

## 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

王 瑜 何宇鹏 陈传波 郭红东\*

---

**内容提要** 在新型城镇化、县域城乡融合与互联网应用扩张交叠的背景下，互联网使用对返乡创业的影响值得关注。本文使用2017年全国返乡创业抽样调查数据，考察了经营活动中的互联网使用对返乡创业绩效的影响。研究表明：互联网使用对返乡创业绩效具有显著提升效应。该结论在选取历史数据作为工具变量以及多种稳健性检验后依然成立。机制分析表明：互联网使用通过促进经营创新和政策支持的获得，提升了返乡创业绩效。异质性分析表明：互联网提升返乡创业绩效的效应在初次创业者和低学历创业者中更大。据此，深化创新和补足创业支持政策短板是进一步释放互联网时代县域经济与就业创业红利的重要切入点。

**关键词** 互联网使用 返乡创业 绩效

---

### 一 引言

农民工返乡创业是新型城镇化和乡村全面振兴的一个关键支柱。2017年，全国返

---

\* 王瑜，中国社会科学院农村发展研究所，电子邮箱：wangyu\_cn@126.com；何宇鹏，清华大学中国农村研究院，电子邮箱：cirsxz@tsinghua.edu.cn；陈传波（通讯作者），中国人民大学农业与农村发展学院，电子邮箱：chris@ruc.edu.cn；郭红东，浙江大学公共管理学院，电子邮箱：guohongdong@zju.edu.cn。本研究得到人力资源和社会保障部就业促进司与中国人民大学联合课题（2017K20174）、国家社会科学基金重大项目（23VLS014）的资助。

乡创业农民工达 536.5 万人<sup>①</sup>，2021 年达 784 万人<sup>②</sup>，增加 247.5 万人。而根据农民工监测调查数据计算，同期全国外出农民工数量减少 13 万人，本地农民工数量增加 612 万人。在城市化加速期尚未结束的情况下，农民工回流具有特殊意义。与发达国家的城市化和中国城市化水平较低时不同，中国城市化在达到 50% 以后遇到了与信息化叠加的新机遇。这成为本文讨论返乡创业重要时代和理论意义的历史背景。

在城市化早期，农村劳动力外出的意义远大于回流（白南生、何宇鹏，2002），回乡创业仅仅作为外出打工的派生现象而引发政策讨论（王西玉等，2003）。近年来，回流和返乡则成为“流动中国”的重要组成部分。但是，返乡和创业之间并无必然联系。中国农村劳动力的回流、返乡或所谓“双向流动”，在很大程度上是政策对农村人口迁移“进退有据”有意无意的预留安全阀设计（白南生，2003；国务院发展研究中心课题组，2011），而返乡创业则是信息化背景下劳动力输出地工业化、城市化的新现象。得益于中国的基础设施奇迹填平了接入鸿沟，互联网正在促进形成信息化时代新自下而上的城镇化进程（罗震东、何鹤鸣，2017），并以分散的方式重塑中国经济地理格局（安同良、杨晨，2020）。在中国农村地区，返乡者比未外出者更有可能成为创业者（Démurger & Xu，2011），典型的例子是淘宝村、淘宝镇的大量出现。正是在这个意义上，返乡创业被赋予了要素市场配置的含义。在政策层面，推进县域经济发展、推进城乡融合发展等经济社会目标也因此而具有了强大的市场逻辑基础。

已有研究较为一致地支持互联网使用对创业决策的促进作用，但互联网使用对创业绩效的影响及其作用机制尚待论证。在信息化深度发展的今天，有必要深入辨析互联网作为信息化的主要工具手段是如何影响就业决策、行为及其成效的，进而为产业和就业政策的精准性提供实质支持。据此，本文将返乡创业作为研究对象，考察经营活动中的互联网使用对返乡创业绩效的影响效应与作用机制。

相比于以往研究，本文主要在以下两方面进行拓展。第一，直接测量创业经营活动中的互联网使用，而不是将家庭或户主日常的互联网使用作为代理变量，以准确评估互联网使用与返乡创业绩效的关系。第二，创建并使用了以返乡创业者本人为调查对象且具有全国代表性的抽样调查数据，弥补现有研究以二手数据为主、受访人不同于创业者本人的测量缺陷。具体地，本文以返乡创业绩效为结果变量，以经营活动

① 参见 [https://www.ndrc.gov.cn/fzggw/jgsj/njs/sjdt/201804/t20180419\\_1194881.html](https://www.ndrc.gov.cn/fzggw/jgsj/njs/sjdt/201804/t20180419_1194881.html)。

② 参见 [http://www.moa.gov.cn/govpublic/XZQYJ/202208/t20220810\\_6406697.htm](http://www.moa.gov.cn/govpublic/XZQYJ/202208/t20220810_6406697.htm)。

中的互联网使用为核心解释变量，使用 2017 年全国返乡创业抽样调查数据评估经营活动中的互联网使用对返乡创业绩效的影响。本文结构安排如下：第二部分是理论分析与研究假设，第三部分是研究设计，第四部分是实证研究结果，第五部分是研究结论与政策含义。

## 二 理论分析与研究假设

### （一）互联网使用对返乡创业绩效的影响

#### 1. 互联网使用对返乡创业绩效的提升性

农村家庭创业是改革开放以来乡村发展的一股延绵不断的动力。在既有研究中，较多研究论证了外出务工经历对农村居民创业的促进作用（周广肃等，2017）。伴随中国步入数字经济时代，宽带建设和互联网接入、电子商务发展和数字乡村建设等互联网使用条件的改善，显著促进了农村家庭的创业活动（王剑程等，2020；王金杰等，2019；袁方、史清华，2019；赵佳佳等，2023）。在数字基础设施改善的基础上，互联网使用提升了城乡家庭的创业概率（张文武，2021；周广肃、樊纲，2018）和返乡农民工的创业概率（袁方、史清华，2019）。

现有研究主要聚焦于互联网使用对农村家庭创业决策或创业概率的影响，关于创业绩效方面的研究尚不充分。不过，已有研究依然从不同角度提供了启发。从劳动力配置角度看，数字经济所带来的工业互联网发展促进了农村高技能劳动力向高技能偏向的数字化非农行业流动，推动了农村劳动力按技能实现有效社会分工（田鸽、张勋，2022）。从创业绩效提升的直接作用途径来看，电子商务促进了农村居民在创业投资和雇佣规模等方面的绩效（王金杰等，2019），并通过塑造信息获取优势、扩展市场关系网络和增强风险承担能力等途径，提高了返乡创业企业的经营绩效（何晓斌等，2021）。

在创业促进效应方面，数字乡村发展对使用互联网开展社交和商业活动的农民的影响更为显著（赵佳佳等，2023），相对于信息性使用和娱乐性使用，数字技术的市场性使用对创业行为的影响更为突出（王杰、蔡志坚，2022）。例如，农户参与互联网采购和互联网销售均显著提升了其创业绩效（苏岚岚、孔荣，2020）。可见，包括电子商务在内的经营活动中的互联网使用可能会直接促进返乡创业绩效。

另外，从对创业过程的影响来看，互联网使用可以促进社会交往和信息获取（周

洋、华语音, 2017), 改善社会网络水平和社会信任水平, 提高市场资源获取能力(张文武, 2021; 赵佳佳等, 2023), 在一定程度上消解传统社会资本对农民创业的限制(王金杰等, 2019)。这有助于返乡创业者在经营过程中更便利地掌握信息、了解需求、获得反馈并调整创业行为, 从而提升创业绩效。基于上述分析, 本文提出第 1 个研究假说。

假说 1: 经营活动中的互联网使用有助于提升返乡创业绩效。

## 2. 互联网使用对返乡创业群体的包容性

进一步, 互联网应用扩张的包容性议题备受关注。基于对人力资本差异性及其影响的认知, 数字鸿沟的潜在影响颇受重视。从广泛的经验数据来看, 信息通信技术采纳和利用的鸿沟与收入、年龄和教育程度等社会指标密切相关(Hindman, 2000; Vicente & López, 2011)。尽管互联网使用的人数和比例在增加, 但几乎在所有国家中数字鸿沟依然存在甚至正在扩大(Chen & Wellman, 2004), 愈加反映和固化线下世界已知的社会、经济和文化关系(van Deursen & van Dijk, 2014)。在中国情境下, 考虑到既有的人力资本和物质资本的区域城乡差距, 数字鸿沟的潜在影响引发了继城乡差别、工农差别、脑体差别这三大差别之后关于“第四差别”的深刻担忧(张新红等, 2010)。不过, 上述忧虑主要源于对互联网发展早期的观察。中国互联网普及率的迅速提升<sup>①</sup>, 或将带来新的可能。从创业领域的情形来看, 基于 35 个欧洲国家调查数据的研究发现, 在信息与通信技术使用率达到一定阈值后, 个体创业的经营收入随着使用水平的提高而增加(Millán et al., 2021)。反之, 互联网连通性不足则会导致农村地区的技术采用水平低、社交媒体接触缺乏、创新空间受限, 从而限制创业经营业务成长(Bowen & Morris, 2019)。

