

家乡创业环境与县域劳动力回流

——基于返乡创业试点的证据

付伟豪 郑旭刚 宁光杰*

内容提要 促进县域劳动力回流是推动城乡融合发展的重要途径。本文基于返乡创业试点政策的准自然实验，使用中国家庭金融调查数据和交错双重差分方法，考察地区创业环境的改善能否吸引县域劳动力回流。通过比较同户籍县的流动人口与回流人口，本文发现返乡创业试点的开展使流动人口回流的概率提升了4.6个百分点。机制分析发现，政策试点显著促进了产业集聚，改善了公共服务和融资环境，从而增加了创业的净收益。异质性分析表明，试点的开展通过提升返乡创业的预期收益，主要吸引了农业户口、40岁以上和初中及以下学历的劳动者回流。此外，试点政策不仅影响回流群体，也提升了本地非回流人口的创业概率和工商业经营收益。本研究为实现城乡融合发展、统筹新型工业化、新型城镇化与乡村全面振兴提供了政策依据。

关键词 返乡创业试点 劳动力回流 创业 城乡融合发展

一 引言

城乡融合发展是中国式现代化的必然要求。党的二十届三中全会指出，应“促进城乡要素平等交换、双向流动，缩小城乡差别，促进城乡共同繁荣发展”。然而，当前城乡要素单向流动导致的资源错配问题依然严峻，城乡居民收入差距持续存

* 付伟豪，中国人民大学劳动人事学院，电子邮箱：weihao_fu@ruc.edu.cn；郑旭刚，东北财经大学经济学院，电子邮箱：m18735120795@163.com；宁光杰（通讯作者），山东大学商学院，电子邮箱：gjning@sdu.edu.cn。作者感谢国家社会科学基金重大项目（项目编号：23&ZD043）、国家社会科学基金一般项目（项目编号：23BJL038）、国家自然科学基金专项项目（项目编号：72442003）的资助。

在，县域产业空心化与人口外流加剧（童玉芬，2018），进一步固化了城乡二元结构。在此背景下，推动劳动力从城市向县域回流，成为重构城乡要素双向流动格局、破解发展失衡的关键抓手。探究如何吸引劳动力回流，对打破要素单向流动壁垒，统筹新型工业化、新型城镇化与乡村全面振兴具有重要意义（邓金钱、蒋云亮，2024）。

流动人口不仅存在回流的现实需求，还能凭借其积累的技术、物质资本和人力资本优势，展现出更高的创业潜力。尽管流动人口在流入地通常能够获得更高收入，但受生活成本高、年龄增长、户籍限制等因素的制约，许多人最终面临回流或再次流动的选择（任远、施闻，2017；Wang & Fan，2006）。流动期间积累的物质资本和人力资本会提升其在劳动力市场的竞争力（Dustmann & Görlach，2016；Dustmann et al.，2011；Wahba，2015），从而获得比回流前更高的工作经验回报（宁光杰等，2022）。回流劳动力在技能水平、创造力和社交能力方面通常都会得到提升，更有可能凭借所积累的资本和经验开展创业活动（王瑜等，2024；Batista et al.，2017；Démurger & Xu，2011；Ding et al.，2025）。此外，流出地各项基础设施和公共服务体系的不断完善，也为返乡创业提供了良好的外部条件，进一步吸引了劳动力回流（季凯文等，2024；李建伟等，2024；李欣泽等，2024；邹月晴等，2023）。

通过改善地区创业环境，能否吸引流动人口回流创业，从而推动人口流出地的发展？在城市生活成本增加的背景下，吸引流动人口回流创业不仅可以补足县城发展的短板和弱项，也能缓解流入地城市的压力。自2016年起，国家发展和改革委员会分三批在共计300多个县区开展了返乡创业试点工作，旨在通过改善创业过程中面临的基础设施不足、公共服务短缺等问题，提升返乡创业的参与率和成功率，激发人口流出地经济发展的内生动力。

现有研究发现，返乡创业政策推动了县域经济增长（邓金钱、蒋云亮，2024；黄祖辉等，2022）、缩小了城乡收入差距（郭东等，2024），并提升了农户收入（郑兆峰、宋洪远，2023）。然而，该政策能否带动地区劳动力回流，尚没有相关讨论。如果劳动力回流并未增加，而只是通过提高政府支出、制定向乡村倾斜的政策来刺激经济增长，则实际上未达到政策预期。如果政策仅吸引了少数返乡创业群体，未能改善当地的创业就业环境，也难以带动县域层面的劳动力回流。因此，研究返乡创业试点是否吸引了区域劳动力回流，是评估政策效果、总结试点经验、探索以返乡创业推动县域发展机制的重要基础。

本文以返乡创业试点政策为准自然实验，分析改善地区创业环境是否能够吸引县

域劳动力回流。基于2019年中国家庭金融调查（CHFS）中的个体回流信息，本文构建了2012–2019年的个体面板数据，在县级层面比较了有流动经历个体的回流决策变动。将2016年、2017年和2018年三批返乡创业县级试点作为政策冲击，本文采用交错双重差分方法，比较试点县与同期非试点县人口的回流决策变化，估计试点政策对劳动力回流决策的边际影响。

本文的边际贡献主要体现在以下三方面。第一，深化了经典迁移理论，拓宽了劳动力回流影响因素的研究。本文实证验证了托达罗模型中预期净收益驱动迁移决策的核心假设，并进一步揭示了回流创业的预期收益可部分抵消地区收入差距的影响，为发展中国家政策干预下的劳动力流动理论补充了新机制。此外，现有研究主要关注流入地的制度限制、户籍地数字经济、社会保障等因素对劳动力回流的影响（丛胜美、罗必良，2024；张吉鹏等，2020；邹月晴等，2023）。本文则探讨人口流出地创业环境变化的影响，为劳动力回流的影响因素研究提供了新视角。第二，拓宽了返乡创业试点经济效果的评估。已有研究主要关注返乡创业试点对县域经济增长、城乡收入差距、农户收入的影响（邓金钱、蒋云亮，2024；郭东等，2024；黄祖辉等，2022；郑兆峰、宋洪远，2023）。然而，劳动力要素既是实现经济增长和乡村振兴的参与主体，也是前提条件，现有研究忽视了返乡创业试点对劳动力回流的影响。本文直接考察户籍地开展返乡创业试点对劳动力回流的影响，弥补了现有研究视角的空缺。第三，本研究为推动城乡融合发展，促进城乡要素平等交换、双向流动提供了政策依据。本文从要素双向流动视角揭示返乡创业试点的政策价值，阐明其通过创业环境优化促进城乡资本、技术、人才等要素高效互动的机制，为破解城乡二元结构提供了新思路。

本文其余章节安排如下：第二部分为政策背景与理论假说；第三部分为数据与实证策略；第四部分为回归结果；第五部分为机制分析与进一步讨论；第六部分为结论。

二 政策背景与理论假说

（一）政策背景

受人力资本和户籍制度的制约，农业转移人口主要在城市中工资收入较低、社会保障不健全的传统部门就业，难以平等享受城市基本公共服务，且承受较高的生活成本（周闯等，2024）。随着县域经济发展和创业环境改善，越来越多的农业转移人口选

择返乡创业，这不仅能够实现返乡人员自我就业，还能带动其他农村劳动力就业，激发县域经济的内生动力（黄祖辉等，2022；郑兆峰、宋洪远，2023）。然而，创业过程中的不确定性、资金缺乏和个体能力不足等问题均会影响劳动力的返乡创业决策。为优化创业环境、补足县域发展短板，各地方政府出台了相关政策，为返乡劳动力提供资金支持和创业培训。2015年11月30日，国家发展和改革委员会（以下简称国家发展改革委）等部委印发《关于结合新型城镇化开展支持农民工等人员返乡创业试点工作的通知》，启动了返乡创业试点申报工作，旨在鼓励和引导有城市工作经验的劳动力返乡创业。申报工作于2015年12月25日截止，2016年2月公布了首批90个县的试点名单。第二批试点申报工作于2016年8月18日开展，9月20日结束，并于12月公布116个县的试点名单。第三批试点申报工作于2017年7月11日开展，7月31日结束，2017年10月公布135个县的试点名单。三批试点共计341个县。

