体林权流转给予补贴。根据2009—2020年《集体林权制度改革监测报告》的统计数据,中央和地方政府支持新型经营主体建设投资额从2015年的14.66亿元持续增长至2020年的35.24亿元(现价)。由于林业生产周期长和造林抚育等前期投入高,新型林业经营主体需要持续投入,但短期内难以获得经济回报,因而他们面临“融资难”“融资贵”的问题,甚至存在资金链断裂的风险。为了解决“融资难”“融资贵”问题,2019年以来,一些地方政府借助国家储备林建设、全国重要生态系统保护和修复重大工程等项目,推动国有林场或国有控股企业和集体经济组织(农户)联营,搭建融资和集体林地流转综合平台,例如“森林生态银行”“两山银行”“林票制度”等(刘璨等,2019)。

四、林权变迁的核心问题

前文对林权变迁脉络进行了梳理,即1981年以来林权变迁经历了4个重要的阶段,边际性制度变迁^①呈现即时多样化。林权变迁逐步确立了改革开放以来的林权制度体系,即坚持林地集体所有和

^①边际性制度变迁是指制度变迁内容较少或制度变迁区域范围局限于小的区域范围内。

林地用途管制的原则，完善承包权，放活经营权，从承包权债权转为用益物权^①；产权束从完全集于集体经济组织逐步演化为多主体分割，由此赋予了集体林经营主体林权流转和抵（质）押等多项权能，提升了权能强度，使得集体林从资源转换为资产，进而转换为资本，提升了集体林权价值；集体林地承包期不断延长，乃至长久不变^②。在上文分析的基础上，本部分对林权变迁的核心问题进行阐释。

（一）上层制度政策为林权变迁设定了可行性选择域

国家经济制度政策的最终责任应当归结于政治领导层，产权状态一般随政府政策的变动而变动。政府偏好的改变和利益自我发现可能改变林权变迁的可行性选择域，林权制度镶嵌于社会制度结构，即使相同的林权制度置于不同的社会制度结构中，其形式、激励和绩效亦会有所差异，林权变迁相关利益主体的有限理性决定了所选林权制度是满意解而非最优解。在林权变迁每一个阶段的前夕，中央政府均会精心设计林权变迁的上层制度政策，为林权变迁提供可行性选择域。

在第一阶段，集体农地家庭经营为林权变迁提供了良好的同构机遇。《中共中央关于加快农业发展若干问题的决定》《关于进一步加强和完善农业生产责任制的几个问题》等和当时中央主要领导对引入家庭联产承包责任制的默许（Ang, 2016），使人民公社时期不可行的家庭经营成为主流的集体林权形式；农业家庭经营的良好绩效为林业“三定”的启动提供了良好同构机遇，政府部门接受了家庭经营适合林业经营的观点。林业“三定”阶段的集体林地承包期多为3~5年，集体经济组织有权随时收回集体林地承包经营权，极有可能回归集体林地统一经营，加之当时集体林地确权工作粗糙，林业“三定”合法性和社会认可度均受到质疑。如果一种集体林权本身是非法的，经营主体认为集体林权随时可能被剥夺的话，那么其行为就会机会主义化——这是对短期化集体林权约束的有限理性反应。前景上不稳定的林权制度导致南方集体林区更大规模的毁林，背离了中央政府设定林业“三定”的预期目标。由此，中央政府更加不认可林业“三定”制度，并于1984年明令延长集体林地承包期至15年以上。这是明智之举，且从法理上松动了集体林权流转的桎梏。1986年的《中华人民共和国民法通则》明确认可集体林权法治化，强化保护集体林权的手段，提高侵犯集体林权的成本，形成利益当事人产权变更的产权合约程序，意识到产权保护和确权同等重要，履行对集体林权的承诺需要列于政府的重要议题。

在第二阶段，上层制度政策强调村集体经济组织“统”的功能。鉴于当时南方集体林区大规模毁

^①在前2个集体林权变迁阶段，在集体林家庭承包经营合约中涉及完成国家收购任务，缴足村集体的提留，其余均归农户所有的合约条款；在后续2个阶段，未再出现这样的合约条款表述。

^②集体林地承包经营期逐步延长，在推行林业“三定”初期，集体林地承包期为3~5年。1984年中央“一号文件”《关于一九八四年农村工作的通知》提出：土地承包期一般在15年以上；1993年，中共中央《关于当前农业和农村经济发展的若干政策措施》提出：在原承包期到期以后再延长30年不变；2008年出台的《中共中央 国务院关于推进集体林权制度改革的意见》规定林地的承包期为70年；2018年修正的《中华人民共和国农村土地承包法》允许到期续延。党的十九大报告明确表述：“保持土地承包关系稳定并长久不变”（习近平，2017：《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第32页）。

林的现实，1987年，中央政府出台文件终止林业“三定”进程，希望重新转向集体化。党的十四届三中全会把建立社会主义市场经济体制作为改革目标，从《中华人民共和国土地管理法》等制度政策的角度，进一步明晰集体林权，鼓励集体林权流转。

在第三阶段，城乡统筹和新农村建设已成为当时发展的主旋律。2002年颁布的《农村土地承包法》、2007年颁布的《中华人民共和国物权法》、2005年出台的《中共中央 国务院关于推进社会主义新农村建设的若干意见》和2008年出台的《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》等进一步明确集体林家庭经营制度，为新一轮林权改革提供了上层制度政策逻辑框架，家庭经营再度成为林权变迁的可行性选择域。同时，市场化和农村税费改革为林权变迁提供了功能支撑。2003年的《中共中央 国务院关于加快林业发展的决定》提出进一步完善林业产权制度。2008年的《中共中央 国务院关于全面推进集体林权制度改革的意见》明确强化了集体林家庭经营制度改革。

在第四阶段，明晰产权和保护产权、建立具有激励性产权制度、市场化改革、城乡融合发展、乡村振兴被列入党和国家的重要议事日程。2013年，习近平提出农村土地“三权”分置的思想，2013年以来中共中央、国务院重要涉农文件均把林权制度改革列为核心内容，为第四阶段集体林地“三权”分置和发展新型林业经营主体提供新的上层制度政策。自此各地开展新一轮集体林改新试点，边际林权变迁呈现多元化。2016年以来，国家林业和草原局陆续出台了培育发展新型林业经营主体的措施。林权变迁是在政府上层制度政策设定的可行性选择域的选择结果，因此，把林权变迁简单理解为诱致性和强制性制度变迁是脱离国情林情的教条论和机械论，未能很好地考虑中国政治经济情景依赖性。

（二）政府制度政策调整和市场变化改变集体林经营主体的潜在利润空间，形成林权变迁的动力

中国经济体制改革是多主体演化博弈的过程（刘璨，2020），政府调整制度政策放松对集体林的管制，且在计划经济体制中孕育市场经济体制，渐次演化为市场在资源配置中发挥决定性作用。根据前文分析，在每次林权变迁前夕，政府通过调整制度政策来改变集体林经营的成本和收益。1979年，中央政府决定提高木材的计划收购价，继而形成木材价格“双轨制”（见图1和图2）。

木材价格上涨提高了集体林经营的整体获益能力，使林业“三定”产权制度激励集体林经营主体增加生产要素投入成为可能（Liu et al., 2019）。面对集体林区出现的大规模毁林，1987年，中央政府终止林业“三定”和市场化改革进程，引入林业部门一家进山收购制度。即使在党的十四届三中全会通过建立社会主义市场经济体制决定以后，也能触动木材一家进山收购制度，原因在于木材一家进山收购制度形成的群体自利型利益集团阻碍此制度变迁。1981—2001年江西、安徽等地的木材收购价与市场价之比为18.90%~91.70%（见图2）。

在第二阶段，集体林区木材价格持续下降（见图1），进一步压缩了经营主体经营集体林的利润空间。中国政府实行分税制，地方政府尤其是县级政府有通过征收税费增加地方财政收入的强大动力，集体林区税费较重成为此阶段的重要特征（见图3）。集体林是地方政府的主要财政收入来源，地方政府通过增加林业税费收入（扩大税费基数和提高税率）和拉大木材收购价与销售价之间的差距来增加本级财政收入，形成经营主体林业收入预期的不稳定性和市场价格信号的不确定性，最终导致经营激励下降。

在城乡统筹和持续深化市场改革背景下,中央和地方政府在第三阶段逐步取消了木材一家进山收购制度并减免林业税费等,加之第三阶段木材市场价格上涨等(见图1),为第二阶段向第三阶段林权变迁提供了潜在利润空间。2009年以后,中央政府陆续启动了造林、抚育、政策性森林保险等补贴,进一步扩大了集体林经营潜在利润空间。但市场经济条件下的小农户经营弊端凸显,木材价格上涨不能弥补由劳动力价格上涨所导致的集体林经营获益能力下降。鉴于第三阶段中后期林权变迁绩效变差,农户等经营主体经营激励显著下降。有别于第一阶段向第二阶段变迁的城乡严重分割和计划经济色彩浓郁,第三阶段向第四阶段变迁过程中市场在资源配置中发挥决定性作用和城乡统筹发展向城乡融合发展转型,各级政府出台激励措施促进集体林权流转、培育发展新型林业经营主体以实现规模经济。

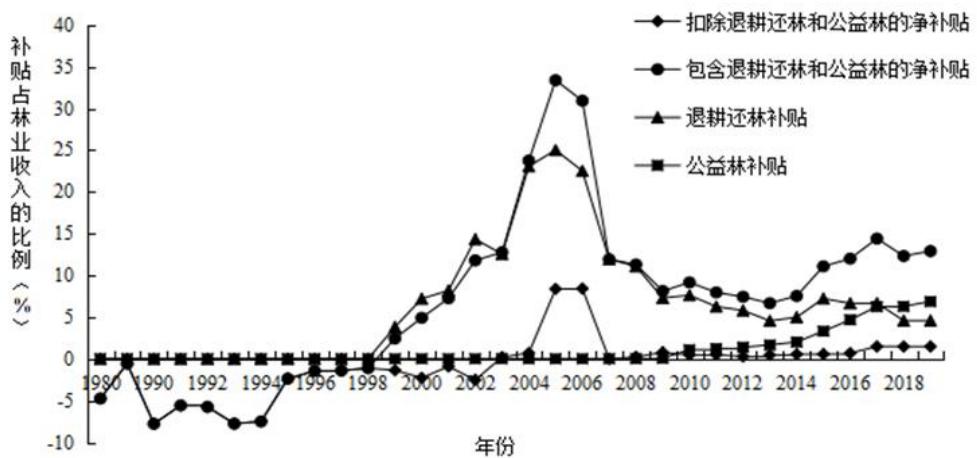


图3 林业税费与补贴情况

上层制度政策和市场变化直接改变集体林经营的功能性,从而为林权变迁提供动力源泉。样本农户生态林面积占他们经营管理林地总面积的比重从1990年的5.24%上涨到2019年的50.70%(见图4)。

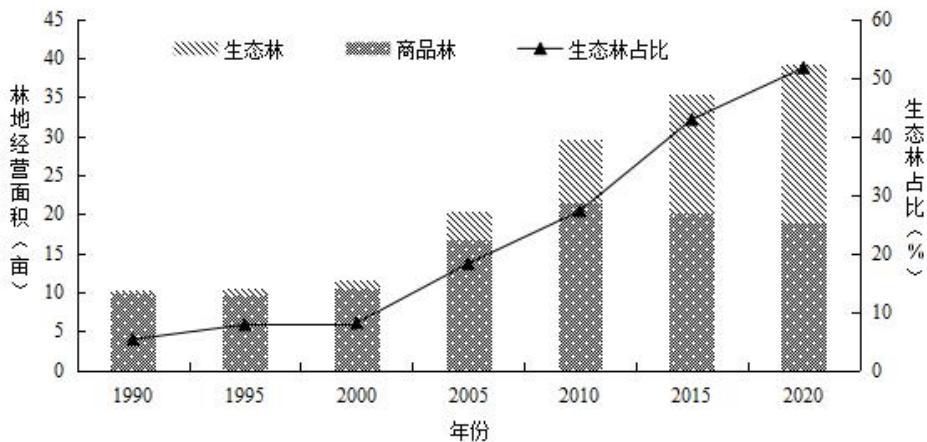


图4 样本农户林地经营面积及其结构

在林权变迁的第一阶段,农户的自留山和责任山基本上为商品林林地;在2001年、2011年和2020年,生态公益林占比分别上升至13%、30%和50%左右,第三和第四阶段的集体林利用从永续利用转

向可持续经营,对木材经营从以经济利用为主转向以生态利用为主。2001年启动了森林生态效益补偿试点,2014年停止天然林商业性采伐,加之补助补偿标准低和部分生态公益林、商业性禁伐天然林尚未被纳入补偿范畴,降低了集体林经营主体的收入。

(三) 林权制度与其所嵌入的社会制度结构动态不匹配或协同演化不足使林权变迁绩效欠佳

改革开放以来,新的林权变迁初期绩效很好,与初期社会制度结构匹配,第一和第三阶段初期农户增加了林业投入(见图5);第四阶段初期新型林业经营主体蓬勃发展。

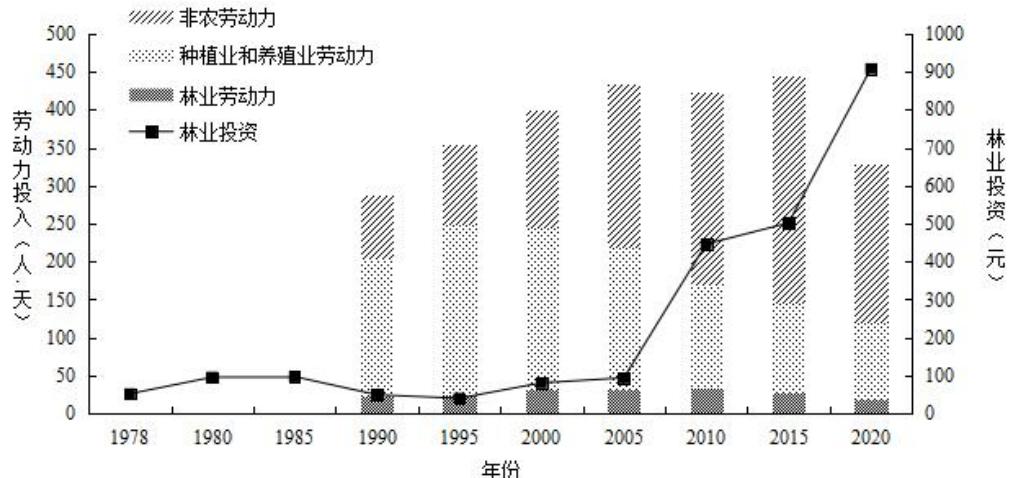


图5 样本农户劳动力和资本投入

每个阶段的林权变迁不久就会出现新林权制度运行不佳的状况。林业“三定”和林业市场化改革秩序失当,在集体林经营主体尚未对林业“三定”形成收益预期情况下,大幅度提高木材收购价、实行“价格双轨制”和突然放开木材市场(见图1),使集体林经营主体铤而走险,出现类似巴泽尔困境或哈丁公地悲剧。第二阶段则因税费征收随意且负担重和木材市场行政垄断等上层制度政策,经营主体难以实现预期收益,导致林业投入动力不足,集体林处于自然生长状态。第三阶段与加速城镇化高度叠加,劳动力成本急剧上涨(见图1),集体林经营主体林业投入呈现下降态势。第四阶段表现为林权流转市场和融资服务不完善、金融深化与林权弱抵(质)押品之间的矛盾(Stiglitz and Weiss, 1981)以及扩大生态公益林比重。此阶段新型林业经营主体“其兴也勃”,“其亡也忽”。林权变迁与其所嵌入的社会制度结构不匹配或协同演化不足主要有两方面原因。一是林权变迁被列入党和国家决策议程后,政府就会通过政治动员在短期疾风暴雨式地推动林权变迁。这样既剥夺林权变迁的试验过程,也使相关利益群体尤其是政府决策者丧失了评估林权变迁绩效的机会,未能充分考虑林权制度镶嵌其中的社会制度结构动态变化,导致林权变迁与社会制度结构未能协同演化。于是,地方政府发现林权变迁绩效不理想,就进行边际性林权变迁,则造成林权不稳定。二是未能充分考虑各地社会制度结构变迁的优先级、秩序、选择性和目标,林权变迁设计未能有效解决林权普适性和特色性之间的矛盾;同时,政府精心设计的林权制度弹性不足,未能充分考虑后续社会制度政策结构的协同演化。

