

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

李欣泽 高源 李芳芳*

内容提要 打破城乡分割和促进数字经济发展，是建设全国统一大市场和发展新质生产力的内在要求。本文利用2010-2020年280个地级市的面板数据，将新型城镇化试点视为一项准自然实验，结合渐进双重差分模型评估了试点对数字产业发展的影响。研究发现，新型城镇化试点对数字经济创新创业活跃度具有显著的提升作用，这一积极影响在人口规模适中、中西部地区的城市中更为显著。影响机制分析表明，新型城镇化试点通过纠正劳动力配置扭曲、促进高新技术企业进入、加速产业集聚和完善基础设施建设，从而提高了数字经济创新创业活跃度。本文研究结果从经验上揭示了新型城镇化试点的数字红利，为优化新型城镇化战略、促进数字经济与实体经济深度融合发展提供了政策启示。

关键词 新型城镇化 数字经济 创新创业活跃度

一 引言

打破城乡分割是加快建设全国统一大市场、扎实推进共同富裕的内在要求，受到学术界的广泛关注（万广华等，2022）。已有文献论证了破除城乡二元结构能够有效缓解城乡收入、财富以及教育等领域的不平等水平（李军、李敬，2020），对经济与社会发展存在深远的积极意义。近年来，伴随数字经济的发展和信息化时代的来临，城乡

* 李欣泽，山东大学经济研究院，电子邮箱：xinzeli@sdu.edu.cn；高源，山东大学经济研究院，电子邮箱：gy2002eco@126.com；李芳芳（通讯作者），北京林业大学经济管理学院，电子邮箱：liff0602@163.com。作者感谢国家社会科学基金青年项目（项目批准号：19CJL037）、山东省自然科学基金青年项目（项目编号：ZR2022QG001）、广东省基础与应用基础研究基金资助项目（项目编号：2023A151510280）的资助。

分割对城乡数字鸿沟的影响成为研究的热点问题（曾亿武等，2022），其存在严重阻碍了数字产业的总体发展进程。一方面，农村地区落后的数字基础设施和短缺的数字技能人才制约了产业数字化转型（史宇鹏等，2021）；另一方面，城乡间的金融可得性差异和寄递差距阻碍了农村电子商务创业（王奇等，2022）。然而产业数字化转型和数字电商发展并不能完全概括具有丰富内涵的数字经济创新创业的本质特征，目前尚缺乏破除城乡壁垒影响数字产业创新创业的经验证据。因此，研究缓解城乡分割究竟对数字经济创新创业的发展存在何种影响显得十分必要。

城乡间的户籍壁垒是导致城乡二元经济体制、劳动力等生产要素在城乡市场分化的重要原因（Wang et al., 2021）。新时期城市与农村的老二元结构转化为城镇内部户籍居民与流动人口的新二元分割（An et al., 2024），严重影响社会创新创业发展。首先，新二元分割会导致部分流动人口无法享受均等化的公共服务，这将会加剧人才流失、阻碍劳动力自由流动、无法与高级人力资本形成技能互补，也无法倒逼企业改善创新绩效（戴蕙阳等，2021），进而降低企业的创新活力（张艺川、梁权熙，2022）。其次，新二元分割也降低了流动人口的留城意愿。居留意愿较弱的流动人口对主流市场的了解有限，并且在行为方面和本地人有着较大差异，创业倾向更低（李五荣等，2022）。最后，农业转移人口家庭在就业市场上面临更大的不确定性，风险厌恶也减少了家庭的创业决策（Hvide & Panos, 2014）。因此，破除户籍制度壁垒、打破城乡分割成为激活数字经济创新创业活力过程中亟待解决的问题。

为了畅通城乡要素循环，促进城乡融合发展，中共中央、国务院于2014年3月印发了《国家新型城镇化规划（2014-2020年）》，自此新型城镇化战略的制度体系全面确立，成为重要的国家战略。随后，为推进新型城镇化建设，国家发展和改革委员会等11部门联合印发《关于开展国家新型城镇化综合试点工作的通知》，并于2014年、2015年和2016年分别公示了第一批2个省62个城市（镇）、第二批73个城市（镇）和第三批111个城市（镇）的试点名单。2015年10月，中共中央在“十三五”规划中进一步明确新型城镇化的重要任务，提出“深化户籍制度改革，促进有能力在城镇稳定就业和生活的农业转移人口举家进城落户，并与城镇居民有同等权利和义务”。可见，与过去土地城镇化不同，新型城镇化重视以人为核心的人口城镇化，不但要让农村居民进城务工，还要举家落户并享有城乡一体的保障性权益。从引得来到留得下，新型城镇化试点力图通过打破户籍制度藩篱以提高劳动力要素的市场化配置水平，使得与劳动力密切相关的土地、资本和技术等生产要素在城乡间实现自由流动（李兰冰等，2020），为城乡数字产业融合发展奠定基础。

本文以新型城镇化试点为准自然实验，采用双重差分模型评估新型城镇化试点对数字经济产业创新创业活跃度的影响及内在作用机制，并探讨新型城镇化试点在不同行业及城市中的异质性影响。相较于已有研究，本文可能的边际贡献在于：一是在研究数据上，本文使用基于2021年国家统计局公布的《数字经济及其核心产业统计分类（2021）》编制的数字经济核心产业创新创业指数，从企业创新创业的角度较为细致、全面地刻画了地区数字经济发展水平；二是在研究方法上，将新型城镇化试点作为一项准自然实验，可以缓解以往研究使用单一或复合的静态指标测度城镇化水平面临的内生问题；三是在研究内容上，立足构建全国统一大市场和发展新质生产力的时代背景，运用实证方法从纠正劳动力配置扭曲、促进高新技术企业进入、加速产业集聚和完善基础设施建设四方面验证新型城镇化试点激发数字经济创新创业活跃度的理论机制。

本文余下部分安排如下：第二部分为文献综述并提出研究假设；第三部分为研究设计，包括模型设定、变量选取和数据来源等；第四部分为实证检验，汇报基准回归结果，并进行内生性和稳健性检验；第五部分为影响机制和异质性分析；第六部分总结前文实证结果，得出结论和政策建议。

二 文献综述与理论假设

（一）新型城镇化试点对数字经济创新创业的影响

中国传统的城镇化推进过程中，人口城镇化严重滞后于土地城镇化，其直接后果是阻碍了城镇化与信息化的深度融合。而新型城镇化以人为本，坚持把推进农业转移人口市民化作为首要任务，通过深化户籍制度改革、推进常住地基本公共服务均等化等一系列举措落实人口城镇化进程（李兰冰等，2020），为促进数字产业的创新创业行为提供可能。从供给端来看，新型城镇化试点促进了流动人口的流入和留居、财力和物力的集中发展。人、财、物的投入为数字基础设施的发展提供硬件支持（王媛媛、韩瑞栋，2021），这为数字产业发展提供了有利的外部条件。作为数字经济发展的重要载体，人工智能、大数据、互联网等数字基础设施的建设为数字产业化和产业数字化转型筑牢坚实基础（王海等，2023），有利于提升和释放围绕数字技术开展的创新绩效和创业热情。从需求端来看，随着新型城镇化建设过程的推进，居民与企业等各类主体对信息化的需求增加，释放了城市的数字化潜力。农民工的市民化要求企业承担相应的社会责任，如缴纳更高比例的社会保险等，这将加剧企业竞争。为有效应对这一问题，企业可以选择数字化管理以降低成本（夏常源等，2022）。落户难度降低在提升流动人口创业概率的同时，也会增加农业转移人口

