

# 数字中国建设对企业新质生产力的 赋能效应研究

## ——基于多时点双重差分模型的量化分析

林秀水

(湛江科技学院 管理学院,湛江 524088)

**摘要:**为加快形成新质生产力,增强发展新动能,实现经济高质量发展,以“宽带中国”战略和“国家大数据综合试验区”两项数字中国建设重要试点政策为背景,运用多时点双重差分模型,探讨了“双试点”政策对企业新质生产力的影响。研究显示,“双试点”政策对企业新质生产力的提升具有显著效应。进一步的机制检验表明,“双试点”政策通过加速企业数字化转型和促进数字普惠金融的发展,有效增强了企业新质生产力,且在不同市场竞争环境下表现出不同的调节作用。此外,“双试点”政策的赋能效应在非国有企业、东部和中部地区以及技术密集型企业中表现更为明显。相较于单试点,“双试点”政策的协同效应进一步促进了企业新质生产力的提升。为此,要实现数字中国建设赋能企业新质生产力,需要加强政策协同、促进企业数字化转型、发展数字普惠金融、优化市场竞争环境、针对非国有企业制定更多支持政策、注重区域协调发展以及支持技术密集型企业,推动技术创新和产业升级。

**关键词:**数字中国;企业新质生产力;双试点;政策协同;双重差分

**中图分类号:**F270.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-9841(2025)01-0148-17

### 一、引言

“新时代以来,党中央作出一系列重大决策部署,推动高质量发展成为全党全社会的共识和自觉行动,高质量发展成为主旋律”<sup>[1]</sup>,其中,发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求与重要着力点<sup>[2]</sup>。2023年9月7日,习近平总书记在新时代推动东北全面振兴座谈会上首次提出“加快形成新质生产力,增强发展新动能”<sup>[3]</sup>。2024年《政府工作报告》更是明确将加快发展新质生产力列为政府工作任务的第一条<sup>[4]</sup>。新质生产力是党的十八大以来,习近平总书记以马克思主义政治家、理论家、战略家的深刻洞察力、敏锐判断力和战略定力,审时度势、高瞻远瞩提出的又一重大命题,它为新时代的高质量发展和推动中国式现代化进程指明了前进的方向<sup>[5]</sup>。提升新质生产力的关键在于及时应用科技创新的最新成果,优化产业链结构,以国家战略为中心进行科学布局,同时积极发展数字经济<sup>[6]</sup>。2015年,在第二届世界互联网大会的开幕式上,习近平主席

**作者简介:**林秀水,湛江科技学院管理学院,助理研究员。

**基金项目:**中国商业统计学会规划课题“数字中国建设赋能企业新质生产力的机制路径研究”(2024STY56),项目负责人:林秀水。

首次提出数字中国的概念<sup>[7]</sup>。之后,党的十九大报告进一步强调了构建数字中国的目标,“数字中国”首次写进党和国家的纲领性文件<sup>[8]</sup>。数字中国是新时代国家信息化新战略,包括“宽带中国”“互联网+”大数据等,为全面建成小康社会及社会主义现代化国家提供动力<sup>[9]</sup>。通过优化数字生态,数字中国建设催生了新商业模式和经济业态,推动了数字社会、政府、文化和生态文明等领域的新发展。其依托数字化手段提升生产效率、优化资源配置、推动产业升级,促进新质生产力的形成,实现高质量发展<sup>[10]</sup>。《数字中国发展报告(2023年)》显示,数字中国建设赋能效应凸显。其中,数字经济稳健增长,核心产业增加值占GDP约10%;网络零售额达15.42万亿元,农业科技贡献率超63%,平台经济交易额年增长30%。此外,政务服务不断优化,92.5%省级许可事项可网上受理;数字文化活跃,阅读用户增至5.7亿;网民规模达10.92亿。数字化加速惠及教育、医疗领域,有效缩小了城乡数字鸿沟,生态文明数字化建设也成效显著<sup>[11]</sup>。

自数字中国、新质生产力概念被提出以来,国内学者即对其展开了广泛的研究。当前,关于数字中国建设的文献研究,主要依托数字基础设施建设——“宽带中国”战略或数据资源体系——建设国家大数据综合试验区的单一试点,探讨了数字经济与实体经济融合<sup>[12]</sup>、区域创新能力<sup>[13]</sup>、新质生产力<sup>[14-15]</sup>、就业<sup>[16]</sup>、碳排放<sup>[17-18]</sup>等多维度的经济、社会及环境效应。而新质生产力作为一个新兴概念,自提出以来便广受关注。尤其是在实证研究领域,王怀月<sup>[19]</sup>、蔡湘杰等<sup>[20]</sup>的研究,将其作为核心解释变量,探究其对共同富裕、全要素生产率等方面的影响。而宋佳等<sup>[21]</sup>、赵国庆等<sup>[22]</sup>以及张秀娥等<sup>[23]</sup>的研究,则将其作为被解释变量,从ESG发展、数字化转型、数智化转型等多个角度,探讨其影响因素。尽管已有少数研究,如段钢等<sup>[14]</sup>、赵鹏等<sup>[15]</sup>,采用数字中国建设的单一试点,将新质生产力作为被解释变量进行实证分析,但尚缺乏对数字中国建设“双试点”政策间协同作用的分析,忽视了政策间的协同效应。

鉴于此,提出以下研究问题:“宽带中国”战略与国家大数据综合试验区两项数字中国建设重要试点政策是否赋能企业新质生产力?其实现路径为何?相较于单一试点,“双试点”政策是否更有利于企业新质生产力的提升?为解答这些问题,利用A股上市企业的数据,将“双试点”政策视为准自然实验,构建多时点双重差分模型,对其赋能企业新质生产力的效应进行深入考察。边际贡献如下:在研究内容上,将数字中国建设两项重要试点政策纳入统一的分析框架,着重探讨其对企业新质生产力的协同效应,这一研究视角对该领域的理论拓展具有一定的贡献。在识别策略上,采用多时点双重差分估计法,以更精确地评估“双试点”政策对企业新质生产力的影响,提升了政策效应识别的准确性。在机制分析层面,检验了数字化转型与数字普惠金融的中介效应,以及市场竞争程度的调节作用,深化了对政策作用机制的理解。在异质性分析中,从不同维度特征出发,全面探讨了“双试点”政策赋能企业新质生产力的效应,力求多角度刻画政策效果。

## 二、理论分析与研究假设

### (一)数字中国建设赋能企业新质生产力的效应

新质生产力作为一种先进的生产力质态,是创新驱动下突破传统发展路径的成果。它以科技创新为核心,融合数字化、网络化、智能化等特征,重塑了生产要素组合与生产方式<sup>[24]</sup>。对于企业而言,新质生产力是提升竞争力、实现可持续发展的关键。企业通过运用新质生产力,能够在生产效率、产品质量和服务水平上实现质的飞跃<sup>[25]</sup>。从企业运营实际来看,数字中国建设为企业新质生产力的提升提供了多方面的有力支持。

在技术层面,数字中国建设大力推动了数字基础设施的广泛铺设和数据资源体系的不断完

善,实现技术创新,为新质生产力提供技术支撑效应<sup>[26]</sup>。高速稳定的网络、先进的数据存储与处理设施,让企业能够更高效地获取和利用信息,加速技术创新的进程。企业借助大数据分析技术,能精准把握市场需求,优化产品设计与研发方向;利用云计算强大的计算能力,模拟产品生产流程,提前发现并解决潜在问题,从而显著提升研发效率和产品质量。

在人才培养方面,数字中国建设营造了良好的数字生态环境,缩小了数字鸿沟,构建了数字技能培育体系,提升全民数字素养,为打造新型劳动者队伍奠定了基础<sup>[26]</sup>,产生了显著的人才培育效应。随着数字技术在教育领域的深入应用,越来越多的人掌握了数字技能,企业由此具备了大量适应数字化时代需求的新型人才。这些人才不仅具备扎实的专业知识,还能熟练运用数字技术,为企业创新注入新的活力。此外,基于A股数据的实证分析,陈东等发现完善的数字基础设施提升劳动技能溢价,增加了对高技能劳动力的需求<sup>[27]</sup>。这促使政府着力培育更多适应数字化时代需求的人才,进而推动新质生产力的提升。