各试点地区主要围绕破除返乡创业的政策壁垒、优化返乡创业的体制机制环境等方面开展试点任务。具体措施包括：在产业培育方面，试点地区立足区域经济发展规律，利用本地要素禀赋，引导返乡创业项目与地方特色资源、区位条件及产业基础相融合，培育特色产业集群；以乡情、乡愁为纽带，以龙头企业、领军人才为支撑，精准招商，引导返乡人员抱团发展、集群创业；在平台建设方面，构建全方位创业支撑体系，通过建设标准化厂房等基础设施降低创业投入；在公共服务方面，推进简政放权改革，统筹推进社保、住房、教育、医疗等配套制度改革，确保返乡人员平等享受基本公共服务；在金融支持上，通过创新信贷政策、开发返乡创业金融产品、扩大直接融资渠道等举措，缓解返乡创业融资难问题。截至2022年底，全国返乡创业人员数量累计达到1220万人，为乡村振兴发展提供了新动力，平均每个创业主体可以带动6~7个本地农民就近就业^①。

（二）理论假说

传统迁移理论认为，劳动力迁移是个体根据迁移成本和回报做出的决策，即选择迁移净收益现值最大的地点（Sjaastad，1962；Todaro，1969）。新迁移经济学则将迁移决策的主体拓展至家庭，家庭成员通过迁移到不同地区分散风险、积累资本，以实现家庭效用最大化（Stark，1991）。劳动力回流行为也可视为迁移主体效用最大化的决策：若流出地创业预期收入提高，且回流的效用回报高于继续流动，则流动人口将选择回流。

^① 参见 <https://m.gmw.cn/baijia/2023-02/17/36372410.html>。

本文参考 Dustmann & Kirchkamp (2002) 建立了一个简单的个体效用最大化的迁移决策模型, 以说明返乡创业试点政策对流动人口回流决策的影响。假设存在一个在流动劳动者, 需要立即决策是否进行回流, 在回流后将选择受雇或是创业。流动个体对流出地 (E) 和流入地 (I) 的信息有完美预见性, 且流入地平均工资高于流出地, 即 $w_I > w_E$ 。流动人口通过选择是否回流和回流后活动实现效用最大化。效用函数由下式给出:

$$U_j = \begin{cases} \beta_j c_j, & \text{if } j = I \\ \beta_j c_j - h\alpha, & \text{if } j = E \end{cases} \quad (1)$$

其中, U_j 表示个体在地点 j 的效用; c_j 代表在地点 j 消费带来的效用。 β_j 代表偏好参数。本文假设 $\beta_E > \beta_I > 0$, 即移民从流出地中获得的效用大于流入地。其原因可能包括: 流入地的户籍限制、家乡的生活成本更低和社会网络支持等。 h 代表回流后的选择参数, 创业则 $h = 1$, 受雇则等于 0。创业是指以营利为目的, 从事工商业生产经营活动, 并承担市场风险的经济行为。 α 表示相对于受雇, 回流后从事创业活动带来的创业成本。创业成本指劳动力在创业过程中需承担的全部经济与非经济投入, 例如资金、融资与制度性门槛等显性成本, 以及社会网络成本、风险成本等隐性成本。

流动人口通过最大化 U_j 进行决策, 但要满足以下预算约束:

$$BC = \begin{cases} p_j c_j - w_j = 0, & \text{if } j = I \\ p_j c_j - (1 - h)w_j - hr = 0, & \text{if } j = E \end{cases} \quad (2)$$

其中, p_j 代表地点 j 的商品价格。本文假设 $p_I > p_E$, 即同一组商品在流入地更贵。 r 代表创业活动的回报。将式 (2) 代入式 (1) 得到两种选择下的间接效用函数:

$$U_j = \begin{cases} \beta_j w_j / p_j, & \text{if } j = I \\ \beta_j ((1 - h)w_j + hr) / p_j - h\alpha, & \text{if } j = E \end{cases} \quad (3)$$

个体通过比较两种决策的回报大小决定是否回流, 其决策函数如下:

$$P(\text{Return} = 1) = \Pr(U_E - U_I) = \Pr\left(\beta_E((1 - h)w_E + hr)/p_E - h\alpha - \beta_I w_I / p_I\right) \quad (4)$$

其中, Return 表示劳动者是否回流; $P(\text{Return} = 1)$ 代表劳动者选择回流的概率, 后文简记为 P 。 U_E 和 U_I 分别代表个体在流出地和流入地的效用水平。个体回流至流出地的净收益越大, 个体越有可能进行回流决策。

返乡创业试点政策下, 人口流出地政府需要提高创业的净收益以吸引流动人口返乡创业。假设试点政策带来的人均政府投入为 G 。其中, γ 份额用来提高创业回报, $(1 - \gamma)$ 份额用来降低创业成本, $\gamma \in (0, 1)$ 。新的创业回报 $r' = r + \gamma G$, 新的创业成本

$\alpha' = \alpha - (1 - \gamma)G$ 。考虑政策投入的流出地效用函数为：

$$U_E = (\beta_E(1 - h)w_E + h(r + \gamma G))/p_E - h(\alpha - (1 - \gamma)G) \quad (5)$$

将考虑政府投入的 U_E 代入式 (4) 后对政策投入 G 求偏导数可得：

$$\frac{\partial P}{\partial G} = \frac{\partial P}{\partial(U_E - U_I)} \frac{\partial(U_E - U_I)}{\partial G} = \frac{\partial P}{\partial(U_E - U_I)} \cdot \left(\frac{h\gamma}{p_E} + h(1 - \gamma) \right) > 0 \quad (6)$$

政策投入 G 越大，流动人口回流概率越大。由此，本文提出主假说：

假说1：返乡创业试点政策能够提升劳动力回流的概率。

在此基础上，本文进一步分析返乡创业试点影响回流的机制。由式 (4) 求偏导，易知 $\partial P/\partial r > 0$, $\partial P/\partial \alpha < 0$ 。在此基础上，可将 $\partial P/\partial G$ 写成如下形式：

$$\frac{\partial P}{\partial G} = \frac{\partial P}{\partial r'} \frac{\partial r'}{\partial G} = \frac{\partial P}{\partial \alpha'} \frac{\partial \alpha'}{\partial G} > 0 \quad (7)$$

政府可以通过提高创业回报率 r ，或者降低创业成本 α ，以提高创业净收益，从而吸引劳动力回流。一方面，在创业回报方面，试点政府往往通过招商、承接产业转移、发展电商等方式引进培育返乡创业产业集群，利用当地资源发展比较优势产业，形成规模经济优势，进而提高返乡创业的收益。另一方面，各地政府通过提升创业服务、降低融资用地成本等举措优化营商环境，降低返乡创业显性成本，以及通过搭建创业平台等方式降低隐性成本，吸引劳动力回流。由此，本文提出如下假说：

假说2：返乡创业试点政策可以通过提高创业回报率 (r) 提升劳动力回流概率。

假说3：返乡创业试点政策可以通过降低创业成本 (α) 提升劳动力回流概率。

这里需要注意的是，并非回流地的收益绝对值大于流入地才会发生回流，其也受到两地的消费价格 p 和个人偏好 β 的影响。但这些因素并非返乡创业试点政策直接影响到的要素，因此本文对二者不做进一步讨论。此外，流出地平均工资 w_E 的上升也会提高回流概率 ($\partial P/\partial w_E > 0$)。但是在返乡创业试点工作中，地方政府并不能直接影响当地的平均工资水平，只能通过返乡创业政策带动地方产业发展，通过企业边际劳动效率提升改善地方工资水平，其并非政策的短期影响效果。