流入,进一步激发对数字支付、互联网理财等新兴数字化产品的需求(李五荣等,2022;王媛媛、韩瑞栋,2021)。所以,为满足企业与流动人口等多元主体的需求,新型城镇化的建设会加快数字产业的发展进程。基于此,本文提出如下假说。

假说 1: 新型城镇化试点的实施能够提升数字经济创新创业活跃度。

(二) 影响机制分析

新型城镇化试点通过破除制度壁垒使得要素在城乡间平等互换、双向流动,从供给端和需求端联合发力,提升城市整体的数字产业发展水平。新型城镇化试点不仅要求发挥城市的创新载体和创业平台作用,还强调发展战略性新兴产业、优化城市产业结构的目标任务,为提升数字经济创新创业活跃度提供了有利条件。基于已有文献,新型城镇化试点可以纠正劳动力配置扭曲、促进高新技术企业进入、加速产业集聚和完善基础设施建设,进而影响数字经济创新创业活跃度。

1. 新型城镇化试点的“匹配效应”

要素市场扭曲会抑制企业的创新活动投入和降低居民的创业概率,且对高新技术数字产业的抑制效应更显著(戴魁早、刘友金,2016;赵新宇、郑国强,2019)。降低城乡要素市场分化程度能够扭转劳动力与企业之间由于信息不对称导致的供需错配(吴青山等,2022)、降低信息搜寻成本(Braakmann & Vogel, 2011),从而有效改善要素的单向流动情况,从体制机制层面削弱劳动力的流动障碍。新型城镇化试点通过提供更多就业相关信息、减少迁移阻碍,提高劳动力市场化配置程度,降低劳动力错配程度。因此,新型城镇化试点可在一定程度上改善劳动力配置扭曲情况,实现劳动力配置的帕累托最优,进而提升数字产业这一新兴技术产业的创新创业活跃度。

2. 新型城镇化试点的“导向效应”

作为促进全体人民共同富裕的重要战略,新型城镇化过程中一个重要趋势就是高技能劳动力替代低技能劳动力,技术和资本替代资源和劳动力(张琦、李顺强,2023)。技术专用性导向将会提高城市的高技能劳动力占比,发挥企业的“干中学”效应,提升地区创新能力和创新水平,吸引高技能人才来当地开展创业活动(焦豪等,2023)。为使农业转移人口掌握一技之长顺应日益提高的用工需求,新型城镇化试点特别注重在对标劳动力市场需求的基础上对转移人口进行教育培训,推动流动人口的人力资本积累(尤济红、梁浚强,2023)。劳动者为适应新的职业市场现状,也会主动进行人力资本投资(Lu et al., 2023)。全社会人力资本投资的提升会催生新产业新业态新模式,特别是数字型人才的培养为数字经济发展提供新的抓手(蔡宏波等,2023)。总之,新型城镇化能促进高新技术企业进入,提升劳动力的人力资本,从而间接提升

数字产业创新创业活跃度。

3. 新型城镇化试点的“集聚效应”

城乡间要素市场一体化建设加强了人才、资本等要素的流动和交流，有利于区域间要素的自由流动和产业集聚（陆铭、李鹏飞，2022）。产业集聚可以加强区域内企业间的相互学习、模仿与竞争，有利于开展创新活动，进而有效提升城市的创新能力（谭志雄等，2022）。更高的产业集聚水平将会强化区域内企业的专业化分工，从而有效地推动技术创新和劳动生产率提升（袁淳等，2021）。新型城镇化带来的人口集聚会导致更高水平的产业集聚，这会降低创业资源获取难度，提升地区整体创业水平（于潇、徐英东，2022）。由此，新型城镇化可能会推动城市整体的数字技术创新创业水平的提升。

4. 新型城镇化试点的“连通效应”

与传统的城镇化不同，新型城镇化注重打破城乡分治的传统思路，加快推动城市基础设施向农村延伸、公共服务向农村覆盖，致力于实现城乡基础设施的统筹建设（魏后凯，2024）。加快农村交通、快递等基础设施建设步伐可以降低移民成本和增加就业机会。在市场扩张效应超越竞争效应时，不仅有利于激发企业的研发行为、提升全要素生产率（张睿等，2018），还有利于降低偏远地区农产品运输成本、方便农村家庭利用电商平台创业（王奇等，2022）。因此，新型城镇化试点可能会促进城乡基础设施建设，顺应城市整体发展需要，从而促进数字经济创新创业的发展。综合上述分析，本文提出如下假说。

假说2：新型城镇化试点通过缓解劳动力错配、促进高新技术企业进入、加速产业集聚、完善基础设施建设，从而提升数字经济创新创业活跃度。

三 研究设计

（一）变量选取

1. 被解释变量

本文的被解释变量为数字经济创新创业活跃度。由于以往文献未将数字经济、创新水平和创业活跃度纳入统一框架进行分析，本文将分别归纳各变量的测度方法与优缺点，并说明本文的衡量方式。目前，数字经济的测算方法主要有数字经济增加值和数字经济相关指数两种（蔡跃洲、牛新星，2021；赵涛等，2020）^①，前者仅适用于研

^① 数字经济增加值法依托核算方法相对成熟的国民经济增加值核算体系，数字经济相关指数通过建立指标体系测评地区整体发展状况。

究数字经济对国内生产总值的贡献程度，后者因能对区域数字经济发展水平进行评估而被广泛应用。区域创新水平主要使用研究与试验发展（R&D）经费投入或专利授权数量两种方法度量，这可能会导致虚报经费投入和忽视专利使用质量造成数据失真的情况（毛文峰、陆军，2020）。衡量区域创业活跃度的方法包括生态学法、人口法和劳动力市场法三种（曾婧婧、温永林，2021）^①，但也分别存在忽视区域内企业规模异质性、受年份影响波动较大和受限于城市层面劳动力数据的可得性和完整性等问题（刘娟等，2022；叶文平等，2018）。综上，本文参考戴若尘等（2022）的方法，利用北京大学企业大数据研究中心测算的中国数字经济核心产业创新创业指数衡量数字产业创新创业发展水平。该指数聚焦数字经济核心产业，利用独特的企业大数据和多维度综合指标体系展示了各城市数字产业创新创业的发展水平。考虑到系数解读的方便，本文将数字经济创新创业指数除以 100 处理。

2. 解释变量

本文的核心解释变量为新型城镇化试点建设，使用新型城镇化试点时间虚拟变量和组别虚拟变量的交乘项衡量。时间虚拟变量的赋值方式为：试点年份及之后的年份设置为 1，之前的年份设置为 0。组别虚拟变量的赋值方式为：新型城镇化试点城市定义为处理组并设置为 1，非试点城市定义为控制组并设置为 0。具体试点城市与时间见表 1^②。

表 1 新型城镇化试点地级城市名单

时间	试点城市
第一批 (2014 年) 共 59 个地级市	南京市、无锡市、徐州市、常州市、苏州市、南通市、连云港市、淮安市、盐城市、扬州市、镇江市、泰州市、宿迁市、合肥市、芜湖市、蚌埠市、淮南市、马鞍山市、淮北市、铜陵市、安庆市、黄山市、阜阳市、宿州市、滁州市、六安市、宣城市、池州市、亳州市、宁波市、大连市、青岛市、石家庄市、长春市、哈尔滨市、武汉市、长沙市、广州市、吉林市、齐齐哈尔市、牡丹江市、嘉兴市、莆田市、鹰潭市、威海市、德州市、洛阳市、孝感市、株洲市、东莞市、惠州市、柳州市、来宾市、泸州市、安顺市、曲靖市、金昌市、海东市、固原市

