

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2026.04.005

政府有为何以赋能市场有效 ——政府数字治理提升企业产能利用率的机制研究

程 皓^{1a,1b}, 穆宠任^{1a}, 蒋晓昆²

(1. 南宁师范大学 a. 经济与管理学院, b. 中国-东盟生态文明研究中心, 广西 南宁 530299;

2. 西南大学 经济管理学院, 重庆 400715)

摘 要:提升企业产能利用率是有效化解过剩产能矛盾的关键,而企业产能利用率是市场有效性的直观体现,需通过“有为政府”赋能“有效市场”来予以提升。以80个信息惠民国家试点城市推进“互联网+政务服务”工作为准自然实验,利用沪深A股上市公司2012—2023年的数据分析发现:政府数字治理显著提高了企业产能利用率,其作用机制包括通过减少过度投资和过度雇佣抑制企业生产能力过度扩张、通过促进消费规模增长和结构升级带动企业释放产能、通过改善信息环境促进企业生产匹配市场需求;政府数字治理对企业产能利用率的提升作用具有地区、行业和企业异质性,只在大型城市、市场化水平较高地区、资本密集型行业、低竞争行业、制造业、非高新技术企业中显著;政府数字治理不仅能提高企业全要素生产率,还能通过提升产能利用率促进企业全要素生产率增长。因此,应积极推进政府数字治理,改善信息环境,降低交易成本,以市场效率的提升优化资源配置,从供给端、需求端和供需匹配渠道等多方面入手化解产能严重过剩矛盾。

关键词:产能过剩;企业产能利用率;生产能力供给;市场消费需求;供需匹配;有为政府;有效市场

中图分类号:F273;D630 文献标志码:A 文章编号:1674-8131(2026)04-0054-17

引用格式:程皓,穆宠任,蒋晓昆.政府有为何以赋能市场有效——政府数字治理提升企业产能利用率的机制研究[J].西部论坛,2026,36(4):54-70.

Cheng Hao, Mu Chongren, Jiang Xiaokun. How does a proactive government empower an efficient market? The mechanism of government digital governance in boosting enterprise capacity utilization[J]. West Forum, 2026, 36(4): 54-70.

* 收稿日期:2025-12-18;修回日期:2026-05-11

基金项目:广西哲学社会科学课题研究课题(24JYB002,24JYF001);广西研究生教育创新计划项目(JGY2024251, JGY2023223, JGY2024261, YCSW2026557)

作者简介:程皓(1989),男,江西萍乡人;副教授,博士,硕士生导师,主要从事国民经济运行、区域经济运行及调控研究。穆宠任(2002),男,吉林通化人;硕士研究生,主要从事数字经济研究。蒋晓昆(1995),通信作者,男,重庆垫江人;博士研究生,主要从事数智经济、农业经济管理研究;E-mail:15696853669@163.com。

一、引言

产能过剩犹如悬于中国经济发展之上的“达摩克利斯之剑”(于斌斌等,2020)^[1],可能引发恶性竞争和市场秩序紊乱(刘志强等,2024)^[2],甚至会引起企业大规模破产倒闭,对经济的健康与可持续发展构成严重威胁(朱安东等,2023)^[3]。造成产能过剩的原因有很多,包括需求增长趋缓(余森杰等,2024)^[4]、产业结构错配、金融资源配置效率不高(王韧等,2020)^[5]、市场退出机制不畅、僵尸企业长期占用资源(乔小乐等,2020)^[6]等市场失灵和体制性障碍。因此,从根源上治理产能过剩,必须“有为政府”与“有效市场”协同发力(申志轩等,2025)^[7],统筹推进市场失灵的矫正与体制机制的改革。同时,宏观上的产能过剩是由微观企业的产能利用率低下积累而成的,提升企业产能利用率是化解产能过剩问题的关键。当前,政府数字治理正日益成为建设“有为政府”的重要路径,其不仅通过数据共享、流程再造和简政放权等提升政府治理效率,更通过降低制度性交易成本等改善市场配置资源的方式,进而提高企业生产经营的稳定性与运行效率(李雪琴等,2024)^[8]。从理论上讲,政府数字治理作为推动治理能力现代化的重要手段,既可以通过政务服务数字化和线上线下联动降低企业的交易成本,提升企业资源配置效率(廖雪婷等,2024)^[9],也能够通过信息公开和数据共享机制帮助企业依据市场趋势合理调整产能规划(陈凯旋等,2025)^[10],进而提高企业的产能利用率,缓解产能过剩问题。那么,在实践中,政府数字治理的推进是否有效提升了企业产能利用率,尤其是其能否通过改善市场机制和市场效率来提升企业产能利用率,值得深入研究。然而,目前缺乏这方面的经验证据。

