

返乡创业如何影响创业者家乡其他农户收入

郑兆峰 高 鸣

摘要：政府和学术界对以返乡创业带动农户增收寄予厚望，然而，返乡创业带动农户增收的微观机制仍有待探索。本文利用全国农村固定观察点2010—2022年调查数据，从村庄层面测度返乡创业强度，研究其对创业者家乡其他农户收入的影响及作用机制。研究发现，返乡创业强度越高，创业者家乡其他农户的收入水平越高，该结论在控制内生性和稳健性检验后依然成立。机制分析表明，返乡创业强度的提高能够通过推动创业、促进就业、盘活要素的方式促进创业者家乡其他农户增收。异质性分析表明，生存型返乡创业强度和发展型返乡创业强度的提高均能促进创业者家乡其他农户增收，但发展型返乡创业强度的提高促进农户增收的效果更好；与东部、数字金融发展水平低、非宅基地制度改革试点地区相比，中部和西部、数字金融发展水平高、宅基地制度改革试点地区返乡创业强度的提高更能发挥农户增收效应。本文的研究结论为支持返乡创业提供了事实支撑与政策启示。

关键词：返乡创业 农户增收 农村劳动力就业 要素盘活

中图分类号：F304.8 **文献标识码：**A

一、引言

增加农民收入是“三农”工作的中心任务。习近平总书记强调，要“千方百计拓宽农民增收致富渠道”^①。党的二十届三中全会指出，要完善强农惠农富农支持制度。改革开放以来，随着工业化和城市化的不断推进，非农部门的发展为大量农村剩余劳动力提供了丰富的就业机会，中国农村居民人均可支配收入经历了长期的快速增长（李实和朱梦冰，2018）。2024年，中国农村居民人均可支配收入为23119元，比1978年实际增长31.5倍^②。虽然中国农村居民收入在过去的几十年里持续增长，但

[资助项目] 研究阐释党的二十届三中全会精神国家社会科学基金重大专项“巩固和完善农村基本经营制度的理论和实践研究”（编号：24ZDA052）；国家社会科学基金青年项目“返乡创业改善农村初次分配的机制与对策研究”（编号：23CJL013）；清华大学中国农村研究院博士论文奖学金项目“农民工返乡创业对农户收入的影响研究”（编号：202326）。

[作者信息] 郑兆峰，中国农业大学国家农业农村发展研究院；高鸣（通讯作者），农业农村部农村经济研究中心，电子邮箱：gaoming@agri.gov.cn。

^①习近平，2023：《加快建设农业强国 推进农业农村现代化》，《求是》第6期，第12页。

^②本段所用数据来自国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

总体水平仍然较低（何秀荣，2021）。并且，随着中国经济发展的阶段性特征发生深刻变化，支撑农民增收的传统动力逐渐减弱，农民收入增长明显放缓。根据国家统计局的数据，农村居民人均可支配收入实际增速从2011年的11.4%下降至2024年的6.3%。在共同富裕的新征程上，必须进一步挖掘农民收入的新增长点。

创业是促进减贫增收的重要手段（Sutter et al., 2019）。作为中国经济发展过程中的一种独特现象，返乡创业有望成为促进农民增收的新引擎（厉以宁，2009；陈锡文，2018）。返乡创业指农民经过一段时间的外出务工后重新返回家乡，并在乡村、小城镇或县城投资商品性农业或创办加工业、服务业等企业的行为（韩俊，2009）。农民工等返乡开展创业活动占据一定优势：与本地人员相比，农民工等群体在外出务工中积累了财富、增长了见识、提升了技能，具有很强的创业潜力（周广肃等，2017）；与外来投资者相比，返乡人员熟悉当地资源优势，村民对其高度认同（李周，2019），具备更好的创业基础。返乡创业的意义不仅表现为创业者及创业企业可以获得经济效益，更为重要的是，可能产生人力资本溢出、创造就业岗位和优化资源配置等正外部性，从而带动创业者家乡其他农民就业、推动欠发达地区经济社会发展（Si et al., 2015）。

为了促进以创业带动就业，形成经济发展与扩大就业的良性互动，党的十八大以来，“支持返乡创业”多次被写入中央“一号文件”，政府也实施了一系列支持返乡创业的具体措施。例如，2015年以来，国家发展改革委会同有关部门分三批组织了341个返乡创业试点县（市、区），为试点地区返乡入乡创业活动提供资金、用地和技术方面的支持^①。在政府支持下，“返乡创业潮”成为中国经济社会发展中的一个重要现象。农业农村部数据显示，2025年中国返乡入乡创业人员数量有望超1500万人^②。政府和学术界对以返乡创业带动农户增收寄予厚望，而且，返乡创业群体也已初具规模。那么，返乡创业在带动创业者家乡其他农户增收方面是否具有良好的效果？如果能，这一增收效应是如何实现的？什么样的创业环境更有利于返乡创业发挥农户增收效应？系统研究这些问题，不仅能为中国推动返乡创业和促进农民增收提供现实依据，也能为世界上其他发展中国家促进减贫增收提供经验借鉴。

已有文献围绕上述问题进行了一定的研究。在理论研究层面，多数学者认为农民工等群体返乡创业能够带动当地更多农民增收。一方面，返乡创业具有示范作用，能够带动更多农民通过开展创业活动增收致富（厉以宁，2009）；另一方面，返乡创业能够推动农业产业升级和乡村新产业、新业态的发展，从而创造更多就业机会，带动当地其他农户增收（陈锡文，2018）。但也有学者指出，大多数发展中国家的创业活动都是生存型创业，目的是为创业者及其家庭成员提供就业机会（Schoar, 2010）。而且，欠发达地区创业的成功率较低，即使创业强度提高，也难以产生增收效应（Alvarez et al., 2015）。实证研究层面，汤龙等（2024）采用县域数据评估了返乡创业试点政策对农民收入的影响，认为返乡

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

^②资料来源：《明年返乡入乡创业者有望超1500万人》，http://www.moa.gov.cn/xw/shipin/202412/t20241220_6468251.htm。

创业试点政策实施可以通过推动第二和第三产业发展、吸引要素流入等渠道显著提高试点地区农民的收入。郑兆峰和宋洪远（2023）使用全国农村固定观察点农户层面的调查数据，检验了返乡创业试点政策对提升农户收入水平和缩小农户收入差距的作用。王轶和刘蕾（2022）采用返乡创业企业调查数据证实，农民工高质量返乡创业有助于提高雇员的工资性收入。总体而言，既有文献以理论研究为主，而且分析结论存在分歧，仅有的少量实证研究也未能提供返乡创业影响创业者家乡其他农户收入的直接经验证据。有鉴于此，本文基于全国农村固定观察点数据，对返乡创业强度与创业者家乡其他农户收入的因果关系进行探讨。与已有研究相比，本文的主要贡献体现为以下三点。

第一，提供了村庄层面返乡创业强度的直接测度，丰富了创业增收的相关研究。现有文献主要以返乡创业试点政策作为返乡创业的代理变量。实际上，返乡创业试点政策实施对农户收入的影响可以分为两个环节：政策促进农民工等外出务工人员返乡创业，返乡创业影响家乡其他农户收入（黄祖辉等，2022）。采用试点政策实施度量返乡创业存在逻辑链条缺失、实证缺乏连贯性等问题。利用全国农村固定观察点的连续跟踪数据，本文能够识别村庄层面的返乡创业强度，进而提供返乡创业强度与创业者家乡其他农户收入之间因果关系的直接证据。这是对创业增收相关研究的重要拓展。

第二，将研究对象细化至返乡创业者家乡的其他农户，实证分析返乡创业强度对创业者家乡其他农户收入的真实影响。已有文献将返乡创业者与创业者家乡其他农户视为同一研究对象，考察返乡创业试点政策实施对农户收入的影响。然而，返乡创业试点政策实施的农户增收效应可能只是由政策支持下返乡创业者收入的提高带来的，难以证明返乡创业促进了创业者家乡其他农户收入的提高。本文将研究视角聚焦在创业者家乡的其他农户，采用全国 207277 户农户的大样本面板数据考察返乡创业强度对创业者家乡其他农户收入的影响，不仅有助于提高样本的代表性，而且能够通过提高估计量的稳健性增强研究结果的可信度。