在中国农村互联网普及率较高的条件下, 对农村创业活动的考察可以作为验证互联网使用包容性的一个切入点。现有研究显示, 相比于城镇家庭, 网络使用对农村家庭的创业意愿具有更强的促进作用(周洋、华语音, 2017)。在农村地区内部, 数字素养更有助于改善低人力资本、低物质资本和低社会资本人群的创业进入(王杰等, 2022)。上述研究结论主要是就创业意愿或创业决策而言, 创业绩效所受的影响

---

① 根据中国互联网络信息中心第 21 次和第 25 次《中国互联网络发展状况调查报告》、第 51 次《中国互联网络发展状况调查报告》, 中国的互联网普及率从 2002 年底的 4.6% 提高到 2022 年底的 75.6%, 中国农村地区互联网普及率从 2008 年底的 11.6% 提升到 2022 年底的 61.9%。

响则有待考察论证。相关研究揭示，对于低收入、低受教育水平的弱势人群和农村地区、欠发达地区，互联网所产生的信息福利效应更强（鲁元平、王军鹏，2020），互联网使用对低技能群体的收入补偿效应较中高技能者更大（李飏，2019）。例如，在中国欠发达地区，数字金融可及性对生活在农村、受教育程度较低、父母没有良好教育背景的相对弱势的流动人口具有更为突出的创业促进作用，体现出对弱势群体传统融资劣势的弥合（Liu et al., 2022）。在返乡创业过程中，经营活动中的互联网使用具有明显的“干中学”特征，这可能有助于消解传统人力资本积累方式对低人力资本群体的限制，进而可为其带来更突出的绩效回报。由此，本文拟进一步提出第2个假说。

假说2：相较于人力资本水平较高者，经营活动中的互联网使用对人力资本水平较低者的返乡创业绩效的促进作用更大。

## （二）互联网使用影响返乡创业绩效的作用机制

在互联网使用影响返乡创业绩效的作用机制方面，已有研究关注了互联网使用通过社会资本、创业学习等渠道影响创业绩效的机制（杨德林等，2017；姚柱等，2020）。由于创新驱动和政策支持是创业绩效内在和外部的两种关键动力，本文拟考察经营活动中的互联网使用是否通过促进创新行为和获得政策支持而提升返乡创业绩效。

### 1. 互联网使用对返乡创业过程中创新行为的促进机制

在给定的外部环境条件下，机会的识别与利用是创业活动的核心。数字技术的进步及其带来的经济和社会变化往往催生出新的机会，为创新提供了空间。在互联网时代，互联网和手机等信息技术结合了大众媒体和人际渠道的各个方面，形成了强大的传播工具（Morris & Ogan, 1996），对创新扩散的方式、过程和创新发生的场域产生深刻影响。信息通信技术的发展使得亚洲国家的工业无须像发达国家在工业化初期那样向城市集聚（McGee, 1991），互联网革命则进一步将人们从长期受制于地理距离的区位困境中解放出来（Feldman, 2002）。正是在此种条件下，互联网应用扩张带来的资源配置机制变革（何大安，2018），为乡村地区的创业创新活动提供了新空间。

线上网络和知识建设的创新协作，使得互联网成为创新至为重要的催化剂（Zelenika & Pearce, 2012）。在117个发展中国家和新兴经济体中，互联网使用在支持企业包容性创新方面发挥了重要作用，尤其是使用互联网的产业通过知识溢出效应能够显著提升企业的平均生产率和创新绩效（Paunov & Rollo, 2016）。尽管上述研究以企业为研究对象，与中国农村地区通常是小微的、传统的、以家庭劳动力为主的（林

龙飞、陈传波, 2019a) 返乡创业者特征非常不同, 但有理由推断互联网使用的包容性创新效应在中国农村地区的返乡创业群体中同样存在。由此, 本文提出作用机制的研究假说之一。

假说 3: 经营活动中的互联网使用通过促进创新行为提升返乡创业绩效。

## 2. 互联网使用对返乡创业政策支持获得的促进机制

与过去学术界长期认为创业机会源于识别与发现的观点不同, 由于近年来创业环境发生了很大变化, 创业机会既可以是发现出来的, 也可以是构建形成的 (斯晓夫等, 2016)。从改革开放以来创业政策的演进来看, 伴随经济体制改革的推进, 中国创业政策演进先后经历了允许个体经济、支持私营经济、鼓励非公有制经济、以创业带动就业、大众创业五个阶段 (林龙飞、陈传波, 2019c)。每个阶段的创业政策构建出不同的创业环境。2015 年, 国家大力推进大众创业万众创新, 支持农民工等人员返乡创业, 先后发布《国务院关于大力推进大众创业万众创新若干政策措施的意见》 (国发〔2015〕32 号) 和《国务院办公厅关于支持农民工等人员返乡创业的意见》 (国办发〔2015〕47 号)。2016 年, 人力资源和社会保障部等五部门开展实施农民工等人员返乡创业培训五年行动计划 (2016-2020 年), 以农民工为返乡创业的主要群体, 将积极开展互联网创业培训作为主要任务之一, 并在培训形式上试点推广“互联网+”创业培训模式<sup>①</sup>。

已有研究揭示, 在发展中国家, 业务规划和培训支持是影响农村创业绩效的关键因素 (Musunguzi et al., 2023)。而中国近年来的创业政策则表明, 互联网相关的返乡创业受到公共政策部门的高度重视。如果返乡创业者在经营活动中使用互联网, 他们一方面更可能享受创业孵化对接、后续跟踪扶持等各类创业政策支持, 另一方面也更可能参与“互联网+”创业培训。在政策支持的绩效影响方面, 现有研究主要在企业层面展开。研究表明, 政府支持对返乡创业企业的绩效具有正向作用 (何晓斌、柳建坤, 2021), 返乡创业培训可以显著提升返乡创业企业的绩效 (方鸣, 2021)。这些企业层面的研究对于以家庭创业为特征的返乡创业的绩效研究具有借鉴意义。基于上述分析, 本文提出作用机制的研究假说之二。

假说 4: 经营活动中的互联网使用通过促进政策支持的获得而提升返乡创业绩效。

---

<sup>①</sup> 参见 [http://www.mohrss.gov.cn/SYrlzyhshbzb/jiuye/zcwj/gaoxiaobiyesheng/201606/t20160621\\_242190.html](http://www.mohrss.gov.cn/SYrlzyhshbzb/jiuye/zcwj/gaoxiaobiyesheng/201606/t20160621_242190.html)。

### 三 研究设计

#### （一）数据来源与处理

本文考察经营活动中的互联网使用对返乡创业绩效的影响，所使用的数据主要包括两部分。一是2017年全国返乡创业抽样调查数据（下文简称“调查数据”）。该项调查由人力资源和社会保障部就业促进司与中国人民大学农业与农村发展学院联合开展，旨在掌握和推断全国返乡创业情况。调查采用一阶段整群抽样，将《中国县域统计年鉴2016》所载2083个县的户籍人口累加，以系统抽样方式抽得85个样本点。在85个抽中县，从各县获得所辖村（居）户籍人口数，按村编码排序后，即可确定已抽取的点所落入的村。抽出村后，选派1~3名调查员进村，与村干部（主要是村会计和村民小组组长）一同对照该村新农合登记名单，补充完善户籍人口信息。在此基础上，再逐人筛查并标记曾外出劳动力、返乡劳动力和返乡创业者。最后对筛选出的返乡创业者进行问卷调查，并对“村两委”干部、县级人力资源和社会保障部门进行访谈。

二是调查抽样点对应的宏观经济社会数据。本文使用《中国县域统计年鉴2017》匹配调查抽样点所在县域的经济社会特征，使用北京大学数字普惠金融指数（2016年）匹配调查抽样点所在县域的数字普惠金融特征。此外，在处理内生性问题方面，本文使用《中国城市统计年鉴1985》中的固定电话数量和人口数量数据生成每百人固定电话数，将该变量作为互联网使用的工具变量。

全国返乡创业抽样调查在85个村共筛查户籍人口198047人，其中劳动力（即16岁至65岁年龄段人口）134730人；曾外出务工者65731人，劳动力的曾外出率高达48.8%；返乡者9440人，返乡率为14.4%（约为1/7）；返乡创业者1668人，占返乡劳动力的17.7%。返乡创业者占农村劳动力的1.24%，占户籍人口的0.84%。

图1刻画了外出率、返乡率和返乡创业率随年龄变化的曲线。曾外出率随年龄呈倒U形分布，从16岁的30%迅速增长，到24岁时超过60%，到40岁时开始缓慢下降，降至65岁的20%。曾外出人口的返乡率随年龄缓慢增长，年龄每增加1岁，返乡率约增加0.5%。总体来说，返乡创业率随年龄呈倒U形变化。据二次函数估计，顶点在41岁左右，此时返乡创业率可达30%以上。

调查共收集来自30个省（自治区、直辖市）85个村的1289名返乡创业者的信息。根据本文研究的需要，分析中剔除了因变量和核心解释变量缺失的样本，最终保留了返乡创业观测值1098个。