在产业发展维度上,数字中国建设加速了数智创新与数实融合的步伐,促进了产业结构优化和实体经济数字化转型,推动新质生产力向价值链高端发展<sup>[26]</sup>。周密等的研究发现,中国数实融合水平推动了新质生产力的发展<sup>[28]</sup>。企业借助数字技术,能够实现生产过程的智能化控制,提升生产效率和资源利用率;通过与互联网平台的深度融合,拓展销售渠道,创新商业模式,实现产业升级。一些传统制造业企业通过引入工业互联网,实现了生产设备的互联互通和远程监控,实时调整生产参数,降低了生产成本,提高了产品质量。综上所述,提出以下假设:

H1:数字中国建设对企业新质生产力水平的提升有显著影响。

## (二)企业数字化转型的中介作用

数字化转型是企业借助大数据、物联网、人工智能等前沿数字技术,对自身进行全面革新的过程。它打破了传统企业运营模式的束缚,以数据为核心驱动力,重塑企业的组织结构、战略思维、业务流程和商业模式,从而提升企业的核心竞争力<sup>[29]</sup>。在数字中国建设的大背景下,企业数字化转型迎来了前所未有的机遇。

一方面,在建设数字中国过程中,国家大力推进网络基础设施建设,这为企业数字化转型筑牢了基础。随着网络基础设施的不断完善,数字技术在企业中的应用变得更加广泛和深入。企业的设计环节借助数字技术能够实现更精准的模拟和创新,服务环节可以根据客户数据提供个性化体验,生产环节与客户之间的联系更加紧密,能及时响应市场需求。5G、工业互联网等配套设施的发展,让数据要素深度融入企业的传统生产要素中<sup>[30]</sup>。原本孤立的生产设备、人力资源等要素,在数据的串联下,实现了更高效的协同运作。比如,企业可以依据生产数据的实时反馈,动态调整生产计划,优化资源配置,减少浪费,提高生产效率。同时,这些配套设施也为企业吸引和培养数字技能人才创造了良好条件,满足了数字化转型对专业人才的需求。国家大数据综合试验区在企业数字化转型中同样发挥着不可替代的作用。在数据安全与隐私保护方面,它为企业提供了规范和保障,让企业能够安心地挖掘和利用数据价值。在创新应用与业务拓展上,试验区内的企业可以接触到更多先进的技术和理念,拓展业务边界,探索新的商业模式<sup>[31]</sup>。

而另一方面,数字化转型对企业新质生产力的提升作用显著。它让企业在技术、管理等多方面实现创新<sup>[32]</sup>。企业借助数字化手段能够更高效地获取资金支持,一定程度上摆脱融资约束<sup>[22]</sup>;在内部控制上,利用数字技术可以实现更精细化的管理,提高内部控制质量<sup>[29]</sup>。这些都有力地推动了企业新质生产力的提升。据此,提出以下研究假设:

H2:数字中国建设能够推进企业数字化转型,进而提升企业新质生产力。

### (三)数字普惠金融的中介作用

数字中国建设推动了数字技术与各行业的深度融合,进而催生了数字普惠金融这一新型金融服务模式<sup>[33]</sup>。它将新兴数字技术与传统金融有机融合<sup>[34]</sup>,对企业新质生产力的提升发挥着关键作用。

从数字基础设施层面来看,其不断完善为数字普惠金融的拓展筑牢了根基。随着网络覆盖范围扩大、数据处理能力提升<sup>[35]</sup>,数字普惠金融能够突破地域与机构限制,将服务延伸至更广泛的区域和企业群体。以大数据、云计算等技术为支撑,金融服务能够突破地域限制,延伸到更广泛的区域,让更多企业,尤其是偏远地区企业和中小企业受益。同时,高技术产业也迎来了发展新机遇,外部融资渠道得以拓宽。数字普惠金融借助精准的数据分析,能更准确地评估企业风险与潜力,使金融资源精准流向高技术产业,显著提升资源配置效率,从而提升企业新质生产力<sup>[36]</sup>。

在技术发展层面,数字中国建设加速了5G通信技术的广泛应用,这促使商业银行加快了金融科技的研发步伐<sup>[37]</sup>。以大数据技术为例,银行可以利用大数据分析企业的经营状况、信用风险等信息,更精准地评估企业的贷款需求和还款能力,从而为企业提供更符合其需求的金融产品和服务。这种基于数字技术的精准服务,显著提升了金融服务的可达性。资金能够更快、更高效地流向战略性新兴产业,为这些产业注入发展动力,加速新技术的研发、应用和推广,有力地推动了新质生产力的形成<sup>[38]</sup>。因此,提出以下假设:

H3:数字中国建设通过发挥数字普惠金融促进效应,进而提升企业新质生产力。

### (四)市场竞争程度的调节效应

市场竞争遵循优胜劣汰的自然法则。随着市场竞争的加剧,更多企业涌入市场,缺乏创新的企业将面临被具有创新能力的企业超越并最终淘汰的风险<sup>[39]</sup>。这表明,外部市场竞争强度的变化是企业创新行为的重要影响因素<sup>[23]</sup>。在激烈的市场竞争中,企业为了生存和发展,往往会展现出更强的创新意愿。数字中国建设为企业提供了丰富的资源和机遇,企业能够借助数字技术,更高效地获取市场信息、优化生产流程,提升产品质量和服务水平。例如,数字技术可以帮助企业实现精准营销,更好地满足消费者个性化需求,从而扩大市场份额。同时,数字中国建设也推动了产业的数字化转型,促使企业加快创新步伐,以适应市场的快速变化。在这种情况下,企业因数字中国建设水平的提升而获得的边际效用更加显著<sup>[40]</sup>,进而实际推动新质生产力的提升。

为了在竞争中脱颖而出,企业会持续投入研发,致力于高质量的创新<sup>[41]</sup>来提升新质生产力。企业通过加大研发投入,不断推出新产品、新技术,提高自身的核心竞争力。比如,一些企业利用大数据、人工智能等数字技术,开展智能化生产,提高生产效率和产品质量,降低生产成本。此外,行业竞争的加剧也暴露出企业间同质化问题的严重性。在这种情况下,企业为了构建自身的核心竞争力,实现长远发展,会借助数字化手段积累信息、资金及人才等资源<sup>[42]</sup>。而通过数字化平台,企业可以更广泛地获取市场信息,优化资源配置,吸引和留住优秀人才,提升自身的创新能力。综合来看,市场竞争强度在数字中国建设影响企业新质生产力的过程中,扮演着关键的外部调节角色。基于此,提出以下假设:

H4:市场竞争强度越大,数字中国建设对企业新质生产力的提升效应越明显。

综上,数字中国建设赋能企业新质生产力的直接效应、中介效应以及调节效应机制如图1所示:

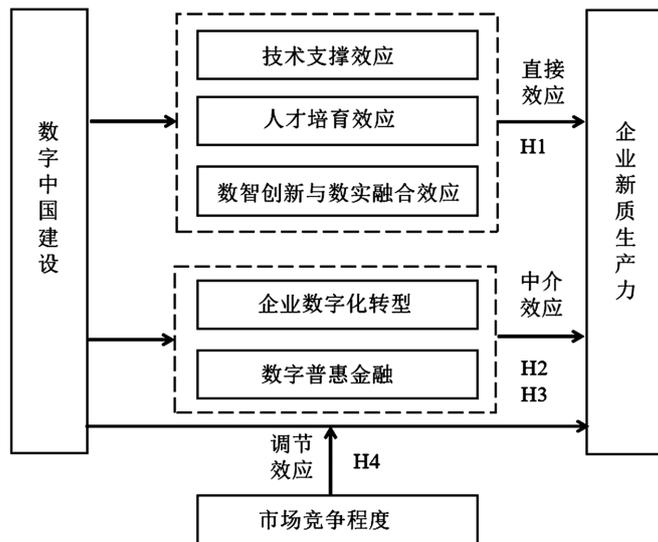


图1 研究的分析框架

### 三、研究设计

#### (一) 模型设定

##### 1. 基准回归模型

采用双重差分法(Difference-in-Difference, DID),探究数字中国建设对新质生产力的影响及其作用机制。此方法最早由 Ashenfelter 引入经济学领域<sup>[43]</sup>,用于因果效应推断和公共政策效果评估。而在国内,周黎安等<sup>[44]</sup>首次运用该方法对一项重大政策改革的效果进行了评估。借鉴熊彬等<sup>[45]</sup>的研究方法,将“宽带中国”战略与“国家大数据综合试验区”两项数字中国建设的重要试点政策(以下简称“双试点”政策)的实施作为一项准自然实验,构建了多时点双重差分模型,检验其实施是否能够有效提升上市企业的新质生产力。所构建的模型如下:

$$NQP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \alpha_n \sum Control_{it} + u_i + Y_t + \epsilon \quad (1)$$