三 数据和实证策略

(一) 数据和变量

本文使用西南财经大学中国家庭金融调查与研究组织中心组织开展的中国家庭金融调查微观数据 (China Household Finance Survey, CHFS) 进行分析。中国家庭金融调查自

2011年开始,每两年进行一次,样本覆盖全国29个省、355个县(区、县级市)、约4万户家庭以及12万个体,对全国、省级和副省级城市具有代表性(甘犁等,2019)。自2017年起,中国家庭金融调查开始询问个体回流经历,包括回流时间、曾经流入地等问题,可以识别个体回流的完整时间和空间变化信息,为本文考察返乡创业试点对劳动力回流的影响及其作用机制提供了数据支撑。

本文将流动人口定义为常住地与户籍所在县不一致超过6个月的群体,并扣除市辖区内人户分离的人口。回流人口定义为在户籍所在县以外地区(不包括市辖区内人户不一致)居住或工作半年及以上,且现已返回户籍所在县级市的群体(不包括外出务工或居住期间户籍迁移的群体)。与国家统计局以乡镇街道不一致判断人户分离不同,本文在县级层面判断流动和回流。这是由于返乡创业试点在县级层面开展,本文需观察县级层面的流动行为决策。基于上述定义,本文使用CHFS数据构造流动和回流变量。由于CHFS自2017年才开始对流动人口回流情况进行调查,缺乏政策实施前的回流调查,仅合并2017年和2019年调查样本构成面板数据无法满足研究需要。因此,本文利用2019年CHFS数据中的个体外出务工时间和回流时间,构造2012年至2019年个体层面的回流变量和面板数据。这样既可保证样本的全国代表性,又可避免因各期间失访样本和新增样本差异带来的估计偏差。同时,通过问卷中个体的回流时间和流出时间信息构造回流变量,也不会造成时间层面信息的缺失,且个体层面特征变量均可推算出前期值。

本文数据处理的关键在于如何识别回流人口和流动人口,并基于其户籍所在地进行比较。首先,识别出在流动群体。根据受访者是否人户分离(常住地非户口所在县区且非市辖区内跨区)6个月以上判断个体当前是否处于流动状态。其次,识别回流群体。根据问题“在外地(户籍省市外)有过半年以上生活或工作吗?”判断受访者是否曾有半年以上流动经历。该问题仅能在市级层面识别流动经历,这将导致无法构造市内跨县的回流变量。因此,本文将2011年、2013年、2015年和2017年CHFS数据中个体市内跨县流动经历,匹配到2019年的调查样本中,以此构造个体县级回流信息^①。在此基础上,本文将当前处于非流动状态,并有县级人户分离经历半年以上的个体定义为回流群体。同时,去除无回流经历的本地户籍人口,集中对比有流动经历人群是否做出回流决策。在此基础上,本文根据问题“哪一年回到户籍所在地?”“哪一年去到(流动地)所在地?”识别出个体流出和回流时间。由此构造出回流变量 $Return_{it}$,代表个体 i 在 t 期是否回流,回流则为1,仍在流动则为0。

① 可联系作者获取回流变量及面板数据的详细构建说明。

本文对样本作如下处理。第一，保留2019年年龄在20~65岁的劳动年龄人口。由于本文基于2019年样本构造面板数据，此处相较于一般定义的16~60岁推迟了五年，旨在避免删除刚退出劳动力市场的群体。第二，参考张吉鹏等（2020）的研究，为避免户籍迁移人口的干扰，删除了曾有过跨市户口迁移经历的样本。第三，本文删除个体在开始流动前的观测样本，即去除个体处于无流动经历且非回流的本地样本时期，以此对比流动群体和回流群体，避免本地样本混杂带来的偏误。第四，删除户籍区县可观测个体数量少于10的样本，避免固定效应组内样本过少导致的估计偏误。综上，构造出2012–2019年的非平衡面板数据，共包含65011个样本。

本文的核心解释变量为区县在当年是否开展返乡创业试点。国家发展改革委等部门分别在2016年2月、2016年12月和2017年10月分三批开展返乡创业试点工作。为此，将试点开展时间设定为2016年、2017年和2018年。若 c 县在 t 年入选试点名单，则该县在 t 年后的返乡创业试点变量赋值都为1，否则为0。

本文控制变量包括三个方面。一是户籍区县层面的控制变量。返乡试点县的选取过程是否随机，直接影响本文研究结论的稳健性。《关于结合新型城镇化开展支持农民工等人员返乡创业试点工作的通知》文件中指出了试点选择的标准，主要包括地方政府重视程度、城镇化建设水平、区域产业特色。据此，本文提取了可能影响返乡创业试点选择的前定变量，包括地方财政一般预算支出、人均地区生产总值（GDP）、教育和医疗设施水平（普通中学学校数量对数、医院卫生院床位数量对数）、第二产业和第三产业增加值份额。将户籍区县初期特征的前定变量与时间的交互项作为区县层面的控制变量，以此避免试点选择非随机性的影响。县级层面信息均来自《中国县域统计年鉴》。二是个体层面的控制变量。包括性别、年龄、教育年限、婚姻状况、户籍类型。描述性统计见表1。由表1可见，回流变量均值为0.133。CHFS于2019年调查了劳动力回流的原因，其中家庭照料占28%、工作机会占19%、返乡创业占4%。试点地区因返乡创业回流的比例（4.53%）略高于非试点地区（4.33%）。变量返乡创业试点显示，约6.5%的样本处于返乡创业试点政策执行后的县区。样本平均教育年限约为10.35年，男性占比57.3%，平均年龄33岁，已婚人口占比68.1%，农业户口占比71.9%。三是固定效应。包括户籍地区县固定效应、年份固定效应、个体流入地城市固定效应。

表1 描述性统计

变量名称	变量定义	样本量	均值	标准差
回流	回流人口=1，在流动人口=0	65011	0.133	0.340

续表

变量名称	变量定义	样本量	均值	标准差
返乡创业试点	区县在当年开展政策试点（是=1）	65011	0.065	0.246
教育水平	教育年限（年）	65011	10.350	3.848
性别	男性=1，女性=0	65011	0.573	0.495
年龄	由调查年份减出生年份得出	65011	32.860	11.940
婚姻状况	已婚=1，未婚=0	65011	0.681	0.466
是否农业户口	农业户口=1，非农户口=0	65011	0.719	0.450
人均GDP	县GDP（万元）与常住人口数（万人）比值对数	65011	5.818	0.747
财政支出	地方财政一般预算支出（万元）对数	65011	15.528	1.210
二产份额	县第二产业增加值份额（%）	65011	45.060	13.100
三产份额	县第三产业增加值份额（%）	65011	33.920	10.790
教育设施水平	县普通中学学校数量（个）对数	65011	3.471	0.466
医疗设施水平	县医院卫生院床位数量（个）对数	65011	7.367	0.651

资料来源：根据2019年中国家庭金融调查数据和国家统计局数据计算得到。

（二）实证策略

本文使用交错双重差分方法估计返乡创业试点对县域劳动力回流的影响。具体模型设定如下：

$$Return_{ict} = \alpha + \beta \cdot DID_{ct} + \theta X_{it} + \sum_{k=2012}^{2019} X'_c I_k + \eta_c + \gamma_t + \mu_m + \varepsilon_{it} \tag{8}$$