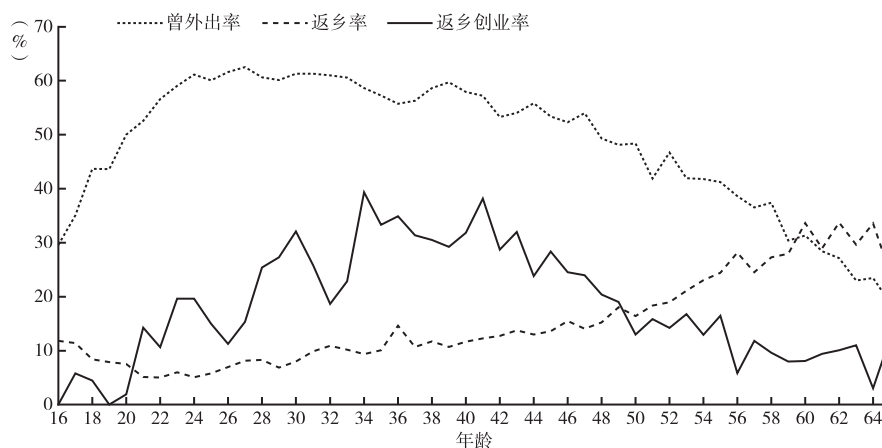


图 1 曾外出率、返乡率与返乡创业率随年龄的变化趋势

资料来源：根据 2017 年全国返乡创业抽样调查数据计算得到。

## (二) 变量设置与描述性统计

### 1. 被解释变量：自评绩效与营收绩效

考虑到返乡创业者的经营具有生计和营利混合、会计账目不清晰、家庭内部无薪雇佣普遍等复杂特征，难以像企业那样使用营业收入等指标进行绩效测量。借鉴已有研究中使用主观评价方式衡量农民创业绩效的经验（郭红东、丁高洁，2013；林龙飞、陈传波，2019b），本文将返乡创业者对目前经营状况的评价作为自评绩效，对“很差”“不太好”“一般”“好”“很好”分别赋值 1~5，为定序变量。尽管调查未收集营业收入的具体数值，但记录了营收水平区间。对“5 万元以下”“5~10 万元”“10~20 万元”“20~50 万元”“50 万元以上”分别赋值 1~5，为定序变量。

### 2. 核心解释变量：经营活动中的互联网使用

既有研究对作为解释变量的互联网使用的测量主要以一般性的家庭互联网使用为主（毛宇飞、曾湘泉，2017；田红宇等，2022；周广肃、樊纲，2018）。本文关注的重点是经营活动中的互联网使用与返乡创业绩效的直接关系，因此本文使用的度量并非日常生活中的互联网使用，而是经营活动中的互联网使用（下文简称“互联网使用”）。这与相关研究中使用互联网采购和互联网销售来表征互联网使用的做法类似（苏岚岚、孔荣，2020）。在问卷中，互联网使用包括宣传、销售、招聘、贷款、进货等方面。本文将互联网使用设置为二元离散变量，在上述任一方面使用互联网的赋值为 1，否则赋值为 0。在本文样本中，35.0% 的返乡创业者在业务经营相关环节使用互联网，使用互联网的具体环节主要是销售（19.1%）、宣传（17.9%）和进货



(11.4%)，少数涉及招聘(4.3%)和贷款(2.4%)。

### 3. 控制变量

控制变量的选取主要考虑了三个层面的因素。农民的创业行为首先取决于人力资本等个人特征，同时受到家庭结构的影响，其创业绩效是家庭各类资本综合作用的结果(杨婵等, 2017; 朱红根、康兰媛, 2016)，而数字金融、区域创业生态系统也会影响农民创业绩效(何婧、李庆海, 2019; 邬爱其等, 2021)。由此，本文从三个层面选择了控制变量。一是个体人力资本和特征变量，包括性别、年龄、婚姻状态、受教育年限、职务身份、外出年数。二是家庭资本和经营活动特征变量，主要是父母创业经历、固定资产情况、经营场地特征、产业特征。三是多种创业生态系统变量，具体包括县域地理距离、县域经济水平、县域数字普惠金融水平、经济区域属性。

从样本区域分布来看(表1)，东部、中部、西部地区的样本分别占46.7%、38.9%和14.4%。从返乡创业者的个体特征来看，男性占89.3%，平均年龄为40.31岁，95.1%有配偶，平均受教育年限为9.64年(略高于初中水平)，有职务身份者占6.7%，平均外出年限超过7年。22.0%的返乡创业者父母有创业经历，65.2%的返乡创业者家庭未购置城镇房产，在地级以上城市、县城、镇上有房产的分别为8.1%、14.7%和12.0%。返乡创业活动以单次产业为主，其中，第三产业占比最高，为41.1%；第一产业占31.9%，第二产业占17.8%，多次产业融合的占9.3%。创业经营活动的场所以自有场地为主，占40.6%，租用私人场地的占29.9%，无经营场地的占17.8%，借用场地的占8.9%，使用园区场地的占2.8%。

表1 变量定义与描述统计

变量类型	变量名称	变量定义与赋值	均值	标准差
被解释变量	自评绩效	经营状况评价：1=很差，2=不太好，3=一般，4=好，5=很好	3.206	0.901
	营收绩效	经营收入水平：1=5万元以下，2=5~10万元，3=10~20万元，4=20~50万元，5=50万元以上	2.499	1.394
解释变量	互联网使用	返乡创业经营活动中是否使用互联网：0=未使用，1=使用	0.350	0.477
控制变量	性别	性别：0=女，1=男	0.893	0.309
	年龄	年龄(岁)	40.312	8.121
	婚姻状态	婚姻状态：0=未婚/离异/丧偶，1=有配偶	0.951	0.216
	受教育年限	受教育年限：未上过学=0，小学=6，初中=9，普通高中和职业高中/中专/技校=12，大专=15，本科及以上学历=16	9.642	2.238
	职务身份	职务身份：0=没有，1=有	0.067	0.251
	外出年数	外出年数(年)	7.623	5.823

续表

变量类型	变量名称	变量定义与赋值	均值	标准差
控制变量	父母创业经历	父母创业经历：0 = 没有，1 = 有	0.220	0.415
	固定资产情况	家庭城镇房产持有情况		
	未购买过房产	家庭未购买过房产：0 = 否，1 = 是	0.652	0.477
	拥有镇上房产	家庭拥有镇上房产：0 = 否，1 = 是	0.120	0.325
	拥有县城房产	家庭拥有县城房产：0 = 否，1 = 是	0.147	0.354
	拥有地级以上城市房产	家庭拥有地级市区或省会及以上城市房产：0 = 否，1 = 是	0.081	0.273
	产业特征	创业经营活动的产业属性		
	第一产业	属于第一产业：0 = 否，1 = 是	0.319	0.466
	第二产业	属于第二产业：0 = 否，1 = 是	0.178	0.382
	第三产业	属于第三产业：0 = 否，1 = 是	0.411	0.492
	多次产业融合	属于多次产业融合：0 = 否，1 = 是	0.093	0.290
	经营场地特征	经营场地及来源		
	无经营场地	无场地或厂房：0 = 否，1 = 是	0.178	0.382
	自有场地	自有（含新购新建）场地或厂房：0 = 否，1 = 是	0.406	0.491
	借用场地	借用他人场地或厂房：0 = 否，1 = 是	0.089	0.285
	园区场地	使用园区（政府/企业提供）场地或厂房：0 = 否，1 = 是	0.028	0.166
	租用私人场地	租用私人场地或厂房：0 = 否，1 = 是	0.299	0.458
	县域地理距离	所在县（区）2016 年距本省会城市的距离（公里）	138.405	65.548
	县域经济水平	所在县（区）2016 年人均地区生产总值（元）	34232	20365
	县域数字普惠金融水平	所在县（区）2016 年数字普惠金融指数	89.288	4.742
经济区域属性	所在县（区）的经济区域特征			
东部地区	所在县（区）位于东部地区：0 = 否，1 = 是	0.467	0.499	
中部地区	所在县（区）位于中部地区：0 = 否，1 = 是	0.389	0.488	
西部地区	所在县（区）位于西部地区：0 = 否，1 = 是	0.144	0.351	

资料来源：根据 2017 年全国返乡创业抽样调查、《中国县域统计年鉴 2017》、北京大学数字普惠金融指数（2016 年）数据计算得到。

### （三）模型设定

#### 1. 基准回归

鉴于作为被解释变量的主观自评绩效和客观营收绩效均为受限的离散排序数据，基础模型为使用极大似然方法估计的 Ordered Probit 模型（下文称“有序 Probit 模型”）。模型设定如下：

$$y_i = F(\beta InterUse_i + \gamma X_i + \varepsilon_i) \quad (1)$$

式（1）中， $y_i$  是因变量，代表观测样本的经营绩效。核心解释变量是互联网使用  $InterUse_i$ ，为虚拟变量，创业者在经营活动中使用互联网为 1，否则为 0。 $X_i$  包括一系列反映个体特征、家庭资本、县域创业环境等方面的控制变量。

## 2. 内生性、工具变量与条件混合过程估计法

考虑到存在不可观测的变量同时影响经营活动中的互联网使用和返乡创业绩效，有必要处理内生性问题。对于基于调查数据的实证分析，工具变量方法对解决内生性问题具有独特优势（陈云松，2012a）。参考黄群慧等（2019）的做法以及后续引证研究（赵涛等，2020），本文选取样本所在地区历史固定电话数作为工具变量。中国于1994年接入国际互联网，公开的城市固定电话数据最早可追溯至1984年。一方面，早期的互联网技术发展以固定电话普及为基础，历史上固定电话普及率较高的地区更有可能是后来互联网普及率较高的地区（黄群慧等，2019），选取历史上地区的固定电话数量作为互联网使用的工具变量满足相关性要求。另一方面，在互联网和信息技术迅速普及的背景下，固定电话数量对创业就业环境的影响消退，难以直接影响现阶段个体返乡创业的绩效。在控制其他变量的条件下，选取历史固定电话数量作为工具变量满足外生性要求。基于以上逻辑，本文将样本所在县（区）所属城市1984年每百人拥有电话机数作为互联网使用的工具变量。