林权变迁需与社会制度结构等相匹配,实现协同演化。林权制度的良好运行具有情景依赖性,没有任何通用的林权制度适合于所有发展阶段。林权变迁决策的艺术在于择机转换制度政策轨迹,避免

出现林权陷阱（Popov, 2014）。为适应森林资源长周期培育过程，在林权变迁中，决策者需要把握承诺与适应的问题：承诺意味着林权的刚性，适应则意味着林权的弹性。

（四）非预期变化触动林权变迁

政治、经济和自然等非预期变化改变了林权合约结构和交易成本，林权合约结构改变后，参与交易各方调整功能性和权力结构。通过同构和学习，林权变迁利益相关者改变了对既有林权变迁的预期。农业家庭承包责任制的成功为集体林区推广林业“三定”提供了同构和学习机会，中央政府试图通过启动林业“三定”解决集体林区的乱砍滥伐现象，政府接受家庭承包责任制能够适合集体林经营的理念。这些非预期变化触动了中央政府决策者启动林业“三定”工作。根据上文的分析，中央政府启动第二阶段林权变迁的触动点在于林权变迁第一阶段后期出现的更大规模乱砍滥伐，即没有实现第一阶段林权变迁的预期目标。在第二阶段，集体林区税费负担重且征收随意和木材一家进山收购制度等扭曲了集体林经营的市场信号和激励机制，造成生产要素错配。

在第三阶段，党的十六大提出，要统筹城乡发展和新农村建设战略，减免集体林税费，摒弃木材一家进山收购制度，放开木材市场。这些制度政策调整是集体林经营利益相关方难以预测到的非预期变化，非预期变化带来了巨额的潜在利润空间，如何在利益相关方之间分配利润成为焦点。当时“林权改革关系到老百姓切身利益，这个问题不解决，矛盾总有一天会爆发”^①，由此触动了新一轮林权变迁。2002年，福建省武平县率先启动以分山到户为主要特点的第三阶段林权变迁，逐步转变为省级和中央政府的意志，新一轮集体林改在全国推行，星星之火呈燎原态势。

在第四阶段，城镇化呈现强化态势，2021年末中国常住人口城镇化率为64.72%^②。中央政府把生态文明建设列为重要战略，强化实现“双碳”目标，集体生态公益林面积显著增加，集体林家庭经营逐渐丧失比较优势，需要生产或服务环节的规模经济来弥补劳动力成本上涨和集体林生态用途管制所带来的规制损失。各级政府鼓励集体林权流转，推动新型林业经营主体发展，破解集体林经营困境。

非预期变化导致林权变迁利益相关者的预期和偏好发生变化，从量变到质变，极有可能触动林权变迁，择机进行制度变迁成为现实可能，但只有将需要解决的非预期问题列入党和国家议事与决策日程，才能真正实现林权变迁。中国林权变迁的重要特征表现为间断性均衡。在问题源流、制度源流和政治源流汇合后，没有任何特殊利益的中国共产党和中国政府践行务实，基于泛利性思路对出现的非预期问题作出了反应，启动了相应林权变迁。

（五）农户生计动态变化助推林权变迁

根据对17个省份、43个县（市、区）、8855户样本农户长期跟踪调查的非平衡面板数据的分析结果：1980年和2020年，样本农户种植业和养殖业收入占总收入的比重分别为90.23%和34.99%；2003—2006年，非农收入和以土地为基础的收入占总收入的比重均在50%上下波动。在第一、第二、

^①资料来源：《努力成为可堪大用能担重任的栋梁之才》，http://www.qstheory.cn/dukan/qstheory/2022-01/31/c_1128312658.htm。

^②资料来源：《中华人民共和国2021年国民经济和社会发展统计公报》，https://www.gov.cn/xinwen/2022-02/28/content_5676015.htm。

第三和第四阶段, 依赖以土地为基础的收入能够维持消费的样本农户比重分别在 50%~60%、40%~50%、20%~30% 和 10%~20%。依赖非农收入能够维持消费的农户比重从 1980 年的 1.92% 上升到 2019 年的 49.14%, 该比重在 2020 年为 47.63%, 因新冠疫情有所下降 (见图 6)。

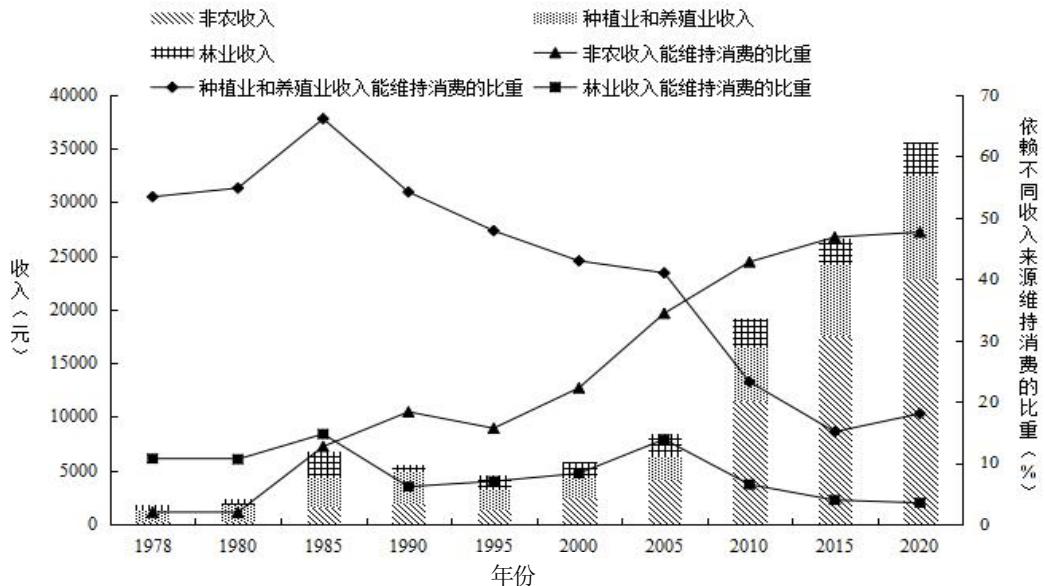


图 6 样本农户收入和依赖不同收入来源能够维持消费的农户比重

在第一、第二、第三和第四阶段, 林业收入占样本农户总收入的比重在 20%~30%、10%~30%、10%~30% 和 8%~15%。第二和第三阶段样本农户林业收入的增加主要来自退耕还林等林业重点工程的启动, 其次来自造林、抚育等补贴; 在林权制度变迁的前三个阶段, 林业收入占样本农户总收入的平均比重分别为 20.16%、19.18% 和 10.16%。依赖林业收入能够维持消费的样本农户的比重从 1985 年的 14.69% 下降至 2018 年的 3.17% (见图 6)。就样本农户林业资本投入与劳动力投入之比而言, 林权变迁的第二、第三和第四阶段平均值分别为 1.64 元/人·天、10.55 元/人·天和 27.04 元/人·天。农户对集体林依赖程度下降以及林业资本对劳动力的替代等影响林权制度变迁的可能性。农户维持生计模式的转换过程也是农户等经营主体对集体林地承包权、经营权学习和同构的过程。

五、结语与前景展望

改革开放以来, 中国林权变迁经历了既相互联系又有明显区别的 4 个主要阶段, 这 4 个阶段出现了大量边际性林权变迁。“长期的经济变迁是政治人物或企业家的无数短期决策的累积性结果, 这些决策直接或间接地 (通过外部效应) 塑造了绩效”; “虽然特定的短期路径是不可预测的, 但长期的、总的方向则不仅是可预见的, 而且是难以逆转的” (North, 1990)。在城乡关系动态变化背景下, 相关利益方调整功能性和权力结构, 通过学习和同构实现林权变迁。林权变迁是政府向集体林经营主体让渡权力、政府构建和培育市场、集体林改与市场化改革互动、单一主体向多主体转移、多主体共享产权束、林权逐步赋能和提高林权保护强度等多过程互动的结果。

基于制度变迁理论, 本文充分考虑中国城乡关系的动态变化以及集体林区的历史与现实, 基于产

权制度变迁过程视角，把政治经济因素、非预期变化、市场、林权制度绩效、农户生计和其他环境因素纳入本文研究，并构建新的林权变迁理论分析框架。这些变量构建出循环与累积因果关系，使林权制度发生阶段性和边际性变迁。基于历史过程，本文从林权变迁嵌入社会制度结构的角度，对改革开放以来林权变迁主要脉络和核心问题进行了系统集成研究，得到以下结论。第一，上层制度政策决定了林权变迁的可行性选择域，上层制度政策、培育市场及其结构创造了林权变迁的潜在利润空间，中央政府决定了林权变迁的时机和方向，地方政府在可行性选择域内开展林权变迁试点探索。这并非简单诱致性或强制性林权变迁所能解释的，从林权变迁嵌入社会制度结构的角度开展研究可以更好地理解和认识政府、市场和集体林经营主体等动态演化。第二，林权变迁嵌入社会制度结构，在林权变迁每一阶段的早期，林权制度与其所嵌入的社会制度结构相匹配，能产生符合预期的林权制度绩效，但随着时间推移，林权制度绩效变差甚至会阻碍集体林可持续经营，原因在于此林权制度与其所嵌入的社会制度结构不匹配或没有实现协同演化，因此，为了实现集体林可持续经营，新的林权变迁成为可能。第三，林权制度绩效、上层及其他制度政策、市场等呈现非预期变化，非预期变化触动林权变迁，若该变化引发的问题被列入党和国家议事日程，则会发生林权变迁，否则需循环累积到一定程度后才能实现林权变迁。第四，农户对集体林依赖程度下降，他们让出了集体林控制权，实现规模经济成为可能选择。第五，集体林相关利益主体重复博弈，调整功能性和权力结构，通过同构和学习寻求满意的林权制度变迁。第六，集体林利用从以经济利用为主转向以生态利用为主，改变了林权利益相关者的偏好和预期，因此，需转化集体林经营主体动能机制。

党的二十大明确提出“深化集体林权制度改革”。2023年9月，中共中央办公厅、国务院办公厅出台的《深化集体林权制度改革方案》对后续集体林改提出了总体要求，即践行“两山理论”，壮大集体经济，实现共同富裕等。这些要求指明了党的二十大以后林权变迁的可行性选择域和方向。在林权变迁第四阶段，集体林地“三权”分置显现出林地集体所有权实体化、承包权资产化和资本化、经营权市场化等新特点；壮大集体经济过程出现了强化林地所有权和经营权而弱化承包权的态势，所有权和经营权合流成为一种新趋势，而集体经济组织通过返租倒包、与集体林新经营主体合作开展经营活动和实施国家木材储备林建设进一步强化了这些态势。在集体林地“三权”分置过程中，农户与集体林地之间的关系渐行渐远，但集体林家庭经营依然要维持较长的一个时期，以足够的历史耐心调整以家庭经营为主导的集体林经营模式。

根据本文的研究结果和发现，在可预见的未来，林权变迁依然有诸多方面值得关注，需要加以完善推进。一是需要完善社会主义市场经济体制和社会主义初级阶段下适应和承诺均衡的林权制度，以保护农民集体经济组织成员权利为核心，明确集体林地林木所有权，赋予农民更多财产权利；用资本替代劳动力以应对劳动力价格上涨；尊重集体林经营主体林权流转意愿，实现规模经济。二是探索集体森林生态价值实现形式，逐步把生态公益林的非完全成本补助标准向完全成本价过渡，创造集体林经营新的利润空间。三是要提升林权安排、变迁与社会制度结构的匹配性，实现它们相互之间的动态协同演化，注重林权变迁的系统性、整体性、协调性，强化林权变迁的关联性和耦合性。四是要进一步明晰产权，建立规范的林权类不动产登记和跟踪交易制度体系，探索发放集体林地经营权证。五是

林权变迁中需更加充分地考虑地方社会经济和森林的特点，尊重群众首创精神，注重林权变迁地方化，鼓励地方开展试点示范，探索建立林业大县政策体系，充分发挥集体林改先行区的引领作用，为全国集体林改提供可复制、可推广的经验和模式。六是坚持林权变迁的人民性，服务于林农等集体林相关主体对美好生活的向往，解决集体林区发展不充分不平衡的问题，促进人与自然和谐共生的中国式现代化建设，实现生态美、百姓富的有机统一。

参考文献

1. 丰雷、蒋妍、叶剑平, 2013: 《诱致性制度变迁还是强制性制度变迁? ——中国农村土地调整的制度演进及地区差异研究》, 《经济研究》第6期, 第4-18页、第57页。
2. 国家林业和草原局经济发展研究中心, 2020: 《林业补助政策效益监测与评价(2015—2019)》, 北京: 中国林业出版社, 第3页。
3. 贺东航、孔繁斌, 2011: 《公共政策执行的中国经验》, 《中国社会科学》第5期, 第61-79页、第221页。
4. 黄少安, 2018: 《改革开放40年中国农村发展战略的阶段性演变及其理论总结》, 《经济研究》第12期, 第4-19页。
5. 李晨婕、温铁军, 2009: 《宏观经济波动与我国集体林权制度改革——1980年代以来我国集体林区三次林权改革“分合”之路的制度变迁分析》, 《中国软科学》第6期, 第33-42页、第127页。
6. 李敏、谢屹、王静, 2020: 《中国集体林权分割、动态博弈与制度变迁》, 《世界林业研究》第4期, 第56-61页。
7. 刘璨, 2020: 《改革开放以来集体林权制度改革的分权演化博弈分析》, 《中国农村经济》第5期, 第21-38页。
8. 刘璨、黄和亮、刘浩、朱文清, 2019: 《中国集体林产权制度改革回顾与展望》, 《林业经济问题》第2期, 第113-127页。
9. 刘璨, 2005: 《社区林业制度绩效与消除贫困研究——效率分析与案例比较》, 北京: 经济科学出版社, 第71页。
10. 刘守英、王一鸽, 2018: 《从乡土中国到城乡中国——中国转型的乡村变迁视角》, 《管理世界》第10期, 第128-146页、第232页。
11. 卢现祥、李慧, 2021: 《自然资源资产产权制度改革: 理论依据、基本特征与制度效应》, 《改革》第2期, 第14-28页。
12. 罗伯特·沃克、杨力超, 2021: 《“中国扶贫”的政治经济学》, 《经济日报》11月15日10版。
13. 姚洋, 2000: 《中国农地制度: 一个分析框架》, 《中国社会科学》第2期, 第54-65页、第206页。
14. 姚洋, 2018: 《作为制度创新过程的经济改革》, 上海: 格致出版社、上海三联书店、上海人民出版社, 第54页。
15. 叶兴庆, 2018: 《我国农业经营体制的40年演变与未来走向》, 《农业经济问题》第6期, 第8-17页。
16. 周黎安, 2007: 《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》, 《经济研究》第7期, 第36-50页。
17. 周其仁, 1995: 《中国农村改革: 国家和所有权关系的变化(上)——一个经济制度变迁史的回顾》, 《管理世界》第3期, 第178-189页、第219-220页。
18. 周振、孔祥智, 2019: 《新中国70年农业经营体制的历史变迁与政策启示》, 《管理世界》第10期, 第24-38页。
19. 张晓朴, 2021: 《新发展阶段经济工作怎么干? ——习近平同志在河北、福建的经济工作实践与启示》, 《求是》第20期, 第28页。