- ① 核心思想均为对新增企业数量进行标准化处理，差别在于分别将区域内全部企业、所有人口以及劳动力总数作为标准化基数。
- ② 为了更准确地评估新型城镇化对地级市数字经济创新创业活跃度的影响，在第三批新型城镇化试点名单中，如果新型城镇化试点完全覆盖某地级市，将该地级市作为处理组样本；否则，如果只是在地级市的下设区（县、镇）进行试点，本文不将其纳入处理组样本（焦豪等，2023；吴青山等，2022）。实际上，试点地级市共有 85 个，由于海东市在研究时间窗口内进行过行政区划变更，考虑到统计口径差异，本文在研究样本中将其剔除，因此最终处理组包括 84 个城市。

续表

时间	试点城市
第二批 (2015年) 共7个地级市	台州市、茂名市、濮阳市、包头市、成都市、绵阳市、眉山市
第三批 (2016年) 共19个地级市	伊春市、萍乡市、赣州市、抚州市、济南市、淄博市、烟台市、聊城市、鹤壁市、荆门市、随州市、湘潭市、郴州市、韶关市、潮州市、遂宁市、达州市、延安市、银川市

资料来源：根据国家发展和改革委员会网站整理得到。

3. 机制变量

(1) 劳动力错配。本文参考牛子恒和崔宝玉 (2022) 的做法利用劳动力错配情况测算城市劳动力配置扭曲系数。劳动力配置扭曲系数的正负号表示劳动力过度配置或配置不足，两种情况均是对最优配置的偏离，因此本文对劳动力配置扭曲系数取绝对值。具体计算公式如下：

$$abstaul_i^L = |\tau_i^L| = \begin{cases} \tau_i^L, & \tau_i^L > 0 \\ 0, & \tau_i^L = 0 \\ -\tau_i^L, & \tau_i^L < 0 \end{cases} \quad (1)$$

其中， τ_i^L 为城市 i 在 t 年的劳动力配置扭曲系数， $\tau_i^L = 1/r_i^L - 1$ ； r_i^L 为城市 i 在 t 年的劳动力配置相对扭曲系数。由于 r_i^L 是一个理想的绝对值，无法直接获得，本文采用劳动力的相对扭曲系数 \hat{r}_i^L 近似估计劳动力配置相对扭曲系数，计算公式如式 (2)。

$$\hat{r}_i^L = \frac{L_i/L_t}{s_i\beta_i^L/\beta_i^L} = \frac{L_i/\sum_{i=1}^n L_i}{(Y_i/Y_t)\beta_i^L/\sum_{i=1}^n (Y_i/Y_t)\beta_i^L} \quad (2)$$

其中， L_i 为城市 i 在 t 年份的劳动力供给数量即参与就业总人数； L_i/L_t 表示城市 i 在 t 年份的劳动力供给数量占当年所有城市劳动力供给总量的比例； $s_i\beta_i^L$ 为理论上劳动力实现最优配置时，城市 i 在 t 年份的劳动力供给总量与当年所有城市劳动力数量的比例； s_i 表示城市 i 在 t 年份的产出 Y_i 与当年所有城市产出之和 Y_t 的比，产出用各城市以 2010 年不变价国内生产总值表示； β_i^L 表示城市 i 的劳动力产出弹性。

本文采用索洛余值法估计式 (2) 中的劳动力产出弹性，构建规模报酬不变的柯布 - 道格拉斯生产函数如式 (3)：

$$Y_i = AK_i^{\beta_i^K} L_i^{\beta_i^L} = AK_i^{\beta_i^K} L_i^{1-\beta_i^K} \quad (3)$$

其中, β_i^K 表示城市 i 的资本产出弹性; β_i^L 表示城市 i 的劳动产出弹性, $\beta_i^K + \beta_i^L = 1$; K_{it} 表示城市 i 在 t 年份的资本存量, 利用永续盘存法进行测算, 具体步骤见式 (4):

$$K_{it} = \begin{cases} I_{it}/10, & t = 1 \\ I_{it}/P_{it} + (1 - \delta)K_{it-1}, & t \geq 2 \end{cases} \quad (4)$$

其中, I_{it} 表示城市 i 在 t 年份的投资总额, 用固定资产投资总额近似代替; P_{it} 表示城市 i 在 t 年份的固定资产投资价格指数, 折旧率 δ 按照国内文献的普遍做法取 9.6% (张军等, 2004)。

对式 (3) 两边同时除以 L_{it} 后取对数, 并控制城市固定效应 φ_i 和年份固定效应 ω_t , 后得到式 (5):

$$\ln(Y_{it}/L_{it}) = \ln A + \beta_i^K \ln(K_{it}/L_{it}) + \varphi_i + \omega_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(2) 高新技术企业进入。借鉴李欣泽等 (2022) 的做法, 本文依据《高技术产业 (制造业) 分类 (2013)》确定工商注册企业数据库中城市层面高新技术行业企业数量, 并取对数。

(3) 产业集聚。本文使用集中度的定义测度各城市的产业集聚水平, 具体公式如下:

$$agg_{it} = \frac{ind_{it} / \sum_{i=1}^n ind_{it}}{area_{it} / \sum_{i=1}^n area_{it}} \quad (6)$$

其中, agg_{it} 表示 i 城市 t 年份的产业集聚程度, 其值越大, 说明城市的产业集聚程度越高; n 表示全部城市数量; $area_{it}$ 表示 t 年份的城市 i 的行政区域面积; ind_{it} 表示城市 i 在 t 年份除农业外的制造业和服务业的总产值。

(4) 基础设施建设。参考林伯强和谭睿鹏 (2019) 的做法, 本文从降低信息沟通成本和通勤成本两方面定义基础设施, 使用城市人均电话用户数和人均公共交通工具数之和测度地区的基础设施建设程度, 数值越大说明基础设施建设水平越高。

4. 控制变量

为了避免遗漏变量引起的统计偏误, 本文选取各地级市的经济发展水平、产业结构水平、人力资本状况、政府支持和互联网普及情况等作为控制变量。其中, 经济发展水平以 2010 年不变价人均国内生产总值表示, 产业结构水平用第三产业产值占国内生产总值比重衡量, 人力资本状况用地区每百人高等学校在校学生占比表示, 政府支持用政府财政支出与地区生产总值的比值表示, 互联网普及情况用宽带接入用户数表示。

根据前文的变量设定，表 2 汇报了本文各变量的描述性统计。统计结果显示处理组的数字经济创新创业活跃度平均值为 0.608，显著高于控制组的 0.484，在一定程度上反映了新型城镇化建设对数字产业发展的促进作用。关于新型城镇化试点对数字经济创新创业活跃度影响更严谨的结论，有待下文进一步的计量回归进行验证。

表 2 描述性统计

变量	全样本			处理组			控制组		
	观测值	平均值	标准差	观测值	平均值	标准差	观测值	平均值	标准差
数字经济创新创业活跃度	3080	0.521	0.272	924	0.608	0.266	2156	0.484	0.266
劳动力错配	3080	0.789	0.635	924	0.933	0.751	2156	0.727	0.567
高新技术企业数	3080	7.203	1.164	924	7.584	1.264	2156	7.039	1.078
产业集聚	3080	6.698	1.330	924	7.201	1.274	2156	6.483	1.295
基础设施建设	3080	7.009	0.933	924	7.442	0.963	2156	6.823	0.856
经济发展	3080	5.004	3.460	924	5.651	0.558	2156	4.727	3.468
产业结构	3080	0.484	0.516	924	0.530	0.504	2156	0.464	0.520
人力资本	3080	1.664	1.881	924	2.050	2.062	2156	1.499	1.772
政府支持	3080	0.204	0.108	924	0.180	0.104	2156	0.215	0.107
互联网普及	3080	0.091	0.096	924	0.120	0.121	2156	0.079	0.080