其中， $Return_{ict}$ 代表户籍县为 c 的个体 i 在 t 期是否回流，回流赋值为1，仍在流动则为0； DID_{ct} 为主要解释变量，代表地区 c 在 t 期是否被列为返乡创业试点，列入试点为1、否则为0；系数 β 反映了试点政策对回流的影响； X_{it} 代表个体 i 在 t 期的个体特征变量； $\sum_{k=2012}^{2019} X'_c I_k$ 代表区县期初特征与时间的交互项； η_c 为户籍地区县固定效应； γ_t 为时间固定效应； μ_m 为流入地城市固定效应； ε_{it} 为误差项。标准误聚类到户籍县层面。

四 回归结果

（一）基准回归结果

表2展示了返乡创业试点对劳动力回流影响的基准回归结果。第（1）列为控制了时间固定效应和户籍地区县固定效应的回归结果。结果显示，开展返乡创业试点使流动人口回流概率显著提升了4.5%。第（2）列和第（3）列进一步控制了个体和户籍地

区县层面的变量，结果依然显著。第（4）列中，本文进一步控制了流入地城市固定效应，结果显示，开展返乡创业试点使流动人口回流概率显著提升了4.6%，即返乡创业试点政策的实施可以吸引劳动力回流。

表2 返乡创业试点吸引劳动力回流

	(1)	(2)	(3)	(4)
返乡创业试点	0.045** (0.020)	0.045** (0.020)	0.045** (0.020)	0.046** (0.020)
个体特征	否	是	是	是
区县特征	否	否	是	是
流入地城市固定效应	否	否	否	是
时间固定效应	是	是	是	是
户籍地区县固定效应	是	是	是	是
观测值	65011	65011	65011	65011
R ²	0.183	0.188	0.310	0.318

注：个体控制变量包括性别、年龄、教育年限、婚姻状况、户籍类型；户口所在县地区特征变量包括期初人均GDP对数、地方财政一般预算支出（万元）对数、第二产业增加值占比（%）、第三产业增加值占比（%）、义务教育学校数量对数、医院数量对数与时间虚拟变量的交互项；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著；括号内为户籍地区县层面聚类稳健标准误。

资料来源：根据2019年中国家庭金融调查数据和国家统计局数据计算得到。

（二）稳健性检验

1. 事前趋势检验

双重差分模型估计结果的有效性依赖于平行趋势假设是否成立，即在没有返乡创业政策的情况下，回流决策在试点县区和非试点县区间具有相似的趋势。de Chaisemartin & D’Haultfoeuille（2020）、Goodman-Bacon（2021）指出，交错双重差分估计量是所有可能的多个2×2估计量的加权估计，其中可能存在负权重问题，从而导致估计出的 β 是不一致的。为观察在本研究背景下是否存在负权重问题以及其严重程度，本文首先对估计量进行分解，然后再进行事前趋势检验。

图1显示了Goodman-Bacon分解结果。较早处理组与较晚组的比较效应、较晚处理组与较早组的比较效应、处理组与对照组的比较效应权重分别为2.8%、1.5%、95.7%，系数分别为-0.023、-0.010、0.047。处理组相对于较早对照组的权重很小，估计结果受异质性处理效应的影响较小，交错双重差分（DID）估计量是稳健的。为增强检验结

果的稳健性和可信度，本文将采用能够解决异质性处理效应的估计量进行事前趋势检验。

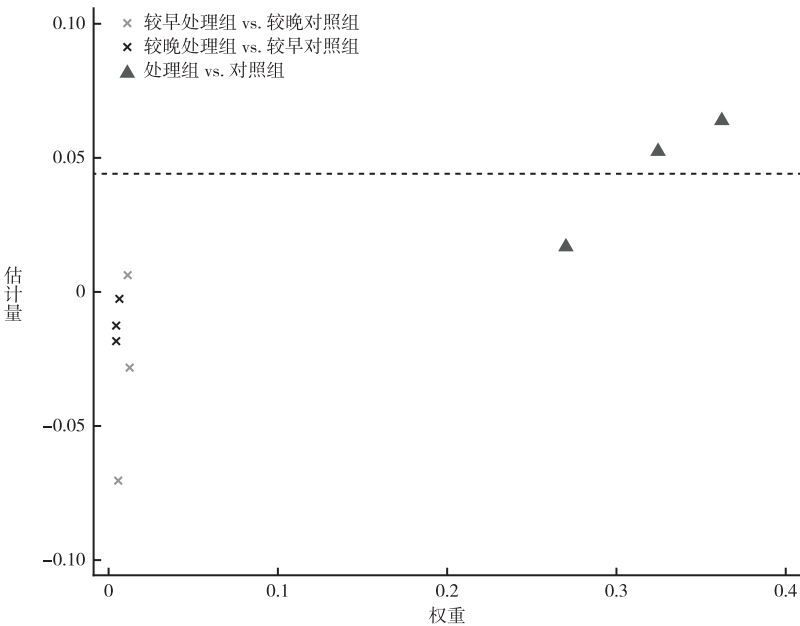


图1 对回流决策的Goodman-Bacon分解结果

资料来源：根据2019年中国家庭金融调查数据和国家统计局数据绘制得到。

本文基于事件研究法进行事前趋势检验，模型设定如下：

$$Return_{ict} = \alpha + \sum_{j=-1, j \geq -6}^3 \beta_j D_{ct}^j + \theta X_{it} + \sum_{k=2012}^{2019} X_c' I_k + \eta_c + \gamma_t + \mu_m + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中， D_{ct}^j 为一组虚拟变量：当 $j \geq 0$ 时，代表处理组 c 县在实施返乡创业试点后的 j 年；当 $j < -1$ 时，代表处理组 c 县在实施返乡创业试点前的 j 年。本文以政策实施前一年为基准年，因此 $j \neq -1$ 。在此基础上，本文参考Gardner（2022）提出的两阶段双重差分估计量，解决异质性处理效应可能带来的问题。两阶段双重差分的原理是先识别组别效应和时期效应，然后在第二阶段将其剔除后，再对处理变量进行回归。第一阶段，估计一个无处理变量的双向固定效应模型；第二阶段，从观察数据中消除组别效应与时期效应，将所得余值与处理变量回归。图2展示了使用两阶段双重差分估计量绘制的系数估计值及其95%置信区间。除试点开展的 $t-5$ 期有显著的负效应，其余试点前虚拟变量均不显著且系数在0附近波动，并且试点政策出台后，估计系数发生了显著的正

向变化。此外，本文还基于事件研究法进行了事前趋势检验，结果显示政策实施前所有估计系数均接近零且置信区间覆盖零值，表明试点县与非试点县在政策实施前的回流概率趋势无显著差异。政策实施后，处理效应系数显著为正，且随政策推进持续扩大，满足平行趋势假设^①。因此，可认为事前平行趋势基本满足，基准回归估计结果是有效的。

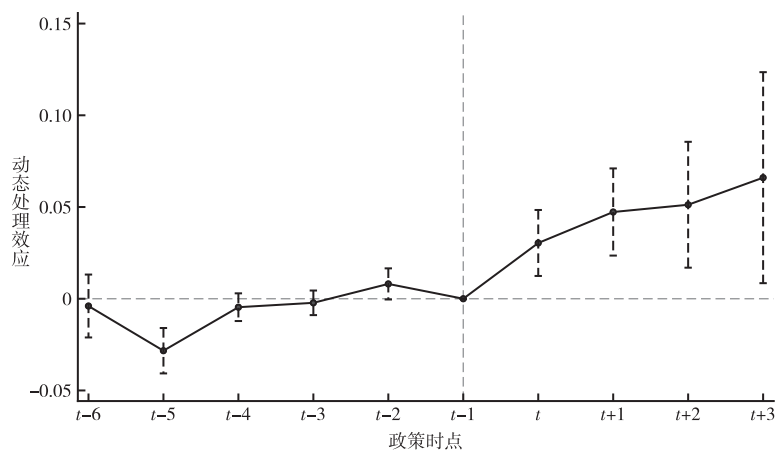


图2 事前趋势检验

注：图中展示了基于Gardner（2022）的动态处理效应；横轴表示与试点实施年 t 年的相对时间，纵轴表示动态处理效应；垂直虚线表示政策试点开始时间；点表示处理期间估计的平均处理效应和处理前期间的安慰剂效应，虚线表示95%置信区间区域。