- 20.Acemoglu, D., 2003, "Lecture Notes for Political Economy of Institutions and Development", Department of Economics MIT, WorkingPaper 14.773, <http://www.doc88.com/p-0061664568307.html>.
- 21.Acemoglu, D., F. A. Gallego, and J. A. Robinson, 2014, "Institutions, Human Capital, and Development", *Annual Revision Economic*, Vol. 6: 875-912.
- 22.Acemoglu, D., S. Johnson, and J. Robinson, 2005, "Institutions as a Fundamental Cause of Economic Growth", in P. Aghion, and S. Durlauf (eds.) *Handbook of Economic Growth*, Amsterdam: Elsevier, 385-465.
- 23.Ang, Y. Y., 2016, *How China Escaped the Poverty Trap*, Cornell: Cornell University Press, 153-157.
- 24.Geertz, C., 1974, *Agricultural Involution: The Processes of Ecological Change in Indonesia*, Berkeley: University of California Press, 137-138.
- 25.Gersick, C. J. G., 1991, "Revolutionary Change Theories: A Multilevel Exploration of the Punctuated Equilibrium Paradigm", *Academy of Management Review*, 16(1): 10-36.
- 26.Greif, A., 2006, *Institutions and the Path to the Modern Economy: Lessons from Medieval Trade*, New York: Cambridge University Press, 3-11.
- 27.Hayami, Y., 2005, *Development Economics: From the Poverty to the Wealth of Nations*, Oxford: Oxford University Press and Clarendon Press, 9-12.
- 28.Hodgson, G. M., 2015, "On Defining Institutions: Rules Versus Equilibria", *Journal of Institutional Economics*, 11(2): 499-505.
- 29.Liu, C., H. Liu, and S. Wang, 2019, "Why Did the 1980s' Reform of Collective Forest and Tenure in Southern China Fail?", *Forest Policy and Economics*, Vol. 98: 8-18.
- 30.Liu, D., 2001, "Tenure and Management of Non-State Forests in China since 1950: A Historical Review", *Environmental History*, 6(2): 239-263.
- 31.Montinola, G., Y. Qian, and B. R. Weingast, 1995, "Federalism, Chinese Style: The Political Basis for Economic Success in China", *World Politics*, 48(1): 50-81.
- 32.North, D., 1990, "Economic Performance Through Time", *American Economic Review*, 84(3): 359-368.
- 33.Ostrom, E., and C. Hess, 2010, "Private and Common Property Rights", in B. Bouckaert (ed.) *Property of Law and Economics*, Massachusetts: Edward Elgar Publishing, 53-106.
- 34.Ostrom, E., 1990, *Governing the Commons: The Evolution of Institutions for Collective Action*, New York: Cambridge University Press, 2-28.
- 35.Popov, V., 2014, *Mixed Fortunes: An Economic History of China, Russia, and the West*, Oxford: Oxford University Press, 92-116.
- 36.Repetto, R. C., 2006, *Punctuated Equilibrium and the Dynamics of U.S. Environmental Policy*, New Haven: Yale University Press, 24-46.
- 37.Rodrik, D., 1993, "The Positive Economics of Policy Reform", *American Economic Review*, 83(2): 756-772.
- 38.Ruttan, S., and Y. Hayami, 1984, "Toward a Theory of Induced Institutional Innovation", *Journal of Development Studies*, 20(4): 203-223.
- 39.Schmid, A. A., 2004, *Conflict and Cooperation: Institutional and Behavioral Economics*, Oxford: The Black Publishing

Ltd, 257-265.

40. Stiglitz, J. E., and A. Weiss, 1981, "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *The American Economic Review*, 71(3): 393-410.

41. Wang, S., C. G. Kooten, and B. Wilson, 2004, "Mosaic of Reform: Forest Policy in post-1978 China", *Forest Policy and Economics*, 6(1): 71-83.

42. Yin, R., J. Xu, and Z. Li, 2003, "Building Institutions for Markets: Experiences and Lessons from China's Rural Forest Sector", *Environment, Development and Sustainability*, 5(3-4): 331-351.

43. Yueh, L., 2013, *China's Growth: The Making of an Economic Superpower*, Oxford: Oxford University Press, 2.

(作者单位: ¹西北农林科技大学经济管理学院;

²国家林业和草原局发展研究中心)

(责任编辑: 黄 易)

Changes in China's Collective Forestland Tenure System in the Context of Urban-Rural Relations

Liu Can Liu Hao Zhu Wenqing Zhang Han

Abstract: The circular and cumulative causal nexus among the collective forestland tenure system, the embedded policies, market, rural livelihood, environmental factors and so on has led to the changes in collective forestland tenure system. This paper constructs a new theoretical framework of the changes in collective forestland tenure system, and uses the new institutional analysis method with long-term large sample data to analyze the trend and key issues of the changes in collective forestland tenure system, in the contexts of urban-rural separation being severe, urban-rural separation slowed down, urban-rural coordinated development, and urban-rural integrated development since the reform and opening up. The empirical results indicate that 1) high-level governmental policies stipulated the possible choice set of the changes in collective forestland tenure system and forest resources utilization modes; 2) high-level governmental policies and market mutually decided the potential profit of collective forest resource management; 3) unintended events stirred up the changes in collective forestland tenure system; 4) changes of rural households' livelihoods made the institutional changes possible; 5) the unsatisfactory performances of collective forestland tenure in each stage were caused by the mismatches between collective forestland tenure and its embedded socioeconomic institutional structures. After the 20th National Congress of the Communist Party of China, deepening the reforms of collective forestland tenure system should be comprehensively, systemically, adaptively, and smoothly promoted.

Keywords: Collective Forestland Tenure System; Changes in System; Urban-Rural Relations; Collective Forests; Property Right System

“两山”理念的有效载体与实践： 林下经济的经济效应、环境效应及其协同逻辑*

吴伟光^{1,3,4} 许 恒² 王凤婷^{1,3,4} 熊立春^{1,3,4}

摘要：林下经济是生态文明建设背景下推进山区绿色高质量发展、实现“两山”理念的重要载体。本文基于里昂惕夫生产函数和最优生产决策理论刻画林下经济的经济效应、环境效应及其协同的理论模型，并通过对典型案例县的研究，对林下经济的经济效应与环境效应协同发展的理论机制加以印证。研究发现：第一，林下经济经营中，给定其他条件不变，当劳动力投入效率增加时，劳动力投入先增加后降低、林地投入单调递增，林下经济的经济价值也是单调递增，而林下经济的生态价值先增加后降低，林下经济的经济价值和生态价值总和递增；第二，进一步基于扩展模型的分析发现，在适度经营规模下，林下经济产生生态反馈效应，经营主体不再单纯追求经济利润最大化，而是通过降低林地要素的投入来提高林地资源的生态反馈效应，从而提升环境效应，最终实现经济效应和环境效应协同发展；第三，浙江省松阳县的案例剖析表明，在政府的合理扶持下，依靠适度规模经营、生态化种植和三产融合能够实现林下经济的经济效应与环境效应协同发展。因此，林下经济作为“两山”理念的有效载体，应积极推广，通过科学有效经营，能够实现经济效应和环境效应的协同增长。

关键词：林下经济 经济效应 环境效应 协同效应

中图分类号：F307.2 文献标识码：A

一、问题的提出

21世纪以来，生态文明建设成为整个经济社会发展的核心要义之一（洪银兴等，2018）。在此背景下，作为最大的生态产业之一，林业产业明确了新的发展定位，特别是以林地资源和森林生态环境

*本文研究得到国家自然科学基金青年项目“中国木材产业全球价值链攀升的动力机制及其环境效应研究”（编号：72003179）、国家自然科学基金面上项目“林业生命周期固碳能力、增长机理与政策选择研究”（编号：72273133）和浙江省教育厅一般项目“浙江省林下经济产业发展对农户收入影响及对策研究”（编号：Y202045019）的资助。本文通讯作者：熊立春。

为依托发展起来的林下种、养、采集和森林旅游等林下经济业态成为林业产业发展的新方向^①。党的二十大报告明确提出，要“全面推进乡村振兴”，“发展乡村特色产业，拓宽农民增收致富渠道”^②。而随着集体林权改革的深化和“健康中国”战略的推动，作为乡村特色产业之一的林下经济发展潜能被不断激发。2021年，全国林下经济产值接近1万亿元，亩均效益明显高于其他经济作物，带动超过3400万人口实现增收，预计到2030年总产值将增长至1.3万亿元^③。需要指出的是，林下经济产业的高速发展离不开科学有效的政策扶持，早在2012年7月，国务院办公厅就专门发布《关于加快林下经济发展的意见》^④，首次在国家层面明确发展林下经济产业的重要战略价值；2019年12月新修订的《中华人民共和国森林法》^⑤首次以国家立法形式为林下经济产业发展提供保障；2020年7月农业农村部印发的《全国乡村产业发展规划（2020—2025年）》^⑥也指出林下经济是乡村产业的重要组成部分，是促进乡村振兴的核心产业。作为新型森林经营生产活动，林下经济既是拓展山区农民增收与就业渠道以及巩固脱贫攻坚成果、全面推进乡村振兴的重要手段，也是践行绿水青山就是金山银山理念、实现生态产品和服务价值以及促进山区经济与环境协同发展的有效载体。

学界围绕林下经济产业的经济效应和环境效应已有一定研究积累。对于经济效应，既有研究主要分析了林下经济产业的经济绩效，包括林下经济对于扶贫、农户持续增收和就业的积极作用（彭斌和刘俊昌，2013；何文剑等，2021）。另有部分研究识别了林下经济产业发展的主要驱动因素（薛彩霞等，2013；高丹丹等，2020；方威等，2020；王坤，2022）。此外，考虑到不同发展模式下林下经济经营绩效具有差异，相关研究针对林下经济产业的发展模式选择进行了研究（曹玉昆等，2014；吴恒等，2019；高玉娟和关晨，2020）。对于环境效应，部分学者认为林下经济发展对生态环境具有负面影响（Muler et al., 2014；Graf et al., 2022；袁婉潼等，2022）；也有部分学者认为林下经济经营对森林环境有正向效应，能够促进生态环境向好发展（姜钰和贺雪涛，2014；Ehara et al., 2016；陈幸良，2022）；还有学者关注了农户参与林下经济经营过程中的绿色生产行为等（曹兰芳等，2015；程鹏飞

^①资料来源：《〈全国林下经济发展指南（2021—2030年）〉发布》，<http://www.forestry.gov.cn/main/3957/20211209/155358094522905.html>。

^②习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第30-31页。

^③资料来源：《2030年我国林下经济总产值将达1.3万亿元》，<http://www.forestry.gov.cn/main/5383/20211230/103035119441689.html>。

^④资料来源：《国务院办公厅关于加快林下经济发展的意见》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2012/content_2201880.htm。

^⑤资料来源：《中华人民共和国森林法》，https://www.gov.cn/xinwen/2019-12/28/content_5464831.htm。

^⑥资料来源：《全国乡村产业发展规划（2020—2025年）》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2020-07/17/content_5527720.htm。

等, 2021)。总的来看, 已有研究针对林下经济的经济效应和环境效应是否存在协同效应还存在一定争议。少数研究认为林下经济产业发展尽管能够给周边农户带来一定经济效应, 但对森林生态环境的破坏长期存在 (Muler et al., 2014; Graf et al., 2022; 袁婉潼等, 2022)。有部分研究认为, 林下经济产业的主导作用是在不破坏森林环境的情况下扩大其经济效应, 因此林下经济产业发展对森林生态环境存在有限的负面影响 (高承芳等, 2018; 侯伟丽和韦洁, 2019)。另有研究认为, 林下经济产业的发展必须考虑经济与环境的平衡, 当林下经济经营或森林经营开发行为处于当地森林生态环境的承载力之内, 则能够实现经济效应与环境效应的协调发展; 一旦林下经济经营或森林经营开发行为超出当地森林生态环境的承载力时, 当地经济效应与环境效应的协调发展将难以实现 (Ehara et al., 2016; 王会等, 2017; 吴伟光等, 2019; 吴娟和陈建成, 2022)。遗憾的是, 相关研究并未在理论层面加以深化分析, 林下经济的经济效应与环境效应均衡发展的理论机制有待继续完善。

鉴于林下经济的经济效应与环境效应是否存在协同效应仍存在一定分歧, 同时考虑到林下经济已成为乡村振兴战略落地的核心产业, 是绿水青山就是金山银山理念的重要载体, 并在国家层面得到大力推广, 因此有必要在一定约束条件下找到生产要素投入的均衡值, 从而实现林下经济最优生产^①选择, 并揭示林下经济的经济效应和环境效应协同发展的理论机制。与既有研究相比, 这也是本文的创新点。基于此, 本研究尝试以林下经济最优经营选择为目标, 构建林下经济的经济效应、环境效应以及两者协同的理论模型, 并依托 2021 年国家林业和草原局公布的林下经济典型案例^②进行分析, 梳理林下经济最优生产决策的理论逻辑, 提出林下经济产业高质量发展的对策建议。

二、林下经济最优经营的理论演绎与分析

按照《林下经济术语》(T/CSF 001—2018)的定义, 林下经济是指依托森林、林地及其生态环境, 遵循可持续经营原则, 以开展复合经营为主要特征的生态友好型的林业经营活动, 包括林下种植、林下养殖、相关产品采集加工、森林景观利用等。考虑到不同类型的林下经济经营活动在要素投入的种类和产出上存在较大差异, 且林下种植是当前中国林下经济经营活动最为主要的类型之一, 因此本文以林下种植作为考察与分析的对象。适宜林下种植经营活动的林地一般是郁闭度小于 0.7、坡度小于 25°、土层厚度大于 30 厘米的林地。与传统农业经营活动或工业生产活动不同, 林下种植活动在其合理的经营强度范围内一般不会对既有的林业资源产生破坏作用; 相反, 适度的林下种植不仅可以提高林地利用效率与经济效益, 还可改善林地生态功能, 增加林业就业, 产生明显的环境效益和社会效益 (张连刚等, 2013; 曹玉昆等, 2014; 何文剑等, 2021), 并实现林地经营的短期、中期和长期效益

^①本文中的“林下经济最优生产”主要是指, 在正常生产经营的约束条件不变以及一定的林下经济生产要素投入下, 林下经济经营的边际收益为零时的经营状态。

^②国家林业和草原局 2021 年 12 月印发了《林下经济发展典型案例》, <https://www.forestry.gov.cn/search/19839>。

互补以及经济效应和环境效应互促^①。

（一）理论模型设定与描述

假定在一个给定的地区存在若干林下经济经营主体，通过相关要素投入开展林下经济经营活动，林下经济的主要生产要素包含劳动力（ L ）、资本（ K ）和林地（ T ）等。其中，相较于劳动力，林地在短期不变^②。此外，考虑政府补贴（ s ）对林下经济产出的影响，本文借鉴杨钰莹和司伟（2023）关于农业产品技术模式和补贴政策的研究，将政府补贴界定为技术层面的补贴（例如种植、农机、加工等方面的服务供给），当政府补贴提高时，林下经济经营主体的技术水平将随之提升。基于上述生产要素投入，结合林下经济的经营特征，在给定林地使用规模下刻画林下经济经营活动，此时劳动力和林地两种要素之间存在互补关系，经营主体的资本投入在短期不变。基于上述两种要素的互补关系，林下经济最优生产需要在劳动力与林地按照一定比例组合的基础上来匹配。本文主要关注劳动力和林地对林下经济经营主体生产经营的影响，故将生产函数设定为关于劳动力和林地的里昂惕夫函数，表示为：

$$Y \equiv Q(L, T) = AK \min\{nL, \theta T\}^\alpha \quad (1)$$

（1）式中： A 是技术； K 是运营到林下经济中的资本； n ($n > 1$) 为劳动力投入效率，表示 1 单位产出在给定林地规模基础上所需要的劳动力数量； $\alpha \in (0, 1)$ ，表示劳动力和林地这一要素组合的产出弹性系数，且符合边际收益递减的特征；林地要素 T 表示可用于林下经济经营的林地； θ 为林地使用效率。