资料来源：根据 2010 - 2020 年中国数字经济创新创业指数、历年《中国城市统计年鉴》、中国工商企业注册数据库计算得到。

(二) 模型构建

为有效识别新型城镇化试点对数字经济核心产业创新创业活跃度的影响，本文构建包含城市和年份双向固定效应的多期双重差分模型：

$$diginnov_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 newurban_{it} + \alpha_2 X_{it} + \varphi_i + \omega_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中， i 表示城市； t 表示年份； $diginnov_{it}$ 表示 i 城市 t 年份数字经济核心产业的创新创业活跃度； $newurban_{it}$ 表示 i 城市 t 年份是否进行新型城镇化试点，若某地级市当年入选新型城镇化试点名单，则在当年及该年之后赋值为 1，否则赋值为 0； X_{it} 为控制变量； φ_i 为城市固定效应； ω_t 为年份固定效应； ε_{it} 为随机干扰项。

(三) 数据来源

本文主要使用了四套研究数据：第一套数据是中国数字经济创新创业指数，由北京大学企业大数据研究中心测算，涵盖了 2010 - 2020 年 31 个省份 332 个城市数字经济核心产业的创新创业活动强度及组成指标^①；第二套数据是《中国城市统计年鉴》，对于统计年鉴中的空缺值利用司尔亚司数据信息有限公司的中国数据库数据补

① 中国数字经济创新创业指数的数据来源为：<https://doi.org/10.18170/DVN/EYCVSP>。

充，仍有极个别的缺失数据采用线性插值法进行补齐；第三套数据是国家市场监督管理总局的中国工商企业注册数据库，该数据库提供了中国所有注册公司的成立日期、所属行业等基本信息；第四套数据是美国国家海洋和大气管理局下设的国家环境信息中心网站提供的气温栅格图，本文基于此得到城市的最低平均气温。考虑到不同行政区划统计口径的差异及数据的可得性问题，本文删除了北京市、天津市、上海市、重庆市四个直辖市、数据缺失严重的拉萨市以及研究时期内行政区划发生变更的地级市^①，最终形成了 2010 - 2020 年 280 个地级市的平衡面板数据。

四 实证分析

（一）基准回归结果

表 3 汇报了基准回归结果。模型（1）除核心解释变量外只控制了城市固定效应和年份固定效应。为了尽可能避免遗漏变量偏误干扰实证结论，本文在模型（2）~（6）中逐步加入了经济发展水平、产业结构水平、人力资本水平、政府支持力度以及互联网普及情况等控制变量。从表 3 回归结果看，不论是否加入控制变量，新型城镇化试点的回归系数均在 1% 的显著性水平上显著为正。这说明新型城镇化显著促进了试点地区的数字经济核心产业创新创业活动。模型（6）控制了全部控制变量，回归结果表明当地区纳入新型城镇化试点后，其数字经济创新创业活跃度显著提升了 0.076，相当于全样本数字经济创新创业活跃度均值的 14.59%^②，说明新型城镇化试点能够提升城市数字经济创新创业活动。

在控制变量方面，经济发展水平的回归系数显著为正且影响程度较大，说明经济增长能够促进数字经济的发展和创新创业活动。产业结构水平与人力资本水平的回归系数均为正，表明地区产业结构水平与受教育水平的提升能显著促进数字经济核心产业的创新创业发展。这可能是因为产业结构转型升级和人力资本积累推动了技术水平迭代，从而使得数字经济核心产业的创新和创业活动增加。政府支持力度和互联网普及情况的回归系数同样均显著为正，表明数字经济的发展离不开政府财政的支持与互联网普及率的提升，二者对数字经济发展发挥着促进作用。

① 包括撤销地级市改为县级行政单位的巢湖市和莱芜市，撤地设市和增设的毕节市、铜仁市、三沙市、儋州市、海东市、日喀则市、昌都市、林芝市、山南市、那曲市、吐鲁番市和哈密市。

② 计算方法为新型城镇化试点的估计系数/全样本数字经济创新创业活跃度均值，即 $0.076/0.521$ 。

表3 基准回归结果

	数字经济创新创业活跃度					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
新型城镇化	0.253 *** (0.012)	0.108 *** (0.036)	0.097 *** (0.032)	0.097 *** (0.030)	0.099 *** (0.029)	0.076 *** (0.021)
经济发展		0.069 *** (0.016)	0.062 *** (0.015)	0.055 *** (0.015)	0.050 *** (0.015)	0.038 *** (0.014)
产业结构			0.203 ** (0.087)	0.192 ** (0.082)	0.151 ** (0.071)	0.141 ** (0.060)
人力资本				0.074 *** (0.021)	0.071 *** (0.020)	0.060 *** (0.016)
政府支持					0.683 *** (0.143)	0.641 *** (0.127)
互联网普及						0.735 *** (0.229)
城市固定效应	已控制	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	已控制
观测值	3080	3080	3080	3080	3080	3080
R ²	0.165	0.424	0.451	0.468	0.492	0.522

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；括号内为稳健标准误。

资料来源：根据2010-2020年中国数字经济创新创业指数、历年《中国城市统计年鉴》计算得到。

(二) 稳健性检验

为检验新型城镇化试点能显著提升数字经济创新创业活跃度这一结论是否稳健，本文接下来将进行内生性讨论、平行趋势检验、基于倾向得分匹配的双重差分估计(PSM-DID)、安慰剂检验、替换变量、更换样本、剔除其他政策干扰、变换时间窗检验等一系列稳健性检验。

1. 内生性讨论

本文通过构建双重差分模型评估新型城镇化对城市数字经济创新创业活动的影响，将历年逐渐扩大的试点范围作为外生冲击能在一定程度上检验前文结论的稳健性。然而数字经济创新创业水平越高的城市可能越宜居、人口聚集程度更高，从而导致选择该地区作为新型城镇化试点城市的可能性越大，即基准模型可能存在反向因果关系所引起的内生性问题。因此，本文采用工具变量法解决潜在内生性问题引起的估计偏误。

具体来说，本文使用城市的年平均最低气温作为是否是新型城镇化试点城市的工具变量，以减少内生性问题的影响。主要理由有两个方面：一是气温会影响人群集聚和城市形成，最低气温越低越不适合人类居住，而新型城镇化试点地区的选择充分考

虑既有的城市规模和经济基础，满足相关性；二是气温不会直接影响创新创业活动（李文贵、余明桂，2015），满足外生性。

表 4 模型（1）使用普通最小二乘（OLS）方法，结果显示年平均最低气温越低的城市越不容易被选中成为新型城镇化的试点城市，与前文的预期一致，且不存在不可识别和弱工具变量的问题。使用两阶段最小二乘（2SLS）方法和广义矩估计（GMM）方法估计的模型显示，新型城镇化试点仍然在 1% 的显著水平下提升了数字经济核心产业的创新创业活跃度，这说明在考虑潜在的内生性问题后，本文的结论仍然成立。提升程度大于不考虑内生性问题时的估计结果，意味着不考虑内生性问题可能会低估新型城镇化对城市数字经济创新创业的影响。