资料来源：根据2019年中国家庭金融调查数据和国家统计局数据绘制得到。

本文还提供了更多事前趋势检验的经验证据，使用Borusyak et al.（2024）提出的稳健事前趋势检验方法进行检验。该方法将事前趋势检验与冲击后处理效应估计相分离，避免了事前检验结果对事后处理效应估计的影响。以试点开展前六年为基期，政策实施前所有系数估计值均在零附近且置信区间覆盖零值，说明试点开展前试点县和非试点县的回流概率不存在明显差异，这补充了事前趋势平行假设满足的证据^②。

2. 平衡性检验

在控制前定变量的情况下，实验组和对照组是否平衡是影响结果稳健性的重要方

① 限于篇幅，基于事件研究法的事前趋势检验结果可联系作者获取。

② 限于文章篇幅，可联系作者获取使用Borusyak et al.（2024）方法的事前趋势检验结果。

面。参考 Li et al. (2016)，本文对样本的平衡性进行检验，分析在控制前定变量的情况下实验组和对照组是否平衡。回归公式如下：

$$NWC_{c2012} = \alpha + \beta_2 Treat_c + Control_{c2012} + \varepsilon_c \tag{10}$$

其中， NWC_{c2012} 为样本县 c 在 2012 年其他可观测到的非前定变量。本文选取了人口数量对数、土地面积对数、产业结构、平均工资对数、宽带接入用户数对数； $Treat_c$ 代表是否为返乡创业试点处理组，是为 1，否则为 0； $Control_{c2012}$ 为基准回归使用的前定变量。表 3 的估计结果显示，在加入前定变量、上述变量分别作为因变量时， β_2 的估计均不显著，表明本文在控制了前定变量后，实现了实验组和非实验组的有条件随机。

表 3 平衡性检验

	人口数量对数	土地面积对数	产业结构	平均工资对数	宽带接入用户数对数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
处理组	0.026 (0.018)	-0.048 (0.049)	-0.055 (0.085)	-0.005 (0.007)	-0.037 (0.025)
期初区县特征变量	是	是	是	是	是
观测值	2031	2031	2031	2031	2031
R ²	0.921	0.665	0.481	0.899	0.820

注：期初区县特征变量包括人均 GDP 对数、地方财政一般预算支出对数、第二产业增加值份额、第三产业增加值份额、普通中学学校数量对数、医院卫生院床位数量对数；*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著；括号内为区县层面聚类稳健标准误。

资料来源：根据国家统计局数据计算得到。

3. 排除其他政策干扰

在返乡试点政策期间，可能同时存在许多其他政策对个体回流决策产生影响，进而影响本文的识别结果。因此，本文在控制了五项可能造成混淆的相关政策后，使用基准模型重新进行估计。一是新型城镇化试点政策。2014 年，党中央提出“以人为核心”的新型城镇化发展战略，并决定因地制宜开展新型城镇化试点任务。现有研究发现，该政策显著提升了农业转移人口的就业质量，增强了地方公共服务水平（周闯等，2024），由此可能影响劳动者的回流决策。二是推动大众创业、万众创新的双创示范基地政策。该政策始于 2016 年，在高校、科研院所和企业设立试点，提升了当地创新创业水平，促进了经济增长（杨立生、龚家，2022），从而可能带动人口流入。三是智慧城市试点。住建部于 2012 年正式发布智慧城市试点政策。已有

研究表明，智慧城市建设提高了地区创业活力和经济发展质量（湛泳、李珊，2022）。四是脱贫攻坚政策。在精准扶贫战略中，“脱贫摘帽”有效提高了低收入群体的收入水平（李芳华等，2020），产业扶贫、易地搬迁等措施也可能吸引外出劳动力返乡。五是电子商务进农村综合示范政策。自2014年起，商务部在全国范围内分批推进电子商务进农村示范县建设，重点完善农村物流体系和电商服务平台（孙妍等，2024；张琛等，2023）。为此，本文在回归中分别加入代表上述政策试点的虚拟变量进行回归，结果见表4。回归结果显示，排除其他混淆政策的干扰后，本文基准回归结果依然稳健。

表4 返乡创业试点政策与人口回流：混淆变量检验

	排除新型城镇化 试点	排除双创示范 基地试点	排除智慧城市 试点	排除脱贫摘帽	排除电子商务 进农村
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
返乡创业试点	0.048** (0.020)	0.046** (0.020)	0.045** (0.020)	0.043** (0.019)	0.039** (0.018)
特征变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
观测值	65011	65011	65011	65011	65011
R ²	0.319	0.318	0.318	0.319	0.320

注：特征变量包括个体特征和地区特征；固定效应包括时间、户籍地区县、流入地城市固定效应；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著；括号内为户籍地区县层面聚类稳健标准误。

资料来源：根据2019年中国家庭金融调查数据和国家统计局数据计算得到。

4. 安慰剂检验

为防止基准回归结果是由不可观测的随机因素产生，而非返乡创业试点开展所引致，本文采用安慰剂检验，通过随机生成处理组和处理时间的方法，排除不可观测随机因素对基准回归结果的干扰。首先，本文构建一个伪政策变量，随机选取22个县作为试点地区，并将这22个县随机分配到2016年至2018年之间的伪试点年份。随后，重新估计式（8），并用伪政策变量替换原有变量，重复该模拟估计500次。最后，绘制模拟结果，如图3所示。安慰剂检验结果显示，伪估计系数基本集中在零值附近，且基本位于真实系数左侧，表明不可观测因素对基准回归结果的影响较小。

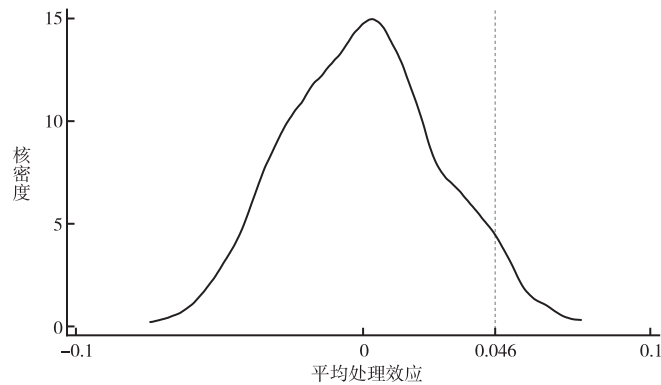


图3 安慰剂检验

资料来源：根据2019年中国家庭金融调查数据和国家统计局数据绘制得到。

5. 样本选择问题 PSM-DID

由于返乡创业试点县的评选需先按照层级进行申报，再根据推荐名单进行评选，因此可能存在样本自选择问题。地区间经济发展水平、产业结构等特征可能会影响返乡创业试点区县的评选。为此，本文通过倾向得分匹配方法，排除地区间可观测特征的系统性差异所引致的样本自选择问题，将上述控制变量作为匹配变量，逐年采用1对1近邻匹配方法，为每个处理组样本匹配一个控制组样本，并将样本合并为新的数据集，使用权重非空的样本重新进行估计。表5第（1）列结果显示，返乡创业试点仍能显著吸引劳动力回流，基准回归结果依然稳健。