在估计方法上，由于本文的内生解释变量是二元变量，不适宜使用常规的两阶段工具变量法（Angrist，2001），但可使用条件混合过程估计（CMP）进行有效处理（Roodman，2011）。此种方法近年来在内生解释变量为二元变量的研究中有较广泛的应用（张景娜、张雪凯，2020；周广肃、孙浦阳，2017）。参照CMP的理论分析和操作解释，本文在Stata环境下使用CMP估计命令的2018年更新版（8.20版），通过两阶段回归校正潜在的内生性偏误，并进一步测算得到边际效应。具体地，在第一阶段估计工具变量对返乡创业者在经营活动中互联网使用的影响，考察工具变量与内生变量的相关性。在第二阶段估计经营活动中的互联网使用对主观自评绩效和客观营收绩效的影响。在CMP估计框架下，通过内生性识别参数（ $\text{atanhrho}_{12}$ 及其转换的 $\text{rho}_{12}$ ）判别互联网使用的内生性。如果识别参数（显著）不为零，则表明存在未观察到的因素同时影响因变量和解释变量，也意味着基于工具变量的CMP估计相较于原模型有显著改进。

## 四 实证结果分析

### （一）基准回归结果

互联网使用对返乡创业绩效影响的有序Probit模型估计结果如表2所示，报告的结果为影响系数。相比第（1）列和第（3）列，第（2）列和第（4）列加入了区域层面的控制变量。回归结果显示，互联网使用在5%显著性水平上提升了自评绩效，在1%

显著性水平上提升了营收绩效。在控制区域特征后，互联网使用对营收绩效的影响系数几乎没有变化，但对自评绩效的影响系数增大。根据第（2）列和第（4）列报告的结果，在控制变量对自评绩效和营收绩效的影响方面，男性的创业绩效平均高于女性。年龄和外出年数对自评绩效无显著影响，但对营收绩效具有倒 U 形影响。受教育年限对自评绩效呈现倒 U 形影响，但对营收绩效无显著影响。以无城镇房产为对照，拥有不同类型城镇房产显著提升了自评绩效和营收绩效。以无经营场地为对照，自有、借用和租用场地提升了绩效，但使用园区场地则无显著影响。县域数字普惠金融发展显著提升了自评绩效和营收绩效。婚姻状态、职务身份、父母创业经历、县域地理距离、县域经济水平、经济区位属性对返乡创业绩效的影响未通过显著性检验。

表 2 互联网使用对返乡创业绩效影响的基准回归结果

	自评绩效		营收绩效	
	(1)	(2)	(3)	(4)
互联网使用	0.168 ** (0.074)	0.174 ** (0.075)	0.199 *** (0.075)	0.198 *** (0.075)
性别	0.202 * (0.109)	0.235 ** (0.109)	0.379 *** (0.114)	0.369 *** (0.114)
年龄	0.032 (0.041)	0.036 (0.042)	0.138 *** (0.042)	0.122 *** (0.043)
年龄平方	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 *** (0.001)	-0.002 *** (0.001)
婚姻状态	0.042 (0.156)	0.071 (0.157)	-0.010 (0.156)	0.037 (0.156)
受教育年限	0.328 *** (0.099)	0.340 *** (0.099)	0.110 (0.101)	0.125 (0.102)
受教育年限平方	-0.015 *** (0.005)	-0.015 *** (0.005)	-0.004 (0.005)	-0.005 (0.005)
职务身份	0.092 (0.136)	0.138 (0.138)	-0.221 (0.140)	-0.143 (0.142)
外出年数	0.001 (0.019)	-0.000 (0.019)	0.042 ** (0.019)	0.044 ** (0.019)
外出年数平方	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.002 * (0.001)	-0.002 * (0.001)
父母创业经历	-0.089 (0.086)	-0.084 (0.088)	0.080 (0.086)	0.083 (0.088)
以无城镇房产为对照				
拥有镇上房产	0.430 *** (0.106)	0.410 *** (0.107)	0.345 *** (0.104)	0.328 *** (0.106)

续表

	自评绩效		营收绩效	
	(1)	(2)	(3)	(4)
拥有县城房产	0.086 (0.098)	0.064 (0.098)	0.710 *** (0.098)	0.697 *** (0.098)
拥有地级以上城市房产	0.375 *** (0.130)	0.380 *** (0.131)	1.045 *** (0.132)	1.038 *** (0.132)
以第一产业为对照				
第二产业	0.124 (0.100)	0.101 (0.101)	0.449 *** (0.101)	0.458 *** (0.101)
第三产业	0.002 (0.080)	-0.012 (0.081)	-0.291 *** (0.082)	-0.270 *** (0.083)
多次产业融合	0.384 *** (0.127)	0.364 *** (0.128)	0.285 ** (0.126)	0.302 ** (0.127)
以无经营场地为对照				
自有场地	0.419 *** (0.096)	0.429 *** (0.097)	-0.017 (0.097)	0.000 (0.098)
借用场地	0.347 ** (0.137)	0.347 ** (0.139)	0.262 * (0.135)	0.300 ** (0.137)
园区场地	0.142 (0.217)	0.180 (0.218)	-0.025 (0.221)	-0.044 (0.222)
租用私人场地	0.330 *** (0.102)	0.327 *** (0.104)	0.254 ** (0.102)	0.265 ** (0.104)
县域地理距离		-0.075 (0.069)		-0.107 (0.070)
县域经济水平		-0.116 (0.077)		0.090 (0.077)
县域数字普惠金融水平		0.031 *** (0.008)		0.015 * (0.008)
以东部地区为参照				
中部地区		0.082 (0.077)		0.060 (0.078)
西部地区		-0.122 (0.103)		0.083 (0.103)
伪 R <sup>2</sup>	0.038	0.044	0.085	0.089
观测值	1098	1098	1098	1098

注：县域地理距离、县域经济水平均取自然对数后纳入模型；括号内为标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的统计显著性。

资料来源：根据 2017 年全国返乡创业抽样调查、《中国县域统计年鉴 2017》、北京大学数字普惠金融指数（2016 年）数据计算得到。

### (二) 使用工具变量的估计结果

为了缓解解释变量潜在的内生性问题，本文以 1984 年每百人拥有电话机数作为工具变量，使用 CMP 方法进行估计。表 3 汇报了 CMP 估计结果，报告的结果为影响系数。1984 年每百人拥有电话机数在 1% 显著性水平上促进了经营活动中的互联网使用，验证了工具变量相关性。与此同时，内生性识别参数  $\text{atanrho}_{12}$  显著异于零，表明基于工具变量的 CMP 估计相较于有序 Probit 模型有所改进。在使用工具变量的 CMP 模型估计下，互联网使用对自评绩效和营收绩效的影响系数分别为 0.997（1% 显著性水平）和 1.097（1% 显著性水平）。表 3 第（2）列和第（4）列汇报的影响系数绝对值分别是表 2 有序 Probit 模型回归结果第（2）列和第（4）列的 5.7 倍和 5.5 倍。这表明未考虑内生性问题的有序 Probit 模型低估了互联网使用的经济意义。

表 3 互联网使用对返乡创业绩效的影响：工具变量的 CMP 估计

	自评绩效		营收绩效	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)
互联网使用		0.997 *** (0.230)		1.097 *** (0.279)
1984 年每百人拥有电话机数	0.296 *** (0.080)		0.254 *** (0.079)	
控制变量	是	是	是	是
$\text{atanrho}_{12}$	-0.555 *** (0.183)		-0.624 ** (0.247)	
Wald chi2		418.982		650.494
观测值	1098	1098	1098	1098

注：括号内为标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的统计显著性。

资料来源：根据 2017 年全国返乡创业抽样调查、《中国县域统计年鉴 2017》、《中国城市统计年鉴 1985》、北京大学数字普惠金融指数（2016 年）数据计算得到。

对于工具变量回归模型中解释变量影响度放大的情形，从计量经济学理论层面看，可能存在与互联网使用正相关但与创业绩效负相关的遗漏变量，但这类遗漏变量在现有条件下难以捕捉。从具体情境分析，可能存在工具变量分析中的“局部平均干预效应”（LATE）问题。参照 Imbens & Angrist（1994）的解释以及研究中出现类似情形的解释（陈云松，2012b），本文工具变量回归模型中解释变量影响度放大的原因可能在于，历史上的固定电话数量对创业经营中互联网使用的作用在样本中

并不是均匀分布的，工具变量估计量可能更多地反映了部分样本的影响效应。具体而言，早期固定电话普及率较高地区的返乡创业者，可能对互联网使用有更高的接受度；使用历史上的固定电话普及率作为工具变量来估算互联网使用的创业绩效效应时，所获得的估计值呈现的并非样本的总体平均效应，而是加权平均效应；即那些固定电话普及率较高地区的返乡创业者具有更大权重，进而给出了比有序 Probit 模型更高的估计值。