表 4 内生性检验：工具变量法

	新型城镇化	数字经济创新创业活跃度	
	第一阶段	第二阶段	
	OLS	2SLS	GMM
	(1)	(2)	(3)
年平均最低气温	0.104 *** (0.015)		
新型城镇化		0.835 *** (0.111)	0.835 *** (0.111)
控制变量	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	3080	3080	3080
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	40.024 [0.0000]		
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	48.232 {16.38}		

注：***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；括号内为稳健标准误；不可识别检验 Kleibergen-Paap rk LM 统计量括号内对应识别不足检验的 p 值，弱工具变量检验 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量括号内对应 Stock-Yogo 弱识别检验的 10% 临界值；限于篇幅，本表及后文各表省略控制变量的估计结果。

资料来源：根据 2010 - 2020 年中国数字经济创新创业指数、历年《中国城市统计年鉴》、美国国家海洋和大气管理局网站计算得到。

2. 平行趋势检验

处理组和控制组符合平行趋势假设是双重差分法有效的前提。本文利用事件研究法进行平行趋势检验，模型设定如下：

$$diginnov_{it} = \gamma_0 + \sum_{p=-4}^4 \gamma_p treat_{it}^p + \gamma_k X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中， $treat_{it}^p$ 表示样本年份是否为城市*i*进行新型城镇化试点前后第|*p*|年的虚拟变量，若该城市入选新型城镇化试点城市名单， $treat_{it}^p$ 取1，否则取0；*p*表示试点前后第*p*年，如果取负数则表示成为试点城市前*p*年，*p*取正数则表示成为试点城市后*p*年； γ_p 为处理组新型城镇化试点前（后）第*p*年与其他控制组城市之间的差异，若该系数在试点前不显著，则说明平行趋势假设成立，构建DID模型的研究结果是可信的。

图1的平行趋势检验显示，在试点前 γ_p 不显著，表明处理组和控制组在新型城镇化试点前，数字经济核心产业的创新创业活跃度不存在明显差异，即满足平行趋势假设。从动态效应来看，从推行当期开始，新型城镇化试点对数字经济创新创业活动的影响系数显著为正并在实施的第二年达到顶峰，虽然之后影响趋于减弱，但仍能显著提升数字经济核心产业创新创业活动。

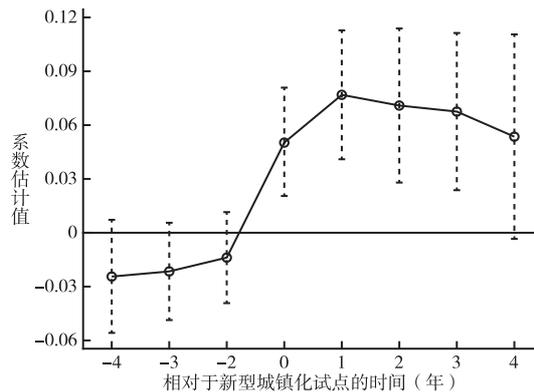


图1 平行趋势检验

资料来源：根据2010-2020年中国数字经济创新创业指数、历年《中国城市统计年鉴》计算得到。

3. PSM-DID 估计

考虑到新型城镇化试点城市可能存在自选择偏误所导致的内生性问题，本文采用倾向得分匹配方法进行稳健性检验。具体做法是选择经济发展、人力资本等控制变量作为协变量，通过Logit模型估计得到倾向得分值后，依次采用核匹配、半径匹配和邻近匹配方法进行匹配后再进行双重差分估计。匹配平衡性检验表明，匹配后所有的控制变量均不存在显著差异^①，说明本文选择的匹配方法是合理的。

^① 限于文章篇幅，留存备索。

匹配后的回归结果如表 5 所示。核匹配、半径匹配与近邻匹配的回归结果与前文基准回归结果的方向、显著性与数值大小均基本一致,说明新型城镇化能够推动数字经济创新创业活跃度的研究结论具有稳健性。

表 5 PSM-DID 回归结果

	核匹配	半径匹配	近邻匹配
	(1)	(2)	(3)
新型城镇化	0.075 *** (0.021)	0.076 *** (0.021)	0.078 *** (0.021)
控制变量	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	3078	3055	3056
R ²	0.524	0.532	0.533

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;括号内为稳健标准误。

资料来源:根据2010-2020年中国数字经济创新创业指数、历年《中国城市统计年鉴》计算得到。

4. 安慰剂检验

尽管三批新型城镇化试点可近似地看作准自然实验,但实际上,试点城市的选择并不是随机的,而是综合考虑了经济基础、资源禀赋等因素,并兼顾各种类型城市后做出的选择(吴青山等,2022)。为了探讨非随机性对实证结果是否产生干扰进而影响基准模型的稳健性,本文随机生成新型城镇化试点的控制组城市名单,并重复进行1000次安慰剂检验,图2显示估计系数的分布接近均值为0的正态分布,说明这种非随机性作为非观测因素并不会对实证结果产生显著影响,基准回归的结果依然稳健且可信。

5. 替换变量衡量方式

(1) 变换被解释变量。在基准回归分析中,本文选用各地级市的数字经济核心产业创新创业指数表示数字经济发展状况,该指标虽然具有很好的连续性和可比性,但作为绝对指标无法排除城市人口规模的影响。本文使用人均数字经济创新创业指数替换原被解释变量重新进行了估计^①。结果显示,新型城镇化试点对人均数字经济创新创业指数的影响显著为正,表明新型城镇化试点提升了城市的数字经济核心产业创新创

^① 因篇幅所限,替换变量、缩减样本、剔除同期政策干扰、变换时间窗检验的稳健性结果并未在文中展示。备索。

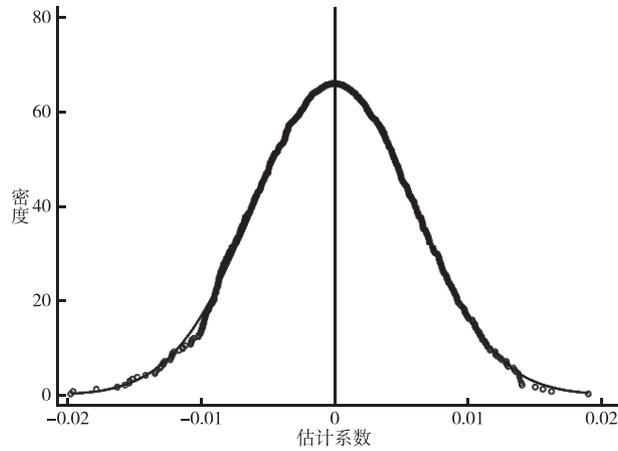


图2 安慰剂检验

资料来源：根据2010-2020年中国数字经济创新创业指数、历年《中国城市统计年鉴》计算得到。

业活跃度。结论与上文一致，具有稳健性。

(2) 变换核心解释变量。第三批新型城镇化城市试点名单颁布时间依次为2014年12月29日、2015年11月16日和2016年11月29日，均处于年末，如果将试点当年作为实施时间可能会高估新型城镇化对数字经济发展的作用。本文将7月1日后发布的试点城市的实施时间设定为下一年，即形成新的核心解释变量。更改新型城镇化试点赋值方式后的结果与前文估计结果相比，尽管核心解释变量的估计系数大小有所变化，但显著性和方向并没有发生根本改变，这说明新型城镇化试点可以提升城市数字经济创新创业活跃度。此结果与前文基本一致，具有稳健性。

6. 剔除异常值和删除特殊城市

(1) 剔除奇异值。为降低异常值对计量结果产生的影响，本文对数字经济核心产业创新创业指数两端分别缩尾和截尾1%后重新进行估计。核心解释变量的系数符号、显著性与基准回归一致。