第三，通过刻画返乡创业强度对农户经济行为的影响，揭示返乡创业改变创业者家乡其他农户收入的微观机制。由于对微观层面数据的开发不足，已有研究在探讨返乡创业影响农户收入的作用机理时主要聚焦于宏观层面，缺乏对微观机制的探讨，导致相关研究与现实的贴合度不高。本文将实证检验返乡创业强度对农户创业、非农就业和要素流动的影响及其对农户工商业经营收入、工资性收入和财产性收入的传递效应。对上述微观作用机理的探讨，有助于深化对返乡创业影响创业者家乡其他农户收入实际效果的认识，也能够进一步丰富创业增收的相关研究。

二、理论分析与研究假说

根据创业研究的经典理论——Timmons 创业要素模型，创业机会、创业团队和创业资源是创业活动的基本要素，创业者需要对上述三个方面的基本要素进行匹配与平衡，才能获得成功（Timmons and Spinelli, 2003）。返乡创业以个体工商户和小型企业为主（胡祎和张正河，2022），对创业团队的要求不高，创业机会的发掘与创业资源的获取是返乡创业能否成功的关键。在创业机会的发掘方面，已有研究表明，创业者所经历的外部环境会影响其识别创业机会的能力（Mathias et al., 2015）。农民工

等群体在外务工或经商过程中，开阔了视野、积累了经验，识别创业机会的能力明显提升。在创业资源的获取方面，返乡人员在外务工经历中不仅提升了人力资本、社会资本和金融资本，也培养了政策信息获取能力，为成功创业奠定了一定的资源基础（周广肃等，2017）。此外，创业环境对创业的成功同样至关重要（Audretsch et al., 2015）。近年来，随着乡村振兴等重大战略的不断推进，中国农村基础设施持续改善，公共服务水平不断提升，创业环境逐步优化。而且，不少地方政府出台了相关政策，为返乡创业活动提供财政金融、实用技术、市场拓展等方面的支持，创造了良好的政策环境。总的来说，农民工等返乡人员创业具备一定的现实基础，其创业成功的概率大大提高。大量研究表明，创业能够推动地区经济增长（万海远，2021）、促进减贫增收（Sutter et al., 2019）。根据相关文献对创业活动外溢性的理论阐释，本文从创业带动、就业带动和要素盘活三个维度对返乡创业强度影响创业者家乡其他农户收入的微观机制进行分析。

其一，创业带动效应。返乡创业强度提高能够带动创业者家乡其他农户开展创业活动，增加后者的工商业经营收入。第一，返乡创业具有“示范—模仿”效应。返乡创业可以为其他农户提供精神上的激励和行为上的指导，拥有创业榜样的农民触发创业事件的可能性更大（李静等，2017）。一方面，根据行为经济学理论，返乡创业的成功案例能够形成“可见性激励”，降低其他农户对创业风险的过度规避（Kahneman and Tversky, 1979）。另一方面，返乡创业者嵌入村庄血缘、地缘网络，能够发挥人力资本的正向溢出作用。例如，返乡创业者雇用本地青年参与经营活动，可以通过“学徒制”培养后者的市场敏感性与管理能力，本地青年未来独立创业的概率往往更高。又如，返乡创业者有时会通过茶话会、节庆活动等非正式场景进行经验分享，这种面对面的交流能够突破显性知识的编码化限制，促进隐性知识的传递（Tuitjer and Küpper, 2020）。第二，返乡创业具有联系效应。一方面，返乡创业能够在当地市场产生产业间溢出效应，在与供应商等上游企业的联系、与销售商等下游企业的联系中促进当地市场的多元化发展，为更多本地创业活动的开展提供空间。例如，创办一家食品加工公司，可以直接或间接增加市场对当地农产品的需求，促进农业种植、包装、物流等上下游产业的发展。另一方面，返乡创业不仅能将新设备、新产品和新技术引入当地市场，还能带来产品选择、营销策略、管理理念等非物化技术，会有力提高本地企业的生产率（黄祖辉等，2022）。创业是提高收入的重要途径，随着返乡创业强度的提升，返乡创业的“示范—模仿”效应和联系效应越发明显，带动创业者家乡其他农户通过创业实现增收的效果也会越明显。

其二，就业带动效应。返乡创业强度提高能够为创业者家乡其他农户提供就业机会，增加后者的工资性收入。中国农村劳动力就近就地非农就业的需求仍有待满足。一方面，第三次全国农业普查数据显示，中国农业生产经营人员仍有 3.1 亿人^①。对此，学术界普遍认为，中国的农业劳动力仍需大量减少（黄季焜，2022）。另一方面，随着经济增速的放缓和人们就业观念的转变，越来越多的农村劳动力选择返乡就业。根据国家统计局的数据，2012—2023 年，本地就业农民工占农民工总量的比重从

^①资料来源：《第三次全国农业普查主要数据公报（第五号）》，http://www.stats.gov.cn/sj/tjgb/nypcgb/qgnypcgb/202302/t20230206_1902105.html。

37.8%上升至 40.7%，而且，本地就业农民工总量年均增速比外出就业农民工总量年均增速高出 1.6 个百分点^①。然而，县域就业机会不足可能导致本地农民工就业不充分。返乡创业强度的提高能够为愿意就近就地就业的农村劳动力创造就业岗位。第一，返乡创业不仅包括传统种植养殖活动的升级，还包括发展工业制品、休闲娱乐等二三产业。这些形式的返乡创业均会产生一定的用工需求。根据农业农村部数据，一个返乡创业创新项目平均可吸纳 6.3 人稳定就业、17.3 人灵活就业^②。第二，返乡创业不仅可以直接创造就业岗位，还可能吸引上下游企业入驻从而提供间接就业，推动农村劳动力向非农部门转移。第三，大量返乡创业者并非迫于生计或单纯基于经济利益的考虑而开展返乡创业活动，更多是为了得到认可和自我实现（杨婵等，2017）。因此，带动家乡群众增收致富成为他们赋予自己的使命，这也会促使返乡创业者创造出更多的就业岗位。返乡创业创造的新增就业机会，不仅有助于农户生计的非农化转型、实现资源优化配置，还能够促进本地农民工更加充分地就业、实现工资性收入的增长。

其三，要素盘活效应。返乡创业强度提高能够促进创业者家乡其他农户租出闲置土地、农房等资源，增加后者的财产性收入。土地是农民最重要的资产，土地租金是农民财产性收入的重要来源。农民的土地租金主要由两部分构成：承包地流转租金，闲置农房出租租金。返乡创业对农户财产性收入的影响也主要表现在这两个方面：从承包地看，根据新迁移经济学理论，农户倾向于通过家庭内部的成员分工实现收益最大化。返乡创业提供的本地非农就业机会可以显著降低农户对土地的依赖，降低流转承包地的机会成本，提高承包地流转概率，进而增加承包地流转租金（张景娜和张雪凯，2020）。从闲置宅基地及农房看，随着中国农村经济的快速发展和城市化、工业化的持续推进，闲置宅基地、空置住宅等现象大量存在（孙晓勇，2023）。根据自然资源部等部门的统计，全国至少有 7000 万套农房和 3000 万亩宅基地处于闲置状态，大量农房和宅基地成为“沉睡资源”（常钦，2018）。在建设用地指标紧张的背景下，返乡创业催生的农村新产业、新业态不仅为盘活闲置宅基地及农房提供了新空间，创业项目带来的基础设施改善和产业集聚效应也使周边闲置农房租金溢价明显（郭君平等，2020）。不仅如此，返乡创业者作为“本乡人”，能够利用血缘、地缘关系降低租赁双方的违约风险，通过缓解信息不对称程度降低交易成本。随着返乡创业强度的提升，对土地、农房等资源的需求不断扩大，创业者家乡其他农户的增收渠道进一步拓宽。

综上所述，本文提出研究假说 H1 和研究假说 H2。

H1：返乡创业强度提高可以促进创业者家乡其他农户增收。

H2：返乡创业强度提高通过创业带动、就业带动、要素盘活促进创业者家乡其他农户增收。

^①资料来源：《国家统计局发布 2012 年全国农民工监测调查报告》，https://www.gov.cn/gzdt/2013-05/27/content_2411923.htm；《2023 年农民工监测调查报告》，https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202405/content_6948813.htm。