6. 工具变量

遗漏变量问题可能导致内生性，从而引起因果效应估计的偏误。本文采用工具变量法进一步对结果进行稳健性检验。鉴于地形与人口分布密切相关，本文选取地形起伏度与时间趋势的交乘项作为工具变量。在相关性方面，返乡创业试点主要选择在人口流出地、新型城镇化建设任务较重的地区以及外出务工人员输出地。早期城市多形成于气候温和、土壤肥沃、地形平坦的地区，而地形起伏度较高的地区通常因资源承载力和经济发展潜力受限成为人口流出地，这些地区更易成为返乡创业试点，工具变量满足相关性要求。在外生性方面，地形起伏度作为地质历史演变的产物，外生于当前经济系统，且难以直接影响农民工回流决策，因此满足外生性条件。地形起伏度基于中国地理90米分辨率数字高程数据，通过ArcGIS计算得出。表5第（2）列为工具变量第一阶段的估计结果，解释变量与工具变量显著正相关。此外，Kleibergen-Paap rk LM 和 Cragg-Donald Wald F 统计量显示，在1%和10%的显著性水平下拒绝了识别不足

和弱识别的原假设。表5第（3）列给出了两阶段最小二乘法的估计结果，返乡创业试点带动劳动力回流的结论依然稳健。

表5 返乡创业试点政策与人口回流：稳健性检验

	PSM-DID 插值	工具变量一阶段	地形起伏度工具 变量回归	剔除退出劳动力 市场样本
	(1)	(2)	(3)	(4)
返乡创业试点	0.049** (0.024)		0.579** (0.228)	0.036* (0.021)
地形起伏度×时间趋势		0.002*** (0.000)		
特征变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	51281	65011	65011	49526
R ²	0.329	0.461	0.098	0.325

资料来源：根据2019年中国家庭金融调查数据和国家统计局数据计算得到。

7. 排除临时性回流群体

回流群体中也存在一些因照料家乡老人、小孩等原因出现的临时回流个体。他们虽然在统计上表现为回流，但并非返乡创业试点政策影响的结果。因此，本文通过筛选实际参与本地经济活动的个体，以排除短期返乡群体，避免临时回流带来的估计偏差。在具体数据处理中，本文去除了退出劳动力市场的样本，即当前没有就业、调查时点前3个月内未找过工作或调查接下来的2周内不能开始工作的样本。由表5第（4）列可见，排除临时性回流群体后，本文的研究结论依旧成立。

（三）异质性分析

基准回归结果仅表明返乡创业试点的开展能够促进劳动力回流，但无法揭示具体是哪类劳动力群体回流。本部分将从户籍类型、年龄类型和教育类型三个方面，检验返乡创业试点吸引了哪些类型的劳动者回流。

1. 户籍类型异质性

分析回流主体的户籍特点是研究政策影响机制的重要途径。受户籍制度制约，农民工群体主要在收入较低、缺乏社会保障的城市次级劳动力市场就业，公共服务获取成本更高（周闯等，2024）。这导致他们在流入地的效用水平低，容易受到流出地政策的吸引。本文根据劳动者户籍类型，分别对农业户口与非农户口的劳动力进行回归分析。由表6第（1）列和第（2）列可以发现，试点政策对农业户口的回流决策产生了显著的正

向影响，而对非农户口样本的影响并不显著。这表明个体回流决策受到返乡创业试点的拉力和户籍制度推力的双重作用。

2. 年龄类型异质性

随着劳动者年龄的增长，其面临的求职难度和解雇风险显著提升，但由于积累的经济资本和社会资本相对较高，其创业倾向也随之增强。为此，本文将样本分为40岁及以下和40岁以上两组，分年龄组进行讨论。由表6第（3）列和第（4）列可见，返乡创业试点主要吸引了40岁以上的中年劳动人口，对40岁及以下的青年劳动人口影响不显著。由于年长劳动者在城市就业市场中的竞争力相对较弱，面临更高的失业风险，当返乡创业政策带来的预期收入超过其城市预期收入时，他们更有动力参与返乡创业活动。

3. 教育类型异质性

人力资本不仅影响个体流动决策，也是影响地区发展的重要因素。为此，本文根据劳动者受教育水平，将其分为初中及以下和高中及以上两类群体。由表6第（5）列和第（6）列可以发现，返乡创业试点主要吸引了初中及以下学历的劳动者回流。这说明返乡创业试点政策仍难以吸引高学历人才回流。低学历劳动者在流动地更容易面临就业困境，当返乡创业试点通过降低创业门槛、提供政策扶持等方式提升创业预期收益时，他们更可能选择回流。

综上所述，当前返乡创业试点的实施主要吸引了农业户籍、40岁以上和初中及以下学历的劳动力群体回流。这反映出返乡创业政策尚未能改变城乡预期收入差距的现状，城乡发展差异仍然显著。这些农业户籍、40岁以上和初中及以下学历的劳动力在城市劳动力市场中处于相对弱势地位，面临较高的城市生活成本。在返乡创业试点提升创业收益、降低创业成本的双重作用下，其返乡预期收入超过了继续留在城市的预期收益，从而促使其做出返乡决策。

表6 返乡创业试点政策与人口回流：户口、年龄、教育异质性

	户籍类型		年龄类型		教育类型	
	农业户口	非农户口	40岁及以下	40岁以上	初中及以下	高中及以上
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
返乡创业试点	0.038** (0.019)	0.048 (0.038)	0.028 (0.018)	0.079*** (0.031)	0.053** (0.023)	0.028 (0.019)
特征变量	是	否	是	是	是	否
固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	46725	18286	45404	19581	37447	27564
R ²	0.341	0.368	0.318	0.424	0.353	0.341

资料来源：根据2019年中国家庭金融调查数据和国家统计局数据计算得到。

五 机制分析与进一步讨论

（一）机制分析

在前文基础上，本部分进一步探讨返乡创业试点政策如何吸引劳动力回流，并从试点区县创业收益和创业成本两方面进行机制分析。

国家发展改革委办公厅2021年发布的《关于推广支持农民工等人员返乡创业试点经验的通知》中主要总结了三点经验：一是引进培育发展县乡特色产业集群；二是强化返乡创业平台支撑；三是聚焦融资难、用地难、引才难等问题^①。尽管各县区政府的具体政策存在较大差异，但其落脚点均在于提高创业收益和降低创业成本。一方面，政府通过承接产业转移、招商引资、构建创业平台等方式，在县级层面推动产业集聚，发挥规模经济优势，从而提高创业收益。例如，安徽省望江县的服装产业、潜山县的制刷产业、贵州省正安县的吉他产业等，都是产业集聚的典型代表。另一方面，政府通过提升创业服务、降低融资和用地成本等举措，优化营商环境，降低返乡创业成本。例如，国家返乡创业专项贷款的发放，以及各试点的“放管服”改革，均构建了良好的返乡创业营商环境。

本文根据《中国县域统计年鉴》数据，构建了2010–2019年区县层面的面板数据，在区县层面选取创业收益和创业成本相关指标进行机制检验，回归结果见表7。在创业收益方面，本文选取区县第二产业增加值对数和二产新增企业数量衡量区县产业发展水平和集聚程度（Glaeser et al., 2010；郭卫军、黄繁华，2021）。在区县层面，试点县乡通过招商、建设创业园等手段，旨在形成第二产业的特色集群，通过形成规模经济吸引返乡创业，这是影响创业收益的重要因素。其中，县域新增企业数量根据天眼查数据库中的新注册企业信息整理得出。在创业成本方面，本文使用公共服务和融资水平作为营商环境改善的代理变量（Acs & Storey, 2004）。其中，公共服务水平指标参考田艳平和冯国帅（2019），将义务教育、医疗和社会福利收养单位三类指标合成。融资水平使用县级人均金融机构贷款规模（万元）对数表示，人均贷款规模的上升可以间接反映融资成本的下降（方颖等，2024）。创业净收益的提升会带来乡村创新创业水平的提高，本文使用阮建青等（2024）编制的2014–2019年中国乡村创新创业指数衡量试点县的创业水平综合变化。

在控制县域层面特征变量的基础上，表7第（1）列和第（2）列的结果显示，试点

^① 参见 https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-09/20/content_5638482.htm。