在模型中, $i$ 和 $t$ 分别代表企业和年度。 $NQP$ 作为被解释变量,代表企业新质生产力。 $\alpha_0$ 为截距项, $\alpha_1$ 是本研究重点关注的系数,它反映了“双试点”政策对企业新质生产力的影响。 $DID$ 是根据“双试点”政策这一准自然实验构建的虚拟变量。 $\alpha_n$ 代表控制变量系数,其中 $n$ 表示控制变量的个数, $\alpha_n$ 对应不同控制变量的回归系数。 $Control$ 代表一系列控制变量, $u_i$ 代表固定个体效应, $Y$ 代表固定年份效应, $\epsilon$ 代表随机扰动项。

##### 2. 中介效应模型

为了考察“双试点”政策对企业新质生产力的影响机制,检验企业数字化转型、数字普惠金融是否作为其中介变量,借鉴温忠麟等<sup>[46]</sup>的研究,使用中介效应三步法构建中介效应模型如下:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_n \sum Control_{it} + u_i + Y_t + \epsilon \quad (2)$$

$$NQP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DID_{it} + \gamma_2 M_{it} + \gamma_n \sum Control_{it} + u_i + Y_t + \epsilon \quad (3)$$

其中, $M_{it}$ 为中介变量,包括企业数字化转型( $DIG$ )、数字普惠金融( $DFIN$ ); $\beta_0$ 为截距项,反映“双试点”政策对中介变量的影响, $\beta_n$ 是控制变量对中介变量的影响系数; $\gamma_0$ 为截距项, $\gamma_1$ 反映“双试点”政策对企业新质生产力的直接影响, $\gamma_2$ 反映中介变量对企业新质生产力的影响, $\gamma_n$ 是控制变量对企业新质生产力的影响系数。其他变量含义同式(1)。

##### 3. 调节效应模型

进一步构建调节效应模型,检验“双试点”政策对企业新质生产力的影响是否会受到市场竞

争程度(赫芬达尔指数 HHI)的调节。下式中  $HHI$  为调节变量市场竞争程度,  $DID_{it} * HHI_{it}$  为“双试点”政策与调节变量的交互项,  $\delta_0$  为截距项,  $\delta_1$  反映“双试点”政策对企业新质生产力的影响,  $\delta_2$  反映市场竞争程度对企业新质生产力的影响,  $\delta_3$  反映“双试点”政策与市场竞争程度交互项对企业新质生产力的影响,  $\delta_n$  是控制变量对企业新质生产力的影响系数。其他变量含义同式(1)。

$$NQP_{it} = \delta_0 + \delta_1 DID_{it} + \delta_2 HHI_{it} + \delta_3 DID_{it} * HHI_{it} + \delta_n \sum Control_{it} + u_i + Y_t + \epsilon \quad (4)$$

## (二)数据来源与变量定义

### 1. 数据来源

“宽带中国”试点城市名单,均来自工业和信息化部发布的文件。鉴于入选“宽带中国”试点城市的大多是地级市,参照马青山等<sup>[47]</sup>及郑玉<sup>[48]</sup>的研究方法,剔除了自治州(例如“阿坝藏族羌族自治州”)、城中区(如重庆市的“荣昌区”)以及县级市(如“昆山市”)。国家大数据综合试验区名单来自2015年国务院发布的《促进大数据发展行动纲要》以及随后国家发展和改革委员会、工业和信息化部及中央网络安全和信息化委员会办公室批复的名单。城市层面的数据,来源于《中国城市统计年鉴》,而企业层面的数据则来自CSMAR数据库和CNRDS数据库。考虑到两项政策分别于2014年和2015年开始实施,本研究选取了2011至2022年间的A股上市公司作为研究的初始样本。在对初始数据进行预处理时,剔除了所有含有“ST”标识的公司样本,并对连续变量进行了1%的上下Winsor(缩尾)处理,最终确定了33 624个有效的观测值。

### 2. 变量定义

#### (1)被解释变量:企业新质生产力

关于企业新质生产力的测度,现有文献主要分为两类:一是运用LP<sup>[49]</sup>或OP<sup>[50]</sup>方法计算企业全要素生产率作为评估依据;二是基于生产力二要素理论,着眼于新型劳动者、劳动资料及劳动对象等构成要素间相互依存与关联的系统特性,采用熵值法或主成分分析法进行测度。如宋佳等<sup>[21]</sup>构建劳动力与生产工具两个维度的11项指标并采用熵值法计算企业新质生产力,而张秀娥等<sup>[23]</sup>、袁瀚坤等<sup>[51]</sup>则从新质劳动者、劳动资料及劳动对象三个维度建立指标分别采用熵值法和主成分分析法对其进行衡量。鉴于熵值法能有效减少主观赋权可能导致的偏差,同时确保各指标在综合评价中获得更为恰当的权重分配<sup>[52]</sup>,本研究从新质劳动力、新质生产工具、新质生产资料三个维度构建综合指标体系,采用熵值法计算企业新质生产力的综合指数(见表1)。

表1 新质生产力指标及权重

因素	子因素	指标	衡量方式	权重
新质劳动力	劳动者	研发人员薪资占比	研发费用中的工资薪酬/营业收入	22.499%
		研发人员占比	研发人员数/员工人数	1.859%
		高学历人员占比	硕士以上人数/员工人数	2.277%
	劳动对象	固定资产占比	固定资产/资产总额	0.747%
		数字资产占比	数字资产/资产总额	3.485%
新质生产工具	硬科技	研发折旧摊销占比	研发费用中的折旧摊销/营业收入	21.822%
		研发租赁费占比	研发费用中的租赁费/营业收入	12.123%
		研发直接投入占比	研发费用中的直接投入/营业收入	24.226%
		无形资产占比	无形资产/资产总额	1.288%
	软科技	总资产周转率	营业收入/平均资产总额	0.529%
		智能化水平	Ln(上市公司年报中关于人工智能技术的词频+1)	3.919%
		数字技术应用	Ln(上市公司年报中关于数字技术应用的词频+1)	1.957%
新质生产资料	创新生产资料	企业创新水平	Ln(企业申请专利数+1)	0.743%
	绿色生产资料	绿色技术水平	Ln(企业申请绿色专利数+1)	2.526%

#### (2)核心解释变量:“双试点”政策(DID)

采用虚拟变量方法对核心解释变量进行量化分析。具体而言,若样本企业所在城市同时被

选为“宽带中国”试点城市和国家大数据综合试验区,即成为“双试点”,则在该“双试点”成立当年及其后续年份中,样本企业对应的变量  $DID$  取值为 1;否则,取值为 0。对于仅作为“宽带中国”或国家大数据综合试验区单试点的城市,其对应的虚拟变量  $BDDID$  和  $BCDID$ ,在试点设立当年及后续年份均赋值为 1,反之则为 0。

(3)控制变量

为了控制其他因素的影响,选取了 7 个企业层面的控制变量,分别为:企业规模( $SIZE$ ),利用总资产加 1 取自然对数进行衡量;资产负债率( $LEV$ ),利用总负债除以总资产进行衡量;资产收益率( $ROA$ ),利用净利润除以总资产平均余额进行衡量;经营现金流量( $CASH$ ),利用经营活动产生的现金流量净额除以总资产进行衡量;股权集中度( $TOP1$ ),利用第一大股东持股数除以总股数进行衡量;董事会规模( $BSIZE$ ),利用董事会人数进行衡量;两职合一( $DUAL$ ),利用董事长与总经理是否同为一进行衡量,同一人时取值为 1,否则为 0。