^②资料来源：《农业现代化辉煌五年系列宣传之二十二：返乡创业热 农民增收多》，http://www.jhs.moa.gov.cn/ghgl/202106/t20210622_6370060.htm。

三、数据来源、变量选取和模型构建

（一）数据来源

本文的研究数据主要来自两个方面：第一，反映返乡创业强度和农户收入的数据来自农业农村部全国农村固定观察点数据库。全国农村固定观察点的组织体系分为国家、省、县、村四级，由31个省级观察点主管部门、368个县级观察点主管部门和2000多名调查员组成，完善的组织体系和严格的核查制度确保了数据的可靠性。全国农村固定观察点的调查数据从1986年开始收集，覆盖了全国31个省（区、市）的375个样本村、23000个记账农（牧）户，具有较强的全国代表性。更重要的是，该数据对农户家庭经济状况、家庭成员就业情况和村庄经济社会发展情况等进行了详细记录，为探讨返乡创业强度与创业者家乡其他农户收入之间的因果关系提供了充分的数据支撑。由于2008年金融危机可能同时对返乡创业和农户收入产生巨大冲击，为减弱这一外生事件的影响，本文将研究的时间跨度设定为2010—2022年。虽然全国农村固定观察点数据中存在大量由人口迁移和死亡导致的不完整的数据样本，但处理成平衡面板数据会导致大量样本的缺失。出于确保数据代表性的考量，本文使用非平衡面板数据展开研究，共计得到207277个观测值。第二，在基于数字金融发展水平的异质性分析中，本文使用的中国数字普惠金融发展指数来自北京大学数字金融研究中心。该指数通过构建一个完整、准确的普惠金融指标体系，并利用中国一家代表性数字金融机构（蚂蚁集团）数以亿计的微观数据测算得到，具有较好的代表性和可靠性（郭峰等，2020）。本文通过在县域层面匹配中国数字普惠金融发展指数测度全国农村固定观察点样本农户所在地区的数字金融发展水平。由于该指数只公布了县域层面2014—2020年的数据，本文基于由2014—2020年119539个观测值组成的子样本进行数字金融发展水平异质性分析。在用2014—2020年的子样本与中国数字普惠金融发展指数进行匹配时，由于中国数字普惠金融发展指数包含的县级单位无法完全覆盖全国农村固定观察点样本农户所在县域，丢失了11080个观测值，最终得到108459个观测值。

（二）变量选取

1.被解释变量：农户收入。该变量用创业者家乡其他农户的家庭人均总收入衡量，并以2010年为基期，利用农村居民消费价格指数进行平减处理，以消除价格变动的影响。同样，后文涉及的所有收入和资产变量，均是按照上述方法调整后的不变价格。

2.核心解释变量：返乡创业强度。参考曾婧婧等（2024）的研究，该变量用村庄层面的返乡创业者数量与被调查农户数量的比值来度量，村庄层面的返乡创业者数量为返乡创业者在村庄—年份层面的汇总^①。借鉴Démurger and Xu（2011）的研究，本文将返乡创业者定义为本调查年份之前离开户籍所

^①受数据条件的限制，本文无法获得村庄层面实际的返乡创业者数量信息。全国农村固定观察点对于农户的调查是通过随机抽样获得的（盖庆恩等，2014），那么，村庄层面实际的返乡创业者数量=（汇总个体问卷层面的返乡创业者数量×村庄总户数）/接受调查的户数。可见，村庄层面的返乡创业强度可以用村庄层面的返乡创业者数量与被调查农户数量的比值来反映。

在县域务工或经商半年以上且本调查年份从业地点为户籍所在农村、乡镇或县城的创业者。基于全国农村固定观察点的调查数据，参考已有相关研究（郭云南和王春飞，2020），本文定义的创业者指从事非农自主经营的群体^①。需要说明的是，农民工返乡创业是家庭成员的联合决策，往往由家庭中多名成员共同参与。也就是说，一个农户家庭可能有多名成员被认定为返乡创业者，然而实际开展的返乡创业活动只有一项。因此，本文参考张勋等（2019）的研究，从家庭层面定义返乡创业者。如果一个农户家庭中有多名成员被定义为返乡创业者，则只保留户主作为返乡创业者；如果一个农户家庭中只有一名成员被定义为返乡创业者，则选择该名成员作为返乡创业者。

3.控制变量。影响农户收入的因素多元而复杂，为了控制其他混淆因素对农户收入的影响，参考已有研究（郑兆峰和宋洪远，2023），本文在控制年份和农户固定效应的基础上，进一步控制户主、农户和村庄三个层面的有关特征。具体如下：第一，户主特征变量。包括性别、年龄、健康程度、文化程度、农业教育或培训情况。第二，农户特征变量。包括农户家庭劳动力数量、农业资产情况和农业经营规模。第三，村庄特征变量。包括村庄经济情况、村庄交通情况、村庄人口数量和村庄产业情况。考虑到村庄特征变量可能产生的内生性问题，即村庄特征变量可能受返乡创业强度或者农户收入的影响，本文在对其进行滞后一期的处理后将纳入模型。

4.机制变量。基于前文的理论分析，返乡创业强度对创业者家乡其他农户收入的影响可能存在创业带动效应、就业带动效应和要素盘活效应三种传导机制。据此，在机制检验中，本文引入其他农户创业行为和农户工商业经营收入两个机制变量验证创业带动效应；引入农户参与本地非农就业、农户本地非农就业时间和农户本地非农就业工资性收入三个机制变量验证就业带动效应；引入农户转出土地面积、农户闲置宅基地面积和农户租赁收入三个机制变量验证要素盘活效应。

主要变量的定义和描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量定义和描述性统计结果

变量	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
农户收入	创业者家乡其他农户的家庭人均总收入（元）	15976.71	12977.13	726	313716
返乡创业强度	村庄层面的返乡创业者数量与被调查农户数量的比值（%）	3.05	4.33	0	24
性别	户主性别：男性=1，女性=0	0.92	0.26	0	1
年龄	户主实际年龄（岁）	56.95	10.87	30	83
健康程度	以户主丧失劳动力为基准				
健康程度差	户主健康程度差=1，其他=0	0.06	0.24	0	1
健康程度中	户主健康程度中=1，其他=0	0.12	0.33	0	1
健康程度良	户主健康程度良=1，其他=0	0.29	0.45	0	1
健康程度优	户主健康程度优=1，其他=0	0.49	0.50	0	1
文化程度	户主受教育年限（年）	6.98	2.52	0	12

^①非农自主经营既包括在养殖业，工业，建筑业，运输业，商业、餐饮和服务业等行业的小规模经营，也包括规模较大的私营企业经营。

表1 (续)

农业教育或培训情况	户主在当年或上年是否接受过农业教育或培训： 是=1，否=0	0.04	0.20	0	1
农户家庭劳动力数量	农户家庭劳动力人数（人）	2.38	1.17	0	6
农户资产情况	农户家庭年末拥有的固定生产性资产原值（元）	6588.23	16770.85	0	182291
农户经营规模	农户家庭耕地经营面积（亩）	5.92	10.85	0	90
村庄经济情况	村庄居民人均可支配收入（元）	9614.27	5492.45	885.11	40047.04
村庄交通情况	村庄与公路干线的距离（千米）	1.93	2.93	0	32
村庄人口数量	村庄总人口数（人）	2236.20	1463.39	282	7806
村庄产业情况	村庄第一产业收入与全村经营总收入的比值	0.46	0.29	0	1
农户创业行为	除返乡创业者家庭外其他农户家庭是否有创业者： 是=1，否=0	0.17	0.35	0	1
农户工商业经营收入	农户经营商业所得收入（元）	5174.52	16422.73	0	207325
农户参与本地非农就业	户主是否参与本地非农就业：是=1，否=0	0.32	0.47	0	1
农户本地非农就业时间	家庭所有成员年内在本县内非农从业时间（日）	61.00	154.48	0	880
农户本地非农就业工资性收入	家庭所有成员在本乡镇内从业工资性收入（元）	14880.64	21977.21	0	132000
农户转出土地面积	家庭租出耕地、林地的总面积（亩）	1.88	4.73	0	45
农户闲置宅基地面积	家庭常年闲置的宅基地面积（平方米）	74.92	113.10	0	890
农户租赁收入	家庭租出耕地、林地及住宅获得收入（元）	703.53	2249.03	0	27000