近年来,政府数字治理和产能过剩均受到学界广泛关注。相关实证文献从多角度考察了政府数字治理的经济社会效应,包括:在宏观层面,政府数字治理通过构建高效的政企互动平台、提升政务服务效能和降低制度性交易成本等显著改善了营商环境(范合君等,2022)^[11],通过提高信息搜寻效率和降低不确定性感知促进了城市创业活动(蔡运坤等,2024;何雨可等,2024)^[12-13],通过公共安全治理数字化改善了城市治理质量和居民福祉(陈强远等,2024)^[14],通过降低信息成本、激发创新活力和优化资源配置推动了城市出口产品质量提升(刘文革等,2024)^[15],通过提高信息流通效率、引致中间品需求扩张、推动产业结构升级和提升绿色技术研发能力促进了绿色产品出口(朱为利等,2025)^[16];在微观层面,通过推动数字化转型、降低交易成本促进了企业新质生产力发展(赵斌等,2024)^[17],通过促进产业转型升级、绿色技术创新、资本要素配置优化提升了企业绿色全要素生产率(操小娟等,2024)^[18],通过降低制度性交易成本、政策不确定性感知以及融资约束促进了民营企业创新(黄送钦等,2025)^[19]。

关于产能过剩的成因,已有研究主要聚焦于市场失灵论和体制扭曲论两个视角。市场失灵论认为,由于市场机制的不健全,微观经济主体难以获得充分的市场信息,集中进入被普遍看好或被视为潜力较大的产业,形成投资“潮涌现象”,进而引发行业内重复建设与产能过剩问题(林毅夫等,2010)^[20]。体制扭曲论强调政府干预失当是产能过剩的根源,一方面,财政分权体制下的地方竞争易导致重复建设与产业结构趋同,从而引发非周期性产能过剩(王文甫等,2014;包群等,2017)^[21-22];另一方面,地方政府向企业提供政策性支持,可能扭曲资源配置,诱发过度投资与盲目扩能(谢伦裕等,2021)^[23]。具体到企业产能利用率的影响因素,大量文献从企业自身行为特征和外部发展环境两个方面进行了经验分析。其中,在企业发展环境方面,政府行为对企业产能利用率的影响是学者们关注的重点之一。张国胜等(2018)^[24]研究发现,政府采购通过诱导企业投资扩张与行业投资潮涌扩大了产能供给,并会阻碍产能出清、加剧供需失衡,从而抑制企业产能利用率提升;曹亚军和毛其淋(2020)^[25]分析表明,政府补贴通过提高生产效率和扩大出口规模促进了企业产能利用率提升;潘凌云和董竹(2019)^[26]研究认为,地方

政府政绩竞争通过推动短期投资扩张降低了企业产能利用率;陈凯旋和张树山(2025)^[10]研究发现,公共数据开放通过提升产能规划前瞻性、助推实际产能向设计产能靠近提升企业产能利用率。

尽管现有文献对政府数字治理的经济效应和企业产能利用率的影响因素进行了较为深入的研究,但鲜有文献实证检验政府数字治理对企业产能利用率的影响。有鉴于此,本文在已有研究的基础上,基于“有为政府”赋能“有效市场”的理论框架,探讨政府数字治理对企业产能利用率的影响及其作用机制,并以80个信息惠民国家试点城市试点推进“互联网+政务服务”工作为准自然实验,利用沪深A股上市公司2012—2023年的数据构建双重差分模型进行实证检验。本文的边际贡献主要包括:第一,从政府数字治理角度拓展了产能过剩治理研究,并为政府数字治理的企业产能利用率提升效应提供了经验证据;第二,基于“有为政府”赋能“有效市场”的分析框架,探讨并验证了政府数字治理从供给端、消费端、供需匹配3个方面提升企业产能利用率的内在机制,为深入认识“有为政府”与“有效市场”的关系提供了新的理论阐释和研究借鉴;第三,从区域、行业和企业多维度进行了政府数字治理影响企业产能利用率的异质性分析,揭示了在不同条件下政府数字治理效应的差异,为进一步优化政府数字治理机制、有效化解产能过剩提供了政策启示。