政策颁布后，二产增加值和二产新增企业数量显著提升，政策试点带来了地区产业规模和创业收益的上升。第（3）列和第（4）列的结果表明，返乡创业试点带来了地区公共服务和融资水平的提升，改善了地区营商环境，降低了创业成本。第（5）列的结果显示，试点地区创新创业水平显著上升。

表7 机制分析：返乡创业试点政策、创业收益与创业成本

	二产增加值 (对数)	二产新增企业 数量(对数)	公共服务水平	融资水平	乡村创新创业 指数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
返乡创业试点	0.043* (0.024)	0.039* (0.021)	0.032** (0.014)	0.033** (0.016)	0.306* (0.172)
特征变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
观测值	16200	16200	16200	16200	9720
R ²	0.959	0.927	0.963	0.972	0.959

注：第（1）列至第（4）列使用2010–2019年区县面板数据，第（5）列使用2014–2019年区县面板数据；特征变量包括区县期初户籍人口对数、土地面积对数、一般财政预算支出对数与时间虚拟变量的交互项；固定效应包括时间和区县固定效应；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著；括号内为城市层面聚类稳健标准误。

资料来源：根据2011–2019年中国家庭金融调查数据、2014–2019年中国乡村创新创业指数和国家统计局数据计算得到。

（二）进一步讨论

地区创业收益的上升和营商环境的改善，不仅会提高回流人口的创业收益和回流率，还会带动本地人口的创业活动。区县特色产业发展水平的提升将提高本地人口的工资水平，进一步吸引劳动力回流。因此，本部分将进一步分析试点政策是否仅影响了回流群体的创业概率，还是对本地人口的创业概率也具有溢出效应。

理论上，本文需先观察返乡创业试点是否提升了回流人口的创业概率、创业收入和工资性收入，再考察试点政策是否对其他本地人口产生影响。与基准回归中仅使用2019年流动经历构造面板不同，创业变量需从各年调查数据中分别获取，并区分回流与本地样本。然而，CHFS数据自2017年才开始调查回流指标，无法精确区分2017年之前样本中的回流人口与本地人口。因此，本文首先使用2017年和2019年数据，分析回流人口相较于本地人口是否具有更高的创业概率。在此基础上，利用2011年至2019年非回流本地人口样本，判断政策的溢出效应。如果政策对本地人口具有溢出作用，

那么也会对创业概率更高的回流人口产生影响。

创业概率指标采用家庭层面“是否从事工商业生产经营项目”构造虚拟变量（是=1，否=0），创业收入以工商业项目经营收入度量。工资性收入采用个体层面“家庭成员去年工资收入”的对数表示。在对本地人口进行回归分析时，需要剔除所有回流样本和流动样本，但2017年之前的人户不分离样本中可能也包含回流后的人员。因此，本文根据2017年和2019年的样本回流经历，匹配2011年、2013年、2015年的追踪样本，以识别回流人口。但也存在部分2017年开始失访的前期样本，无法对其回流经历进行匹配。由此导致2011–2015年本地人口样本中存在未被识别的回流人口，从而提高了试点前年份的平均创业概率，导致政策效果被低估，但在回归系数正向且显著的情况下，不影响结论。

表8第（1）至第（3）列结果显示，有回流人口的家庭相较于本地家庭具有更高的创业概率、工商业收入和工资性收入。第（4）列至第（5）列结果显示，返乡创业政策试点推动了非回流本地家庭创业概率和工商业收入的提升，返乡创业政策对本地人口创业存在溢出效应。但第（6）列中工资性收入的影响不明显，可能是由于试点后的产业集聚水平仍然不足，企业生产率的提升尚不足以提高当地的平均工资水平。

表8 返乡创业试点与个体创业、就业和收入

	回流人口 vs. 本地人口			非回流本地人口		
	创业	工商业收入	工资性收入	创业	工商业收入	工资性收入
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
回流人口	0.016*** (0.005)	0.388*** (0.093)	0.071*** (0.015)			
返乡创业试点				0.020** (0.010)	0.203* (0.120)	-0.013 (0.042)
特征变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	29751	1512	14341	71713	7742	15302
R ²	0.091	0.310	0.230	0.058	0.902	0.272

注：特征变量包括个体（或家庭）特征和期初地区特征与时间虚拟变量的交互项；固定效应包括时间、区县固定效应；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著；括号内为区县层面聚类稳健标准误。

资料来源：根据2011–2019年中国家庭金融调查数据和国家统计局数据计算得到。

六 结论

吸引劳动力回流是推进城乡融合发展的重要举措。本文使用2019年CHFS数据,以返乡创业试点政策作为准自然实验,分析地区创业环境的改善能否吸引县域劳动力回流。本文利用CHFS的回流信息,构建了2012-2019年的个体面板数据,在县级层面采用多期双重差分估计策略,比较了同户籍县有流动经历个体的回流决策变动。

本文研究发现,返乡创业试点使流动人口回流概率提升了4.6%。经过事前趋势检验、平衡性检验、控制其他同期政策影响、安慰剂检验、处理样本选择问题以及剔除临时流动样本后,该结论依然稳健。异质性分析发现,试点政策主要吸引了农村户口、40岁以上和初中及以下学历的劳动者。机制分析显示,政策试点地区第二产业增加值和注册企业数量增加,产业集聚水平上升,公共服务和融资环境也得到改善,由此带来创业预期净收益的提升。此外,试点政策不仅影响回流群体,也对其他本地人口的创业概率和工商业经营收益具有正向溢出效应。但非回流的本地人口平均工资水平未上升,可能是由于试点后的产业集聚水平仍然不足,企业生产率的提升尚不足以提高当地的平均工资水平。

研究结果具有如下政策启示。第一,深入推进返乡创业试点政策的实施。围绕引进和培育返乡创业特色产业集群,实施“特色产业培育计划”,结合县域资源禀赋,重点发展2~3个主导产业。建立健全产业协同机制,促进返乡创业项目与当地龙头企业深度对接,形成产业链上下游联动发展格局。同步推进返乡创业园区建设,完善基础设施配套,优化土地、厂房等要素供给,并配套实施差异化的财税优惠政策,为返乡创业者提供全方位支持。第二,构建差异化的创业支持体系。针对不同群体特征,应建立分类指导、精准施策的多维支持机制。面向中高年龄及技能弱势群体,应重点开发符合其认知特点和就业需求的实用型创业培训体系,切实提升其返乡创业能力。与此同时,完善人才梯度培育计划,打造多层次、立体化的人才发展平台,破除制约要素双向流动的体制性障碍,着力营造有利于人才返乡发展的生态环境,通过制度创新和平台建设吸引高素质人才返乡发展。第三,构建长期性、普惠性的创业服务体系。地方政府应避免仅对返乡创业人群采取短期补贴的方式,而应通过持续改善地区营商环境、降低创业成本,构建长期可持续的创业支持体系,使其惠及地区全体居民,而非仅支持返乡群体的创业。