(4)机制变量

中介变量企业数字化转型( $DIG$ ),参考赵宸宇等<sup>[53]</sup>和杜传忠等<sup>[54]</sup>的研究方法,从数字技术应用、互联网商业模式、智能制造以及现代信息系统等四个维度出发,归纳具有数字化特征的关键词。从企业年报全文对“数字化转型”相关词频进行了统计。最终,以每家企业特征词词频的总和作为企业的数字化转型程度。中介变量数字普惠金融( $DFIN$ ),借鉴关心<sup>[55]</sup>的研究,选取北京大学数字金融研究中心所研发的数字普惠金融指数作为衡量数字普惠金融发展水平的代理变量。

调节变量市场竞争程度,本文借鉴了尚航标等<sup>[56]</sup>的研究,采用赫芬达尔指数( $HHI$ )来衡量市场竞争程度,计算公式为:

$$HHI = \sum_{i=1}^n (X_i/X)^2 \tag{5}$$

其中  $X_i$  代表企业  $i$  的主营业务收入, $X$  则表示企业所在行业的主营业务收入总和, $n$  则表示市场内的企业总数。该指数是反映市场集中度的有效工具:当  $HHI$  值较低时,表明市场竞争程度高;反之,若  $HHI$  值较高,则市场竞争程度相对较低。

### 四、实证结果与分析

#### (一)描述性统计

表 2 列出了各变量的描述性统计结果。对于企业新质生产力( $NQP$ ),其平均值为 1.530,标准差为 1.097,而最小值和最大值分别为 0.099 和 5.361,反映出不同企业间新质生产力的差异显著。核心解释变量  $DID$  的平均值为 0.243,这意味着大约有 24.3%的企业样本所在城市为“双试点”政策试点城市。为了进一步分析变量间的关系,本研究采用了 Pearson 相关性分析,结果显示模型中的各变量间无严重的共线性问题,从而确保了后续统计分析的有效性与可靠性。

表 2 描述性统计结果

变量	样本量	平均值	标准差	中位数	最小值	最大值
$NQP$	33 624	1.530	1.097	1.235	0.099	5.361
$DID$	33 624	0.243	0.429	0.000	0.000	1.000
$SIZE$	33 624	22.244	1.301	22.054	19.840	26.314
$LEV$	33 624	0.426	0.207	0.417	0.055	0.920
$ROA$	33 624	3.983	6.611	3.842	-23.464	23.014
$CASH$	33 624	0.047	0.069	0.046	-0.158	0.247
$TOP$	33 624	0.340	0.148	0.317	0.084	0.741
$BSIZE$	33 624	8.490	1.627	9.000	5.000	14.000
$DUAL$	33 624	0.284	0.451	0.000	0.000	1.000

## (二) 基准回归

将“双试点”政策视作一项准自然实验,探究其对企业新质生产力的影响。根据表3的回归结果,在未引入其他控制变量,仅考虑个体固定效应和年份固定效应时,虚拟变量 *DID* 的系数为 0.185,且在 1%的水平上显著。结果证明,在实施“双试点”政策后,位于试点城市内的企业在新质生产力方面取得了明显的提升。进一步地,在(2)列中,本研究加入了企业层面的多个控制变量。尽管 *DID* 系数略有下降,为 0.152,但仍然在 1%的水平上显著,这表明相较于非“双试点”城市,“双试点”政策使得试点地区企业新质生产力提升了 15.2%。同时,意味着“宽带中国”与“国家大数据综合试验区”试点政策驱动了企业数字技术创新,显著提升了研发效能与生产效率。如 ERP 系统、云计算及大数据分析强化了企业创新能力,而人工智能与机器学习技术则促进了产品设计、市场预测的精准高效创新。伴随研发能力及市场信息获取的大幅增强,企业得以缩短新产品研发周期,削减成本,并提升研发成果转化效率,最终提高企业新质生产力水平。此外,模型的  $R^2$  值从 0.357 显著提升至 0.399,这表明模型的解释力度得到了实质性的增强。实证结果表明,在“双试点”政策的影响下,企业新质生产力得到了显著提升,这为核心假设 H1 提供了有力的验证。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)
	<i>NQP</i>	<i>NQP</i>
<i>DID</i>	0.185*** (13.094)	0.152*** (11.091)
控制变量	NO	YES
常数项	0.788*** (61.686)	-5.755*** (-35.109)
样本量	33 624	33 624
$R^2$	0.357	0.399
个体固定	YES	YES
时间固定	YES	YES

注:括号内为  $t$  值,\*、\*\*、\*\*\* 依次代表在 10%、5%、1%的水平上显著。下同

## (三) 平行趋势检验

应用双重差分法的前提是处理组与对照组需遵循平行趋势假设,即在未受“双试点”政策干预的情况下,处理组与对照组的企业新质生产力变动趋势应保持平行。本文借鉴方晓晖等<sup>[57]</sup>及 Beck 等<sup>[58]</sup>的研究,采用事件分析法实施平行趋势检验,并构建以下多时点动态效应模型进行验证:

$$NQP_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=2}^4 \beta_{-k} Pre_{ik} + \beta_0 Current_{it} + \sum_{k=1}^7 \beta_k Post_{ik} + \delta_n \sum Control_{it} + u_i + Y_t + \varepsilon \quad (6)$$

其中,*Pre*、*Current* 和 *Post* 是代表企业  $i$  所在城市  $k$  年是否为“双试点”政策试点城市的虚拟变量; $\beta_{-k}$ 、 $\beta_0$ 、 $\beta_k$  是对应变量的系数, $\delta_n$  是控制变量对企业新质生产力的影响系数;其他变量同基准回归模型含义。如果  $\beta_{-k}$  系数不显著,则符合平行趋势假设。*Current* 和 *Post* 的系数表示政策处理的动态效应,本文将政策处理前第一期作为基准期进行回归分析检验平行趋势,图 2 报告了平行趋势检验的结果。

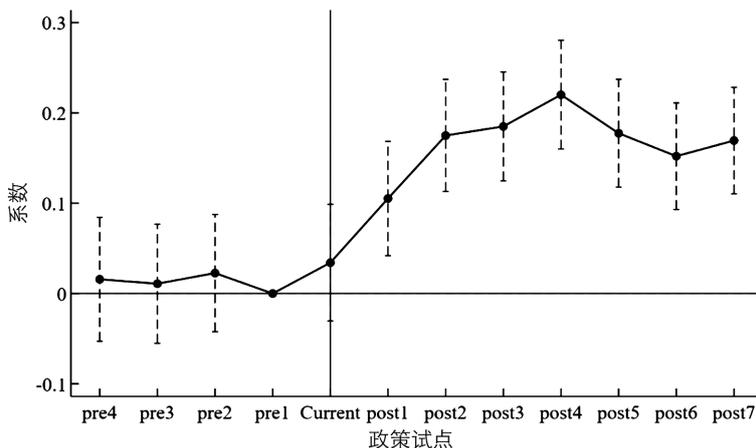


图2 平行趋势检验结果

根据图2,在政策实施之前,所有时期的估计系数在95%的置信度下均不显著,且在0附近波动,这表明“双试点”政策实施前处理组与对照组之间不存在显著差异,平行趋势假设成立。此外,从政策的动态效应来看,试点政策出台后的第二年系数估计值开始显著为正,说明“双试点”政策对企业新质生产力有长期的促进作用。但这种促进作用存在一定时滞,需要一定的时间才能充分体现。

(四) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

为排除其他潜在不可观测因素,参考刘英俊等<sup>[59]</sup>和陈海波等<sup>[60]</sup>的研究,采用随机抽样替换处理组的方法进行安慰剂检验。保持政策时间点不变的前提下,随机抽取1571家企业作为处理组,并依据式(1)进行了500次重复模拟实验,得出估计系数的分布图。