二、理论分析与研究假说

1. 有为政府、有效市场与企业产能利用率

在市场经济体制下,市场在资源配置中起决定性作用。有效市场是指,在信息充分披露、竞争充分的条件下,价格及时准确反映市场形态,市场通过价格传导机制实现资源的有效配置,从而达到帕累托最优状态。然而,在现实的市场中,信息不对称、外部性、垄断等导致的市场失灵使资源无法得到最优配置,政府通常会采取措施来纠正这些市场失灵,以提高市场的有效性。有为政府是指,政府科学有效地履行经济调节、市场监管等职能,既尊重市场规律、发挥市场在资源配置中的决定性作用,又及时识别和纠正市场失灵,弥补市场机制的功能性缺陷,进而促进经济社会持续健康发展(许耀桐等,2026)^[27]。政府有为的本质是为市场发挥决定性作用扫清障碍、筑牢根基,增强市场的有效性,而非取代市场。企业产能利用率就是市场有效性的重要反映。在理想的有效市场状态下,价格信号引导劳动力、资本、技术、数据等要素自由流动,促进资源在不同部门和企业间优化配置;同时,在信息透明与充分竞争机制的作用下,企业根据市场需求变化及时调整生产能力,并退出过剩与低效产能,最终实现企业产能供给与市场消费需求的动态适配。但现实中的市场普遍存在失灵,不同市场的有效性差距明显,从而形成市场有效性越低企业产能利用率越低的发展格局。

产能过剩指实际产出与生产潜力间的偏离,表现为生产能力供给大于市场需求的失衡状态(马永强等,2026)^[28],也是市场有效性不足的体现。企业产能利用率低的背后往往伴随着要素错配与信息摩擦等市场低效问题,对此,政府有为不是要替代市场进行资源配置,而是要通过高质量制度供给、公共服务保障与规则有效执行等降低市场交易成本与信息不对称,改善市场运行环境,从而通过增强市场的有效性来提升企业产能利用率。政府数字治理正是赋能市场有效的重要手段。一方面,数字治理有助于政府“放活”精准。针对信息不对称、信息流通不畅等问题,政府数字治理通过促进信息公开、优化信息传递机制、整合分散信息资源等降低市场主体获取和处理信息的成本,提升企业对市场需求的识别能力,并降低市场交易成本,从而减少供需错配,提升市场运行效率。另一方面,数字治理有助于政府“管好”到位。针对消费需求不足与波动等问题,政府数字治理通过完善消费环境、稳定市场预期、加强市场秩