注：为了使描述性统计有意义，表中农户收入、农户资产情况、农户经营规模、村庄经济情况、村庄人口数量、农户工商业经营收入、农户本地非农就业时间、农户本地非农就业工资性收入、农户转出土地面积、农户闲置宅基地面积、农户租赁收入均是对其原值进行的描述性统计，在后文回归中则对上述变量进行取对数处理。

（三）特征事实

在构建计量模型前，本文先通过特征事实分析，从整体上判断返乡创业强度与创业者家乡其他农户收入的关系。分析所用资料如图1所示。

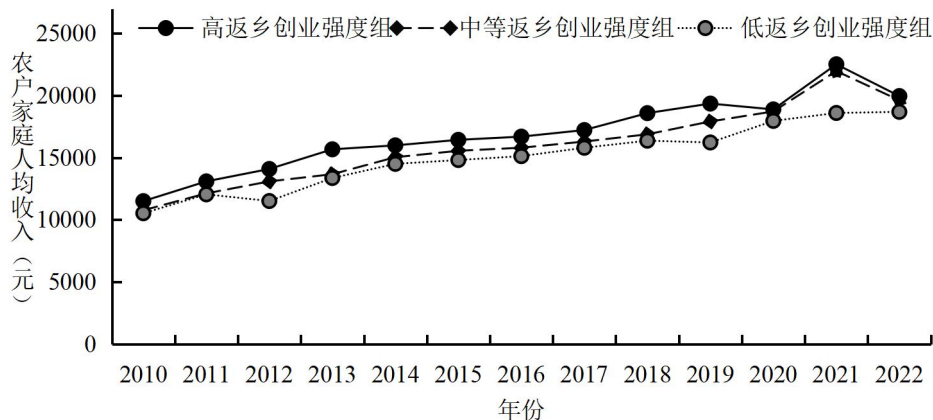


图1 2010—2022年不同返乡创业强度组别农户收入的平均值

本文以返乡创业强度的三分位数为界，将样本按照年度划分为高返乡创业强度组、中等返乡创业强度组和低返乡创业强度组。图1展示了2010—2022年三组样本农户收入的平均值。图1显示，高返乡创业强度组村庄农户收入的平均水平最高，中等返乡创业强度组村庄农户收入的平均水平次之，低返乡创业强度组村庄农户收入的平均水平最低。直观来看，农户所处村庄返乡创业强度越高，除返乡创业者外的其他农户收入的平均水平越高。

（四）模型构建

1. 基准模型。双向固定效应模型具有减少遗漏变量偏差、解决不随时间变化因素导致的内生性问题、消除个体异质性与固定误差等优势。因此，本文在基准回归中使用双向固定效应模型，以检验返乡创业强度对创业者家乡其他农户收入的影响：

$$\ln(income_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 RE_enterp_{it} + \beta_1 Convars_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中：下标*i*、*t*分别表示农户、年份； $\ln(income_{it})$ 表示农户*i*在*t*年的家庭人均总收入的对数； RE_enterp_{it} 表示农户*i*所在村庄*t*年的返乡创业强度； $Convars_{it}$ 为一系列控制变量； μ_i 为农户固定效应； ν_t 为年份固定效应； ε_{it} 为随机扰动项。基于上述回归模型， α_1 可用于识别返乡创业强度对创业者家乡其他农户收入的影响，若 α_1 为正，则可以推断返乡创业强度能够带动创业者家乡其他农户增收。除特殊说明以外，本文均采用最小二乘法（OLS）对（1）式的双向固定效应模型进行估计。

2. 作用机制检验。本文采用中介效应检验方法对返乡创业强度影响创业者家乡其他农户收入的作用机制进行验证。考虑到研究中所选取的机制变量与被解释变量之间的因果关系较为清晰直观，参考江艇（2022）对因果推断经验研究中的中介效应分析的建议，本文重点关注核心解释变量对机制变量的影响。计量模型设定如下：

$$Mediator_{it} = \theta_0 + \theta_1 RE_enterp_{it} + \beta_2 Convars_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

（2）式中： $Mediator_{it}$ 为返乡创业强度影响创业者家乡其他农户收入的机制变量，包括农户创业行为、农户工商业经营收入、农户参与本地非农就业、农户本地非农就业时间、农户本地非农就业工资性收入、农户转出土地面积、农户闲置宅基地面积、农户租赁收入； θ_1 表示返乡创业强度对各机制变量影响的回归系数；其余符号含义同（1）式。

四、估计结果及分析

（一）基准回归结果

为检验返乡创业强度对创业者家乡其他农户收入的影响，本文采用最小二乘法（OLS）对（1）式的双向固定效应模型进行估计，结果如表2所示。表2（1）列未加入任何控制变量，（2）列加入了一系列控制变量，（3）列在加入控制变量的同时还控制了年份固定效应，（4）列在加入控制变量的基础上进一步控制年份与农户双向固定效应。不难发现，返乡创业强度的回归系数均显著为正。本文以表2（4）列估计结果作为基准回归结果进行分析。结果显示，加入控制变量和年份、农户固定效应

后，核心解释变量的系数估计值为 0.0038，且在统计上显著，表明返乡创业强度越高，创业者家乡其他农户的收入越高，初步验证了本文理论分析部分提出的研究假说 H1。整体上看，控制变量的回归结果与现实情况基本吻合，说明估计模型的设计较为合理。

表 2 基准回归结果

变量	被解释变量：农户收入							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
返乡创业强度	0.0104***	0.0021	0.0065***	0.0016	0.0046***	0.0016	0.0038**	0.0017
性别			-0.0642***	0.0127	-0.0551***	0.0124	-0.0403***	0.0127
年龄			0.0004	0.0006	-0.0050***	0.0006	-0.0053***	0.0006
健康程度差			-0.0136	0.0176	-0.0060	0.0156	-0.0067	0.0161
健康程度中			0.0362**	0.0182	0.0472***	0.0155	0.0377**	0.0156
健康程度良			0.0692***	0.0185	0.0866***	0.0158	0.0682***	0.0154
健康程度优			0.1221***	0.0207	0.1253***	0.0176	0.0951***	0.0172
文化程度			0.0221***	0.0018	0.0118***	0.0018	0.0035*	0.0018
农业教育或培训情况			0.0820***	0.0255	0.0913***	0.0235	0.0553***	0.0188
农户家庭劳动力数量			0.0683***	0.0102	0.0973***	0.0102	0.0952***	0.0102
农户资产情况			-0.0152***	0.0015	0.0036**	0.0016	0.0038**	0.0016
农户经营规模			-0.0188***	0.0064	0.0083	0.0069	0.0152**	0.0072
村庄经济情况			0.2706***	0.0224	0.1341***	0.0165	0.0553***	0.0127
村庄交通情况			-0.0043	0.0027	-0.0041	0.0025	-0.0039	0.0026
村庄人口数量			0.0360*	0.0208	0.0141	0.0209	0.0354	0.0305
村庄产业情况			-0.0326	0.0222	-0.0433**	0.0199	-0.0191	0.0190
常数项	9.4251***	0.0205	6.5747***	0.2462	7.8509***	0.2125	8.4235***	0.2573
年份固定效应	未控制		未控制		已控制		已控制	
农户固定效应	未控制		未控制		未控制		已控制	
观测值	207277		207277		207277		207277	
R ²	0.0052		0.1702		0.1878		0.1463	

注：①***、**和*分别代表1%、5%和10%的显著性水平。②表中标准误为聚类到村庄层面的稳健标准误。

（二）内生性问题讨论

本文的基准回归模型可能存在遗漏变量偏误和反向因果问题。一方面，导致农户收入变动的原因十分复杂，尽管本文已通过使用双向固定效应模型、选取更全面且有效的控制变量等方式尽可能控制由遗漏变量引发的内生性问题，但仍然可能存在随时间变化的不可观测因素（如宏观经济波动、地区公共服务水平等），这些因素会同时影响村庄返乡创业强度和农户收入，从而影响基准回归模型的估计效率。另一方面，返乡创业强度在影响创业者家乡其他农户收入的同时，农户收入也可能反过来影响村庄返乡创业强度。一般来说，区域内农户的收入水平越高，消费水平也会越高，这会催生更大的创业投资市场，从而提高当地返乡创业的概率。为了缓解遗漏变量和反向因果带来的内生性问题，本