(2) 删除特殊城市。考虑到省会城市和副省级城市在政策环境、经济发展水平、行政权力以及创业环境等方面与普通地级市存在着较大的差异，可能会影响模型估计的结果，本文分别删除26个省会城市和15个副省级城市后重新对模型进行估计。估计结果表明核心解释变量对数字经济创新创业指数的影响依然与基准回归基本相似，仅核心解释变量的系数变大。可能的原因是相较于省会城市和副省级城市优渥的资源禀

赋，普通地级市的数字产业基础较弱，新型城镇化试点对这些城市的数字经济核心产业的创新创业效果更明显。

7. 剔除其他政策的干扰

同时期其他相关政策也可能影响试点城市的数字经济核心产业创新创业活动，从而对新型城镇化试点效应的识别造成干扰。为准确识别新型城镇化试点对数字经济的影响，本文删除了受“宽带中国”试点或智慧城市试点影响的城市。估计结果表明新型城镇化试点依然至少在 5% 的水平上显著提升了数字经济创新创业活跃度，验证了本文研究结论的稳健性。

8. 变换时间窗检验

为准确识别新型城镇化这一外生政策冲击对各城市数字经济与创新创业的影响是否会受到样本研究期选择的影响，同时避免其他政策的实施对研究结论产生干扰，本文通过逐年缩短时间窗口检验研究结论是否稳健。本文将原来的样本研究期 2010 - 2020 年依次缩短一年得到 2010 - 2019 年、2010 - 2018 年、2010 - 2017 年、2010 - 2016 年 4 个考察期。各考察期内核心解释变量在 1% 的显著性水平上对数字产业创新创业活跃度发挥正向作用，且该正向影响随年份推进不断变弱，证明了基准回归结果的稳健性。

五 进一步分析

(一) 影响机制分析

为进一步检验新型城镇化试点对数字经济核心产业创新创业活跃度的影响机制，本文构建如下使用两步法对影响机制进行检验：

$$mech_{it} = \beta_0 + \beta_1 newurban_{it} + \beta_2 X_{it} + \varphi_i + \omega_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$diginnov_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 mech_{it} + \gamma_2 X_{it} + \varphi_i + \omega_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中， $mech_{it}$ 为机制变量，包括劳动力错配程度、高新技术企业进入数量、产业集聚和基础设施水平，其余变量与基准回归模型设定均保持一致。

在理论假设中，本文分析了新型城镇化试点可能会通过纠正劳动力错配程度而提升数字经济核心产业创新创业活跃度，即新型城镇化的“匹配效应”。为检验这一影响机制是否成立，本文进一步考察新型城镇化试点对劳动力错配程度，以及劳动力错配对数字经济创新创业活跃度的影响。表 6 模型 (1) 结果表明，新型城镇化试点在 1% 的显著性水平上显著缓解劳动力的错配情况。可能的原因在于新型城镇化试点要求实

现提高城镇人口占比与经济社会健康发展的统一。试点城市不仅通过打破城乡户籍限制确保劳动力要素在城乡间平等交换、自由流动配置，实现“引得来”，还采取了如提供城镇保障性住房、提升养老与医疗等公共服务能力和服务水平等在内的一系列举措确保转移人口“留得住”。户籍这一壁垒的限制被打破，劳动力市场信息不对称的局面得到缓解，劳动力可以自由选择与自身意愿和能力相匹配的工作。模型（2）印证劳动力配置扭曲会阻碍数字产业发展，为证实新型城镇化试点纠正劳动力配置扭曲，进而激发创新创业活力提供间接证据。这表明，纠正劳动力错配程度是新型城镇化试点提高创新创业活力的影响机制之一。

新型城镇化试点可能会增加高新技术企业数量，从而提升城市的数字经济创新创业水平，即新型城镇化的“导向效应”。本文将是否是新型城镇化试点城市与高新技术企业新增数量、高新技术企业新增数量与数字经济创新创业水平分别进行回归，以考察新型城镇化的“导向效应”，结果详见表6模型（3）~（4）。结果显示新型城镇化试点城市的高新技术企业当年进入数量在1%的显著性水平上高于非试点城市。说明新型城镇化试点使得高新技术企业进入更多，意味着就业市场所需求的就业岗位多为高技能偏向，以此为导向倒逼劳动者选择延长受教育年限或接受专业培训、提升人力资本水平以期获得工作和更优渥的待遇，为数字产业创新创业水平的提高积蓄人力资本基础。

新型城镇化试点城市可能会促进产业集聚，从而激发城市的数字经济创新创业活力，即新型城镇化的“集聚效应”。本文同样使用两步法检验该机制是否成立。表6模型（5）结果显示，在5%显著性水平下，新型城镇化试点显著促进了试点城市的产业集聚。原因可能在于：首先，新型城镇化使得大量农业转移人口留居在城市，催生了大量就业需求和生活需求，这为产业集聚提供了可能；其次，随着试点的推进，试点城市的营商环境得到了改善，增强了招商引资和优质人才的吸引力；最后，行政审批手续的简化、对相关企业的研发支持和鼓励等都为引进投资、兴办产业提供制度支撑。产业投资和产业人力资本汇合使产业集聚的速度和质量得到了全面提升，增加了产业链上下游的知识交流和溢出效应，增强了专业化分工对生产率的提升作用，最终城市的数字经济创新创业水平得到了提升。表6模型（6）的回归结果支撑了这一说法。

新型城镇化试点城市可能会加强城市的基础设施和公共服务建设，进而提升城市的数字经济创新创业活力，即新型城镇化的“连通效应”。表6模型（7）和模型（8）检验了连通效应是否成立。结果显示，在1%显著性水平下，新型城镇化试点显著促进

了试点城市的基础设施建设，进而提升了数字经济创新创业活跃度。这是因为新型城镇化试点从两端发力，通过疏解相关产业和部分公共服务，增强了对郊区的辐射带动作用，同时推动了城镇基础设施向乡村延伸覆盖，为要素的双向流动提供交通设施帮助。

表 6 新型城镇化试点提升数字经济创新创业活跃度的影响机制

	匹配效应		导向效应		集聚效应		连通效应	
	劳动力错配程度	数字经济创新创业活跃度	高新技术企业进入	数字经济创新创业活跃度	产业集聚	数字经济创新创业活跃度	基础设施建设水平	数字经济创新创业活跃度
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
新型城镇化	-0.197 *** (0.058)		0.312 *** (0.074)		0.090 ** (0.036)		0.116 *** (0.033)	
劳动力错配程度		-0.054 *** (0.011)						
高新技术企业进入				0.169 *** (0.009)				
产业集聚						0.312 *** (0.016)		
基础设施建设水平								0.168 *** (0.023)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080	3080
R ²	0.031	0.521	0.687	0.678	0.647	0.659	0.392	0.570

注：***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；括号内为稳健标准误。

资料来源：根据 2010 - 2020 年中国数字经济创新创业指数、历年《中国城市统计年鉴》、中国工商企业注册数据库计算得到。

(二) 异质性分析

数字产业创新创业指数是一个复合指标，且城市的人口规模和地理位置可能对城市数字经济核心产业创新创业活跃度存在不同的影响。本文分别从创新创业指数子指标、城市人口规模和所在地理区位三方面考察新型城镇化试点对城市数字经济核心产业创新创业活跃度的异质性影响。

