

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（Acs 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的意见》，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直接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本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^⑤。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、更高层次和更深程度推进，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，打造产业镇、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?ts=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/ARTI1qYBOZndbYi8J9rTR1aV210316.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：

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

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

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：

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

(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：

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

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

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：

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

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_6333997.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 的创新转换系数越强, 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/szfl/dhd/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。

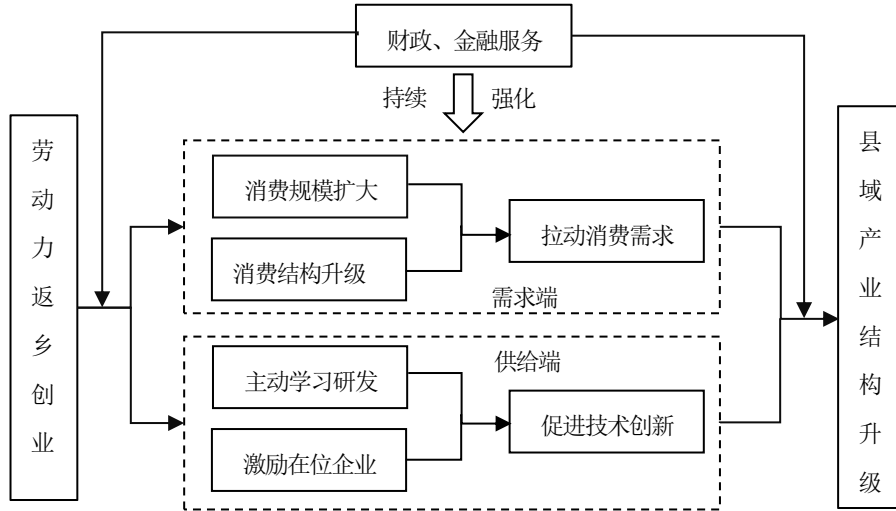


图1 逻辑框架

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	
观测值数	24973	24973	24973	24973	
R ²	0.859	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）。

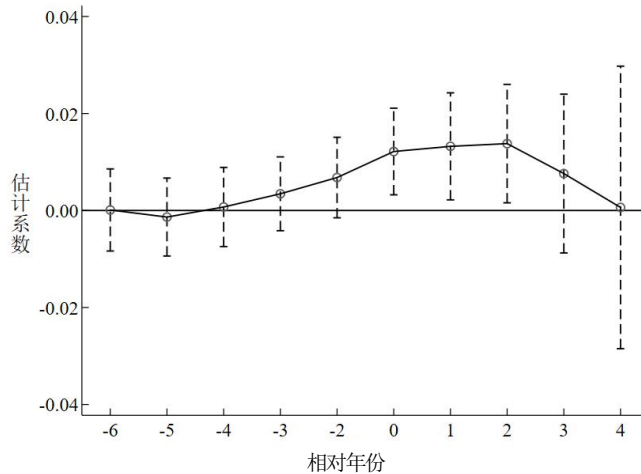


图2 平行趋势检验结果

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

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。

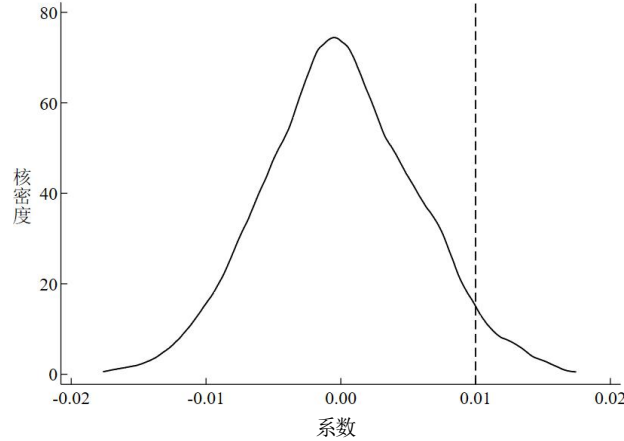


图3 安慰剂检验结果

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 2×2DID 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)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
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)
试点前一期		0.006 (0.004)					
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，优化县域科技研发创新环境，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. Pereira, 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.Marein, 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