与传统农林生产经营活动不同，林下经济经营是在不损害已有林木资源的情况下，在森林立体闲置空间内展开生产作业。因此，林下立体空间的利用率即为经营主体确定用于林下经济经营的林地面积与其所拥有的林地总规模的比例，当经营主体林地使用效率提高（ θ 趋近于 1）时，用于经营的林地规模与比例也会增加，经营主体在林地上开展经营活动所带来的价值将会随之提高。当 $nL = \theta T$ 时，实现均衡条件，在技术和资本不变的情况下，仅是 n 增加时，给定林地规模能够达到既定生产目标所需要的劳动力数量越少，劳动力效率越高；反之，劳动力效率越低。

给定林下经济产品的市场价格，林下经济的经营主体通过选择要素投入来实现利润最大化目标。需要明确的是，虽然林下经济产品具有一般农产品的同质化特征，但是品牌化经营使不同的经营主体在市场中具有不同的市场势力。鉴于此，假定林下经济产品价格 p (k) 为内生，是产品差异化程度 k 的函数，且 $p'(k) > 0$ ： k 越高，说明经营主体运作的产品差异化水平越高，经营主体的市场势力越大，获得高利润的可能性也越大；反之则反。基于此，可以将经营主体的利润函数表示为：

^①本文中，经济效应主要表现为林下经济产生的经济价值，环境效应主要表现为林下经济的生态价值。经济效应与环境效应的总和即为林下经济的总效应。

^②需要说明的是，本文着重考虑林下经济经营活动的供给侧均衡及其产生的经济和环境效应，因此本文不对林下经济产品的市场结构进行严格设定。

$$\pi \equiv \Pi(L, T) = p(k) \cdot Q(L, T) - wL - rT \quad (2)$$

(2) 式中, w 和 r 分别为劳动力工资和林地租金, 林地租金取决于可用于林下经济经营的林地存量。虽然经营主体仅使用部分可利用的林地, 但是经营主体需要支付全部林地空间的租金。

进一步地, 本文考虑林下经济发展对林下经济的经济价值和生态价值产生的影响, 即考察林下经济的双重价值: 一是林下经济给经营主体带来的经济价值, 具体指林下经济经营主体通过生产林下经济产品所带来的收益; 二是林下经济给林地带来的生态价值, 即在森林立体闲置空间中开展林下经济经营活动, 不仅可以创造经济价值, 如果经营适当还可以促进森林质量提升并形成生态价值。基于此, 本文将林下经济的经济价值设定为经济主体的福利水平, 将生态价值设定为当地生态保护水平。涉及林下经济参与者^①的收入主要为工资收入和地租收入, 表示为:

$$W' = wL + rT \quad (3)$$

(3) 式中描述了林下经济参与者基于劳动力和林地要素投入获得的直接收入。

生态价值 E 可表示为:

$$E = e\bar{T} - eT(\theta f) = e(\bar{T} - \theta fT) \quad (4)$$

(4) 式中: $e > 0$, 刻画了给定林地规模下每单位林地能够产生的生态价值, θ 为林地使用效率。具体而言, 令 \bar{T} 为林地总量, 这部分林地实现了林地的基本生态价值, 如水土保持能力等, 即 $e\bar{T}$; T 描述了可用于林下经济经营的林地。此外, $f \in (0,1)$, 刻画了林下经济经营活动对林地的损害程度。林下经济经营对现有林地一般不会造成损害, 并且能够使现有林地资源产生新的生态价值; 但林下经济经营如果超过一定强度范围, 就会对林地资源产生一定的损害, 例如对林地的水土保持功能或生物多样性等产生负面影响, 表现为生态成本的增加, 即 $eT(\theta f)$ 。

(二) 生产最优决策理论模型

生产最优决策理论模型的主要逻辑是先厘清林下经济经营主体在其利润最大化目标下的最优要素投入决策, 再进一步分析要素均衡投入下林下经济的经济价值和生态价值。

考虑林下经济经营主体的要素投入决策。根据 (1) 式, 经营主体关于劳动力和林地在要素均衡投入时的最优要素投入遵循如下均衡条件: $nL = \theta T$, 或可以表示为: $T = \frac{nL}{\theta}$ 。因此, (2) 式中的利润函数可以改写为:

$$\pi \equiv \Pi(L) = pAK(nL)^\alpha - wL - \frac{rnL}{\theta} \quad (5)$$

^①本文中, 林下经济参与者主要是指被经营主体雇用的农户和转出林地的农户。

关于(5)式的利润最大化条件为： $\Pi'(L)=0$ 。则均衡时的最优劳动力投入 L^* 和最优林地投入 T^* 分别为：

$$L^* = \left(\frac{\alpha \theta p n^\alpha A K}{w \theta + r n} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (6)$$

$$T^* = \frac{n}{\theta} \left(\frac{\alpha \theta p n^\alpha A K}{w \theta + r n} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (7)$$

对 L^* 和 T^* 进行关于 n 的比较静态分析，即：

$$\frac{\partial L^*}{\partial n} = \frac{(\alpha \theta p A K)^{\frac{1}{1-\alpha}} \left[\frac{\alpha w \theta}{n} - (1-\alpha)r \right]}{(1-\alpha)(w \theta + r n)^2} \left(\frac{n^\alpha}{w \theta + r n} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad (8)$$

$$\frac{\partial T^*}{\partial n} = \frac{w(\alpha \theta p A K)^{\frac{1}{1-\alpha}}}{(1-\alpha)(w \theta + r n)^2} \left(\frac{n}{w \theta + r n} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad (9)$$

基于上述公式推导，得出引理1：给定其他条件不变，当劳动力投入效率增加时，劳动力投入 L^* 先增加后降低，林地投入 T^* 单调递增。

引理1揭示了劳动力和林地两种要素投入在林下经济经营中随着劳动力投入效率的变化而变化的趋势。引理1也对经营主体利润目标的路径做出了逻辑上的解释，即在技术和资本短期固定的情况下，需要明确林下经济的要素禀赋，应有效调配劳动力和林地之间的要素比例。首先，林下经济经营主体的劳动力投入水平与劳动力投入效率之间存在非单调关系。其次，林地投入与劳动力投入效率之间的正向关系反映了林下经济经营活动中劳动力与林地的互补性，当劳动力投入效率提升时，为了达到利润最大化目标，经营者需要适度增加林地投入以满足林地与劳动力之间的相互补充，进而实现可持续的生产经营。最后，由于林地的使用在一定程度上会造成资源的占用，提高林地使用规模可能会对林地产生潜在的破坏。这一结论进一步解释了林下经济在创造经济价值的同时有可能对生态价值产生潜在的负面效果。因此，从生态保护和生态价值提升的角度出发，当林下经济经营活动可以在给定林地规模下提高劳动力投入效率时，应协调两种价值之间的相互补充关系，从而实现经济效应和生态效应的协同增长。

在要素投入变化的过程中，经营主体可能会适度增加或减少对劳动力和林地的需求。引理1指出两者之间存在相互补充的关系。因此，要素投入变化所引发的经营主体对要素的动态配置会对当地经济变化产生两个方向相反的作用。本文结合(6)式和(7)式的要素均衡投入推导得到以下命题。

命题1：给定其他条件不变，当劳动力投入效率适度增加时，林下经济的经济价值单调递增。

图1描述了命题1，当劳动力投入效率增加时，林下经济的经济价值呈现增加趋势。结合引理1可知，当劳动力投入效率增加时，劳动力投入水平先增加后降低，林地投入水平增加；那么，当劳动

力投入水平降低时，由于林地持续投入带来的经济价值能够充分补偿劳动力投入水平降低而造成的价值降低，最终使林下经济产生的经济价值提升。

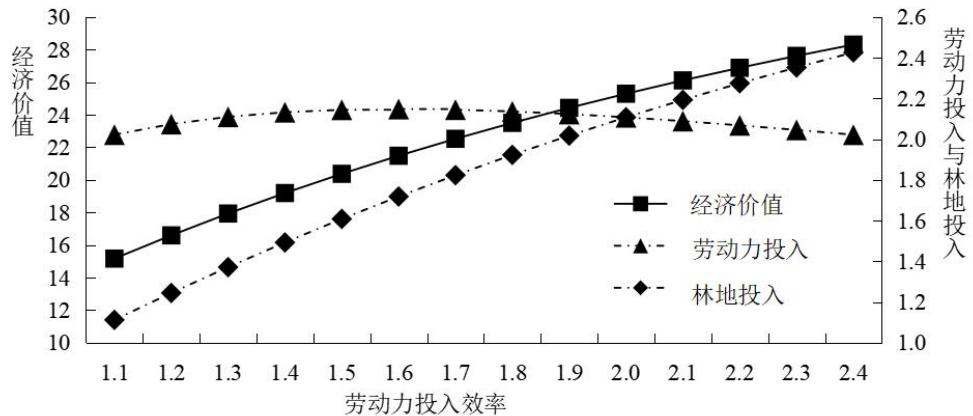


图1 劳动力投入效率对林下经济的经济价值的影响

注：①本文将参数值设置为： $\alpha=0.8$ ， $\theta=2$ ， $p=5$ ， $A=2$ ， $k=1$ ， $w=2$ ， $r=10$ ；②图中数值均为相对数，表示变量变化的程度。

根据（4）式，生态价值的变化来自使用林地的程度，即当占用更多林地资源时，一般不会严重地破坏生态；但如果经营不当，则有可能产生一定程度的破坏，从而降低预期的林地资源生态价值。虽然劳动力投入对生态价值并没有直接影响，但根据引理1，随着劳动力投入效率持续增加，考虑到林地与劳动力在林下经济经营活动过程中具有较强的互补关系，当林地投入超过适度规模时，林下经济的生态价值会呈现下降趋势，由此引出以下命题。

命题2：给定技术和资本等条件不变，当劳动力投入效率增加时，林下经济的生态价值呈现先上升后下降的趋势。

命题2来自林地投入水平随着劳动力投入效率增加而增加的结果。具体而言， $\frac{\partial E(T^*)}{\partial n} = -ef\theta \times \partial T^* / \partial n < 0$ 。这进一步反映林下经济经营活动在经济价值和生态价值两者间产生共振影响，促使本文深入研究林下经济经营主体在效率和公平之间的权衡。效率主要体现在林下经济的社会总福利方面，而公平则是考虑如何在效率的提高下实现经济价值向生态价值的转移。考虑到社会总福利是由经济价值和生态价值共同组成的，而劳动力在经营中具有短期可变的灵活性，即短期内劳动力投入效率越高，经济价值提升越快，而生态价值则逐渐下降。本文将上述两种变化进行整合，可以得到以下命题。

命题3：给定其他条件不变，当劳动力投入效率增加时，若林下经济对生态的损害程度低于特定值，那么林下经济的经济价值和生态价值的总和单调递增，并且林下经济产生的社会总福利是随着劳动力投入效率的提高而增加。

一方面，由于林下经济的部分经济价值将用于支付劳动力收入和林地租金，因此，上述两种要素的投入水平增加将提升当地农户的收入水平。另一方面，经营主体在生产中依赖更多的林地资源，林下经济对生态的损害也会相应增加，因而产生生态成本。因此，仅当林下经济对生态损害程度较小时，才能实现林下经济的经济价值与生态价值总和的提升。

图2更加直观地描述了命题3。图2中，第一象限曲线 W 表示林下经济产生的经济价值，曲线 E 表示生态价值。根据命题1和命题2，当劳动力投入效率提升时，经济价值与生态价值呈反向变动，即前者增加而后者降低。上述两者的变化总和体现在图2的第四象限中，当林下经济造成的生态损害程度 f 较小并小于特定值 \hat{f} 时，即当 $f < \hat{f}$ 时，生态价值的下降可以被经济价值的提升充分补偿。但是，当林下经济经营活动造成的生态损害程度逐渐加大，以至于 $f > \hat{f}$ 时，生态价值的降低程度加大（如图2第一象限的虚线所示）。此时，由于生态价值降低程度过大，以至于经济价值无法补偿，最终造成经济价值和生态价值总和的降低。这个结果说明：第一，林下经济经营活动虽然可以带来经济价值的提升，但是它存在着生态破坏的风险，为了寻求经济价值和生态价值的协同提升以及实现“两山”理念的目标，应当科学合理地评估林下经济对林地的破坏程度，进而在生产经营过程中有效减少这些潜在损害；第二，即便林下经济经营活动可以带来社会总福利的提升，也应当在福利提升的同时兼顾要素的均衡投入，从而实现林下经济经营活动的可持续性。

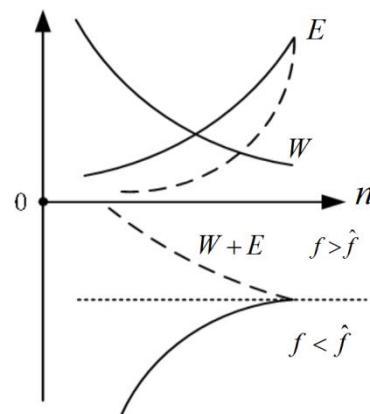


图2 林下经济产生总效应趋势

（三）扩展模型：生态资源的价值转化

上述基础理论模型探讨了经营主体的要素均衡投入，以及要素均衡投入对林下经济的经济价值和生态价值的影响。但需要指出的是，经营主体可以通过生态资源开展生态旅游、提高产品品质等途径，实现林下经济生态价值的转化，即经营主体的经济价值会随着林地资源的生态价值转化而得到有效提升。本文将这种生态价值转化的经济价值定义为生态反馈效应。为刻画生态反馈效应，本文将基础模型中经营主体的生态价值定义为一种来自林下经济经营的价值再创造，将经营主体的利润函数改写为如下扩展模型：

$$\pi \equiv \Pi(T) = (\theta T)^\gamma - rT \quad (10)$$

(10) 式中的符号和前文 (2) 式中的符号具有同样的含义，其中 γ 表示利润边际递减指数， $\gamma \in (0,1)$ ，由于经营主体的利润主要来自林下经济经营中的林地资源，为了刻画经营主体的商业收益与林地资源之间的关联，本文将 (4) 式引入 (10) 式，得到 (11) 式，可以表达为：

$$\pi \equiv \Pi(T) = \underbrace{(\theta T)^\gamma - rT}_{\text{直接经济效益}} + \underbrace{\delta [e(\bar{T} - T) - eTf]}_{\text{间接经济效益}} \quad (11)$$

(11) 式中， δ 表示林地的生态反馈程度。 (11) 式说明，在既定技术水平下，经营主体利用林地进行林下经济经营后产生了直接经济效益和间接经济效益。求解 (11) 式中经营主体的利润最大化条件可以得到：

$$T^* = \left[\frac{\gamma \theta^\gamma}{r + \delta e(1+f)} \right]^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad (12)$$

基于上述公式推导，得出引理 2：当林地的生态反馈程度 δ 提升时，经营主体利用林地的程度降低，即 $\frac{\partial T^*}{\partial \delta} < 0$ 。