1. 分创新创业构成指标分析

考虑到数字产业创新创业指数包含 6 个维度（戴若尘等，2022），本文进一步分析新型城镇化试点对不同维度有何差异性影响。表 7 的结果表明，新型城镇化试点对数字核心产业创新创业指数的各维度均在 1% 的显著性水平上有着正向作用，正向影响程度从高到低的维度依次为新建企业数量、吸引外来投资、商标注册数量、专利授权数量、软件著作权登记数量和吸引风险投资。说明新型城镇化试点主要通过影响新建企业数、外来投资数和商标注册数提升数字产品制造业等数字经济核心产业的创业活跃度，而通过专利、软件著作权等产业数字化创新程度的影响较弱。一方面，试点城市由于落户门槛降低和城乡要素市场一体化建设，转移人口成为新市民的主要来源，劳动力市场供给增加。人口增加带来了市场需求的增加，增加了农业转移人口的创业意愿。而增加的农业转移人口涌入劳动力市场，促进了高低技能互补，减少了流入地劳动力短缺和流出地劳动力过剩的情况，对于提升企业的全要素生产率和城市整体的创新水平具有重要意义（张艺川、梁权熙，2022）。另一方面，试点还能改善营商环境与产业环境，引进各类投资。但是由于专利授权、软件著作权登记等创新衡量指标需要较长的筹备周期，因此新型城镇化试点对数字产业创新的积极影响略微滞后于对数字产业创业的影响。

表 7 异质性讨论：分创新创业构成指标分析

	新建企业	外来投资	风险投资	专利	商标	软件著作权
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
新型城镇化	0.107 *** (0.025)	0.081 *** (0.022)	0.020 *** (0.006)	0.046 *** (0.012)	0.061 *** (0.013)	0.036 * (0.019)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	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	已控制
观测值	3080	3080	3080	3080	3080	3080
R ²	0.530	0.519	0.185	0.449	0.338	0.529

注：***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；括号内为稳健标准误。

资料来源：根据 2010 - 2020 年中国数字经济创新创业指数、历年《中国城市统计年鉴》计算得到。

2. 分城市人口规模分析

考虑到城市人口规模可能会影响新型城镇化试点对数字经济创新创业活跃度的提升作用，本文按照城镇常住人口规模大小将样本城市划分为大城市、中等城市和小城市三

类进行分析^①。表 8 模型 (1) ~ (3) 显示,大、中型城市的新型城镇化试点的回归系数显著为正,而小城市的影响系数并不显著,说明在样本研究时期内,新型城镇化试点提升了大、中型城市的数字产业创新创业活跃度,且在中等城市的作用更大,但对小城市的影响并不显著。可能的原因在于小城市的人口规模不足,相对应的工资溢价、产业规模和就业机会均较少,因此即使被确立为试点城市,对于农业人口的吸引力仍有不足。而大城市尽管经济发展水平更高,但是物价水平更高可能造成消费降级,更高的落户门槛限制也削弱了农业流动人口进入大城市的意愿。中型城市以其适中的消费水平和较优的经济发展和公共服务体系建设成为推动数字产业创新创业活跃度发展的中坚力量。

3. 分地理区位分析

城市所处的地理区位同样可能影响新型城镇化试点的数字产业发展效应,表 8 模型 (4) ~ (5) 显示,中西部地区的新型城镇化试点的回归系数显著为正,而东部地区的影响系数并不显著。说明在样本研究时期内,新型城镇化试点提升了中西部地区的数字产业创新创业活跃度,但对东部地区城市的影响并不显著。可能的原因是新型城镇化试点名单中,中西部地区地级城市占比达到 62.35%。因此试点更加注重向中西部地区倾斜,促进了欠发达地区数字经济创新创业活跃度的提高。

表 8 异质性讨论:分城市人口规模和地理区位分析

	分城市规模			分地理区位	
	大城市	中等城市	小城市	东部地区	中西部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
新型城镇化	0.049** (0.019)	0.154*** (0.024)	-0.001 (0.054)	0.016 (0.021)	0.107*** (0.023)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	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
观测值	2463	523	94	1067	2013
R ²	0.568	0.592	0.626	0.640	0.520

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;括号内为稳健标准误。

资料来源:根据2010-2020年中国数字经济创新创业指数、历年《中国城市统计年鉴》计算得到。

^① 参考国务院《关于调整城市规模划分标准的通知》,将样本城市中年末城区常住人口小于50万人的城市划分为小城市,50万~100万人的城市划分为中等城市,100万人以上的城市划分为大城市。

六 结论与政策启示

本文基于 2010 - 2020 年 280 个城市的平衡面板数据，利用多期 DID 评估了新型城镇化试点能否提升数字经济核心产业的创新创业活跃度，以探究建设全国统一大市场 and 加快发展新质生产力背景下打破城乡市场分割与培育壮大数字经济核心产业间的因果关系与实现路径。研究表明，新型城镇化试点在一定程度上能有效促进数字经济相关产业的创新创业程度，证实了城乡要素市场一体化建设助力数字经济发展的可能性。在经过工具变量法、平行趋势假设检验、安慰剂检验、替换变量衡量方式、剔除奇异值、缩减样本、排除同时期其他政策影响、变换时间窗检验等一系列稳健性检验后结论依然成立。影响机制检验表明，新型城镇化试点缓解劳动力错配、促进高新技术企业进入、加速产业集聚和完善基础设施建设，从而推动数字产业的创新创业行为。异质性分析研究表明，新型城镇化试点对创业的提升作用明显高于创新活动，且在城市人口规模适中和中西部地区的城市中效果更为显著。

依据前文的主要研究结论，本文针对性提出以下三点政策启示。第一，坚定不移地推进以人为核心的新型城镇化战略，实现从追求城镇落户数量向关注农业转移人口市民化质量的转变。解决好全国统一大市场建设中城乡分割这一堵点，让城乡要素市场一体化的红利能够惠及更多城市和全体人民。第二，发挥新型城镇化战略的匹配效应、导向效应、集聚效应和连通效应，提升数字核心产业创新创业活跃度。需要进一步深化户籍制度改革，降低流动人口的迁移成本，以产业集聚吸引农村剩余劳动力迁往城市，加强农业转移人口技能培训以适应技能偏向的就业岗位需求，实现教育、医疗、养老、住房等基本公共服务均等化。第三，要根据各城市的地理位置、人口规模等因素，因地制宜地实行符合各地实际发展状况的城镇化发展模式。以城市群和都市圈为依托深入实施区域协调战略，培育壮大中小城市，做大做强中西部地区的中心城市。通过对上述地区提供政策倾斜和资金支持，提升城镇化的水平和质量，推进数字产业的协同建设进程。