由于表 2 和表 3 中系数的含义并不直观，表 4 在 CMP 估计的基础上继续报告了解释变量对返乡创业绩效的连续边际效应。整体来看，互联网使用对返乡创业者获得正面绩效具有显著的正向边际效应，对返乡创业者落入负面绩效具有显著的边际抑制效应。具体而言，当所有变量处于均值时，经营活动中的互联网使用令自评绩效取值“很差”的概率降低 0.110，取值“不太好”的概率降低 0.136，取值“一般”的概率降低 0.070，取值“好”的概率增加 0.147，取值“很好”的概率增加 0.169；营收绩效取值“5 万元以下”的概率降低 0.328，取值“5 ~ 10 万元”的概率降低 0.016，取值“10 ~ 20 万元”的概率增加 0.053，取值“20 ~ 50 万元”的概率增加 0.069，取值“50 万元以上”的概率增加 0.222。连续边际效应显示，互联网使用对返乡创业者自评绩效和营收绩效的促进作用在统计意义和经济意义上都是显著的。

表 4 互联网使用对返乡创业绩效的影响：连续边际效应

自评绩效		营收绩效	
绩效水平	边际效应	绩效水平	边际效应
很差	-0.110 ** (0.043)	5 万元以下	-0.328 *** (0.079)
不太好	-0.136 *** (0.025)	5 ~ 10 万元	-0.016 *** (0.006)
一般	-0.070 *** (0.011)	10 ~ 20 万元	0.053 *** (0.006)
好	0.147 *** (0.017)	20 ~ 50 万元	0.069 *** (0.009)
很好	0.169 *** (0.051)	50 万元以上	0.222 *** (0.067)

注：括号内为标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的统计显著性；边际效应的标准误通过 Delta 法计算。

资料来源：根据 2017 年全国返乡创业抽样调查、《中国县域统计年鉴 2017》、《中国城市统计年鉴 1985》、北京大学数字普惠金融指数（2016 年）数据计算得到。

### (三) 稳健性检验

#### 1. 互联网使用对收入比较和经营预期的影响

在乡村熟人社会中，返乡创业者受自谦文化或“人前不露富”心态的影响，可能回避对经营绩效做出积极评价。为进一步加强估计结果的可信度，本文以收入比较和经营预期替代自评绩效和营收绩效，检验模型结果的稳健性。在问卷中，返乡创业者对经营收入做出比较性评价，选项分别为“不如外出打工或受雇”“比外出打工或受雇强一些”“比外出打工或受雇强很多”，可直接设为定序变量。经营预期的选项包括“打算放弃当前生意”“缩小规模”“继续维持”和“扩大规模”。考虑到“打算放弃当前生意”和“缩小规模”的样本占比较少，本文将两项合并为“打算放弃当前生意或缩小规模”，将经营预期设置为“打算放弃当前生意或缩小规模”“继续维持”和“扩大规模”的定序变量。表 5 汇报了以收入比较和经营预期为被解释变量的有序 Probit 模型估计结果和采用工具变量的 CMP 估计结果。CMP 估计结果显示，atanrho\_12 参数通过 1% 显著性水平检验，这表明工具变量 CMP 估计结果比有序 Probit 模型估计结果更准确。从 CMP 估计结果看，互联网使用对收入比较和经营预期具有经济意义上显著的促进作用，且通过 1% 显著性水平检验。前文的研究结论具有稳健性。

表 5 互联网使用对返乡创业绩效的影响：以收入比较和经营预期为被解释变量

	收入比较			经营预期		
	有序 Probit	工具变量		有序 Probit	工具变量	
		第一阶段	第二阶段		第一阶段	第二阶段
互联网使用	0.262 *** (0.079)		1.466 *** (0.157)	0.410 *** (0.082)		1.578 *** (0.176)
1984 年每百人拥有电话机数		0.237 *** (0.075)			0.218 *** (0.075)	
控制变量	是	是	是	是	是	是
伪 R <sup>2</sup>	0.059			0.061		
atanrho_12		-0.995 *** (0.227)			-1.020 *** (0.313)	
Wald chi2			645.556			643.873
观测值	1098	1098	1098	1098	1098	1098

注：收入比较以经营收入与打工相比的状况进行度量，1 = 不如外出打工或受雇，2 = 比外出打工或受雇强一些，3 = 比外出打工或受雇强很多；经营预期以对经营活动的未来打算进行度量，1 = 放弃或缩小规模，2 = 继续维持，3 = 扩大规模；括号内为标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的统计显著性。

资料来源：根据 2017 年全国返乡创业抽样调查、《中国县域统计年鉴 2017》、《中国城市统计年鉴 1985》、北京大学数字普惠金融指数（2016 年）数据计算得到。



## 2. 使用倾向值匹配方法（PSM）矫正选择偏差

尽管调查数据是以概率抽样为基础的，但在抽样至个体样本时，只能观测到现存的创业者样本。同时，返乡创业者因资源禀赋条件的差异而在创业经营活动中存在使用互联网的选择偏差。利用匹配方法，可识别出在协变量上与处理组成员相似的非处理组成员，并使用非处理组的平均结果作为代理来估计处理组的反事实，获得处理效应（郭申阳、马克·W. 弗雷泽，2012）。表6汇报了默认核匹配方式下互联网使用对返乡创业绩效的处理效应估计结果。处理组的平均处理效应（ATT）测量了使用互联网的“毛效应”。在使用互联网的返乡创业者中，互联网使用对自评绩效和营收绩效的ATT分别为0.131（10%显著性水平）和0.177（未通过显著性检验）。互联网使用对自评绩效和营收绩效的样本平均处理效应（ATE）分别为0.183（1%显著性水平）和0.212（5%显著性水平），比有序Probit模型中的系数值（0.174和0.198）略高。互联网使用对返乡创业的绩效提升在经济意义和统计意义上仍显著。

表6 互联网使用对返乡创业绩效的影响：PSM处理效应估计结果

	自评绩效	营收绩效
ATT	0.131 * (0.072)	0.177 (0.112)
ATU	0.212 *** (0.075)	0.231 ** (0.109)
ATE	0.183 *** (0.067)	0.212 ** (0.100)
平衡性检验	通过	通过
观测值	1098	1098

注：匹配方式为默认核匹配（二次核、带宽为0.06）；处理效应的标准误和显著性检验结果为利用自助法重复抽样500次获得；括号内为标准误；\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的统计显著性。

资料来源：根据2017年全国返乡创业抽样调查、《中国县域统计年鉴2017》、北京大学数字普惠金融指数（2016年）数据计算得到。

## （四）包容性特征

### 1. 初次创业者和非初次创业者

根据返乡创业者的经历，将其分为初次创业和非初次创业两类样本，并通过有序Probit方法进行估计（见表7）。对于初次创业样本，互联网使用对自评绩效和营收绩效的影响系数分别为0.299（在1%显著性水平上显著）和0.432（在1%显著性水平上显著），而对于非初次创业样本，互联网使用的系数均不显著。这表明，互联网使用

具有较强的包容性特征：相比于有创业经验的样本，初次创业样本更可能通过经营活动中的互联网使用获得自评绩效和营收绩效回报。

表 7 互联网使用对返乡创业绩效的影响：是否初次创业的差异

	自评绩效		营收绩效	
	初次创业	非初次创业	初次创业	非初次创业
互联网使用	0.299 *** (0.102)	0.097 (0.118)	0.432 *** (0.101)	-0.046 (0.119)
控制变量	是	是	是	是
伪 R <sup>2</sup>	0.066	0.064	0.089	0.112
观测值	668	427	668	427

注：括号内为标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的统计显著性。

资料来源：根据 2017 年全国返乡创业抽样调查、《中国县域统计年鉴 2017》、北京大学数字普惠金融指数 (2016 年) 数据计算得到。

## 2. 不同学历水平的返乡创业者

根据返乡创业者的受教育程度，将样本分为初中及以下受教育水平和高中及以上受教育水平，保留控制变量中的受教育年限，通过有序 Probit 方法进行估计（表 8）。结果显示，对于初中及以下受教育水平的样本，互联网使用对主观自评绩效和客观营收绩效的影响系数分别为 0.237（在 5% 显著性水平上显著）和 0.211（在 5% 显著性水平上显著）；而对于高中及以上受教育水平的样本，互联网使用的系数值较小且均不显著。这进一步揭示了互联网使用的包容性特征：相比于高中及以上学历的创业者，初中及以下学历的返乡创业者更能通过互联网使用获得绩效提升。

表 8 互联网使用对返乡创业绩效的影响：不同学历水平创业者的差异

	自评绩效		营收绩效	
	初中及以下	高中及以上	初中及以下	高中及以上
互联网使用	0.237 ** (0.093)	0.067 (0.135)	0.211 ** (0.092)	0.183 (0.138)
控制变量	是	是	是	是
伪 R <sup>2</sup>	0.056	0.043	0.085	0.126
观测值	790	308	790	308