引理 2 证明了上述逻辑，即当林地对经营主体经济价值的反馈作用较大时，为了实现利润最大化，经营主体并不会有极强的动机使用过多的林地资源。尽管经营主体使用林地资源开展林下经济经营的核心目的是获得经济利润，但是当林下经济的生态价值提升能够为经营主体带来一定程度的经济价值回报时，经营主体的营利路径则相较于没有反馈机制的情况下更丰富，引致经营主体弱化了通过开展林下经济经营来提升经济利润的动机，由此得出如下命题。

命题 4：当林地的生态反馈效应提升时，经营主体的利润提高，即 $\frac{\partial \Pi(T^*)}{\partial \delta} > 0$ 。

基于引理 2，命题 4 描述了经营主体获得的利润与林地生态反馈效应之间的关联。即从单纯的“投入一产出”视角来看，当经营主体使用一定林地开展林下经济经营的其他要素投入降低时，其利润降低。但是，当林下经济经营所使用的林地数量减少时，则经营主体所经营的林下经济生态价值才可能会提升，而在适当的生态反馈机制下，林下经济的生态价值会在一定程度上转化为间接经济效益，使在经营主体降低林地利用的情况下林下经济的经济价值仍会得到提升。图 3 中的数值模拟比较直观地刻画了命题 4，横坐标表示林地资源的生态反馈效应水平，当该水平提升时，经营主体会逐步降低林地的使用规模；但从经营主体的利润水平来看，并未呈现降低的趋势，反而持续增加。这便说明经营主体的利润并不单纯地来自对林地资源的使用，还来自林地资源对其产生的生态反馈效应。因此，生态反馈效应反映了林下经济对经营主体利润更大的价值贡献。一方面，林地资源能够以一种生产资料的形式为经营主体的利润带来直接增益；另一方面，林地资源的存量可以通过一定程度的生态反馈效

应为经营主体带来进一步的经济价值增量。

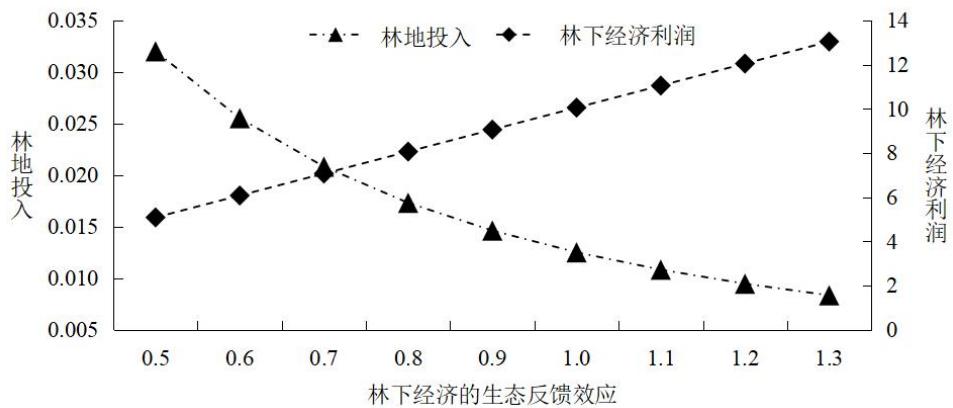


图3 林地资源的反馈机制与林下经济利润水平

注：图中数值均为相对数，表示变量变化的程度。

命题4的一个重要启示是，实现林地资源的生态价值对林下经济的经济价值产生生态反馈效应时，可以产生两方面的优化效果；其一，林地资源的生态反馈效应丰富了经营主体获取商业利润的路径，使其不再单纯地追求经济价值的最大化，而是通过降低林地使用来提高林地资源的生态价值，通过林地资源生态价值的反馈效应来获取商业利润；其二，当经营主体适当降低林地资源的使用强度时，林地间接经济效益可进一步提高。

三、林下经济的地方实践：浙江省松阳县的案例

考虑到理论模型是在给定约束条件下构建的，得出的相应结论与现实情况可能存在一定偏差，为此，本文进一步通过典型案例分析印证上述理论模型分析与经济学逻辑的合理性，更为准确地分析林下经济的经济效应和环境效应协同机制。按照案例材料的丰富程度和代表性，本文在国家林业和草原局2021年12月公布的《林下经济发展典型案例》中选择林下经济以林下种植为主的浙江省松阳县作为典型案例进行剖析。为了确保案例材料的真实性和可靠性，课题组成员在2022年12月至2023年1月期间对松阳县自然资源和规划局主管林下经济的行政人员进行线上访谈，并梳理相关资料和数据。

（一）松阳县林下经济基本情况

松阳县位于浙江省西南部，总面积1406平方千米，人口23.91万人，林地总面积170万亩，森林覆盖率80.13%，是浙江省九大重点林区县之一。依托优良的生态环境和丰富的森林资源，松阳县以林下经济为突破口，充分利用林间空地、林下资源，摸索出香榧、油茶、林下黄精、黄芩、白芨、茶叶等林下种植的生产经验。截至2021年12月，全县林下经济产值达1.73亿元，惠及林业经营主体156家、农户超1200余户，人均增收4500元，为农户增收、就业、生态环境保护和乡村振兴做出了重要贡献。

（二）主要实践与理论验证

1. 落实产业发展政策与资金保障，经济效应逐渐显现。在林下种植业发展初期，为解决经营主体和农户发展林下经济资金问题，松阳县建立以市场投入为主、以政府补助为辅、金融产品支持的三元资金支持体系。松阳县先后出台了《松阳县人民政府关于印发松阳县香榧、油茶产业和林下经济发展“两山（一类）建设三年行动方案的通知”》（松政办发〔2017〕203号）、《松阳县香榧、油茶、林下经济（中药材）全产业链区域协调财政专项激励政策2020—2022年建设行动方案》等重要林下经济资金扶持政策，并通过招商引资、企业投资、财政奖补和银行信贷等办法，解决经营主体和农户林下经济资金来源问题。在政策奖补方面，自2017年12月到2022年12月，松阳县累计安排省级“两山（一类）”财政激励政策扶持资金^①3200余万元，包括开展林地流转和规模化种植补贴、香榧和油茶苗木免费送等，累计向经营主体和农户赠送香榧苗33万余株、油茶苗145.54万株。为了持续支撑林下种植业发展，保障经营主体经营资金来源的多元化，该县强化了金融产品供给，开展林权抵押贷款、农民小额信用贷款等业务，自2008年起到2022年12月，松阳县累计发放林权抵押贷款3585笔，总金额5.69亿元，极大缓解了经营主体和农户经营性融资难的问题。

在松阳县林下经济发展初期，林下经济收益未显著提高，其主要原因在于劳动力投入在林下种植过程中尚未实现规模经济，劳动力投入带来的收益并未充分补偿支出的林地租金，仍处于生产要素投入期。例如，2009—2012年全县林下经济产值为0.6亿元，亩均收益为2000元，总收益低于2009—2012年的林下经济投入资金。但在产业政策和资金的持续支撑下，同时林下经济种植作物逐步进入生长收获期，松阳县林下经济产值由2017年的0.91亿元增长到2021年的1.73亿元，总收益开始大于每年的林地投入成本。进一步地，企业和合作社等林下经济主要经营主体实施统购统销措施保障了农户的林下经营收益，同时提供大量务工机会、带动周边农户收入增长以及促进村集体经济壮大。此时，林下经济产业进入收益期。综上，随着林下经济产业发展逐步由资金投入和劳动力投入向经济产出不断转换，以及劳动生产率的提升（例如工人熟练程度和技术掌握等），投入大于产出的情形逐步扭转为投入小于产出的情形，经济价值逐渐凸显和提升。松阳县也在2021年成为浙江省“一亩山万元钱”典型案例并向全省推广，符合命题1所提出的“给定其他条件不变，当劳动力投入效率适度增加时，林下经济的经济价值单调递增”特征。

2. 实施林下生态化种植，环境效应不断凸显。松阳县成为浙江省“一亩山万元钱”典型案例的原因不仅是林地亩均收益的提升，更为重要的是该县极其重视林下种植的生态价值。早在2009年，松阳县政府就出台了《松阳县扶持香榧产业发展意见》，把香榧作为松阳县农林产业发展的重点，实施“以耕代抚”、适度规模经营和人工管护方式，以减少林下种植对周边林地环境的破坏。同时，在全县约3万亩立地条件较好的香榧林下开展中草药（例如黄精、黄芩、白芨等）的生态化种植。生态化种植可在一定程度上涵养水土，保护林下生态环境，提升植被覆盖率，实现林下生物多样性保护和生物栖息

^①该扶持资金是指支撑县域“两山”理念的专项补助资金，由浙江省财政兜底，其中浙江省26个山区县获得一类财政资金支持。

地的扩充，因此林下种植基地的生态价值不断提升。在此基础上，多数林下经济所依托的森林蓄积量开始增加，森林质量不断提升，全县森林覆盖率也由 2010 年的 75.20% 增长至 2022 年的 80.13%。2015 年和 2018 年，浙江省林业厅分别印发了《浙江省“一亩山万元钱”林技推广三年行动计划(2015—2017)》《浙江省“一亩山万元钱”五年行动计划（2018—2022 年）》。松阳县积极响应，大力推进林下经济标准化基地建设，创新性地发展了香榧林套种茶叶、香榧林套种黄精、薄壳山核桃套种茶叶等林下种植新模式。松阳县以绿色、有机、高效种植为标准，采用人工和物理除草，安装太阳能杀虫灯等生态化举措，杜绝化学除草剂等农药和化肥使用，同时提出“短期发展香菇、高山蔬菜，中期发展笋竹林、水果，长期发展香榧、油茶套种的山区林下生态产业思路”，极大地兼顾了林下经济发展过程中的生态价值提升。

2017—2021 年，松阳县林下种植业亩均经济价值有所提高，但亩均生态价值与发展初期的亩均生态价值相比略有下降。其主要原因在于：林地开发强度不断提升，林下生态化种植规模和强度不断扩大，林下经济生态化种植面积由 2017 年的 1.20 万亩增长到 2021 年的 1.78 万亩，林下生态环境保护出现相对弱化现象。综上，基于适度规模化的生态经营，松阳县林下经济的生态价值呈现先上升后下降的趋势，符合命题 2 所提出的“给定技术和资本等条件不变，当劳动力投入效率增加时，林下经济的生态价值呈现先上升后下降的趋势”特征。

除了注重种植环节上的生态化，松阳县还较为注重林下经济产品质量安全溯源体系建设，如大力推动森林食品、林下绿色食品和有机食品的认证。截至 2022 年 4 月，松阳县有 17 家经营主体已通过森林食品、绿色食品和有机食品等“三品认证”，有 22 家经营主体已完成质量安全溯源体系的建设。此外，松阳县 2020—2022 年共扶持建设林下可溯中药材种植基地 22 个，面积 3929 亩。其中：2020 年扶持种植基地 8 个，面积 1400 亩；2021 年扶持种植基地 11 个，面积 2156 亩；2022 年扶持种植基地 3 个，面积 373 亩。基于产品质量安全溯源体系建设和生态化种植，松阳县林下产品品质不断提升，极大提升了林下产品的知名度和新的经济价值。例如，2018—2021 年，在中国义乌森林博览会和浙江省农业博览会平台的推广下，有 20 家经营主体加入“丽水山耕”品牌，有 51 种农产品获得丽水市“生态精品农产品”称号，分别有 9 种和 24 种农产品荣获中国义乌森林博览会、杭州农业博览会等博览会金奖和优质奖。综上，随着松阳县林下经济产品主打的生态品牌的影响力不断提升，经济价值也逐步提升，产品市场和销量逐年扩大，总体上实现了经济价值和生态价值的协同提升，符合命题 3 “给定其他条件不变，当劳动力投入效率增加时，若林下经济对生态的损害程度低于特定值，那么林下经济的经济价值和生态价值的总和单调递增，并且林下经济产生的社会总福利是随着劳动力投入效率的提高而增加的”特征。

3. 加强林下三产融合，经济与环境逐渐协调发展。松阳县林下种植的主要作物为中药材，2016 年以来，松阳县林业部门紧抓中医药振兴发展的机遇，围绕“全域康养胜地”“国际中医药康养胜地”建设，在保持林下中药材适度规模经营且不对生态环境产生负面影响的前提下，积极与制药公司、县旅游部门合作，因地制宜发展药膳产品精深加工、中药材种植观光、药材基地体验和花海景观开发等三产融合项目，推进松阳县中药材全产业链延伸和全域生态旅游发展。例如：2022 年该县种植的林下

黄精年产 70 余吨，其中，90%作为原材料用于浙江振通宏茶业有限公司的黄精茶生产制作；种植的黄芩有 80%作为原材料用于浙江康恩贝制药股份有限公司的复方鱼腥草合剂生产制作；同时，松阳县还与业内知名的郑州东济堂中医馆合作，谋划建设集诊疗、养生、中医药炮制、文创研发、药膳饮食、购物展示、传承教学等功能为一体的中医生活综合体。上述产业链的延伸拓展了农户林下中药材产品销路，提升了林下种植的经济收入，产业经济价值得以不断提升。

2021 年，松阳县旅游业总收入为 30.8 亿元^①，其中，森林旅游占比高达 80%以上。例如，建设面积达 1800 多亩的松阳钱龙山红花油茶体验园有 500 多亩的红花油茶连片基地，该基地近年来打造生态公园和林庄经济、农户乐、家庭林场等特色乡村旅游，积极开发森林探险、休闲摄影等项目，不断满足居民的生态价值需求，促进了森林旅游业的发展和农户增收致富。

综上，得益于松阳县林下生态化种植和林下三产融合发展，林下生态环境的保护不断正向反馈到产业的发展和产业链延伸中，林下文旅产业借势逐步壮大，开辟了传统林下种植以外的生态收入渠道，提升了县域生态系统生产总值（GEP），使得该县林下经济的经济价值与生态价值实现协同提升，符合命题 4 “当林地的生态反馈效应提升时，经营主体的利润提高” 特征。

图 4 为松阳县林下经济三大经营效应实现的具体过程。

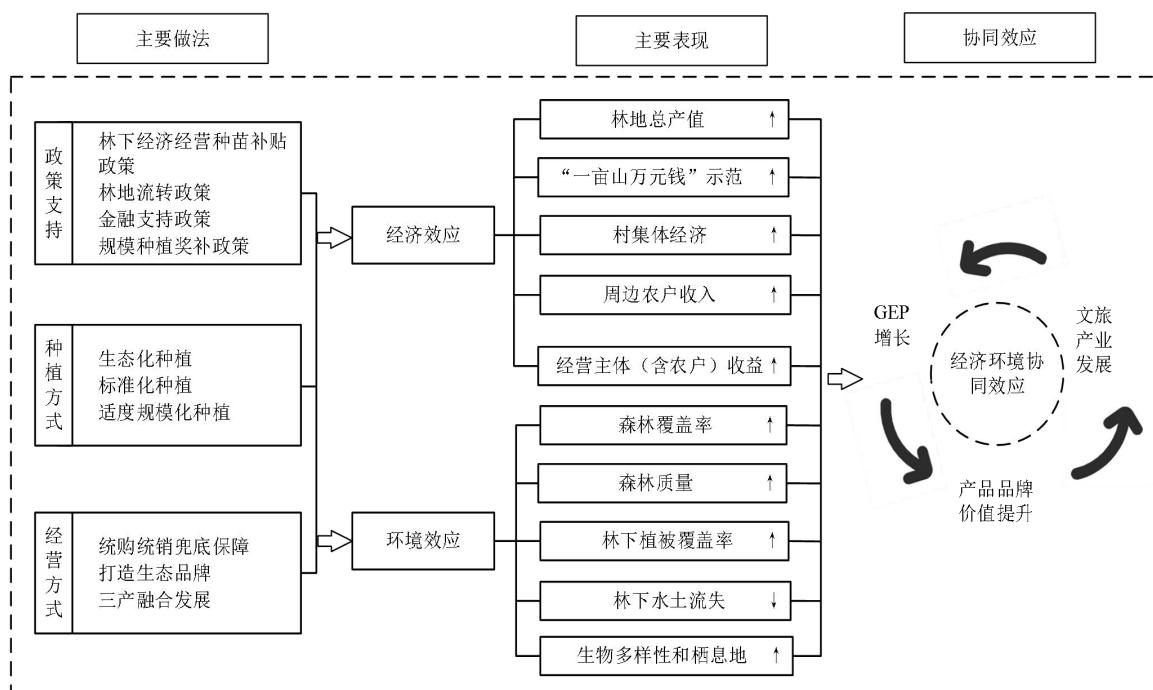


图 4 松阳县林下经济的经济效应与环境效应协同发展机制

注：向上箭头表示指标增长或趋好，向下箭头表示指标下降或减弱。

^①资料来源：《2021 年松阳县国民经济和社会发展统计公报》，http://www.songyang.gov.cn/art/2022/3/10/art_1229360146_4890449.html。