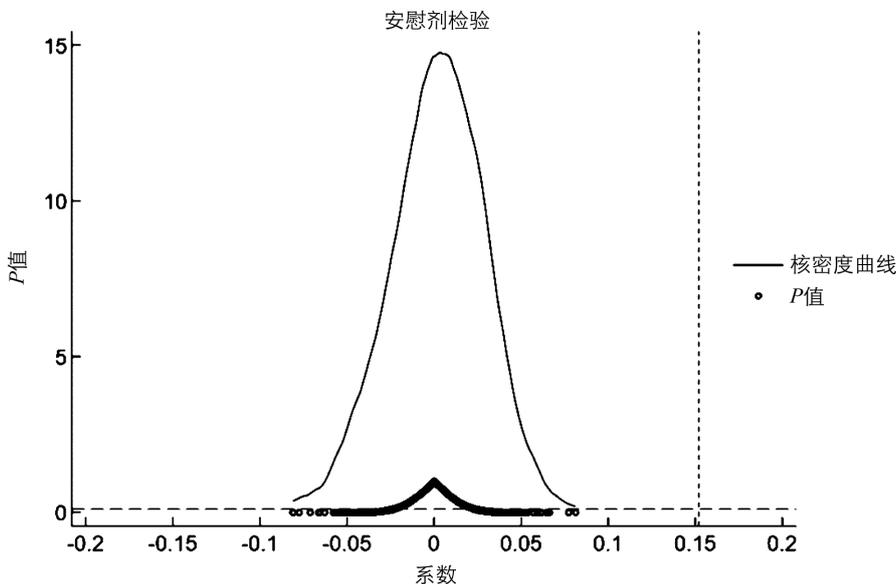


图3 安慰剂检验

如图3所示,虚拟估计系数主要集中在0值附近,与实际系数0.152相距较远。同时,大部分估计系数的P值均高于0.1,表明缺乏显著性,进一步验证了基准回归的稳健性。

2. 两阶段双重差分模型(DID2S)

鉴于“宽带中国”试点分三个阶段,分别在2014年、2015年及2016年依次推行,而国家大数据综合试验区亦分为两批次,在2015年与2016年相继实施,因此成为“双试点”城市的时间不相

同,处理组成为“双试点”城市的时间是交错的。此时多时点 DID 回归所得的平均处理效应会随着组别和时间发生变化,从而导致双向固定效应所得的平均处理效应可能存在有偏或不稳健。为解决上述问题,借鉴王治等<sup>[61]</sup>所采用的 DID2S 方法。该方法原理是,首先于第一阶段先识别组别和时期效应,随后在第二阶段中将其移除,再对处理变量执行回归,通过对比实验组和对照组的结果间的差异识别平均处理效应。表 4 列(1)(2)报告评估结果,平均处理效应显著为正,进一步验证了基准回归结果的稳健性。

表 4 两阶段双重差分检验结果

变量	(1)	(2)
	NQP	NQP
DID	0.337*** (11.247)	0.327*** (11.035)
控制变量	NO	YES
样本量	33 624	33 624
个体固定	YES	YES
时间固定	YES	YES

## 2. 倾向得分匹配检验

鉴于回归结果可能受选择偏差影响,本文采用倾向得分匹配(PSM)法进行稳健性检验。首先,选择基准回归中的控制变量作为协变量进行 logit 回归,以获得倾向得分。通过对比匹配前后的倾向得分密度函数图(见图 4),观察到匹配后试验组与控制组的核密度图趋于一致,表明匹配效果良好。随后,利用匹配后的样本进行基准回归,结果如表 5 第(1)列所示。“双试点”政策对企业新质生产力仍产生了显著的正向影响,证实了前文基准回归结果具有较高的稳健性。

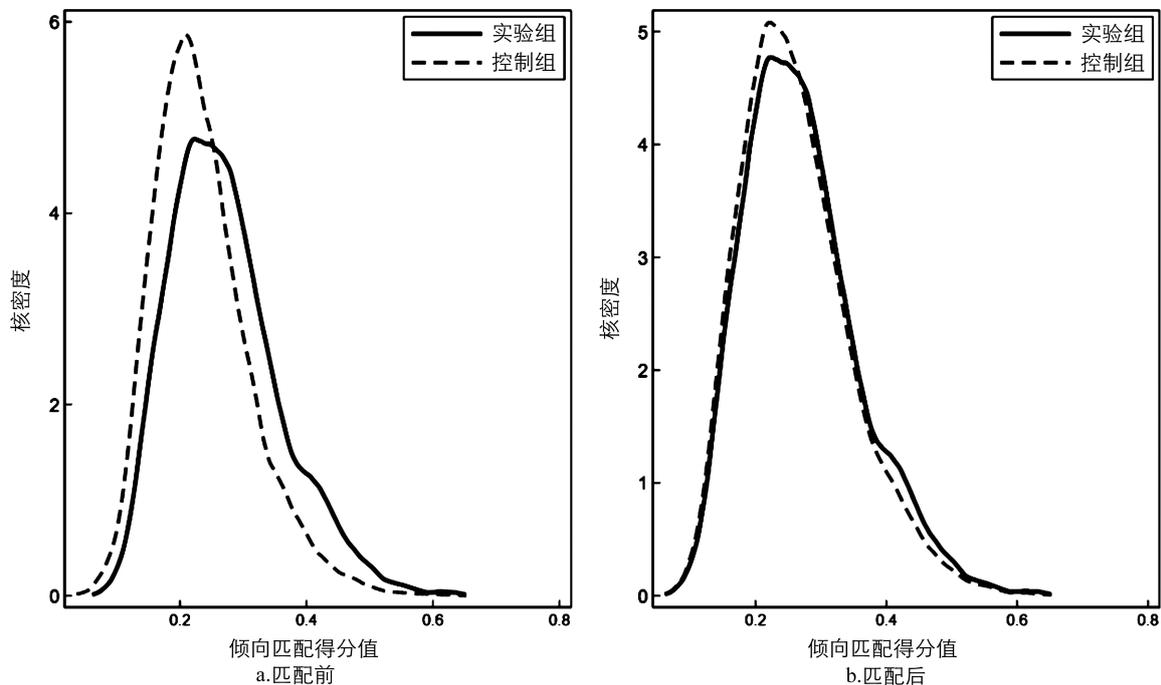


图 4 匹配前后倾向得分密度分布图

## 3. 控制其他政策影响

在“双试点”政策实施的同时,其他政策也可能对企业新质生产力产生影响。为规避潜在的政策交叉效应,借鉴了徐毅等<sup>[62]</sup>的方法,对样本期间其他相关政策的影响进行了有效控制。经分析,“一带一路”倡议(BR)与“信息惠民”国家试点城市建设(IP),分别在 2013 年和 2014 年启

动,与“双试点”在时间和空间上存在重叠。因此,本研究将虚拟变量 *BR* 和 *IP* 分别纳入基准回归模型来控制相关政策对企业新质生产力的影响,详细的回归分析结果见表5的列(2)和列(3)。在控制上述两项政策因素后,“双试点”政策仍在1%的水平上对企业新质生产力产生显著影响,与基准回归结果相吻合,进一步验证了研究结果的稳健性。

4. 替换被解释变量

借鉴袁瀚坤等<sup>[51]</sup>的研究成果,重新构建10个企业新质生产力的测算指标,运用主成分分析法,计算得出企业新质生产力的综合指数(*NQP<sub>2</sub>*)来替换原被解释变量 *NQP*。在替换原有的被解释变量后,重新进行了回归分析,相关结果详见表5列(4)。

表5 稳健性检验结果

变量	PSM	控制其他政策影响		替换被解释变量
	<i>NQP</i> (1)	<i>NQP</i> (2)	<i>NQP</i> (3)	<i>NQP<sub>2</sub></i> (4)
<i>DID</i>	0.109*** (3.953)	0.152*** (11.097)	0.133*** (9.266)	0.049*** (9.434)
<i>BR</i>		0.055* (1.927)		
<i>IP</i>			0.079*** (4.758)	
控制变量	YES	YES	YES	YES
常数项	-6.125*** (-19.234)	-5.752*** (-35.088)	-5.739*** (-35.019)	-1.397*** (-22.696)
样本量	14 513	33 624	33 624	33 624
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.335	0.399	0.400	0.311
个体固定	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES

结果显示,在替换被解释变量后,*DID* 变量的估计系数仍在1%水平上显著为正,这表明替换被解释变量并不会影响基准回归结论,进一步强化了“双试点”政策对企业新质生产力具有显著提升作用的论点。

(五) 机制效应分析

1. 中介效应分析

基于前文的理论分析及构建的中介效应检验模型,运用三步法检验企业数字化转型(*DIG*)和数字普惠金融(*DFIN*)是否作为“双试点”政策促进企业新质生产力提升的重要途径。表6的列(2)和(3)显示,“双试点”政策显著促进了企业数字化转型和数字普惠金融的发展,说明政策的实施有效提升了这两者的水平。进一步观察表6第(4)(5)列,中介变量 *DIG* 与 *DFIN* 的估计系数均显著为正,且基准回归中“双试点”政策对企业新质生产力的总效应(见表6列1)大于在控制两个中介变量后“双试点”政策得到的直接效应。这验证了“双试点”政策通过企业数字化转型和数字普惠金融对企业新质生产力产生间接作用的机制。这种间接影响的存在表明,政策效果并非取决于单一路径的直接作用,而是多路径综合影响的结果,因此支持了假设 H2 与 H3。

2. 调节效应分析

表6第(6)列在引入了“双试点”政策以及市场竞争指数(赫芬达尔指数,*HHI*)的交互项之后,回归结果显示,“双试点”*DID* 与企业新质生产力之间依然保持显著的正相关关系。同时,*HHI* 与 *DID* 的交乘项系数显著为负,这表明市场竞争水平对“双试点”政策在推动企业新质生产力方面起到了显著的负向调节作用。鉴于市场竞争程度采用的是赫芬达尔指数进行衡量,而该指数值越小,代表市场竞争越激烈,因此可以推断,在更为激烈的市场竞争环境下,“双试点”政

策对于提升企业新质生产力的作用将更为凸显。这一结果与先前提出的假设 H4 相一致。

表 6 机制检验结果

变量	基准回归		中介效应检验			调节效应检验
	<i>NQP</i> (1)	<i>DIG</i> (2)	<i>DFIN</i> (3)	<i>NQP</i> (4)	<i>NQP</i> (5)	<i>NQP</i> (6)
<i>DID</i>	0.152*** (11.091)	4.326*** (6.508)	12.477*** (29.550)	0.122*** (9.426)	0.129*** (9.312)	0.190*** (11.988)
<i>DIG</i>				0.007*** (62.177)		
<i>DFIN</i>					0.002*** (9.574)	
<i>HHI</i>						0.039** (2.502)
<i>HHI * DID</i>						-0.143*** (-4.757)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	-5.755*** (-35.109)	-160.323*** (-20.184)	49.671*** (9.844)	-4.623*** (-29.805)	-5.845*** (-35.656)	-5.765*** (-35.182)
样本量	33 624	33 624	33 624	33 624	33 624	33 624
$R^2$	0.399	0.177	0.948	0.470	0.401	0.400
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES

#### (六) 异质性分析

企业所有制异质性分析。国有企业与非国有企业在政策支持、抗风险能力及行业地位等方面存在差异,会对“双试点”政策在提升企业新质生产力方面的作用产生影响。因此,本文参考了赵国庆等<sup>[22]</sup>的研究,依据企业所有制将研究对象划分为国有企业和非国有企业,相关回归分析结果详见表 7。

表 7 企业所有制异质性回归分析结果

变量	国有企业	非国有企业
	<i>NQP</i> (1)	<i>NQP</i> (2)
<i>DID</i>	0.102*** (5.271)	0.204*** (10.622)
控制变量	YES	YES
常数项	-4.834*** (-18.904)	-6.293*** (-29.365)
样本量	12 638	20 986
$R^2$	0.401	0.402
个体固定	YES	YES
时间固定	YES	YES

研究显示,“双试点”政策对非国有企业新质生产力的促进作用更为显著。这可能是因为国有企业在资源获取上通常具有优势,使得数字中国建设的推动作用相对较弱。相反,非国有企业在面对“双试点”政策时反应更为迅速,能更有效地利用政策带来的优势,从而对提升企业新质生产力产生更大的影响。

企业所属地区异质性分析。不同地区在资源禀赋和经济发展水平方面存在差异,这导致“双试点”政策对各地区企业新质生产力发展的影响也不尽相同。为深入分析地区特征带来的差异化影响,本研究参照国家统计局的划分标准,将企业样本分为东部、中部和西部企业。回归分析结果如表 8 所示。

表8 企业所属地区异质性回归分析结果

变量	东部	中部	西部
	NQP(1)	NQP(2)	NQP(3)
DID	0.112*** (6.744)	0.138*** (3.165)	0.094* (1.921)
控制变量	YES	YES	YES
常数项	-6.075*** (-29.248)	-5.885*** (-15.703)	-4.033*** (-11.119)
样本量	23 630	5 481	4 513
R <sup>2</sup>	0.410	0.414	0.336
个体固定	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES

研究表明,“双试点”政策显著提升了东部和中部企业的新质生产力,而西部企业的回归结果不如东部、中部显著。这种差异可能源于东部和中部地区城市集中了大量的专业高端人才,拥有更优越的资源禀赋和良好的数字基础设施。此外,国家大数据试点项目在这些地区发挥了数据要素的乘数效应,更有效地渗透到企业中,优化了资源配置,从而促进了企业新质生产力的提升。相比之下,西部地区由于经济发展水平和基础设施相对落后,“双试点”政策的优势难以充分发挥,因此对区域企业新质生产力的提升作用不明显。

行业异质性分析。为检验“双试点”政策对不同行业类型企业新质生产力的影响效果,参照尹美群等<sup>[63]</sup>的制造业分类方法,将研究对象细分为资产密集型、劳动密集型和技术密集型企业。通过回归分析,结果如表9所示。

表9 行业异质性回归分析结果

变量	劳动密集型	资产密集型	技术密集型
	NQP(1)	NQP(2)	NQP(3)
DID	0.033* (1.651)	0.067** (2.401)	0.244*** (10.658)
控制变量	YES	YES	YES
常数项	-4.501*** (-17.529)	-4.412*** (-13.547)	-6.354*** (-21.206)
样本量	11 824	6 191	15 609
R <sup>2</sup>	0.329	0.343	0.455
个体固定	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES

分析发现,在资产密集型行业中,“双试点”政策对企业新质生产力的影响系数为0.067,且在5%的水平上显著;在劳动密集型行业中,影响系数为0.033,在10%的水平上显著;而在技术密集型行业中,影响系数高达0.244,且在1%的水平上显著,远高于前两类行业。这种差异可能归因于不同行业的特性和发展需求。资产密集型行业由于前期投入大、资金周转慢和投资回报周期长,虽然“双试点”政策对其新质生产力有一定的促进作用,但效果相对有限。劳动密集型行业多属于重污染、高排放、低附加值的低端制造业,其转型升级和新质生产力的提升面临较大挑战,因此“双试点”政策对其的推动作用也不如技术密集型行业显著。相反,技术密集型行业通常将技术创新视为发展的核心动力,拥有先进的工艺流程和生产设备,能够更充分地利用“双试点”政策提供的数字基础设施和数据资源,加速数字化转型和技术创新,从而在推动企业新质生产力方面表现最为突出。