文采用工具变量法进行检验。

借鉴周广肃等（2017）选择工具变量的思路，本文使用当地早期外出创业氛围作为返乡创业强度的工具变量。该变量由“1986—2000年村庄层面的外出创业者数量与全村总人口的比值”度量^①。在相关性方面，随着城乡一体化、乡村振兴等一系列重大战略的实施，基础设施建设、公共资源配置不断向农村倾斜，农村创业环境逐步改善，创业机会不断涌现。农村中曾经外出创业的群体具有更好的机会识别能力，在克服新创企业进入市场缺陷方面具有较大优势，因此，这部分群体更倾向于返乡开展创业活动。在外生性方面，村庄早期外出创业氛围与当下该村居民的收入不存在直接关系。此外，本文还用村庄第一大姓人口占比作为返乡创业强度的工具变量。该变量由“村庄第一大姓人口占全村总人口的比值”度量^②。在相关性方面，一般来说，来自大姓宗族村庄的外出务工人员会有更强的归属感和使命感（Xu and Yao, 2015），归属感牵引着他们返回家乡，使命感推动着他们开展创业活动报效桑梓。在外生性方面，现今中国的农村治理主要依靠基层党组织和村民委员会，宗族团体在村庄发展中发挥较少的作用，因此，村庄第一大姓人口占比与农户收入不直接相关。

首先，本文对返乡创业强度变量进行 Durbin-Wu-Hausman (DWH) 检验，检验结果显著拒绝其不存在内生性的假设，表明本文的核心解释变量确实存在内生性问题。其次，采用两阶段最小二乘法（TSLS）进行工具变量回归，结果如表 3 所示。一阶段回归结果显示，无论是分别采用村庄早期外出创业氛围、村庄第一大姓人口占比作为工具变量，还是将二者共同作为工具变量，LM 统计量均在统计上显著，表明所选工具变量可识别；Wald F 统计量分别为 178.316、1709.790 和 51.661，均大于 10% 显著性水平下的 Stock-Yogo 临界值，表明通过了弱工具变量检验；工具变量的回归系数均显著为正，表明工具变量与返乡创业强度之间存在较强的相关性。同时，用二者共同作为工具变量时，Hansen J 统计量对应的 p 值大于 0.1，表明不存在过度识别问题。以上结果表明，两个工具变量都是有效的。二阶段结果显示，返乡创业强度对农户收入影响的估计系数依然显著且为正。这表明，在一定程度上控制遗漏变量偏误和反向因果导致的内生性问题后，返乡创业强度对创业者家乡其他农户收入依然存在显著的正向影响，本文的基准回归结果稳健。

表 3 工具变量回归结果

变量	被解释变量：农户收入					
	(1)		(2)		(3)	
	TSLS 一阶段	TSLS 二阶段	TSLS 一阶段	TSLS 二阶段	TSLS 一阶段	TSLS 二阶段
返乡创业强度		0.0064** (0.0029)		0.0106*** (0.0025)		0.0107** (0.0049)

^①全国农村固定观察点对农户的调查始于 1986 年，1992 年和 1994 年未开展调查。因此，1986—2000 年实际上收集了 13 年的跟踪数据。

^②全国农村固定观察点对村庄第一大姓人口占比的调查从 2018 年开始，因此，本文在 2018—2022 年的子样本中利用村庄第一大姓人口占比进行工具变量回归。

表 3（续）

村庄早期外出创业氛围	2.0108*** (0.1506)			1.7473*** (0.2194)
村庄第一大姓人口占比			0.0508*** (0.0012)	0.0311*** (0.0098)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年份和农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
Kleibergen-Paak rk LM 统计量	81.273 [0.000]		1125.222 [0.000]	49.177 [0.000]
Kleibergen-Paak Wald F 统计量	178.316 【16.38】		1709.790 【16.38】	51.661 【19.93】
Hansen J 统计量				0.001 [0.982]
观测值	155982	155982	65852	65852
				50797
				50797

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平。②（ ）内数字为聚类到村庄层面的稳健标准误，[]内为p值，【 】中的数值对应Stock-Yogo检验10%水平的临界值。③控制变量与基准回归一致。

（三）稳健性检验^①

1. 替换主要变量。第一，替换被解释变量。为了细致刻画返乡创业强度对创业者家乡其他农户经济行为的影响及其对收入的传递效应，本文在基准回归中将农户层面的收入作为被解释变量。为了与核心解释变量在层级上保持一致，本文进一步采用村庄层面除返乡创业者以外其他农户家庭人均总收入的平均值作为被解释变量，并重新进行实证检验。结果表明，返乡创业强度提高仍然可以显著促进创业者家乡其他农户收入的增长。第二，替换核心解释变量。本文采用村庄层面的返乡创业者数量与被调查农户数量的比值表征返乡创业强度，但对村庄层面返乡创业者数量的测度可能存在测量误差。与连续型变量相比，采用分类变量测度返乡创业强度能够缓解由测量误差引起的内生性问题。因此，本文进一步使用村庄是否存在返乡创业者衡量返乡创业强度。如果村庄当期存在返乡创业者，则将核心解释变量赋值为 1，反之赋值为 0，并再次进行回归估计。估计结果表明，返乡创业强度的估计系数和显著性与基准回归一致，说明基准回归结果是稳健的。

2. 替换研究样本。第一，替换为平衡面板样本。本文在基准回归中使用的数据是非平衡面板数据，这样做虽然缓解了数据代表性下降的问题，但也会使估计效率降低或估计偏误增大。因此，本文将研究样本处理为平衡面板，并重新进行估计。结果显示，返乡创业强度对创业者家乡其他农户收入的影响仍显著为正。第二，剔除受疫情影响的年份。本文使用的是 2010—2022 年的数据，在该时间窗口内发生的新冠疫情可能对本文实证结果产生较大影响。一方面，新冠疫情发生以来，各地采取严格的疫情防控措施，大量企业停工停产，这可能会影响农民收入；另一方面，城市经济受到疫情的强烈冲击，部分农民工失去了工作，返乡创业者规模加速增长（郑兆峰和宋洪远，2023）。虽然基准回归中控制

^①篇幅所限，稳健性检验的结果详见《中国农村经济》官网或中国知网本文附录的表 1 和表 2。

的年份固定效应能够吸收特殊年份对不同个体影响相同的部分，但新冠疫情对不同个体的影响程度和方向可能不同。为了减弱这一外生事件的影响，本文剔除 2020 年及之后年份的观测值后重新对模型进行估计。估计结果表明，返乡创业强度的估计系数依然显著为正，同样支持本文基准回归所得结论。

3. 变更模型设定。第一，考虑村庄发展趋势的影响。样本期间各村庄的经济社会发展趋势有一定差异，如果不控制村庄特征随时间变动的趋势，得到的估计结果可能存在一定偏误。为此，本文借鉴 Li et al. (2016) 的做法，在基准回归模型基础上分别进一步加入时间与村庄层面控制变量的交互项，时间趋势一次项、二次项、三次项与村庄层面控制变量的交互项，时间与村庄层面固定（2010 年）控制变量的交互项，从而控制各村庄随时间变化的经济社会特征对农户收入的影响。可以发现，村庄发展趋势并未影响本文基准回归所得结论的稳健性。第二，考虑返乡创业强度影响农户增收的滞后性。部分返乡创业活动可能在当期并未带动家乡农户增收，但随着企业的发展壮大，其农户增收效应可能逐渐显现。本文利用核心解释变量的滞后一期重新进行回归，结果表明，返乡创业强度提高仍能显著促进创业者家乡其他农户增收。

综合上述分析，假说 H1 得证。

五、机制检验结果

（一）创业带动效应

为验证返乡创业强度提高能够通过带动创业促进创业者家乡其他农户收入的增长，本文首先以创业者家乡其他农户的创业行为作为创业带动效应的代理指标，并将其作为被解释变量进行回归分析。然后，聚焦于农户收入中的工商业经营收入，将其作为被解释变量进行回归^①。