注：括号内为标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的统计显著性。

资料来源：根据 2017 年全国返乡创业抽样调查、《中国县域统计年鉴 2017》、北京大学数字普惠金融指数 (2016 年) 数据计算得到。

上述两组异质性分析的结果验证了假说2。在传统意义上，人力资本处于不利条件的返乡创业者会面临更严峻的约束。但在互联网时代，互联网使用可能突破传统资源禀赋的束缚，使得过去居于不利处境的人群能够从互联网使用中获得更大的回报。在本文的情境下，缺乏创业经验和受教育程度较低的群体拥有各类资本的数量更少，且互联网使用水平也更低，但这些返乡创业者一旦在经营过程中使用了互联网，一方面更可能突破传统创业环境的约束，另一方面也可能获得更高的回报。这与发展中国家和新兴经济体企业层面的实证研究所揭示的偏远地区的公司从互联网普及中获益更大 (Paunov & Rollo, 2016) 的结论具有内在一致性，也与经济合作与发展组织 (OECD) 国家数据所揭示的高速宽带的覆盖率提升有助于农村经济增长但对城市经济增长没有影响 (de Clercq et al., 2023) 的观察有共通性，即互联网使用对传统认知中处于不利地位的人群具有弥合作用。互联网使用的包容性创新特征在中国农村返乡创业群体中得到延展验证。

### (五) 机制分析

#### 1. 通过促进创新行为而提升返乡创业绩效

互联网使用是促进创新行为的重要途径。根据问卷中“您的生意（创业项目）有哪些创新？（可多选）”题项，将“引入新产品”“应用或改良新技术”“开拓新市场”“提供新服务”“创新经营模式”五个选项中勾选一项及以上者视为有创新行为，将勾选“无”视为无创新行为，设置二元变量，验证互联网使用是否通过促进创新行为而提升了返乡创业绩效（表9）。

表9 互联网使用、创新行为与返乡创业绩效：机制检验结果

	创新行为	自评绩效	营收绩效
互联网使用	0.781 *** (0.096)	-0.018 (0.123)	-0.028 (0.125)
互联网使用×创新行为		0.261 ** (0.133)	0.304 ** (0.134)
控制变量	是	是	是
伪 R <sup>2</sup>	0.163	0.045	0.091
观测值	1098	1098	1098

注：括号内为标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的统计显著性。

资料来源：根据 2017 年全国返乡创业抽样调查、《中国县域统计年鉴 2017》、北京大学数字普惠金融指数 (2016 年) 数据计算得到。

样本中，经营活动有创新行为的占 54.6%。互联网使用对创新行为的影响使用 Probit 模型估计。估计结果表明，互联网使用显著促进了创新行为（系数 0.781，1% 显著性水平）。从实践常识来看，创新行为通常有助于提升绩效，故此可以推论互联网使用通过促进创新行为而提升返乡创业绩效。为进一步从统计层面加以佐证，本文将互联网使用和创新行为的交互项纳入有序 Probit 模型，对返乡创业绩效进行回归估计。结果表明，互联网使用与创新行为的交互项对自评绩效和营收绩效的影响系数分别为 0.261 和 0.304，均在 5% 水平显著。这表明，互联网使用显著促进了返乡创业经营活动中的创新行为，进而显著提升了返乡创业绩效，从而验证了假说 3。

具体地，返乡创业者在经营活动中引入新产品、提供新服务、创新经营模式、开拓新市场、应用或改良新技术的比例分别占 18.5%、17.9%、16.8%、17.6% 和 15.4%，且有 21.1% 的返乡创业者在经营活动中采纳了 2 项及以上创新，表明互联网使用在返乡创业经营活动中的创新运用是全方位的。这为进一步认识不同创新行为条件下互联网使用的异质性影响提供了基础。对具体创新行为分组进行有序 Probit 模型回归，表 10 汇报了不同分组中互联网使用对返乡创业绩效的影响。对自评绩效的影响方面，在提供新服务组和创新经营模式组中，互联网使用对自评绩效有突出的影响，且在创新经营模式组中影响系数更大。对营收绩效的影响方面，互联网使用对营收绩效的影响仅在创新经营模式组中通过了显著性检验。不同创新行为分组中，互联网使用带来了返乡创业绩效回报的差异。对这一情形的可能解释是，过去备受重视的渠道效应（引入新产品、开拓新市场）在电子商务越发普及的条件下，或已不再是绩效回报差异的主要来源。互联网使用或许已经进入到通过服务创新、经营模式创新而获得额外回报的阶段。

## 2. 通过促进政策支持获得而提升返乡创业绩效

政策支持是影响返乡创业绩效的重要因素。抽样调查询问了返乡创业者是否获得资金帮扶、创业培训和创业辅导、信息咨询服务、财政奖补等 9 类政策支持。44.6% 的返乡创业者获得过一项及以上的政策支持。考虑到不同政策支持的异质性较强，而创业培训和创业辅导是贯穿于创业活动不同阶段的政策类型，其可获得性较少受限于固定资产、产业类型、创业规模等因素，本文以是否获得过创业培训和创业辅导政策支持作为政策支持获得的代理变量，验证互联网使用是否通过促进政策支持获得而提升了返乡创业绩效。在估计互联网使用对政策支持获得的影响时，使用 Probit 模型。

表 10 互联网使用对返乡创业绩效的影响：不同创新行为分组的差异

	无创新	引入新产品	开拓新市场	应用或改良新技术	提供新服务	创新经营模式
自评绩效						
互联网使用	0.009 (0.136)	0.305 (0.189)	0.122 (0.179)	-0.182 (0.209)	0.455 ** (0.179)	0.841 *** (0.204)
控制变量	是	是	是	是	是	是
伪 R <sup>2</sup>	0.043	0.156	0.094	0.142	0.107	0.141
观测值	498	203	193	169	197	185
营收绩效						
互联网使用	0.132 (0.137)	0.067 (0.182)	0.048 (0.185)	0.078 (0.204)	-0.107 (0.180)	0.344 * (0.201)
控制变量	是	是	是	是	是	是
伪 R <sup>2</sup>	0.080	0.089	0.137	0.147	0.173	0.181
观测值	498	203	193	169	197	185

注：括号内为标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的统计显著性。

资料来源：根据 2017 年全国返乡创业抽样调查、《中国县域统计年鉴 2017》、北京大学数字普惠金融指数（2016 年）数据计算得到。

样本显示，14.6% 的返乡创业者获得了创业培训和创业辅导政策支持。以是否获得过创业培训和创业辅导政策支持为政策支持获得的测量，回归结果表明（如表 11 所示），互联网使用显著提升了创业者的政策支持获得（系数 0.664，1% 显著性水平）。进一步，将互联网使用和政策支持获得的交互项纳入有序 Probit 模型，对返乡创业绩效进行回归估计。结果表明，互联网使用通过政策支持的获得显著提升了自评绩效（系数 0.625，1% 显著性水平）和营收绩效（系数 0.503，1% 显著性水平）。综合来看，机制检验结果表明，互联网使用显著促进了返乡创业经营活动中的政策支持获得，进而显著提升了返乡创业绩效，从而验证了假说 4。

从创业培训和创业辅导政策支持的角度来看，互联网使用可以帮助返乡创业者获得政策支持，从而提升创业绩效。但这并不意味着政策体系已经完备，而是突显了政策支持及匹配的重要性。抽样调查询问了返乡创业者在经营中的主要困难（多选），其中，缺乏经验（13.5%）和资金不足（10.7%）是最主要的两类困难。结合前述研究

发现，缺乏经验的困难或可通过进一步提升创业培训和创业辅导的针对性加以化解。也就是说，创业培训和创业辅导政策仍有强化和改进的空间。而资金不足的问题则反映出资金帮扶政策的明显短板。抽样数据显示，13.3%的返乡创业者获得过资金帮扶类的政策支持。更具体地，44.6%的返乡创业者申请过贷款，但申请者中有13.8%未获得贷款；在未申请过贷款的样本中，只有38.3%因不需要贷款而未申请，超过六成的未申请者是由于认为即使申请也得不到、申请程序太麻烦、利息太高等原因而放弃申请。从返乡创业者的需求侧来看，资金帮扶政策仍存在政策信息不足、信贷配给等阻滞状况。

表 11 互联网使用、政策获取与返乡创业绩效：机制检验结果

	政策支持获得	自评绩效	营收绩效
互联网使用	0.664 *** (0.120)	0.040 (0.081)	0.089 (0.081)
互联网使用 × 政策支持获得		0.625 *** (0.139)	0.503 *** (0.139)
控制变量	是	是	是
伪 R <sup>2</sup>	0.226	0.051	0.093
观测值	1098	1098	1098

注：括号内为标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的统计显著性。

资料来源：根据 2017 年全国返乡创业抽样调查、《中国县域统计年鉴 2017》、北京大学数字普惠金融指数（2016 年）数据计算得到。

## 五 研究结论与政策含义

本文利用 2017 年全国返乡创业抽样调查数据，以主观自评绩效和客观营收绩效度量返乡创业绩效，考察了经营活动中的互联网使用对返乡创业绩效的影响。有序 Probit 模型结果显示，互联网使用对返乡创业绩效具有显著的提升效应。采用工具变量的 CMP 估计进一步验证了提升效应的存在，且连续边际效应结果显示，互联网使用对返乡创业者主观自评绩效和客观营收绩效的促进作用在统计意义和经济意义上都是显著的。通过更换被解释变量和使用倾向值匹配方法修正选择偏差后，互联网使用提升返