参考文献：

- 丛胜美、罗必良（2024），《农村基本养老保险与农民工回流决策——基于劳动时间与安全性的解释》，《经济经纬》第6期，第58-70页。
- 邓金钱、蒋云亮（2024），《返乡创业试点政策对乡村振兴的影响研究——来自中国县域面板数据的经验证据》，《中国人口科学》第1期，第51-66页。
- 方颖、汪怀、郭晔（2024），《贷款市场化定价、企业融资成本与信贷配置效率》，《金融研究》第4期，第38-55页。
- 甘犁、吴雨、何青、何欣、弋代春（2019），《中国家庭金融研究（2016）》，成都：西南财经大学出版社。
- 郭东、李琳、庞国光、乔璐（2024），《农民工返乡创业何以缩小县域城乡收入差距——基于返乡创业试点政策的考察》，《中国人口科学》第5期，第50-65页。
- 郭卫军、黄繁华（2021），《产业集聚与经济增长质量——基于全球82个国家和地区面板数据的实证分析》，《经济理论与经济管理》第1期，第37-51页。
- 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。
- 季凯文、孙玮、罗璐蕙、潘丹（2024），《农村电子商务发展对农民工返乡创业的影响——基于四期CFPS数据的实证》，《农林经济管理学报》第5期，第623-631页。
- 李芳华、张阳阳、郑新业（2020），《精准扶贫政策效果评估——基于贫困人口微观追踪数据》，《经济研究》第8期，第171-187页。
- 李建伟、高月超、王薇（2024），《引“家燕”归巢：数字普惠金融能提高劳动力回流意愿吗？》，《财经论丛》第12期，第69-79页。
- 李欣泽、高源、李芳芳（2024），《打破城乡壁垒：新型城镇化试点对数字经济创新创业活跃度的影响研究》，《劳动经济研究》第2期，第119-143页。
- 宁光杰、崔慧敏、付伟豪（2022），《大城市的工作经验在中小城市有价值吗？——劳动力回流视角的分析》，《经济评论》第5期，第51-66页。
- 任远、施闻（2017），《农村外出劳动力回流迁移的影响因素和回流效应》，《人口研究》第2期，第71-83页。

- 阮建青、杨奇明、叶武威、张雨薇 (2024),《中国乡村创新创业发展: 指数构建与测度分析》,《经济与管理》第5期,第9-18页。
- 孙妍、陈立东、邢春冰 (2024),《农村电子商务发展与劳动力就业选择——基于性别差异视角》,《劳动经济研究》第6期,第47-69页。
- 田艳平、冯国帅 (2019),《城市公共服务对就业质量影响的空间差异》,《城市发展研究》第12期,第122-129页。
- 童玉芬 (2018),《中国特大城市的人口调控: 理论分析与思考》,《人口研究》第4期,第3-13页。
- 王瑜、何宇鹏、陈传波、郭红东 (2024),《互联网使用如何影响返乡创业绩效? ——来自全国返乡创业抽样调查的证据》,《劳动经济研究》第5期,第113-142页。
- 杨立生、龚家 (2022),《创新创业、数字普惠金融与经济增长——基于国家双创示范基地设立的准自然实验》,《华东经济管理》第8期,第51-62页。
- 湛泳、李珊 (2022),《智慧城市建设、创业活力与经济高质量发展——基于绿色全要素生产率视角的分析》,《财经研究》第1期,第4-18页。
- 张琛、马彪、彭超 (2023),《农村电子商务发展会促进农村劳动力本地就业吗》,《中国农村经济》第4期,第90-107页。
- 张吉鹏、黄金、王军辉、黄勖 (2020),《城市落户门槛与劳动力回流》,《经济研究》第7期,第175-190页。
- 郑兆峰、宋洪远 (2023),《返乡创业试点政策对农户收入的影响》,《中国人口科学》第6期,第95-110页。
- 周闯、郑旭刚、许文立 (2024),《县域新型城镇化建设与农业转移人口就业质量》,《世界经济》第4期,第212-240页。
- 邹月晴、陈媛媛、宋扬 (2023),《家乡数字经济发展与劳动力回流——基于互联网平台发展的视角》,《经济学报》第1期,第310-343页。
- Acs, Zoltan & David Storey (2004). Introduction: Entrepreneurship and Economic Development. *Regional Studies*, 38 (8), 871-877.
- Batista, Catia, Tara McIndoe-Calder & Pedro Vicente (2017). Return Migration, Self-Selection and Entrepreneurship. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 79 (5), 797-821.
- Borusyak, Kirill, Xavier Jaravel & Jann Spiess (2024). Revisiting Event-Study Designs: Robust and Efficient Estimation. *Review of Economic Studies*, 91 (6), 3253-3285.
- de Chaisemartin, Clément & Xavier D'Haultfœuille (2020). Two-Way Fixed Effects Estimators

- with Heterogeneous Treatment Effects. *American Economic Review*, 110 (9), 2964–2996.
- Démurger, Sylvie & Hui Xu (2011). Return Migrants: The Rise of New Entrepreneurs in Rural China. *World Development*, 39 (10), 1847–1861.
- Ding, Haoyuan, Wenjuan Dong & Cong Qin (2025). Does Migrant Working Experience Stimulate Returnees' Entrepreneurship: Evidence from Rural China. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 229, 106865.
- Dustmann, Christian & Joseph-Simon Görlach (2016). The Economics of Temporary Migrations. *Journal of Economic Literature*, 54 (1), 98–136.
- Dustmann, Christian & Oliver Kirchkamp (2002). The Optimal Migration Duration and Activity Choice After Re-Migration. *Journal of Development Economics*, 67 (2), 351–372.
- Dustmann, Christian, Itzhak Fadlon & Yoram Weiss (2011). Return Migration, Human Capital Accumulation and the Brain Drain. *Journal of Development Economics*, 95 (1), 58–67.
- Gardner, John (2022). Two-Stage Differences in Differences. *arXiv Working Paper*, No. 2207.05943.
- Glaeser, Edward, William Kerr & Giacomo Ponzetto (2010). Clusters of Entrepreneurship. *Journal of Urban Economics*, 67 (1), 150–168.
- Goodman-Bacon, Andrew (2021). Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing. *Journal of Econometrics*, 225 (2), 254–277.
- Li, Pei, Yi Lu & Jin Wang (2016). Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China. *Journal of Development Economics*, 123, 18–37.
- Sjaastad, Larry (1962). The Costs and Returns of Human Migration. *Journal of Political Economy*, 70 (5, Part 2), 80–93.
- Stark, Oded (1991). *The Migration of Labor*. Cambridge, Massachusetts: Basil Blackwell.
- Todaro, Michael (1969). A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries. *American Economic Review*, 59 (1), 138–148.
- Wahba, Jackline (2015). Selection, Selection, Selection: The Impact of Return Migration. *Journal of Population Economics*, 28 (3), 535–563.
- Wang, Wenfei Winnie & Cindy Fan (2006). Success or Failure: Selectivity and Reasons of Return Migration in Sichuan and Anhui, China. *Environment and Planning A: Economy and Space*, 38 (5), 939–958.

Hometown Entrepreneurial Environment and Return Migration to Counties: Evidence from a Hometown Entrepreneurship Pilot Program

Fu Weihao¹, Zheng Xugang² & Ning Guangjie³

(School of Labor and Human Resources, Renmin University of China¹;

School of Economics, Dongbei University of Finance and Economics²;

Business School, Shandong University³)

Abstract: Promoting return migration to counties is a key approach to advancing urban-rural integrated development. This paper investigates whether an improved hometown entrepreneurial environment attracts labor back to counties, leveraging a quasi-natural experiment from China's hometown entrepreneurship pilot program. Using data from the China Household Finance Survey (CHFS) and employing a difference-in-differences (DID) method, we compare the migrant and return migrant populations from the same hukou county. The findings indicate that the pilot policy increased the probability of migrants returning by 4.6 percentage points. Mechanism analysis reveals that the policy significantly fostered industrial agglomeration and improved both public services and the financing environment, thereby increasing the net returns to entrepreneurship. Heterogeneity analysis shows that by enhancing the expected returns of starting a business back home, the policy primarily attracted return migrants with an agricultural hukou, those above 40, and individuals with a junior high school education or less. Furthermore, the policy's impact extended beyond the returnee group, boosting the entrepreneurship rates and business incomes of the local non-migrant population as well. This study offers policy insights for achieving urban-rural integration and coordinating new industrialization, new urbanization, and comprehensive rural revitalization.

Keywords: hometown entrepreneurship pilot program, return migration, entrepreneurship, integrated urban-rural development

JEL Classification: J01, J61, L26

(责任编辑: 王 俊)