回归结果如表 4 所示。

表 4 机制检验结果（一）

变量	创业带动效应		就业带动效应		
	农户创业行为	农户工商业经营收入	农户参与本地非农就业	农户本地非农就业时间	农户本地非农就业工资性收入
	Probit (1)	Tobit (2)	Probit (3)	OLS (4)	OLS (5)
返乡创业强度	0.0733*** (0.0100)	0.0375** (0.0179)	0.0483*** (0.0046)	0.0132** (0.0062)	0.0228** (0.0092)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	未控制	未控制	未控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制	未控制	未控制

^①由于农户创业行为是二值虚拟变量，本文采用面板 Probit 模型进行估计。工商业经营收入只存在于创业家庭中，因此，该变量具有归并数据的特点，即取值范围为正且存在大量 0 值，本文采用 Tobit 模型进行估计。

表 4 (续)

观测值	177015	207277	138378	205357	207277
R ² 或准R ²	0.1830	0.0646	0.2161	0.0079	0.0831

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平。②括号内数字是聚类到村庄层面的稳健标准误。③控制变量与基准回归一致。④采用Probit模型进行估计并控制村庄层面的固定效应时，被解释变量在村庄层面完全没有变化的样本被自动剔除，故（1）列和（3）列观测值有所减少，其余列的观测值减少均为相应被解释变量存在缺失值所致。

表 4（1）列基于 Probit 模型的估计结果显示，返乡创业强度的估计系数显著为正，表明返乡创业强度的提高促进了创业者家乡其他农户开展创业活动。表 4（2）列基于 Tobit 模型的估计结果显示，返乡创业强度的估计系数显著为正，表明返乡创业强度提高增加了农户的工商业经营收入。由此可见，返乡创业强度的提高通过带动当地其他农户创业，增加了农户的工商业经营收入，提高了农户收入水平。农户的工商业经营收入由农户从事加工业、服务业等商业活动得到，上述结果反映了返乡创业对创业者家乡其他农户创业活动的带动作用和对创业效益的提升作用，即返乡创业一方面可以通过发挥“示范—模仿”效应和联系效应带动家乡其他农户参与创业，另一方面可以通过引入物化和非物化的技术提升本地企业生产率，进而提高当地其他农户的工商业经营收入。

（二）就业带动效应

为验证返乡创业强度提高能够通过带动非农就业促进创业者家乡其他农户收入的增长，首先，本文以农户参与本地非农就业、农户本地非农就业时间作为就业带动效应的代理指标，并将其作为被解释变量进行回归分析^①。其次，聚焦于农户收入中的本地非农就业工资性收入，并将其作为被解释变量进行回归分析。表 4（3）列的回归结果显示，返乡创业强度的回归系数显著为正，表明返乡创业显著促进了农户生计的非农化转型。表 4（4）列的回归结果表明，返乡创业强度提高能够延长农户在本地参与非农劳动的时长。表 4（5）列的回归结果表明，返乡创业强度的提高显著增加了农户本地非农就业的工资性收入。这说明，返乡创业通过提供就业机会促进了农户工资性收入的增长，进而提高了农户的收入水平。在农村劳动力非农就业机会不足和就近就地就业意愿强烈的双重背景下，返乡创业不仅为农民提供了更多就近就地就业机会，促进农户生计的非农化转型，还有利于推动农民实现高质量充分就业，从而提高当地其他农户的收入。

（三）要素盘活效应

为验证返乡创业强度提高能否通过盘活资源要素促进创业者家乡其他农户收入的增长，首先，本文以农户转出土地面积作为盘活承包地的代理指标，并将其作为被解释变量进行回归分析。其次，以农户闲置宅基地面积作为盘活宅基地及农房的代理指标，并将其作为被解释变量进行回归分析。最后，聚焦于农户收入中的租赁收入^②，并将其作为被解释变量进行回归分析。需要说明的是，全国农村固

^①在以农户参与本地非农就业作为被解释变量进行分析时，为了检验理论分析部分提出的“返乡创业强度提高有助于农户生计的非农化转型”这一机制，本文剔除了户主外出务工时间超过 6 个月的外出务工户样本。

^②农户转出土地面积、农户闲置宅基地面积、农户租赁收入变量同样具有归并数据的特点，本文均采用 Tobit 模型进行估计。

定观察点对农户闲置宅基地面积的调查从 2019 年开始，因此，本文在 2019—2022 年的子样本中将农户闲置宅基地面积作为被解释变量进行回归分析。表 5 各列均为基于 Tobit 模型的估计结果。表 5（1）列的结果显示，返乡创业强度的回归系数显著为正，表明返乡创业强度的提高能够促进农户转出土地。表 5（2）列的结果表明，返乡创业强度的提高能够减少农户闲置宅基地面积。表 5（3）列的结果表明，返乡创业强度的提高显著增加了农户的租赁收入。这说明，返乡创业通过促进土地流转、盘活闲置宅基地及农房，促进了农户财产性收入的增长，进而增加农户收入。在农民收入的组成中，财产性收入是最大的“短板”，但增长潜力最大（张晓山，2019）。上述研究结果表明，返乡创业能够促进土地、农房等资源的流转，提高要素利用效率，实现农村资源的优化配置，进而提高当地其他农户收入。

综合上述分析，研究假说 H2 得证。

表 5 机制检验结果（二）

变量	（1）		（2）		（3）	
	农户转出土地面积		农户闲置宅基地面积		农户租赁收入	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
返乡创业强度	0.0316**	0.0133	-0.0778**	0.0376**	0.1510*	0.0791
控制变量	已控制		已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制		已控制	
村庄固定效应	已控制		已控制		已控制	
观测值	207277		13196		207277	
准R ²	0.1885		0.3794		0.1861	

注：①**和*分别表示5%和10%的显著性水平。②表中标准误为聚类到村庄层面的稳健标准误。③控制变量与基准回归一致。

六、异质性分析

前文研究表明，返乡创业强度的提高通过带动创业、促进就业和盘活要素，提高了创业者家乡其他农户的收入水平。然而，创业活动不仅受创业者自身因素的影响，还会受地区经济发展水平、当地营商环境等外部因素的影响（彭俞超等，2024）。因此，本文从创业类型、区域经济发展水平、数字金融发展水平、制度摩擦四个方面探究返乡创业强度对创业者家乡其他农户收入的异质性影响。

（一）基于创业类型异质性的分析

Schoar（2010）提出，大多数发展中国家的创业都是生存型创业，发展型创业较少，而生存型创业难以成为推动地区经济发展的真正引擎。为此，本文参考已有研究（Ding et al., 2024），将企业员工全部为创业者家庭成员的返乡创业活动定义为生存型返乡创业，将企业员工包含家庭成员以外人员的返乡创业活动定义为发展型返乡创业，并将识别结果在村庄-年份层面汇总，得到村庄层面生存型返乡创业强度变量（生存型返乡创业数量与被调查农户数量的比值）和发展型返乡创业强度变量（发展型返乡创业数量与被调查农户数量的比值），并将其作为核心解释变量进行回归分析，相关结果如表 6 所示。表 6（1）列和（2）列的估计结果显示，不仅发展型返乡创业活动能够带动家乡农户增收，生

存型返乡创业活动同样具有农户增收效应。生存型返乡创业也能够带动周边农户增收的原因在于：虽然生存型返乡创业未能为创业者家乡其他农户提供就业岗位，但能通过发挥创业带动效应和要素盘活效应激发农村创业活力、唤醒农村沉睡资产，从而提高农户的工商业经营收入和财产性收入。

表 6 异质性分析结果（一）

变量	被解释变量：农户收入			
	(1)		(2)	
	系数	标准误	系数	标准误
生存型返乡创业强度	0.0046***	0.0017		
发展型返乡创业强度			0.0089***	0.0033
控制变量	已控制		已控制	
年份和农户固定效应	已控制		已控制	
观测值	207277		207277	
R ²	0.1591		0.1590	

注：①***表示1%的显著性水平。②表中标准误为聚类到村庄层面的稳健标准误。③控制变量与基准回归一致。

（二）基于区域经济发展水平异质性的分析

在经济发展水平不同的地区开展的返乡创业活动会面临不同的市场环境、制度安排、社会网络等，这些因素可能影响返乡创业强度促进农户增收的程度。区域异质性分析可以更好地揭示返乡创业强度对农户收入的差异化影响，从而为制定有针对性的政策提供依据。为此，本文将中国划分成东部和中西部两大区域^①，然后分别对两大区域的子样本进行回归。