松阳县林下经济的案例表明：林下经济的经营不仅存在经济效应和环境效应，在地方政府财政、金融信贷扶持和种植技术指导的基础上，通过经营主体的生态化耕作和三产融合的经营策略，还存在两者的协同效应。对于经济效应与环境效应的协同发展而言，除了林下经济产品本身具有生态产品属性外，最重要的就是科学有效的经营。而科学有效经营的关键在于合理运用要素投入来调节经济收益与环境保护之间的关系。即在适度的经营规模下，应保证要素投入处于最优区间，使经营活动处于环境承载力之内，同时在政府的扶持下，能够更好地促进林下经营主体壮大，这与理论模型的引理与命题趋于一致。

四、结论与启示

本文基于里昂惕夫生产函数和最优生产决策理论刻画林下经济经营的经济效应、环境效应及其两者协同效应的理论模型，并对国家林业和草原局2021年12月公布的《林下经济发展典型案例》中的浙江省松阳县进行案例剖析。通过理论与案例相结合，本文得出以下结论。

首先，本文构建林下经济的里昂惕夫生产函数，分析给定一定技术和资本的情况下劳动力和林地要素投入的变化情况，以及经济价值和生态价值的变化情况。研究发现：给定其他条件不变，当劳动力投入效率适度增加时，劳动力投入先增加后降低、林地投入单调递增，从而引致林下经济的经济价值也是单调递增，而林下经济的生态价值先增加后降低；同时，给定其他条件不变，当劳动力投入效率增加时，林下经济的经济价值和生态价值总和单调递增。这说明，林下经济经营活动在创造经济价值的同时，同样会创造生态价值。

其次，进一步通过扩展模型发现，当林下经济所形成的生态价值有利于当地生态环境提升时，经营主体经营的林下经济及其周边生态环境的经济价值也会显现，即产生正向的生态反馈效应。当生态反馈效应提升时，经营主体利用林地的程度降低，此时林下经济的经济价值将获得提高。因此，科学有效的林下经济所产生的生态反馈机制使经营主体不再单纯地追求经济价值的最大化，而是通过降低林地要素的使用来提高林地资源的生态反馈效应，从而获取隐含的经济价值。

最后，通过对松阳县典型案例的分析，在科学有效的经营和政府的适度帮扶下，松阳县林下经济符合给定技术、资本等其他条件不变情况下，随着劳动力要素和林地要素的均衡投入逐步实现林下经济的经济价值不断增长，经营主体通过适度调整林地投入能够实现经济效应和环境效应的协同发展。

基于以上研究结论，本文得出以下启示。

第一，把握林下经济的经营开发强度，既要考虑到林地要素投入的重要性，也要注重森林生态环境的承载力。一方面，加快林地“三权”分置改革试点，制定林地流转扶持政策，促进林地向新型经营主体集中，实现产业化的适度规模经营。另一方面，实现公益林林下空间利用政策的灵活运用，在不影响区域生态安全的前提下，尽快对地方生态公益林的林下空间利用限制进行适当修正。

第二，重视政府帮扶和资金补贴的效能，秉持经济效应与环境效应协同发展的可持续经营理念。一方面，优化政府资金帮扶的合理区间，实现政府帮扶资金的“锦上添花”而非“雪中送炭”。另一

方面，探索绿色发展财政奖补机制，对林下经济的经营主体强化生态优先、绿色发展的奖补导向而非“资金直补”的激励方式，从而保障林下经济经营和政府补贴的双重持续性。

第三，建立全国统一的林下经济产品市场势在必行。鉴于本文考察的是林下经济供给侧的经济价值和生态价值创造，未来研究可结合有效的需求侧进行分析。即如何通过数字交易平台建立全国统一市场，激发林下经济市场价值，再通过市场牵引回流到供给侧，从而带动林下经济市场的内循环甚至是外循环。

参考文献

- 1.曹兰芳、王立群、曾玉林，2015: 《林改配套政策对农户林业生产行为影响的定量分析——以湖南省为例》，《资源科学》第2期，第391-397页。
- 2.曹玉昆、雷礼纲、张瑾瑾，2014: 《我国林下经济集约经营现状及建议》，《世界林业研究》第6期，第60-64页。
- 3.程鹏飞、于志伟、李婕、程广华，2021: 《农户认知、外部环境与绿色生产行为研究——基于新疆的调查数据》，《干旱区资源与环境》第1期，第29-35页。
- 4.陈幸良，2022: 《林下经济学的缘起、发展与展望》，《南京林业大学学报（自然科学版）》第6期，第105-114页。
- 5.方威、蔡旭伟、付町，2020: 《湖南省林下经济影响因素及发展对策研究》，《经济地理》第7期，第184-189页。
- 6.高承芳、黄颖、张晓佩、罗旭辉、陈恩、李文杨、翁伯琦，2018: 《基于能值分析的马尾松低效林林下种草养鸡耦合模式评价》，《中国生态农业学报》第12期，第1919-1928页。
- 7.高丹丹、郭思源、李顺龙，2020: 《黑龙江省国有重点林区不同投入要素对林下经济发展的动态驱动效果》，《东北林业大学学报》第12期，第58-63页、第69页。
- 8.高玉娟、关晨，2020: 《天保工程二期黑龙江省林下经济产业发展研究》，《林业经济问题》第6期，第618-625页。
- 9.何文剑、赵秋雅、张红霄，2021: 《林权改革的增收效应：机制讨论与经验证据》，《中国农村经济》第3期，第46-67页。
- 10.洪银兴、刘伟、高培勇、金碚、闫坤、高世楫、李佐军，2018: 《“习近平新时代中国特色社会主义经济思想”笔谈》，《中国社会科学》第9期，第4-73页、第205页。
- 11.侯伟丽、韦洁，2019: 《“金山银山”和“绿水青山”可以同时实现吗？——基于省级面板数据的分析》，《林业经济》第2期，第18-21页。
- 12.姜钰、贺雪涛，2014: 《基于系统动力学的林下经济可持续发展战略仿真分析》，《中国软科学》第1期，第105-114页。

- 13.彭斌、刘俊昌, 2013: 《民族地区绿色扶贫新的突破口——广西发展林下经济促农增收脱贫路径初探》, 《学术论坛》第 11 期, 第 100-104 页、第 134 页。
- 14.王会、姜雪梅、陈建成、宋维明, 2017: 《“绿水青山”与“金山银山”关系的经济理论解析》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 2-12 页。
- 15.王坤, 2022: 《黑龙江省国有森工林区林下经济发展水平及其影响因素的动态变化》, 《东北林业大学学报》第 3 期, 第 113-118 页。
- 16.薛彩霞、姚顺波、于金娜, 2013: 《基于潜类别随机前沿模型的退耕还林农户林地生产技术效率分析——来自四川省雅安市农户调查数据》, 《中国农村经济》第 5 期, 第 12-23 页。
- 17.吴伟光、敖贵艳、刘强、盛毅慧, 2019: 《非木质林产品对丘陵山区“两山”协调发展的贡献及启示——基于浙江省杭州市临安区的案例》, 《林业经济》第 11 期, 第 3-9 页。
- 18.吴娟、陈建成, 2022: 《林下经济与农业高质量发展: 耦合逻辑与实现路径》, 《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第 4 期, 第 153-160 页。
- 19.吴恒、朱丽艳、王海亮、郭小阳、张锋、孙昌平, 2019: 《新时期林下经济的内涵和发展模式思考》, 《林业经济》第 7 期, 第 78-81 页。
- 20.杨钰莹、司伟, 2023: 《大豆玉米带状复合种植: 技术模式、成本收益与补贴政策》, 《农业经济问题》第 1 期, 第 49-63 页。
- 21.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。
- 22.张连刚、支玲、王见, 2013: 《林下经济研究进展及趋势分析》, 《林业经济问题》第 6 期, 第 562-567 页。
- 23.Muler, A. E., D. C. Rother, P. S. Brancalion, R. P. Naves, R. R. Rodrigues, and M. A. Pizo, 2014, “Can Overharvesting of A Non-timber-forest-product Change the Regeneration Dynamics of A Tropical Rainforest? The Case Study of *Euterpe Edulis*”, *Forest Ecology & Management*, Vol.324: 117-125.
- 24.Graf, Y., S. Hein, and A. S. Schnabl, 2022, “A Review of Challenges and Future Pathways for Decision Making with Treeshelters—A German and European Perspective”, *Journal of Forest Research*, 27(3): 191-199.
- 25.Ehara, M., K. Hyakumura, H. Nomura, T. Matsuura, H. Sokh, and C. Leng, 2016, “Identifying Characteristics of Households Affected by Deforestation in Their Fuelwood and Non-timber Forest Product Collections: Case Study in Kampong Thom Province, Cambodia”, *Land Use Policy*, Vol.52: 92-102.

(作者单位: ¹浙江农林大学经济管理学院;

²中国政法大学商学院;

³浙江农林大学浙江省乡村振兴研究院;

⁴浙江农林大学生态文明研究院)

(责任编辑: 黄 易)

The Effective Carrier and Practice of “Two Mountains” Concept: The Economic and Environmental Effects of Under-forest Economy and Their Synergistic Logic

WU Weiguang XU Heng WANG Fengting XIONG Lichun

Abstract: Under-forest economy is an important carrier for promoting green and high-quality development in mountainous areas and realizing the concept of “two mountains” under the background of ecological civilization construction. This paper is based on the Leontief production function and optimal production decision-making theory to describe the theoretical model of economic and environmental effects of the under-forest economy and their synergy. Through the study of typical case counties, we demonstrate the theoretical mechanism of the synergistic development of the economic and environmental effects of the under-forest economy. We find that, first, in the management of under-forest economy, all else equal, when the efficiency of labor input increases, labor input increases first and then decreases, and forest land input monotonically increases. The economic value of under-forest economy also monotonically increases, while the ecological value of under-forest economy increases first and then decreases, and the sum of economic and ecological values of under-forest economy increases. Second, further analysis based on the extended model reveals that under moderate operating scale, the under-forest economy generates ecological feedback effects. The operating entities no longer simply pursue the maximization of economic profits, but increase the ecological feedback effect of forest resources by reducing the input of forest elements, thereby enhancing environmental effects and ultimately achieving synergistic development of economic and environmental effects. Third, the case study of Songyang County, Zhejiang Province, shows that with reasonable government support, relying on moderate scale management, ecological planting, and integration of the three industries can achieve the synergistic development of economic and environmental effects in the under-forest economy. Therefore, as an effective carrier of the “two mountains” concept, the under-forest economy should be actively promoted. Through scientific and effective management, it can achieve synergistic growth of economic and environmental effects.

Keywords: Under-forest Economy; Economic Effect; Environmental Effect; Synergistic Effect

推动共同富裕的关键、重点领域与现实挑战

——首届海峡两岸乡村振兴与共同富裕论坛暨两岸乡村振兴与“三茶”成果展会议综述

马太超

2023年4月13日，由中国社会科学院农村发展研究所、福建省乡村振兴促进会、央广网共同主办，厦门市石室书院承办的首届海峡两岸乡村振兴与共同富裕论坛暨两岸乡村振兴与“三茶”成果展在福建省厦门市隆重开幕。有关领导嘉宾、海峡两岸的专家学者和企业代表等600余人参会参展。

中国社会科学院秘书长赵奇、国家乡村振兴局督查专员贾希为、福建省乡村振兴促进会会长许维泽、央广网董事长张军和厦门市人民政府副市长廖华生分别为本届论坛致辞。中国社会科学院农村发展研究所所长魏后凯、台湾产业关联学会名誉理事长徐世勋、清华大学台湾研究院院长巫永平、台湾孙文南院院长汪明生分别以《乡村振兴是实现共同富裕的根本之策》《台湾急速工业化与城市化下城乡发展与乡村振兴的困境》《两岸从融合发展走向共同富裕》《基于体制优势与治理能力的共同富裕路径探索》为题发表了主旨演讲。本届论坛设置了四个主题分别为“两岸渔业经济发展与共同富裕”“两岸农业可持续发展”“两岸城乡融合发展与社会福祉提升”“共同富裕的全球经验与具体实践”的分论坛。此外，本届论坛还专门设置了两岸智库论坛和两岸“三茶”统筹发展高峰论坛。来自海峡两岸的专家学者围绕“乡村振兴”“共同富裕”“渔业经济发展”“‘三茶’统筹”“绿色转型”“数字经济”“人才振兴”等主题展开了深入交流。现将与会专家和会议论文的主要观点予以综述。

一、乡村振兴是实现共同富裕的根本之策

2020年底，中国实现了现行标准下9899万农村贫困人口的全部脱贫，全面建成了小康社会，迈上了全面建设社会主义现代化国家的新征程。实际上，早在2017年，为实现全体人民的共同富裕，党的十九大报告提出了“从二〇三五年到本世纪中叶，在基本实现现代化的基础上，再奋斗十五年，把我国建成富强民主文明和谐美丽的社会主义现代化强国。到那时……全体人民共同富裕基本实现”的时间表和路线图。在此背景下，与会专家围绕共同富裕的内涵、标准和实现路径展开了探讨。

（一）共同富裕的关键在于乡村振兴

1. 实现共同富裕的重点和难点均在农村。魏后凯系统阐述了乡村振兴与共同富裕之间的逻辑关系，

指出共同富裕既是社会主义的本质要求，也是一个长期的历史过程。要实现共同富裕，既要做大蛋糕，也要分好蛋糕，即既要富裕也要共享。因此，共同富裕既是一种全面富裕和全民共富的状态，也是一个共建共富和逐步共富的长期过程。如果用十六个字简单概括共同富裕的含义，那么共同富裕就是“全面富裕、全民共富、共建共富、逐步共富”。基于以上分析可以认为，实现共同富裕的核心在于缩小群体之间、城乡之间和地区之间的差距。根据中国的发展实际，从三大差距的任何一个方面看，实现共同富裕的重点和难点均在农村。因此，推动乡村振兴是实现共同富裕的根本之策。徐世勋则从中国台湾的发展经验出发，指出中国台湾在快速工业化和城市化的过程中，在资源和收入方面面临困境。他认为，要解决这些困境，就要推动城乡发展和乡村振兴。