参考文献：

蔡宏波、汤城建、韩金镕（2023），《减税激励、供应链溢出与数字化转型》，《经济研

- 究》第 7 期，第 156 - 173 页。
- 蔡跃洲、牛新星 (2021)，《中国数字经济增加值规模测算及结构分析》，《中国社会科学》第 11 期，第 4 - 30 页。
- 戴蕙阳、施新政、陆瑶 (2021)，《劳动力流动与企业创新》，《经济学报》第 1 期，第 159 - 188 页。
- 戴魁早、刘友金 (2016)，《要素市场扭曲如何影响创新绩效》，《世界经济》第 11 期，第 54 - 79 页。
- 戴若尘、王艾昭、陈斌开 (2022)，《中国数字经济核心产业创新创业：典型事实与指数编制》，《经济学动态》第 4 期，第 29 - 48 页。
- 焦豪、崔瑜、张亚敏 (2023)，《数字基础设施建设与城市高技能创业人才吸引》，《经济研究》第 12 期，第 150 - 166 页。
- 李军、李敬 (2020)，《新型城镇化能改善代际流动性吗？》，《劳动经济研究》第 8 期，第 44 - 71 页。
- 李兰冰、高雪莲、黄玖立 (2020)，《“十四五”时期中国新型城镇化发展重大问题展望》，《管理世界》第 11 期，第 7 - 22 页。
- 李文贵、余明桂 (2015)，《民营化企业的股权结构与企业创新》，《管理世界》第 4 期，第 112 - 125 页。
- 李五荣、丰晨宇、陈华帅 (2022)，《城市落户门槛对农村流动人口创业决策的影响——基于新一轮户籍制度改革的分析》，《中南财经政法大学学报》第 4 期，第 82 - 95 页。
- 李欣泽、朱欢、赵秋运 (2022)，《国家级高新区“以升促建”政策的创新效应及影响机制研究》，《山东大学学报（哲学社会科学版）》第 2 期，第 148 - 161 页。
- 林伯强、谭睿鹏 (2019)，《中国经济集聚与绿色经济效率》，《经济研究》第 2 期，第 119 - 132 页。
- 刘娟、耿晓林、刘梦洁 (2022)，《自贸试验区设立与城市创业活跃度提升——影响机制与空间辐射效应的经验分析》，《国际商务（对外经济贸易大学学报）》第 6 期，第 18 - 37 页。
- 陆铭、李鹏飞 (2022)，《城乡和区域协调发展》，《经济研究》第 8 期，第 16 - 25 页。
- 毛文峰、陆军 (2020)，《土地要素错配如何影响中国的城市创新创业质量——来自地

- 级市城市层面的经验证据》，《产业经济研究》第3期，第17-29页。
- 牛子恒、崔宝玉（2022），《网络基础设施建设与劳动力配置扭曲——来自“宽带中国”战略的准自然实验》，《统计研究》第10期，第133-148页。
- 史宇鹏、王阳、张文韬（2021），《我国企业数字化转型：现状、问题与展望》，《经济学家》第12期，第90-97页。
- 谭志雄、邱云淑、李后建、韩经纬（2022），《高铁开通、人才流动对区域创新的影响及作用机制》，《中国人口·资源与环境》第8期，第128-139页。
- 万广华、罗知、张勋、汪晨（2022），《城乡分割视角下中国收入不均等与消费关系研究》，《经济研究》第5期，第87-105页。
- 王海、闫卓毓、郭冠宇、尹俊雅（2023），《数字基础设施政策与企业数字化转型：“赋能”还是“负能”？》，《数量经济技术经济研究》第5期，第5-23页。
- 王奇、谢凯、秦芳、牛耕（2022），《市场可达性与农村家庭消费——来自“快递下乡”工程的证据》，《中国农村经济》第12期，第106-123页。
- 王媛媛、韩瑞栋（2021），《新型城镇化对数字普惠金融的影响效应研究》，《国际金融研究》第11期，第3-12页。
- 魏后凯（2024），《准确把握统筹新型城镇化和乡村全面振兴的科学内涵》第1期，第2-5页。
- 吴青山、吴玉鸣、郭琳（2022），《新型城镇化对劳动力错配的影响：理论分析与经验辨识》，《经济评论》第5期，第67-82页。
- 夏常源、毛谢恩、余海宗（2022），《社保缴费与企业管理数字化》，《会计研究》第1期，第96-113页。
- 叶文平、李新春、陈强远（2018），《流动人口对城市创业活跃度的影响：机制与证据》，《经济研究》第6期，第157-170页。
- 尤济红、梁浚强（2023），《新型城镇化、城市规模与流动人口收入提升》，《南开经济研究》第9期，第179-198页。
- 于潇、徐英东（2022），《人口集聚对创业活跃度的影响：考虑集聚动态的效应与路径》，《中国人口·资源与环境》第9期，第151-163页。
- 袁淳、肖土盛、耿春晓、盛誉（2021），《数字化转型与企业分工：专业化还是纵向一体化》，《中国工业经济》第9期，第137-155页。
- 曾婧婧、温永林（2021），《政府创业政策对城市创业的影响及其作用机制——基于国家创业型城市的准自然实验》，《经济管理》第6期，第55-70页。

- 曾亿武、孙文策、李丽莉、傅昌奎 (2022), 《数字鸿沟新坐标: 智慧城市建设对城乡收入差距的影响》, 《中国农村观察》第 3 期, 第 165 - 184 页。
- 张军、吴桂英、张吉鹏 (2004), 《中国省际物质资本存量估算: 1952 - 2000》, 《经济研究》第 10 期, 第 35 - 44 页。
- 张琦、李顺强 (2023), 《共同富裕目标下的新型城镇化战略》, 《西安交通大学学报 (社会科学版)》第 4 期, 第 1 - 10 页。
- 张睿、张勋、戴若尘 (2018), 《基础设施与企业生产率: 市场扩张与外资竞争的视角》, 《管理世界》第 1 期, 第 88 - 102 页。
- 张艺川、梁权熙 (2022), 《劳动力流动、人力资本跨区配置与企业生产率》, 《劳动经济研究》第 5 期, 第 55 - 86 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。
- 赵新宇、郑国强 (2019), 《劳动力市场扭曲与创业活动的异质性——基于中国综合社会调查数据的实证研究》, 《江海学刊》第 5 期, 第 93 - 100 页。
- An, Lei, Yu Qin, Jing Wu & Wei You (2024). The Local Labor Market Effect of Relaxing Internal Migration Restrictions: Evidence from China. *Journal of Labor Economics*, 42 (1), 161 - 200.
- Braakmann, Nils & Alexander Vogel (2011). How Does Economic Integration Influence Employment and Wages in Border Regions? The Case of the EU Enlargement 2004 and Germany's Eastern Border. *Review of World Economics*, 147 (2), 303 - 323.
- Hvide, Hans & Georgios Panos (2014). Risk Tolerance and Entrepreneurship. *Journal of Financial Economics*, 111 (1), 200 - 223.
- Lu, Fangwen, Weizeng Sun & Jianfeng Wu (2023). Special Economic Zones and Human Capital Investment: 30 Years of Evidence from China. *American Economic Journal: Economic Policy*, 15 (3), 35 - 64.
- Wang, Feicheng, Chris Milner & Juliane Scheffel (2021). Labour Market Reform and Firm-Level Employment Adjustment: Evidence from the Hukou Reform in China. *Journal of Development Economics*, 149, 102584.

Breaking the Urban-Rural Barriers: The Impact of New Urbanization Pilot on Innovation and Entrepreneurship in Digital Economy

Li Xinze¹, Gao Yuan¹ & Li Fangfang²

(Center for Economic Research, Shandong University¹;

School of Economics and Management, Beijing Forestry University²)

Abstract: This paper discusses the importance of bridging the gap between urban and rural areas and promoting the growth of the digital economy to build a unified national market and develop new productive forces. The study uses panel data from 280 cities in China between 2010 and 2020, treating the new urbanization pilot program as a quasi-natural experiment. Using a difference-in-differences model, it assesses the impact of the pilot program on the development of the digital industry. The results show that the new urbanization pilot program significantly boosts innovation and entrepreneurship in the digital economy, especially in cities with moderate populations in the central and western regions. The analysis identifies correcting labor allocation distortions, promoting high-tech enterprise entry, accelerating industrial agglomeration, and improving infrastructure construction as crucial ways to promote innovation and entrepreneurship through the new urbanization pilot program. These findings reveal the digital dividend of the new urbanization strategy and provide policy insights for optimizing the new urbanization strategy to integrate the digital economy and the real economy.

Keywords: new urbanization, digital economy, innovation and entrepreneurship

JEL Classification: O18, R11, R58

(责任编辑：王 俊)