回归结果如表 7（1）列和（2）列所示。

表 7 异质性分析结果（二）

变量	被解释变量：农户收入					
	东部	中西部	数字金融发展水平高	数字金融发展水平低	宅基地制度改革试点地区	非宅基地制度改革试点地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
返乡创业强度	-0.0022 (0.0028)	0.0057*** (0.0019)	0.0131*** (0.003)	-0.0001 (0.0029)	0.0096*** (0.0035)	0.0043** (0.0017)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份和农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	69921	137356	54434	54025	15535	191742
R ²	0.1425	0.1683	0.0504	0.0441	0.3541	0.1640

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②括号内数字是聚类到村庄层面的稳健标准误。③控制变量与基准回归一致。④（3）列和（4）列中的观测值之和小于全样本观测值的原因是：将全国农村固定观察点数据与中国数字普惠金融发展指数进行匹配时造成了样本损失。

^①东部和中西部的划分标准参见林嵩等（2023）。

结果显示，在中西部地区，返乡创业强度对创业者家乡其他农户收入的影响显著为正；而在东部地区，返乡创业强度对农户收入没有显著影响。这一结果与黄祖辉等（2022）的研究结论基本一致。本文认为，可能的原因有两点：一方面，中西部地区多为劳动力流出地，外出农民工更多，返乡创业者的数量可能更多；另一方面，中西部地区经济发展水平较低，创业竞争程度更低，返乡创业的机会更多、市场更大，有利于企业的发展。因此，返乡创业强度提高在中西部地区发挥的农户增收效应更强。这一结论也意味着，返乡创业不仅可以促进农民生活富裕，还有助于推动区域协调发展。

（三）基于数字金融发展水平异质性的分析

金融是实体经济发展的血脉，对于创业具有重要意义。与传统金融方式相比，数字普惠金融能够突破空间限制，更好为返乡创业提供高效便捷的资金支持。本文将中国数字普惠金融发展指数作为地区数字金融发展水平的测度指标，利用其中位数将研究样本分为数字金融发展水平高、数字金融发展水平低两组进行异质性检验，估计结果如表 7（3）列和（4）列所示。可以发现，在数字金融发展水平高的地区，返乡创业强度对创业者家乡其他农户收入的影响显著为正，而在数字金融发展水平低的地区，返乡创业强度对农户收入的影响不显著。原因可能是：虽然农民通过外出务工积累了一定的创业资金，但在企业运行过程中难免遇到财务冲击，数字金融发展可以缓解信贷约束、减少信息不对称，帮助返乡创业者应对财务冲击，提升创业绩效，进而提高带动农户增收的效果（Beck et al., 2018）。

（四）基于制度摩擦异质性的分析

制度摩擦产生的交易成本是阻碍企业发展的重要因素（马光荣和李力行，2014）。长期以来，由于承载着社会保障的重要职能，宅基地制度对宅基地及农房的流转范围、受让主体等进行了严格的限制（孙晓勇，2023），闲置宅基地及农房的盘活受到阻碍。这不仅影响了返乡创业企业的发展壮大，也降低了返乡创业强度的提高在促进农户增收方面的效率。2015 年开始的宅基地制度改革试点可能成为减轻制度摩擦、降低交易成本，从而盘活农民闲置资产的关键一招（董新辉，2019）。因此，本文将研究样本划分为宅基地制度改革试点地区、非宅基地制度改革试点地区两组进行异质性检验，估计结果如表 7（5）列和（6）列所示。可以发现，在两组样本中返乡创业强度的估计系数均显著为正。而且，在宅基地制度改革试点县样本中，返乡创业强度提高带来的农户增收效应更强。这说明，试点地区在保障宅基地资格权、适度放活宅基地和农民房屋使用权、落实宅基地集体所有权三个方面进行的探索和实践解决了乡村产业发展面临的用地难问题，为返乡创业提供了新空间。

七、研究结论与政策建议

党的二十届三中全会提出，要坚持农业农村优先发展，壮大县域富民产业，培育乡村新产业新业态。返乡创业为农村发展提供了人才资源，为产业壮大汇聚了各方力量，也为推动农民生活富裕注入了强劲动力。本文基于全国农村固定观察点 2010—2022 年的调查数据，利用村庄层面的返乡创业者信息构建返乡创业强度指标，研究返乡创业强度对创业者家乡其他农户收入的影响及作用机制。研究得出以下结论：第一，返乡创业强度越高，创业者家乡其他农户收入水平越高。在考虑内生性问题及进行一系列稳健性检验后，该结论依然成立。第二，返乡创业强度的提高通过带动创业者家乡其他农

户创业，提高了农户的工商业经营收入；通过促进农户就业，提高了农户的工资性收入；通过盘活农户闲置的土地、农房等资源，提高了农户的财产性收入。第三，生存型返乡创业强度和发展型返乡创业强度的提高均能促进创业者家乡其他农户增收，但发展型返乡创业强度提高促进农户增收的效果更好。第四，与东部、数字金融发展水平低、非宅基地制度改革试点地区相比，在中西部、数字金融发展水平高、宅基地制度改革试点地区，返乡创业强度的提高能够更好地发挥农户增收效应。

基于上述研究结论，本文得到如下政策启示：第一，加大返乡创业支持力度，引导外出人才返乡创业。一方面，可以积极宣传本地优势资源、创业项目和创业政策等信息，让外出人才及时了解家乡的变化，激发其返乡创业的热情。另一方面，建议出台专项扶持政策，为返乡创业人员提供资金、技术、市场信息等多方面的支持。第二，立足地区资源比较优势，推动区域协调发展。国家层面的返乡创业支持政策应当适度向中西部地区倾斜。中西部地区各级政府应当抢抓宏观经济环境变动下劳动力回流的历史机遇，加快培育具有地方特色的优势产业集群，吸引更多的外出人员返乡围绕当地优势特色产业开展创业活动，推动产业集聚与发展，从而提升中西部地区整体实力和可持续发展能力。第三，完善农村数字普惠金融服务体系，赋能返乡创业高质量发展。在供给端，要加强农村数字普惠金融基础设施建设力度，为金融机构增加数字普惠信贷供给创造条件，引导金融机构推出适合返乡创业需求的金融产品和服务；在需求端，要加强对数字普惠金融产品的宣传力度和基本金融知识的教育普及力度，增强返乡创业人员对数字普惠金融服务的接受程度和获取能力，从而有效缓解返乡创业者在生产经营过程中面临的流动性约束。第四，深化宅基地制度改革，赋予农民充分的财产权益。要在维护宅基地社会保障功能主导地位的基础上，通过逐步扩大宅基地使用权流转范围、规范宅基地使用权流转秩序、赋予农房财产权抵押融资功能等措施，推动宅基地使用权的价值实现，突出其财产性功能。要在不断探索中深化农村改革，加强创业服务，优化返乡创业环境，充分发挥返乡创业这一具有中国特色的人口流动现象在促进农民生活富裕、区域协调发展方面的积极作用，为世界层面的减贫增收提供中国方案、贡献中国智慧。

参考文献

- 1.常钦，2018：《让闲置农房成为促农增收的“黄金屋”》，《人民日报》7月8日10版。
- 2.陈锡文，2018：《实施乡村振兴战略，推进农业农村现代化》，《中国农业大学学报（社会科学版）》第1期，第5-12页。
- 3.董新辉，2019：《新中国70年宅基地使用权流转：制度变迁、现实困境、改革方向》，《中国农村经济》第6期，第2-27页。
- 4.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。
- 5.郭君平、仲鹭勃、曲颂、谭清香，2020：《宅基地制度改革减缓了农房闲置吗？——基于PSM和MA方法的实证分析》，《中国农村经济》第11期，第47-61页。