乡创业绩效的结论依然成立。将样本根据创业经历、学历水平进行划分的异质性分析结果显示，相比于有创业经历者和高中及以上学历的创业者，初次创业者和初中及以下学历的创业者更能通过互联网使用提升返乡创业绩效。这打破了传统上对创业经验和学历影响家庭创业绩效的认知，也表明互联网在中国农村地区和返乡创业群体中具有较强的包容性。机制分析验证了互联网使用通过促进返乡创业经营活动中的创新行为和政策支持获得而显著提升了返乡创业绩效。

结合本文的研究结论，考虑到就地转移成为当前农民工流动增量的主要贡献来源、农村电商兴起和乡村农文旅等产业发展与就业市场方面的变化，以及国家对推进以人为核心的新型城镇化、以县域作为新型城镇化重要载体、以产业振兴作为乡村振兴基础、培育乡村数字经济新业态等政策要求，本文认为，应抓住“互联网+”时间窗口下创业就业的市场机遇，形成微观层面劳动者创新行为与宏观层面政府支持相匹配的政策框架体系，实现数字中国建设和人口空间布局的战略协同。

首先，从互联网使用提升返乡创业绩效、促进包容性创新的研究结论出发，结合统计数据显示的人口就地转移趋势，公共政策应更加注重促进三大都市圈外的产业集群形成和人口经济集聚。国家统计局农民工监测调查报告显示，从2012年起，乡镇内就地转移再次成为农民工增量的主要贡献来源，增量贡献率从2012年的51.9%上升到2022年的94.2%，占农民工总量的比例也由2012年的37.8%上升到2022年的41.9%。同时，在东部地区务工的农民工数量于2012年达到16980万的峰值后开始下降，到2022年下降到15447万，占农民工总量的比例从64.9%下降到52.4%<sup>①</sup>。正如本文使用的调查数据所显示的，返乡农民工比例达到1/7，创业比例达到1/6，返乡农民工已成为支撑新型城镇化发展的重要力量。乡镇内就地转移增加，与1980年代的“离土不离乡”现象具有相似性，或将孕育互联网时代背景下新一轮“苏南现象”的出现。

本文的研究表明，在互联网经济下，县域地理距离、县域经济水平、经济区位属性对返乡创业绩效的影响不大，有望实现更均衡的区域发展。这一论断在淘宝村的产业集聚现象中已得到部分印证。例如，淘宝村数量最多的菏泽、金华、苏北（徐州和宿迁）位于胶济、杭甬、苏南等都市圈覆盖范围之外。而淘宝村的兴起，很大程度上源于电子商务和返乡创业的结合，诸如睢宁沙集镇简易家具集群和“三剑客”回乡创业（陈良，2021）等故事比比皆是。当然，数字经济发展并不自动形成“涓流效应”，

<sup>①</sup> 参见 <https://www.stats.gov.cn>。

只有在充分连接融合的前提下，通过带动各类产业的生产率进步才能实现成果共享（蔡昉，2023）。为此，公共政策应更加关注人口流动趋势，从返乡创业农民工那双看得见的“脚”出发，把握住产业集群形成这只看不见的市场之“手”，准确定位区域发展政策，依靠市场力量完善人口经济空间布局。根据互联网经济的包容性特征，将数字乡村建设置于数字中国建设的关键位置，助力城市化下半程更快扩散和更广分布。

第二，从经营模式创新对于产业和就业市场形成的重要性出发，互联网在返乡创业经营活动中的创新运用是全方位的，但在当前互联网和电子商务已较为普及的阶段，经营模式创新更为关键。从问卷调查过程中的访谈观察来看，互联网使用带来的经营模式创新降低了返乡创业的学习成本、创办成本、经营成本和网络关系成本，对于返乡创业的存活率和成长性至关重要。这也提示，在较好的连接与融合基础上，实体经济形态下不利于农民创业的制度成本和交易成本在虚拟经济形态下被技术弱化。因此，结合互联网使用对返乡创业绩效的提升作用与包容性特征，可将返乡创业的支持政策精准定位到县域各类“互联网+”产业，以促进产业集群和创业回报的提升。更加关注和支持劳动力就地就近转移和回乡创业就业集中地区的公共设施配套，为潜在的新的经济增长源泉提供连接基础。本文的研究表明，互联网经济的扩散与工业聚集不同，其绩效与地理关联无涉，而更多在于经营创新。这提示地方政府在招商引资中应扬弃工业化时代倚重资源禀赋和区位优势发展经济的观念，更加关注市场信息流的形成，而后者与创业者的自主选择有密切关联。由于信息流无法识别，对创业者本身的支持而非特定产业的支持就更加重要。因此，通过对大众创业的政策支持来试错和筛选产业要比明确的产业政策更加有效。

第三，从创业政策支持的重要性出发，加强培训是提升创业绩效的有效途径，但信贷等方面的政策组合也应当进一步补强。基于本文发现的培训类支持政策的重要性，以及已有研究所揭示的模仿创业榜样或接受创业榜样指导对于改善创业绩效的积极作用（甘宇、李伟，2023），可在培训类公共政策中进一步强化当地返乡创业榜样的示范作用。结合调查数据所显示的信贷方面的明显短板，在资金扶持上，应加快促进县域数字普惠金融创新，结合数字普惠金融模式推动免担保创业贷款和贷款咨询服务的优化。此外，应结合互联网使用的回报差异，面向较低学历或初次创业者完善数字素养培育与创业就业扶持相结合的支持政策，消解农民（工）因人力资本、社会资本、金融资本等多种资本不足而面临的创业困境，进一步激发县域经济活力。



最后，本文的拓展结论是，城市化下半程的区域发展和人口空间战略要更加关注“互联网+”产业形成的新特点，特别是数字乡村建设的人群包容性特征。数字乡村建设应更多支持大众创新，特别是农民工返乡创业，通过市场识别形成产业集群。支持农民工返乡创业的大众创新政策应更加注重普惠性，而不是投资规模等偏斜目标。需要特别强调的是，促进“互联网+”返乡创业的公共政策，不是动员异地就业的农民工回乡，更不意味着特大城市可以放缓包括户籍制度改革在内的公共服务均等化进程，而是要及时捕捉互联网时代背景下促进乡村振兴、乡村就地转化为城镇的城市化新机会。中国有必要充分利用这个额外的结构性调整机遇，推动城市化走向深入。

## 参考文献：

- 安同良、杨晨（2020），《互联网重塑中国经济地理格局：微观机制与宏观效应》，《经济研究》第2期，第4-19页。
- 白南生（2003），《中国的城市化》，《管理世界》第11期，第78-86页。
- 白南生、何宇鹏（2002），《回乡，还是外出？——安徽四川二省农村外出劳动力回流研究》，《社会学研究》第3期，第64-78页。
- 蔡昉（2023），《如何利用数字经济促进共同富裕？》，《东岳论丛》第3期，第118-124页。
- 陈良（2021），《沙集模式十五年：信息化时代中国农民网商的生产生活》，南京：江苏人民出版社。
- 陈云松（2012a），《逻辑、想象和诠释：工具变量在社会科学因果推断中的应用》，《社会学研究》第6期，第192-216页。
- 陈云松（2012b），《农民工收入与村庄网络基于多重模型识别策略的因果效应分析》，《社会》第4期，第68-92页。
- 方鸣（2021），《创业培训、政策获取和农民工返乡创业绩效》，《北京工商大学学报（社会科学版）》第6期，第116-126页。
- 甘宇、李伟（2023），《见贤思齐：返乡农民工创业绩效提升的一个解释》，《农业技术经济》第6期，第99-114页。
- 郭红东、丁高洁（2013），《关系网络、机会创新性与农民创业绩效》，《中国农村经

- 济》第 8 期，第 78 - 87 页。
- 郭申阳、马克·W. 弗雷泽 (2012)，《倾向值分析：统计方法与应用》，郭志刚、巫锡炜等译，重庆：重庆大学出版社。
- 国务院发展研究中心课题组 (2011)，《农民工市民化：制度创新与顶层设计》，北京：中国发展出版社。
- 何大安 (2018)，《互联网应用扩张与微观经济学基础——基于未来“数据与数据对话”的理论解说》，《经济研究》第 8 期，第 177 - 192 页。
- 何婧、李庆海 (2019)，《数字金融使用与农户创业行为》，《中国农村经济》第 1 期，第 112 - 126 页。
- 何晓斌、柳建坤 (2021)，《政府支持对返乡创业绩效的影响》，《北京工业大学学报 (社会科学版)》第 5 期，第 48 - 63 页。
- 何晓斌、柳建坤、王轶 (2021)，《电子商务对返乡创业绩效的作用及影响机制研究》，《研究与发展管理》第 2 期，第 16 - 28 页。
- 黄群慧、余泳泽、张松林 (2019)，《互联网发展与制造业生产率提升：内在机制与中国经验》，《中国工业经济》第 8 期，第 5 - 23 页。
- 李飏 (2019)，《互联网使用、技能异质性与劳动收入》，《北京工商大学学报 (社会科学版)》第 5 期，第 104 - 113 页。
- 林龙飞、陈传波 (2019a)，《夫妻同心其利断金——夫妻档创业的溢价机制研究》，《制度经济学研究》第 4 期，第 34 - 51 页。
- 林龙飞、陈传波 (2019b)，《外出创业经历有助于提升返乡创业绩效吗》，《现代经济探讨》第 9 期，第 101 - 107 页。
- 林龙飞、陈传波 (2019c)，《中国创业政策 40 年：历程回顾与趋向展望》，《经济体制改革》第 1 期，第 9 - 15 页。
- 鲁元平、王军鹏 (2020)，《数字鸿沟还是信息福利——互联网使用对居民主观福利的影响》，《经济学动态》第 2 期，第 59 - 73 页。
- 罗震东、何鹤鸣 (2017)，《新自下而上进程——电子商务作用下的乡村城镇化》，《城市规划》第 3 期，第 31 - 40 页。
- 毛宇飞、曾湘泉 (2017)，《互联网使用是否促进了女性就业——基于 CGSS 数据的经验分析》，《经济学动态》第 6 期，第 21 - 31 页。
- 斯晓夫、王颂、傅颖 (2016)，《创业机会从何而来：发现，构建还是发现 + 构建？——创业机会的理论前沿研究》，《管理世界》第 3 期，第 115 - 127 页。