2.理解共同富裕的不同维度。实现共同富裕需要在多个领域全面发力，因此，对共同富裕内涵的理解也存在多个维度。巫永平强调了“两岸的中国人要一起富裕”的重要性。徐世勋则从供应链、粮食安全和永续发展三个维度探讨了乡村振兴与共同富裕之间的关系。第一，从供应链角度看，要重视上、中、下游供应链之间的产业关联。如果仅强调生产端，不重视供应链建设，将引发一系列问题。同时，要根据消费者的偏好将农产品转变为商品，延长产品价值链。这样，既可以提高农民的收入水平，也可以满足城市居民的消费需求，实现城乡互利共赢。第二，从粮食安全角度看，粮食安全问题不完全等同于粮食自给率问题。如果供应链出现差错，城市和乡村都会出现粮食安全问题。因此，保障粮食安全是乡村振兴的基础，也是实现共同富裕的前提。第三，从永续发展角度看，既要注重保护环境，也要考虑财政的永续性。这样，才能使乡村振兴成为一项长期战略，而不是一次性行动，从而使乡村和城市共享可持续发展的红利。

（二）乡村振兴成效显著

推进乡村振兴对于实现共同富裕至关重要。乡村振兴的过程在一定程度上就是共同富裕的实现过程。自2017年党的十九大提出乡村振兴战略以来，中国乡村振兴开局良好，已顺利完成第一阶段的目标任务，进入全面推进乡村振兴、加快农业农村现代化的新阶段。魏后凯将党的十九大以来中国乡村振兴所取得的成效概括为以下几个方面：第一，乡村振兴的制度框架和政策体系已经形成，为全面推进乡村振兴提供了制度保障。五年来，国家高度重视乡村振兴，先后制定了《乡村振兴战略规划（2018—2022年）》《中华人民共和国乡村振兴促进法》等政策文件或法律法规。2022年中央“一号文件”强调要守住保障国家粮食安全和不发生规模性返贫两条底线。2023年中央“一号文件”提出扎实推进乡村发展、乡村建设、乡村治理等重点工作。第二，中央财政转移支付力度不断加大，乡村振兴多元化投入格局逐步形成。2018—2020年，全国农林水事务支出年均增长7.8%，比一般公共预算支出的增速高出1.3个百分点。全国银行业相关金融机构涉农贷款余额也持续增长，从2017年三季度末到2022年10月末共计增长58.9%。第三，粮食产量不断迈上新台阶，脱贫攻坚成果得到持续巩固和拓展，守住了保障国家粮食安全和不发生规模性返贫的底线。脱贫县农民收入增加较快，全国832个脱贫县农村居民人均可支配收入水平不断提升。此外，乡村发展、乡村建设和乡村治理等重点任务有序推进，均取得了阶段性的显著成效，为实现乡村振兴打下了坚实基础。

（三）共同富裕的经验

1.发挥体制优势。共同富裕不仅是生产问题，更是分配问题。好的分配制度对于实现共同富裕至关重要。汪明生指出，中国大陆体制的独特优势之一就是对口支援。自20世纪70年代末被正式提出以来，对口支援已成为应对危机、复苏经济和实现可持续发展的重要政策工具。通过对口支援，中央政府能够自上而下地在战略方针、政策设计等方面有意识地引导发达地区支援欠发达地区，从而缩小地区差距。宁夏大学杨国涛的研究显示，“闽宁协作”以建立长效机制为前提，以解决贫困问题为核心，以产业扶贫为关键，以改善生态环境为基础，以激发内生动力为根本。这样的协作模式有效地缩小了地区差距，促进了地区间的共同富裕。

2.以合作共赢促共同富裕。巫永平指出，两岸经济是在全球产业链分工的基础上实现发展的，因此中国大陆和中国台湾之间建立了紧密的经济关系。他认为，未来两岸的经济联系和交流将继续促进两岸人民实现共同富裕。一方面，大陆拥有庞大的市场、完整的产业链、完善的基础设施、发达的物流系统、丰富的技术人才储备和熟练的劳动力，这些都能为台湾企业在大陆发展提供坚实的基础和稳定的支持；另一方面，台湾企业也能利用自身的资金、技术和管理经验给大陆带来正向溢出效应。

二、实现海峡两岸乡村振兴与共同富裕的重点领域

（一）挖掘渔业多功能性，推动乡村产业振兴

随着居民消费结构的转变，国内市场对水产品的需求潜力巨大。水产品进口呈现强劲的增长势头，中国水产品贸易正从出口导向型向进出口平衡型转变。基于此，中国水产流通与加工协会王雪光指出，未来需要继续挖掘国内市场水产品消费潜力，激活潜在消费市场，推动乡村振兴和共同富裕。

1.实现渔业快速发展，拉动全球渔业增长。中国水产科学研究院刘子飞从五个方面总结了改革开放以来中国渔业快速发展的成效。第一，“全球渔业看亚洲，亚洲渔业看中国，中国渔业看养殖”已经成为国际社会的共识。第二，国内水产品供给从短缺转向充足。横向来看，2022年中国水产品产量达6869万吨，占全球总产量的1/3，连续34年居全球首位；纵向来看，从中华人民共和国成立初期到2021年，中国人均水产品占有量增加了60倍。第三，水产品供给结构从单一转向多元。第四，渔业经济迅速发展，渔民年均纯收入大幅提高。第五，中国渔业对全球水产品产量增长的贡献显著。改革开放前，中国渔业对全球水产品产量增长的贡献非常小；改革开放后，这一贡献占到了13%左右。

2.挖掘渔业的多功能性，推动渔业高质量发展。中国是全球最大水产养殖生产国，水产行业的多功能性使其成为实现共同富裕的重要组成部分。农业农村部农村经济研究中心陈洁认为，淡水渔业具有产品供给、就业与增收、生态保育、文化休闲等功能。在高质量发展阶段，渔业要立足大食物观，按照“保供固安全，振兴畅循环”的工作定位，坚持“宜渔则渔”，坚持数量和质量并重、生产和生态协调、发展和安全统筹等原则，推动形成同市场需求相适应、同资源环境承载力相匹配的渔业生产结构和区域布局，全面提高渔业质量效益和竞争力。全国水产技术推广总站郝向举探讨了稻渔综合种养的发展现状，认为该模式能够将水稻种植和水产养殖有机结合，既能促进稳产保供，又能增加农民收入，是推进乡村振兴、实现共同富裕的有效抓手。

（二）统筹“三茶”发展，助力乡村产业振兴

茶既是中华民族的瑰宝，也是中华文化的象征，更是两岸同胞血脉相连、精神相通、发展相融的重要纽带。推动茶文化、茶产业、茶科技“三茶”统筹发展，是实现乡村振兴和共同富裕的关键环节。孔祥智指出，茶产区主要分布在山区丘陵地带，这些地区大多是原贫困地区、现脱贫地区，当地农民的收入水平较低，总体发展水平比较落后。发展好茶产业，有助于缩小城乡差距。

1.挖掘茶产业多重属性，延长茶产业的产业链。第一，茶叶具有异质性和同质性两种特点。中国人民大学孔祥智分析了中国茶产业的发展现状、存在的问题和组织特征，认为气候、土质和制茶技艺的差异使核心产区的茶叶具有很强的异质性。边缘产区的茶叶则由于品种相同、品质相似而呈现同质性。这两种特点导致茶产业生产的分化：核心产区茶叶品质高、价格高、销售渠道广；半核心产区茶叶品质一般，价格难以与核心产区竞争；边缘产区茶叶品质低，价格也低。第二，茶产业具有固碳功能。全国农业技术推广服务中心冷杨认为，与常见的认为森林是固碳主体的观点不同，茶园的固碳能力不低于森林，在某些条件下还会高于森林。第三，茶产业具有较强的产业链延展性。台湾品牌农业推广协会张玉成指出，茶产业不仅涵盖饮料，还有瓶装食品和功能性茶等多种产品形式。漳州科技职业学院张再基认为，可以以茶为核心开发茶园民俗等茶旅游相关产业。四川省委省政府决策咨询委员会唐利民对四川茶产业发展的分析表明，茶祖文化、贡茶文化、茶马文化、禅茶文化和茶技艺文化等推动了茶旅融合发展。因此，通过延长产业链和价值链，可以提高茶农收入，进而实现共同富裕。

2.推动“三茶”统筹发展，铺就共同富裕之路。茶产业的发展有助于乡村振兴和共同富裕。福建省人民政府文史研究馆杨江帆从茶文化、茶产业、茶科技三个维度阐述了“三茶”统筹发展与乡村振兴的关系。在茶文化方面，茶叶作为世界遗产的文化属性和饮茶所体现的健康、生态、和谐的新生活方式，使茶文化成为世界共享的文化财富，可以带动茶产业新业态的形成，实现文化赋能和溢价效应。在茶产业方面，政府组织创新是茶产业助力乡村振兴的关键，要在适应社会政策环境的前提下，开拓思维，延伸茶产业链；同时，利用好国内国际两个市场，推进茶产业的规模化、标准化和精品化，激发茶产区的集聚效应。在茶科技方面，种子资源是基础，绿色低碳是方向，标准规范是底线。

3.发展数字茶产业，推动茶品牌建设。中国已进入高质量发展阶段，茶产业也要实现发展阶段的转型。福茶网科技发展有限公司何开杰认为，大力推广现代信息技术是推动茶产业高质量发展的关键。现代信息技术可以对传统茶产业进行全方位、全角度、全链条的改造。福建省乡村振兴促进会潘奋强主张，茶产业高质量发展的关键还在于进一步宣传茶文化，可利用现代网络科技手段，通过官方网站和新媒体渠道加大宣传力度。大陆通商专业事务所萧引凤认为，发展茶产业需打造产品品牌和企业品牌，提高茶叶的质量和知名度，增强市场竞争力。此外，要通过农业转型，打造出具有地域特色、满足农民需求的独特品牌，让茶产业成为有温度的产业。

（三）利用各类社会组织，推进乡村组织振兴

乡村振兴和共同富裕的实现都需要各类社会组织的积极参与和主动作为。有效利用社会组织不仅能够提高广大农户的市场议价能力，也能够推动地方产业发展，从而促进共同富裕。

北京农学院邓蓉梳理了以色列的农民组织、南非的合作社等社会组织在乡村建设中的实践经验，

发现将农民组织起来、以集体形式参与市场是发展乡村的最佳路径。台湾屏东大学李铭义肯定了各类社会组织在实现共同富裕过程中发挥的重要作用。他认为，作为社会组织的高校在寻找乡村灵魂的DNA、发展特色产业等方面有重要意义。台湾暨南国际大学江侑姿分析了中国台湾通过发展日月潭观光圈振兴经济的经验，认为目的地营销组织在其中起到了关键作用。该组织是一种专门负责推广和营销旅游目的地的机构，主要职责包括制订目的地营销计划、吸引游客、推广当地旅游资源等。利用该组织可以有效地开发当地旅游资源，促进乡村经济发展。

上述社会组织之所以能够在实现共同富裕中发挥作用，是因为它们能够兼顾效率和弹性。台湾政治大学姚蕴慧的研究表明，民间力量或第三部门是推动共同富裕的重要补充力量。如果仅靠政府部门来推动共同富裕，可能会因为政府的规则意识过强而压缩地方在实现共同富裕过程中的弹性空间。如果仅靠企业来推动共同富裕，虽然效率很高，但企业以营利为首要目的，对共同富裕实现过程中的弱势群体关注不够。相比之下，民间力量或第三部门能够平衡效率和弹性，从而更好地助力共同富裕的实现。当然，这并不意味着民间力量或第三部门可以取代政府和企业的作用，而是与后者形成有效的合作和互补，共同促进社会公平和进步。

（四）加快农业数字化转型进程，以数字技术赋能乡村振兴

信息技术的发展使人类进入了数字时代。海南大学傅国华提出，人类社会从农业社会、工业社会逐步转变为“数业社会”（即数字化社会）。利用数字技术改善乡村发展状况，既是大势所趋，也是实现共同富裕的必然要求。

浙江省是中国首个共同富裕示范区。浙江大学徐旭初分析了浙江省利用数字乡村建设促进共同富裕的基本路径，认为浙江省的农业农村数字化转型发展主要体现在“五化”方面：以公共服务数字化强化乡村共同富裕的公共服务支撑，以农业产业数字化夯实乡村共同富裕的产业经济基础，以创新创业数字化开拓乡村共同富裕的新模式新业态，以文化建设数字化打造乡村共同富裕的精神文明高地，以社会治理数字化激活乡村共同富裕的内生发展活力。徐旭初指出，浙江省之所以成为典型，并不是因为它的数字化水平在全国最高，而是因为它有值得借鉴的地方：一是以需求为导向，根据真实需求精准构建数字乡村赋能共同富裕的蓝图；二是不断创新，通过制度创新有效搭建数字乡村赋能共富机制；三是统筹协调，采用系统建设打造数字乡村赋能共富体系；四是数据支撑，利用数据资源坚实支撑数字乡村赋能共富效能；五是农民参与，以共建共享充分激发数字乡村赋能共富活力。

数字技术的采用能够推动共同富裕，一个重要原因是它可以有效降低信息不对称程度。农业议题专家焦钧认为，乡村振兴要让农民成为最大受益者。但是，技术推广和农产品交易过程中存在的信息不对称使农民利益往往难以最大化。通过建立网上销售平台，用数字技术完善物流体系，不仅可以解决信息不对称问题，也可以拓展农产品的销售渠道，从而提升农产品附加值，最终增加农民收益。

（五）寻找乡村灵魂的DNA，挖掘乡村振兴内生动力

中国台湾面临少子化、老龄化、都市化等挑战，2019年起推动“地方创生”计划，以激发地方活力和创新。中国台湾的“地方创生”与中国大陆的乡村振兴有许多相似之处。台湾大学王淑美认为，“地方创生”是一种推动农村共同富裕的有效途径，它涉及企业投资、科技导入、资源整合、社会参

与和品牌建立五个方面。台湾经济研究院谭谨瑜指出，地方创生的关键是构建地方经济系统，解决社会问题，实现乡村永续发展。在具体的路径选择上，各地乡村要找出自身灵魂的DNA，通过软硬件建设展现乡村特色，重塑乡村景观，吸引企业投资，创造就业机会，打造地方品牌。李铭义指出，不同的乡村要根据自身的条件和特色，选择适合自己的发展模式，不一定要走观光旅游或民宿的路子。

乡村发展的内生动力不仅来自乡村灵魂的DNA，也来自农民参与乡村振兴的积极性、主动性和创造性。湖北省农业规划设计研究院周胜利以湖北省黄石市彭晚村为例，介绍了运用共同缔造理念推进乡村振兴的实践。共同缔造理念是指，引导和激励老百姓从身边小事做起，不断提高其参与乡村振兴的能力和意愿，使农民成为乡村振兴的主体。在这一过程中，党员乡贤是关键，群众发动是核心，资源禀赋是重点，产业配套是长久之策。

（六）缩小城乡差距，推进城乡融合

中国于2020年全面建成小康社会，为全球减贫事业作出了重大贡献。随着脱贫攻坚战的全面胜利，中国经济社会的发展目标从解决贫困问题转向了高质量发展和实现共同富裕。要实现共同富裕，关键是缩小群体、城乡和地区三大差距。中国社会科学院农村发展研究所檀学文分析了中国未来可能面临的中等收入陷阱、修昔底德陷阱等发展性问题，认为如果以中等收入水平为目标，中国还有60%以上的人口没有达到中等收入的标准。中国社会科学院农村发展研究所吴国宝认为，城乡差距是三大差距中的主要方面。他通过对城乡居民收入分组的对比，发现农村的低收入人群与城市低收入人群的收入差距最大。因此，在实现共同富裕的过程中，要重视解决低收入人群的发展问题，缩小城乡低收入人群的收入差距。要实现共同富裕，必须努力缩小城乡差距，走城乡融合发展之路。福建农林大学朱朝枝回顾了城乡融合理论的演变历程，提出了城乡融合的四个着力点：空间融合、产业融合、治理融合和要素融合。他认为，空间融合是城乡融合的基本载体，产业融合是城乡融合的物质基础，治理融合是城乡融合的“同权”保障，要素融合是城乡融合的关键枢纽。