- 6.郭云南、王春飞, 2020:《第一大姓当选是否会促进创业?》,《经济学(季刊)》第4期,第1355-1374页。
- 7.韩俊, 2009:《中国农民工战略问题研究》,上海:上海远东出版社,第181页。
- 8.何秀荣, 2021:《小康社会农民收入问题与增收途径》,《河北学刊》第5期,第147-157页。
- 9.胡祎、张正河, 2022:《职业培训对农民非农就业行为及特征的影响——基于内生处理效应模型的净效应估计》,《改革》第4期,第110-126页。
- 10.黄季焜, 2022:《加快农村经济转型,促进农民增收和实现共同富裕》,《农业经济问题》第7期,第4-15页。
- 11.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。
- 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.李静、谢靖屿、林嵩, 2017:《榜样会触发个体创业吗?——基于农民样本的创业事件研究》,《管理评论》第3期,第27-39页。
- 14.李实、朱梦冰, 2018:《中国经济转型40年中居民收入差距的变动》,《管理世界》第12期,第19-28页。
- 15.李周, 2019:《农民流动:70年历史变迁与未来30年展望》,《中国农村观察》第5期,第2-16页。
- 16.厉以宁, 2009:《走向城乡一体化:建国60年城乡体制的变革》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》第6期,第5-19页。
- 17.林嵩、谷承应、斯晓夫、严雨珊, 2023:《县域创业活动、农民增收与共同富裕——基于中国县级数据的实证研究》,《经济研究》第3期,第40-58页。
- 18.马光荣、李力行, 2014:《金融契约效率、企业退出与资源误置》,《世界经济》第10期,第77-103页。
- 19.彭俞超、吴琬婷、李建军, 2024:《劳动力成本上升与高科技企业创业——来自工商注册信息大数据的证据》,《经济研究》第4期,第96-112页。
- 20.孙晓勇, 2023:《宅基地改革:制度逻辑、价值发现与价值实现》,《管理世界》第1期,第116-127页。
- 21.汤龙、陈享光、赵妍妍, 2024:《返乡创业能提高农村居民收入吗——基于返乡创业试点政策的考察》,《农业技术经济》第7期,第111-128页。
- 22.万海远, 2021:《城市社区基础设施投资的创业带动作用》,《经济研究》第9期,第39-55页。
- 23.王轶、刘蕾, 2022:《农民工返乡创业何以促进农民农村共同富裕》,《中国农村经济》第9期,第44-62页。
- 24.魏滨辉、罗明忠、曾春影, 2023:《劳动力返乡创业与县域产业结构升级:理论线索与经验证据》,《中国农村经济》第10期,第26-48页。
- 25.杨婵、贺小刚、李征宇, 2017:《家庭结构与农民创业——基于中国千村调查的数据分析》,《中国工业经济》第12期,第170-188页。
- 26.曾婧婧、陶文清、黄桂花, 2024:《科技创新走廊与城市创业活动:空间效应及影响渠道》,《经济管理》第11期,第108-127页。
- 27.张景娜、张雪凯, 2020:《互联网使用对农地转出决策的影响及机制研究——来自CFPS的微观证据》,《中国农村经济》第3期,第57-77页。

28. 张晓山, 2019: 《实施乡村振兴战略 确保经济持续健康发展》, 《经济纵横》第 1 期, 第 1-9 页。
29. 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾, 2019: 《数字经济、普惠金融与包容性增长》, 《经济研究》第 8 期, 第 71-86 页。
30. 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。
31. 周广肃、谭华清、李力行, 2017: 《外出务工经历有益于返乡农民工创业吗? 》, 《经济学(季刊)》第 2 期, 第 793-814 页。
32. Alvarez, S. A., J. B. Barney, and A. M. Newman, 2015, "The Poverty Problem and the Industrialization Solution", *Asia Pacific Journal of Management*, Vol.32: 23-37.
33. Audretsch, D. B., D. Heger, and T. Veith, 2015, "Infrastructure and Entrepreneurship", *Small Business Economics*, 44(2): 219-230.
34. Beck, T., H. Pamuk, R. Ramrattan, and B. R. Uras, 2018, "Payment Instruments, Finance and Development", *Journal of Development Economics*, Vol.133: 162-186.
35. Démurger, S., and H. Xu, 2011, "Return Migrants: The Rise of New Entrepreneurs in Rural China", *World Development*, 39(10): 1847-1861.
36. Ding, H., W. Dong, C. Qin, 2025, "Does Migrant Working Experience Stimulate Returnees' Entrepreneurship: Evidence from Rural China", *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol.229, 106865.
37. Kahneman, D., and A. Tversky, 1979, "Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk", *Econometrica*, 47(2): 263-292.
38. Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016, "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China", *Journal of Development Economics*, Vol.123: 18-37.
39. Mathias, B. D., D. W. Williams, and A. R. Smith, 2015, "Entrepreneurial Inception: The Role of Imprinting in Entrepreneurial Action", *Journal of Business Venturing*, 30(1): 11-28.
40. Schoar, A., 2010, "The Divide Between Subsistence and Transformational Entrepreneurship", *Innovation Policy and the Economy*, 10(1): 57-81.
41. Si, S., X. Yu, A. Wu, S. Chen, S. Chen, and Y. Su, 2015, "Entrepreneurship and Poverty Reduction: A Case Study of Yiwu, China", *Asia Pacific Journal of Management*, Vol.32: 119-143.
42. Sutter, C., G. D. Bruton, and J. Chen, 2019, "Entrepreneurship As a Solution to Extreme Poverty: A Review and Future Research Directions", *Journal of Business Venturing*, 34(1): 197-214.
43. Timmons, J. A., and S. Spinelli, 2003, *New Venture Creation*, Boston: McGraw-Hill, 110-113.
44. Tuitjer, G., and P. Küpper, 2020, "How Knowledge-Based Local and Global Networks Foster Innovations in Rural Areas", *Journal of Innovation Economics & Management*, 33(3): 9-29.
45. Xu, Y., and Y. Yao, 2015, "Informal Institutions, Collective Action, and Public Investment in Rural China", *American Political Science Review*, 109(2): 371-391.

How Does Return-to-Hometown Entrepreneurship Affect the Income of Other Farmers?

ZHENG Zhaofeng¹ GAO Ming²

(1. National Agricultural and Rural Development Research Institute, China Agricultural University;

2. Research Center for Rural Economy, Ministry of Agriculture and Rural Affairs of the People's Republic of China)

Summary: Return-to-hometown entrepreneurship (RHE) is recognized by the government and academia for its potential positive externalities, such as human capital spillovers, job creation, and resource allocation optimization, which may promote economic and social development in less-developed regions. Does RHE effectively increase income for other rural households in entrepreneurs' hometowns? A systematic investigation of this issue not only provides empirical evidence for China to promote RHE and rural income growth but also offers valuable insights for other developing countries to improve rural incomes.

Using data from the fixed observation points of rural areas in China (2010–2022), the paper measures RHE intensity at the village level to examine its impact on the income of other rural households in entrepreneurs' hometowns. The findings reveal that higher RHE intensity significantly increases the income of other rural households, a conclusion that remains robust after addressing endogeneity and conducting robustness tests. Mechanism analysis indicates that increased RHE intensity drives income growth by stimulating entrepreneurial activities, promoting employment, and revitalizing production factors. Heterogeneity analysis shows that both survival-oriented and development-oriented RHE enhance income, but the latter has a stronger impact. Furthermore, the income growth effect is more pronounced in central and western regions, areas with higher digital financial inclusion levels, and pilot zones of rural residential land system reforms compared to eastern regions, areas with lower digital financial inclusion, and non-pilot regions.

Based on the above conclusions, this paper puts forward the following policy implications. First, the government should continue to implement targeted support policies to provide financial, technical, and market information assistance for return-to-hometown entrepreneurs. Second, national-level policies should prioritize central and western regions, where local governments should seize the opportunity of returning labor forces to cultivate regionally distinctive industrial clusters. Third, we should strengthen rural digital financial infrastructure and guide financial institutions to develop tailored products and services for return-to-hometown entrepreneurs. Fourth, we should gradually realize the economic value of rural residential land use rights while safeguarding their social welfare function.

The possible marginal contributions of this paper are reflected in the following three aspects. First, by quantifying village-level RHE intensity, this study provides direct causal evidence linking RHE to rural household income, thereby enriching research on entrepreneurship-driven income growth. Second, focusing on other households in entrepreneurs' hometowns and utilizing a large-scale panel dataset of 207,277 rural households enhance sample representativeness and robustness. Third, it empirically tests how RHE intensity influences rural entrepreneurship, non-agricultural employment, and factor mobility, revealing its micro-level transmission mechanisms through business income, wage income, and property income.

Keywords: Return-to-Hometown Entrepreneurship; Farmers' Income Growth; Rural Labor Employment; Factor Revitalization

JEL Classification: F304.8; F323.6

(责任编辑: 马太超)