### (七)“双试点”政策的协同效应检验

为探究“双试点”政策的协同效应,本研究进行了如下具体操作。首先,对两项政策作为单一试点对企业新质生产力的影响进行了独立检验。具体而言,第一步是从全样本中剔除国家级大数据综合试验区的试点城市,仅保留非试点城市以及“宽带中国”试点城市样本。此时,回归模型(1)中的虚拟变量“宽带中国”单试点( $BDDID$ )的系数,揭示了“宽带中国”单试点对企业新质生产力的净效应。第二步则是从全样本中剔除“宽带中国”单试点城市,此时回归模型(1)中的虚拟变量国家大数据综合试验区( $BCDID$ )的系数,反映了国家大数据综合试验区单试点对企业新质生产力的净效应。结果如表10所示,两个虚拟变量的系数均在1%的水平上显著为正,这表明两个单试点政策实施均对企业新质生产力产生了显著的促进作用。其次,为了进一步分析双试点的协同效应,剔除了既不属于“宽带中国”试点城市也不属于国家大数据综合试验区的样本,此时虚拟变量  $BBDID$  的系数为单试点成为双试点对企业新质生产力的影响。回归结果如表10的列(3)所示,虚拟变量“双试点”政策( $BBDID$ )对企业新质生产力的回归系数在1%的水平上显著为正,表明单试点城市成为双试点城市对企业新质生产力存在显著的促进效应,即双试点比单试点更有利于提升企业新质生产力。

表10 “双试点”政策协同效应检验结果

变量	宽带中国	国家大数据综合试验区	“双试点”政策协同
	$NQP(1)$	$NQP(2)$	$NQP(3)$
$DID$			
$BDDID$	0.071*** (5.275)		
$BCDID$		0.082*** (3.517)	
$BBDID$			0.133*** (5.820)
控制变量	YES	YES	YES
常数项	-5.316*** (-28.747)	-5.014*** (-21.328)	-5.374*** (-20.595)
样本量	23 934	14 416	20 723
$R^2$	0.380	0.348	0.273
个体固定	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES

## 五、结论与政策建议

将“宽带中国”战略与“国家大数据综合试验区”两项数字中国建设重要试点政策作为一项准自然实验,采用多时点双重差分模型检验“双试点”政策对企业新质生产力的影响。研究结论为:(1)“双试点”政策对企业新质生产力的提升具有显著的赋能作用,这一结论在一系列稳健性检验中依然成立。(2)“双试点”政策能够通过促进企业数字化转型和数字普惠金融的发展,且与市场竞争程度共同发挥作用,提升企业新质生产力。(3)“双试点”政策对企业新质生产力的提升效应存在显著的异质性特征。相较于国有企业,非国有企业在“双试点”政策下新质生产力提升效应更强;相对于西部地区,“双试点”政策对东、中部地区的企业新质生产力的促进效应更为显著;与资金密集型、劳动密集型企业相比,“双试点”政策在技术密集型企业中对企业新质生产力的提升效应更显著。(4)“双试点”政策相较于单试点政策,更有利于提升企业新质生产力具有协同作用。“宽带中国”和“国家大数据综合试验区”的单试点政策均能显著提升企业新质生产力。而

“双试点”政策对企业新质生产力的提升存在协同作用,且相较于单试点政策,“双试点”政策更有利于企业新质生产力的提升。基于此,提出以下建议:

第一,加强数字基础设施与数据资源体系建设,赋能企业新质生产力。政府应继续加大对“双试点”政策的支持力度,扩大试点范围,提升数据传输速度与质量,为企业提供更稳定、高效的数字技术支持。建立健全数据共享机制,促进跨部门、跨行业数据流通,为企业提供更加多元化的数据资源,助力其在人工智能、云计算等领域的应用创新。加大对数字技能教育的投入,培养具备数据分析、云计算、人工智能等新型技能的人才,为企业新质生产力的提升提供人才保障。

第二,促进企业数字化转型与数字普惠金融发展,提升企业新质生产力。引导企业加速数字化转型,政府可提供财政补贴、税收减免等优惠政策,鼓励企业采用新技术、新设备进行生产流程改造,提升生产效率与产品质量。推动数字普惠金融发展,建立更加完善的数字金融平台,为企业提供便捷、低成本的融资渠道,特别是针对中小企业,应加大金融支持力度,促进资源精准配置。营造公平竞争市场环境,加强反垄断与反不正当竞争执法,保护市场公平竞争,激发企业创新活力,利用数字中国建设的契机构建企业核心竞争力。

第三,关注政策异质性,实施差异化策略。针对非国有企业给予更多支持,在制定政策时,考虑非国有企业在提升新质生产力方面的更大潜力,为其提供定制化扶持政策,如技术创新基金、市场开拓补助等。对东、中部地区的企业,可进一步加大政策支持力度,促进产业集群发展;对西部地区,则侧重于基础设施改善与人才引进,缩小区域发展差距。对技术密集型企业给予更多研发资助与税收优惠,鼓励其在新兴技术领域持续创新,引领行业新质生产力的提升。

第四,发挥“双试点”政策协同作用,优化政策组合。深化“双试点”政策融合实施,在现有“宽带中国”与“国家大数据综合试验区”基础上,探索更多政策叠加效应,形成政策合力,共同推动企业新质生产力提升。评估与优化单试点政策,持续监测单试点政策效果,根据评估结果及时调整优化,确保其与其他政策形成有效互补,共同促进数字中国建设与企业新质生产力的发展。

#### 参考文献:

- [1] 求是网. 发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点[EB/OL]. (2024-05-31)[2024-10-22]. [http://www.qstheory.cn/dukan/qs/2024-05/31/c\\_1130154174.htm](http://www.qstheory.cn/dukan/qs/2024-05/31/c_1130154174.htm).
- [2] 张夏恒. 数字经济加速新质生产力生成的内在逻辑与实现路径[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2024(3): 1-14.
- [3] 新华社. 习近平主持召开新时代推动东北全面振兴座谈会强调: 牢牢把握东北的重要使命 奋力谱写东北全面振兴新篇章[N/OL]. (2023-09-09)[2024-10-22]. [https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202309/content\\_6903072.htm](https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202309/content_6903072.htm).
- [4] 中国政府网. 政府工作报告——2024年3月5日在第十四届全国人民代表大会第二次会议上[EB/OL]. (2024-05-31)[2024-10-22]. [https://www.gov.cn/gongbao/2024/issue\\_11246/202403/content\\_6941846.html](https://www.gov.cn/gongbao/2024/issue_11246/202403/content_6941846.html).
- [5] 周新民. 筑牢发展新质生产力的国家战略支撑力量[J]. 红旗文稿, 2024(12): 9-13.
- [6] 张苏, 朱媛. 人口老龄化、数字化转型与新质生产力发展[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2024(3): 28-39.
- [7] 中国政府网. 习近平在第二届世界互联网大会开幕式上的讲话(全文)[EB/OL]. (2015-12-16)[2024-10-22]. [https://www.gov.cn/xinwen/2015-12/16/content\\_5024712.htm](https://www.gov.cn/xinwen/2015-12/16/content_5024712.htm).
- [8] 中央网络安全和信息化委员会办公室. 数字中国发展报告(2021)[EB/OL]. (2022-08-02)[2024-10-22]. <https://www.cac.gov.cn/rootimages/uploadimg/1675765283208335/1675765283208335.pdf?eqid=bb46e1f20000a517000000066468478c>.
- [9] 中央网络安全和信息化委员会办公室. 数字中国建设发展报告(2017年)[EB/OL]. (2018-05-09)[2024-10-22]. [https://www.cac.gov.cn/2018-05/09/c\\_1122794507.htm](https://www.cac.gov.cn/2018-05/09/c_1122794507.htm).
- [10] 郑彬睿. 数字中国建设的现实挑战、战略内涵和实现路径[J]. 财经理论与实践, 2024(3): 109-116.
- [11] 数字中国建设峰会官网. 《数字中国发展报告(2023年)》正式发布[EB/OL]. (2024-06-30)[2024-10-22]. [https://www.szz.gov.cn/2024/xwzx/szcx/202406/t20240630\\_4851743.htm](https://www.szz.gov.cn/2024/xwzx/szcx/202406/t20240630_4851743.htm).
- [12] 张晖, 李靖, 权天舒. 数字基础设施建设促进了数字经济与实体经济融合吗? ——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 经