随着城乡融合水平的不断提升，中国的城乡差距不断缩小。吴国宝总结了中国缩小城乡差距的经验：一是以就业为基础的城镇化，减少和避免了“贫民窟”的形成；二是通过城乡基本公共服务均等化，不断缩小城乡差距；三是在提高城镇化质量的同时，通过乡村振兴、城乡融合发展等措施，缩小城乡差距；四是发挥政府和市场的协同作用，推动城乡要素自由流动。中国社会科学院农村发展研究所胡凌啸总结了国外缩小城乡差距的经验，认为发展和治理是两大支柱。发展是指持续稳定的经济增长，治理是指科学合理的政策选择。在此基础上，他认为，城镇化和人口迁移政策是促进城乡融合发展的重要甚至首要的切入点。他建议，中国要缩小城乡收入差距，需要统一城乡要素市场，补齐农业农村短板，提高治理能力，保障政策的高效执行。

党的二十大报告要求，推进以县城为重要载体的城镇化。县城是连接城市和乡村的重要节点，也是城乡融合的关键区域。上海社会科学院杨传开分析了推进县域城乡发展的关键，认为要在县域范围内统筹新型城镇化和乡村振兴两大战略，从城乡地域系统整体视角出发，系统谋划城镇和乡村布局；要构建一个支撑县域城乡发展的标准体系和空间体系，并出台城乡基础设施和公共服务的配置标准；要加快县城的补短板、强弱项工作，加大县域公共设施建设的投入力度，促进城乡要素的双向流动和融合。

在海峡两岸城乡融合发展方面，闽江学院邓启明指出，乡村是海峡两岸融合发展的热土，应借助两岸的政策支持和交流经验，积极推进两岸乡村融合发展。福建、广东、广西等地在探索两岸乡村融合发展新路方面已有一定成效，对其他省份有重要的借鉴意义。闽江学院陈克明认为，海峡两岸城乡融合发展的目的是实现两岸人民的共同富裕。两岸共同富裕在经济上就是经济利益的高度联动。一方面，要加强两岸产业合作的组织紧密度，产业合作不应仅靠商品交易，还可以通过资本纽带。另一方面，要拓展两岸产业合作的接触面，改变只有大企业投资合作的局面，促进两岸中小企业之间的合作。

（七）推动绿色转型，实现绿色共富

党的二十大报告指出，中国式现代化是人与自然和谐共生的现代化。中国社会科学院农村发展研究所李周认为，可持续发展是人类共同的追求和责任，农业绿色发展既是可持续发展的重要内容，也是中国式现代化的重要特征。台湾大学石曜合梳理了气候变化对农业影响的文献，指出与工业生产相比，农业生产对气候变化更敏感。因此，推进农业绿色发展不仅关乎人与自然的和谐共生，也是实现共同富裕的必然要求。

1.了解政策演进路径，准确评估政策绩效。农业农村部农村经济研究中心金书秦分析了党的十八大以来中国农业绿色发展的政策演进，并将其分为两个阶段：第一个阶段是2012—2016年，以面源污染防治为重点，进行分领域改革探索；第二个阶段是2017年至今，以生态价值实现为目标，推进系统性改革。在这十多年里，中国农业绿色发展策略实现了三个转变：战略层面，从攻坚战向持久战转变；战术层面，从单要素减量向系统绿化转变；战法层面，从行政推动向市场驱动转变。党的二十大报告描绘了农业绿色发展的未来趋势：贯彻“绿水青山就是金山银山”理念；实现降碳、减污、扩绿、增长的目标；完成绿色生产全面转型、农业环境污染防治、农业生物多样性保护、农业减排固碳等任务。对政策效果的准确评估是制定和完善相关政策的前提和基础。台湾屏东科技大学钟秋悦评估了绿能政策的实施效果，结果表明，即便同一项政策也会因为实施过程的差异而产生不同的结果。例如，在畜牧场所安装太阳能板可以提高畜牧业收益。但是，在农用地上安装太阳能板，会导致农地价格上涨、农村样貌改变等问题。台湾大学陈暉采用实验经济学方法研究了个体在火力发电和核能发电之间的选择。结果表明，个体的风险厌恶程度会影响他们对发电方式的选择，进而影响生态环境。

2.掌握绿色发展内涵，妥善处理四对关系。在新时代，要对农业绿色发展有新的定位和认识。中国社会科学院农村发展研究所于法稳认为，农业绿色发展的核心是树立大健康理念，其具体内涵包括“四个健康”：第一，为消费者提供优质、健康的农产品，保障消费者身体健康；第二，减少化学投入品的使用，保障生产系统的健康；第三，减少碳排放，保障大气环境系统的健康；第四，提升农业绿色发展水平，保障社会经济系统的健康。实现绿色发展，要处理好四对关系：生态目标和经济目标的关系、数量目标和质量目标的关系、长期目标和短期目标的关系以及市场和政府的关系。

3.践行“两山”理念，推动绿色共富。共同富裕是人与自然和谐共意义上的共同富裕，即绿色共富。中国生态环境部环境规划院董战峰认为，绿色共富就是要通过走资源消耗最小化、环境损害最低化、社会经济效益最大化的发展之路，解决中国发展中存在的不平衡不充分等问题。福建农林大学王文烂研究了森林碳汇与绿色发展的关系，指出发展森林碳汇可以有效抵消温室气体排放量。食品安

全也是绿色共富的重要内容之一。台湾屏东科技大学段兆麟认为，解决食品安全问题，不仅可以通过惩罚等负向手段，还可以通过教育引导等正向手段，且后者的成本往往更低，效果也更可持续。

4.建立生态产品价值实现机制，将生态蛋糕转化为经济蛋糕。建立生态产品价值实现机制是把生态价值转变为经济价值的有效途径，可以让人们从生态环境保护中获得生态和经济的双重收益。中国社会科学院生态文明研究所庄贵阳认为，将生态优势转变为区域优势和经济优势需要满足五点要求：第一，加强基础设施建设；第二，实现自然资本、物质资本、人力资本和社会资本的有机结合；第三，建立生态产品标准体系；第四，引进技术和人才组织生产；第五，通过营销将生态优势转变为经济优势。中国社会科学院数量经济与技术经济研究所张友国研究了生态产品资产证券化的本质和意义，认为生态产品资产证券化就是将生态产品这一“资产”的未来收益变现，实现融资目的，同时将生态产品的供需有效对接，促进生态产品资产的集中式、市场化管理。生态产品资产证券化需要坚持以下基本原则：坚持生态优先，绿色发展；坚持先易后难，循序渐进；坚持有为政府和有效市场的结合。

三、推动共同富裕的现实挑战

（一）产业高质量发展空间有待拓展

1.水产品贸易“大而不强”。尽管中国拥有强大的水产品供给能力、巨大的水产品市场需求和快速提升的水产行业生产效率，但是，中国的水产品贸易仍面临一些问题，影响了中国渔业的高质量发展。陈洁等学者分析了中国渔业高质量发展的制约因素，认为渔业空间收缩、粗放经营、不规范经营以及病害防控投入不足等都是需要解决的问题。中国海洋大学卢昆指出，中国水产品贸易存在以下问题：一是水产品贸易规模大但实力弱，供求结构不平衡；二是水产品生产成本上升，贸易竞争优势下降；三是水产品加工水平低，缺乏龙头企业带动；四是国际形势复杂，水产品贸易壁垒仍然存在。为了实现渔业高质量发展，需要及时调整水产品生产加工结构，提升水产品出口竞争力；优化水产品国际贸易格局，适应水产品出口市场的变化；强化水产品质检防疫工作，提升冷链物流运营体系的监管水平；健全贸易摩擦和贸易壁垒的应对机制。

2.茶产业发展质量有待提高。茶产业是一个能够带动几千万人增收的产业。在脱贫攻坚时期，茶产业是支撑茶农脱贫的支柱产业。未来，茶产业也将成为助推共同富裕的重要产业之一。但在高质量发展阶段，中国的茶产业仍有很大的改进和完善空间。孔祥智认为，中国茶产业发展存在诸多问题：第一，产品供求结构失衡。消费升级背景下，茶叶产能增大而消费市场增长缓慢。第二，业态融合发展形式单一，产品质量有待提升。除核心产区和半核心产区外，菜田生产的茶叶质量普遍不高。第三，发展方式粗放，竞争力不强，行业提质增效进展缓慢。冷杨对生态低碳茶的分析表明，尽管在高质量发展阶段，生态低碳茶是茶产业的发展趋势，但生态低碳茶体系还不完善，存在以下问题：第一，生态低碳茶的市场支持不足，生产与消费不匹配；第二，生态低碳茶的技术体系建设不完善，茶叶加工器械的节能水平有待提高；第三，茶园的固碳、碳汇功能兑现机制缺乏；第四，国家对生态低碳茶等低碳农产品缺少直接支持手段。为了解决上述问题，需从以下方面入手：加大对生态低碳茶的宣传推广力度；提升部门间联合攻关能力，提高技术水平；打通生态低碳茶进入碳市场的渠道，用通过碳市

场获得的收益反哺茶产业发展；加大对生态低碳茶茶园建设的投入力度。

（二）生态产品价值实现机制有待完善

“绿水青山就是金山银山”的理念表明，生态资源既有生态价值，也能转变为经济价值。但是，生态价值向经济价值的转化以及生态资源权益交易仍面临较多问题。张友国分析了生态资源权益交易存在的问题，认为主要有三个方面：第一，确权难，原因在于生态资源概念模糊，产权属性复杂。第二，估价难，原因在于生态资源定价缺乏统一标准。第三，交易难，原因在于生态资源交易机制尚未设计出公平有效的模式。王文烂对森林碳汇交易的研究表明，中国的森林碳汇交易尚处于起步阶段，森林碳汇的价值尚未得到充分开发。为此，需要进一步推动碳汇交易制度与林权制度耦合，通过制度协同解决森林碳汇收益的转移和分配问题。

（三）人才振兴机制设计有待加强

人力资源是城乡融合的关键因素，也是乡村振兴可持续发展和实现共同富裕的根本保障。与会学者分别探讨了中国大陆和中国台湾在实现共同富裕过程中人才振兴的关键作用，一致认为人才振兴不足会制约共同富裕的实现。

莆田学院李显章分析了乡村人才振兴面临的困境，认为现有的机制不能吸引各类人才到乡村去。他指出，城乡收入和社会地位的差距导致人才倾向于流向城市。他建议，通过志愿服务等方式，缓解乡村人才短缺的问题。汪明生分析了中国台湾共同富裕面临的挑战，指出30多年来高雄市近3/4的本科生在毕业后离开了当地。这种人才外流会影响当地的产业和人口，甚至会加剧地区间的分化，阻碍当地的发展。要实现乡村振兴，人才振兴是根本，必须积极探索人才下乡渠道，让乡村留得住人才。

（四）社会保障制度和公共服务体系有待完善

1.农村老年人口社会保障制度有待完善。共同富裕是在消除两极分化基础上的普遍富裕。中国已进入老龄化社会，老年人是社会弱势群体之一，他们生活水平的改善程度会影响共同富裕的进程。吴国宝指出，城乡老年人生活水平差距大是制约共同富裕的主要因素之一。实现共同富裕，必须解决好农村老年人的养老保障问题。中国社会科学院农村发展研究所崔红志探讨了共同富裕背景下农民养老的困境与对策，发现农村老年人的共同富裕面临家庭养老保障功能弱化、农村社会保障制度不健全、社区保障不具有普遍性和方向性等问题。他建议建立多元化的老年农民生活保障方式，完善农村社会保障制度，建立以村级养老服务中心为基础的居家养老服务体系。

人口老龄化不仅给社会保障带来了挑战，也对农业继承产生了影响。台湾大学张宏浩研究了中国台湾的老农津贴制度对农业继承的作用。他发现，在将领取老农津贴的资格年限从参加农民健康保险半年调整为15年后，46~52岁的农民为了确保自己65岁时能够顺利领取老农津贴，会提前进行农业继承。此外，这项政策调整还提升了农业的劳动供给和经营收入水平。平均来看，农业经营者从事农业相关工作的概率提高了3.50%，从事农业相关工作的人数增加了2.37%，投入农业工作的时间增加了4.18%，农业经营年收入提高了2.23%。

2.公共服务均等化有待推进。党的十九大报告指出，中国社会的主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。城乡发展不平衡、农村发展不充分是这种矛盾

的集中表现。推动农村人口实现市民化是解决发展不平衡、不充分问题的重要途径之一。中国的流动人口数量庞大，但由于二元户籍制度的制约，常住人口和户籍人口的城镇化率之间一直存在较大差距，人口市民化进程受到了制度性阻碍。通过在常住地提供基本公共服务，有利于促进人口市民化进程，缩小城乡差距。然而，中央党校（国家行政学院）邹一南认为，在常住地提供基本公共服务面临三个方面的“两难”困境：第一，落户的“两难”。一方面，如果推动落户，由于大城市落户难度大，中小城市又缺乏吸引力，农民不愿意在非原籍地落户。在这样的情形下，落户工作难以顺利开展。另一方面，如果不推动落户，在没有剥离户籍的情况下，农民仍有强烈的城市落户意愿。第二，居住证制度的“两难”。一方面，如果居住证附带的福利多，那么居住证的申领条件就会很高。这样，居住证就变成了“第二个户籍”或户籍的替代物。另一方面，如果居住证附带的福利少，那么居住证的申领者就会很少。这样，居住证也就没有了存在的必要和价值。第三，转移支付的“两难”。一方面，如果财政资金随人口流动而分配，即人口流入地用于公共服务的财政资金随人口流入规模的增加而增加，那么，在人口从欠发达地区向发达地区流动以及人口流出地公共服务水平较低的现实情况下，人口流入地和人口流出地之间的公共服务差距会进一步扩大。另一方面，如果财政资金不随人口流动而分配，即人口的流动不影响人口流入地和人口流出地用于公共服务的财政资金规模，那么人口在常住地就会缺乏相应的公共服务保障。针对这三个方面的“两难”困境，邹一南建议：完善落户政策，以“愿落尽落”为原则，根据不同规模城市的特点和需求，实施差异化政策；探索负面清单，提升地方政府履行责任的动力和意愿；提升常住地居民的福祉水平，以公共服务的均等化推动城市化进程。

四、深化两岸各领域融合发展，推动两岸人民的共同富裕

两岸同胞血脉相连，是血浓于水的一家人。作为经国务院台湾事务办公室批准的2023年对台交流重点项目，本届论坛以“乡村振兴与共同富裕”为主题，邀请了两岸的专家学者，围绕这一时代课题进行了深入的研讨和交流，为两岸共同富裕提供了有益的思路和建议。这对促进两岸的学术融合、产业融合，深化两岸交流合作，推动两岸关系和平发展均具有重要的意义。

本届论坛从宏观、中观和微观各个层面对乡村振兴与共同富裕进行了深刻解读。在主旨报告环节，四位来自海峡两岸的专家分别就乡村振兴与共同富裕的关系、乡村振兴的成就、推动共同富裕的经验等主题展开了深入分析。在各个分论坛，来自政府部门、高校、企业的研究人员围绕产业振兴、绿色共富、数字化转型、组织振兴等主题进行了充分的交流探讨，既总结了实现乡村振兴和共同富裕应当重点推进的领域，也指出了所面临的现实挑战，并提出了具有针对性的对策建议。与会人员一致认为，海峡两岸在实现乡村振兴和共同富裕的过程中存在一些共性问题，要进一步深化两岸各领域的融合发展，以此推动两岸人民的共同富裕。

（作者单位：中国社会科学院农村发展研究所）

（责任编辑：何 可）