- 苏岚岚、孔荣（2020），《互联网使用促进农户创业增益了吗？——基于内生转换回归模型的实证分析》，《中国农村经济》第2期，第62-80页。
- 田鸽、张勋（2022），《数字经济、非农就业与社会分工》，《管理世界》第5期，第72-84页。
- 田红宇、王媛名、祝志勇（2022），《数字化赋能：互联网使用对农户信贷的影响及其异质性研究——基于选择实验方法的检验和分析》，《农业技术经济》第4期，第82-102页。
- 王剑程、李丁、马双（2020），《宽带建设对农户创业的影响研究——基于“宽带乡村”建设的准自然实验》，《经济学（季刊）》第1期，第209-232页。
- 王杰、蔡志坚（2022），《风险规避、数字技术使用与农村家庭创业行为》，《华南农业大学学报（社会科学版）》第2期，第28-40页。
- 王杰、蔡志坚、吉星（2022），《数字素养、农民创业与相对贫困缓解》，《电子政务》第8期，第15-31页。
- 王金杰、牟韶红、盛玉雪（2019），《电子商务有益于农村居民创业吗？——基于社会资本的视角》，《经济与管理研究》第2期，第95-110页。
- 王西玉、崔传义、赵阳（2003），《打工与回乡：就业转变和农村发展——关于部分进城民工回乡创业的研究》，《管理世界》第7期，第99-109页。
- 邬爱其、刘一蕙、宋迪（2021），《区域创业生态系统对农民创业绩效的影响——来自浙江省的经验证据》，《农业技术经济》第1期，第105-116页。
- 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。
- 杨德林、胡晓、冯亚（2017），《互联网应用与创业绩效：社会资本的中介作用》，《技术经济》第4期，第53-62页。
- 姚柱、罗瑾琏、张显春、张亮亮（2020），《互联网嵌入、二元创业学习与农民创业绩效》，《科学学研究》第4期，第685-695页。
- 袁方、史清华（2019），《从返乡到创业——互联网接入对农民工决策影响的实证分析》，《南方经济》第10期，第61-77页。
- 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。
- 张文武（2021），《数字经济时代的移动互联网使用与农民创业：传导机制和异质效应》，《中山大学学报（社会科学版）》第6期，第191-202页。

- 张新红、于凤霞、罗彼得 (2010), 《聚焦“第四差别”: 中欧数字鸿沟比较研究》, 北京: 商务印书馆。
- 赵佳佳、魏娟、刘天军 (2023), 《数字乡村发展对农民创业的影响及机制研究》, 《中国农村经济》第 5 期, 第 61 - 80 页。
- 赵涛、张智、梁上坤 (2020), 《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》, 《管理世界》第 10 期, 第 65 - 76 页。
- 周广肃、樊纲 (2018), 《互联网使用与家庭创业选择——来自 CFPS 数据的验证》, 《经济评论》第 5 期, 第 134 - 147 页。
- 周广肃、孙浦阳 (2017), 《互联网使用是否提高了居民的幸福感知——基于家庭微观数据的验证》, 《南开经济研究》第 3 期, 第 18 - 33 页。
- 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。
- 周洋、华语音 (2017), 《互联网与农村家庭创业——基于 CFPS 数据的实证分析》, 《农业技术经济》第 5 期, 第 111 - 119 页。
- 朱红根、康兰媛 (2016), 《家庭资本禀赋与农民创业绩效实证分析》, 《商业研究》第 7 期, 第 33 - 41 页。
- Angrist, Joshua (2001). Estimation of Limited Dependent Variable Models with Dummy Endogenous Regressors: Simple Strategies for Empirical Practice. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19 (1), 2 - 28.
- Bowen, Robert & Wyn Morris (2019). The Digital Divide: Implications for Agribusiness and Entrepreneurship. Lessons from Wales. *Journal of Rural Studies*, 72, 75 - 84.
- Chen, Wenhong & Barry Wellman (2004). The Global Digital Divide-Within and Between Countries. *IT & Society*, 1 (7), 18 - 25.
- de Clercq, Michaël, Marijke D'Haese & Jeroen Buysse (2023). Economic Growth and Broadband Access: The European Urban-Rural Digital Divide. *Telecommunications Policy*, 47 (6), 102579.
- Démurger, Sylvie & Hui Xu (2011). Return Migrants: The Rise of New Entrepreneurs in Rural China. *World Development*, 39 (10), 1847 - 1861.
- Feldman, Maryann (2002). The Internet Revolution and the Geography of Innovation. *International Social Science Journal*, 54 (171), 47 - 56.
- Hindman, Douglas Blanks (2000). The Rural-Urban Digital Divide. *Journalism & Mass*

- Communication Quarterly*, 77 (3), 549 – 560.
- Imbens, Guido & Joshua Angrist (1994). Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects. *Econometrica*, 62 (2), 467 – 475.
- Liu, Sheng, Sierdjan Koster & Xiuying Chen (2022). Digital Divide or Dividend? The Impact of Digital Finance on the Migrants' Entrepreneurship in Less Developed Regions of China. *Cities*, 131, 103896.
- Mcgee, Terry (1991). The Emergence of Desakota Regions in Asia: Expanding a Hypothesis. In Norton Ginsburg, Bruce Koppel & Terry McGee (eds. ), *The Extended Metropolis: Settlement Transition in Asia*. Honolulu: University of Hawaii Press, pp. 3 – 25.
- Millán, José María, Serhiy Lyalkov, Andrew Burke, Ana Millán & André van Stel (2021). 'Digital Divide' Among European Entrepreneurs: Which Types Benefit Most from ICT Implementation? *Journal of Business Research*, 125, 533 – 547.
- Morris, Merrill & Christine Ogan (1996). The Internet as Mass Medium. *Journal of Computer-Mediated Communication*, 1 (4), JCMC141.
- Musinguzi, Peter, Derek Baker & Renato Villano (2023). Interrelationships Amongst Critical Success Factors and Rural Social Enterprises' Performance in a Developing Country Context. *Journal of Rural Studies*, 100, 102995.
- Paunov, Caroline & Valentina Rollo (2016). Has the Internet Fostered Inclusive Innovation in the Developing World? *World Development*, 78, 587 – 609.
- Roodman, David (2011). Fitting Fully Observed Recursive Mixed-Process Models with CMP. *The Stata Journal*, 11 (2), 159 – 206.
- van Deursen, Alexander & Jan van Dijk (2014). The Digital Divide Shifts to Differences in Usage. *New Media & Society*, 16 (3), 507 – 526.
- Vicente, María Rosalía & Ana Jesús López (2011). Assessing the Regional Digital Divide Across the European Union – 27. *Telecommunications Policy*, 35 (3), 220 – 237.
- Zelenika, Ivana & Joshua Pearce (2012). The Internet and Other ICTs as Tools and Catalysts for Sustainable Development: Innovation for 21st Century. *Information Development*, 29 (3), 217 – 232.

## How Does Internet Use Influence the Performance of Return Migrants' Entrepreneurship? Evidence from a National Survey of Return Migrants' Entrepreneurship

Wang Yu<sup>1</sup>, He Yupeng<sup>2</sup>, Chen Chuanbo<sup>3</sup> & Guo Hongdong<sup>4</sup>

(Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Sciences<sup>1</sup>;

China Institute for Rural Studies, Tsinghua University<sup>2</sup>;

School of Agricultural Economics and Rural Development, Renmin University of China<sup>3</sup>;

School of Public Affairs, Zhejiang University<sup>4</sup>)

**Abstract:** In the context of new urbanization, county-level urban-rural integration, and the expansion of internet applications, the impact of internet use on returning migrants' entrepreneurship is worth noting. This paper uses data from a 2017 national survey on returning migrants' entrepreneurship to examine the impact of internet use in business activities on the performance of the ventures. The empirical results indicate that internet use significantly improves the performance of returning migrants' entrepreneurship. This conclusion holds true after using historical data as an instrumental variable and conducting various robustness tests. Mechanism analysis reveals that internet use promotes the performance of returning migrants' entrepreneurship through boosting business innovation and securing policy support. Heterogeneity analysis indicates that the impact of internet use on the performance of returning migrants' entrepreneurship is more pronounced among first-time entrepreneurs and those with lower education levels. Therefore, deepening innovation and filling gaps in entrepreneurship support policies are crucial for further unlocking the potential of economic development and employment at the county level in the internet era.

**Keywords:** internet use, entrepreneurship of return migrants, performance

**JEL Classification:** J48, O33, R12

(责任编辑: 合 羽)