- 济问题探索,2023(10):1-15.
- [13] 盛小平,吴瑾. 我国大数据政策对区域创新能力影响的实证研究[J]. 现代情报,2024(12):89-101.
- [14] 段钢,刘贤铤,黄悦. 数字基础设施建设如何影响企业新质生产力发展[J]. 金融与经济,2024(11):36-48.
- [15] 赵鹏,朱叶楠,赵丽. 国家级大数据综合试验区与新质生产力——基于230个城市的经验证据[J]. 重庆大学学报(社会科学版),2024(4):62-78.
- [16] 王智勇,杨金娇. 国家级大数据综合试验区的就业效应研究[J]. 劳动经济研究,2024(2):95-118.
- [17] 刘文发,陆学峰. 数字经济对碳排放效率影响的空间效应与作用机制——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J]. 统计与决策,2024(11):28-33.
- [18] 张自然,何竟. 数字经济发展对城市碳排放的影响——基于国家大数据综合试验区的准实验[J]. 经济问题探索,2024(6):153-174.
- [19] 王怀月. 新质生产力、城乡公共服务均等化与共同富裕[J]. 统计与决策,2024(10):28-33.
- [20] 蔡湘杰,贺正楚. 新质生产力何以影响全要素生产率:科技创新效应的机理与检验[J]. 当代经济管理,2024(10):1-14.
- [21] 宋佳,张金昌,潘艺. ESG发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国A股上市企业的经验证据[J]. 当代经济管理,2024(6):1-11.
- [22] 赵国庆,李俊廷. 企业数字化转型是否赋能企业新质生产力发展——基于中国上市企业的微观证据[J]. 产业经济评论,2024(4):23-34.
- [23] 张秀娥,王卫,于泳波. 数智化转型对企业新质生产力的影响研究[J/OL]. 科学学研究,1-19. [2024-10-22]. <https://doi.org/10.16192/j.cnki.1003-2053.20240518.003>.
- [24] 徐政,郑霖豪,程梦瑶. 新质生产力助力高质量发展:优势条件、关键问题和路径选择[J]. 西南大学学报(社会科学版),2023(6):12-22.
- [25] 姚树洁,蒋艺翹. 数字基础设施与企业新质生产力形成:理论与实证[J]. 东北师大学报(哲学社会科学版),2024(5):1-12.
- [26] 黄红平,巢华. 数字变革赋能新质生产力发展探析[J]. 理论探讨,2024(3):166-171.
- [27] 陈东,郭文光. 数字化转型如何影响劳动技能溢价——基于A股上市公司数据的经验研究[J]. 数量经济技术经济研究,2024(3):173-192.
- [28] 周密,王雷,郭佳宏. 新质生产力背景下数实融合的测算与时空比较——基于专利共分类方法的研究[J]. 数量经济技术经济研究,2024(7):5-27.
- [29] 杨芳,张和平,孙晴晴,等. 企业数字化转型对新质生产力的影响[J]. 金融与经济,2024(5):35-48.
- [30] 王磊,李吉. 网络基础设施建设与企业数字化转型:理论机制与实证检验[J]. 现代经济探讨,2024(1):77-89.
- [31] 梁明伟. 数字中国战略对科技型新创企业高端颠覆性创新的影响研究——基于国家级大数据综合试验区的分析[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版),2024(4):117-128.
- [32] 张慧智,李犀尧. 数字化转型对企业新质生产力的影响[J]. 工业技术经济,2024(6):12-19.
- [33] 胡国晖,赵婷婷. 数字化基础、数字普惠金融与居民创业——基于中介效应模型的实证分析[J]. 工业技术经济,2022(4):122-130.
- [34] 段俊,戈亨婷,张保帅. 数字普惠金融、企业全要素生产率与绿色创新[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2024(2):15-30.
- [35] 刘伟. 数字基建对高技术产业创新绩效的影响[J]. 技术经济与管理研究,2024(3):126-131.
- [36] 孙献贞,李言,高雨晨. 数字普惠金融发展与企业新质生产力[J]. 兰州学刊,2024(7):54-67.
- [37] 王亚健. 数字新基建对中国式现代化发展的赋能效应研究[J]. 技术经济与管理研究,2024(5):51-56.
- [38] 杨秋菊,王文福. 数字普惠金融、新质生产力与城乡共同富裕[J]. 中国流通经济,2024(6):115-126.
- [39] 刘振,魏田田. 绿色信贷、市场竞争和企业绿色创新质量[J]. 会计之友,2024(13):70-78.
- [40] 徐扬,刘育杰. 数字化基础设施建设与企业技术创新——基于“宽带中国”示范城市政策的经验证据[J]. 南京财经大学学报,2022(4):77-87.
- [41] 王志阁. 企业研发投入如何影响创新策略选择——基于政府扶持与市场竞争视角[J]. 华东经济管理,2023(6):54-65.
- [42] 汪海霞,刘宇莹. 制造企业数字化进程驱动了智力资本投资吗——基于市场竞争的调节作用[J]. 财会月刊,2023(23):42-48.
- [43] 胡平平,牛新春,汪卫平. 志愿服务参与能培育大学生非认知能力吗——基于追踪调研和双重差分技术的因果分析[J]. 复旦教育论坛,2024(2):54-63.
- [44] 周黎安,陈烨. 中国农村税费改革的政策效果:基于双重差分模型的估计[J]. 经济研究,2005(8):44-53.
- [45] 熊彬,王志伟. 数字经济“双试点”政策对创业活跃度影响效应研究——有为政府与有效市场协同视角[J]. 现代财经(天津财

- 经大学学报),2024(6):36-53.
- [46] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014(5):731-745.
- [47] 马青山,何凌云,袁恩宇. 新兴基础设施建设与城市产业结构升级——基于“宽带中国”试点的准自然实验[J]. 财经科学,2021(4):76-90.
- [48] 郑玉. 数字基础设施建设对企业创新影响机理探究——基于“宽带中国”战略试点准自然实验的实证检验[J]. 中央财经大学学报,2023(4):90-104.
- [49] 徐浩,肖毅,祝志勇,等. 人工智能赋能新质生产力的机制与效用研究——基于生产力要素新质化视角[J/OL]. 当代财经,1-15. [2024-10-22]. <https://doi.org/10.13676/j.cnki.cn36-1030/f.20241021.003>.
- [50] 谭红阳,刘金莲,李志军,等. 机构投资者持股对企业新质生产力的影响[J]. 云南财经大学学报,2024(8):56-71.
- [51] 袁瀚坤,徐政. 新质生产力赋能产业链供应链韧性提升研究——来自上市公司的经验证据[J]. 新疆社会科学,2024(5):42-54.
- [52] 刘家民,马晓钰. 数智化创新政策如何推动企业新质生产力发展[J]. 西部论坛,2024(4):17-34.
- [53] 赵宸宇,王文春,李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济,2021(7):114-129.
- [54] 杜传忠,李泽浩. 数字化转型对企业 ESG 表现的影响研究[J]. 华东经济管理,2024(7):91-102.
- [55] 关心. 数字普惠金融赋能高质量创业:理论机制与实证检验[J]. 统计与决策,2024(11):132-138.
- [56] 尚航标,刘佳奇,王智林,等. 数字化转型差异度对企业绩效的影响研究[J]. 管理学报,2024(2):193-201.
- [57] 方晓晖,郭鸿儒,刘冲,等. 数字基础设施如何助力企业数字化转型?——来自企业业绩说明会的证据[J]. 产经评论,2023(5):61-81.
- [58] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States [J]. The Journal of Finance, 2010(5):1637-1667.
- [59] 刘英俊,李海风. 环境规制与企业劳动雇佣——基于新《环保法》实施的准自然实验[J]. 产业经济研究,2023(4):69-82.
- [60] 陈海波,邓雅慧. 网络基础设施建设如何赋能企业社会责任履行——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 广东财经大学学报,2023(1):17-30.
- [61] 王治,陈曦. 数字经济,营商环境与企业家精神——基于“智慧城市”的准自然实验[J]. 科学决策,2023(6):92-116.
- [62] 徐毅,周昊朋. 国家级大数据综合试验区能否驱动外贸高质量发展——基于准自然实验的实证研究[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2024(3):110-128.
- [63] 尹美群,盛磊,李文博. 高管激励、创新投入与公司绩效——基于内生性视角的分行业实证研究[J]. 南开管理评论,2018(1):109-117.

责任编辑 江娟丽

网 址:<http://xbjbjb.swu.edu.cn>