序监管等方式,提振消费信心,促进需求释放。这些政府的“有为”举措,能够显著提高市场运行的有效性,进而通过市场对资源配置的决定性作用提高企业产能利用率。

基于上述分析,本文提出假说1:政府数字治理能够显著促进企业产能利用率提升。

进一步来看,企业的产能利用率取决于生产能力供给、市场消费需求和供需匹配三个方面,因此,下面主要从这三方面分析政府数字治理提升企业产能利用率的作用机制。

2. 政府数字治理、生产能力供给与企业产能利用率

企业产能利用率低是生产能力过剩的表现,而企业生产能力的形成是其生产扩张决策和行为的结果。企业生产扩张主要通过增加投资和扩大雇佣来实现,政府数字治理有效提升了市场信息透明度与监管效率,有助于企业根据实际市场需求进行投资与用工决策,从而抑制企业过度投资与过度雇佣等非效率扩张行为,降低生产能力供给过度的程度,提升生产能力的利用效率。在存在市场扭曲或制度障碍的经济系统中,资本和劳动力难以按照边际收益最大化原则在企业间有效流动,并使企业产能难以充分释放,形成“有产不能用”的状态(Zhang et al., 2023)^[29]。当企业生产经营获得利润时,作为理性经济人,其会通过增加生产能力、扩大生产规模获取更多利益。但在市场信息不充分的情况下,企业难以准确把握市场动态,极易做出超出市场吸收能力的产能扩张决策,从而导致生产能力供给过剩。政府数字治理通过推动各种信息平台 and 信用体系建设,显著提升市场信息透明度与信息质量,使企业能够更及时地获取更多更高质量的市场信息,并以此优化其产能扩张决策,减少过度投资和过度雇佣。政府数字治理还能提升金融体系的运行效率和监管能力,缓解信息不对称导致的融资错配问题,防控资本流入产能过剩严重的领域;同时,政府也可借助大数据分析强化对政策执行与企业投资行为的动态监测,在项目审批、信贷投放等关键环节对重复建设和低效扩张进行前置识别与干预,进而约束企业的非理性投资冲动(刘志伟等, 2024)^[30]。此外,政府数字治理通过构建统一的劳动力信息服务体系打破就业信息壁垒、提高人岗匹配效率,并使企业能够更好地根据实际生产需求动态调整用工规模和结构,避免因信息不充分或反馈滞后产生过度雇佣(赵任洁等, 2025)^[31]。

基于上述分析,本文提出假说2:政府数字治理通过抑制过度投资和过度雇佣减少企业生产能力的过度扩张,进而提升企业产能利用率。

3. 政府数字治理、市场消费需求与企业产能利用率

根据有效需求理论,若缺乏有效消费需求,企业具备的生产能力将无法释放,因此,市场消费需求疲软也是产能过剩的重要原因之一。政府数字治理能够优化信息环境,促进要素流动,激发居民消费潜力,从而通过推动消费规模扩大与消费结构升级,为企业的产能释放提供更加稳定且高质量的市场需求支撑。一方面,政府数字治理能够规范市场竞争秩序,抑制市场垄断与不正当竞争行为,并依托政务服务数字化、流程再造与制度运行优化等降低制度性交易成本(邓兴华等, 2025)^[32],疏通要素与商品流通中的堵点,打破区域间市场分割,进而通过商品与要素的高效流通扩大市场范围,并激发消费者潜在消费需求的释放(刘志彪等, 2021)^[33],推动市场需求规模持续扩大。此外,政府数字治理本身也会产生相应的市场消费需求,有助于相关领域和企业的产能释放。另一方面,在传统以供给为主导的生产模式下,消费者长期被动接受既有产品,需求多样化与供给同质化之间的矛盾不断加深,最终引发供需结构性失衡的产能过剩(温湖炜, 2017)^[34]。政府数字治理有助于推动数字经济发展,加快消费结构的数字化转型升级。同时,政府数字治理能够改善市场信息环境并提升监管效能,减少消费者的信息搜寻成本

(张蕾蕾等,2024)^[35],增强消费者产品选择能力与需求表达能力,进一步推动消费结构转型升级。消费结构升级使企业面临更加多样化、更高层次的市场需求,为企业的产能释放提供了更多选择和市场支撑。

基于上述分析,本文提出假说3:政府数字治理通过扩大市场消费需求(促进消费规模增长和消费结构升级)助力企业释放潜在产能,进而提升企业产能利用率。

4. 政府数字治理、供需匹配与企业产能利用率

企业生产能力的释放不仅需要有效需求,还需要将生产能力与市场需求相匹配。根据信息不对称理论,在市场交易过程中,信息不完全的市场环境会引发市场主体进行逆向选择等效率损失(Shen et al., 2025)^[36]。对于企业而言,及时准确获取市场需求、政策导向及产业链运行状况等信息,是实现产能合理配置与高效利用的重要前提。从本质上看,现存的产能过剩源于企业根据“事前”掌握的信息所形成的产能布局,与市场在“事后”的实际吸纳能力之间存在结构性错配(刘莎莎等,2024)^[37];同时,在企业后续的产能调整过程中,同样存在信息摩擦,市场需求动态变化频繁、供需信息反馈滞后以及产业链上下游协同不足等都可能使企业在产能配置与生产决策中难以及时把握市场需求,从而形成新的产能过剩。政府数字治理降低了政务数据等关键信息的获取门槛和成本,减少了市场主体之间的信息摩擦(叶永卫等,2025)^[38],有助于企业全面掌握市场动态、产业趋势及政策倾向,从而提高企业产能布局的科学性。同时,政府数字治理重塑政府治理模式,利用区块链、云技术等数字技术搭建政企协同平台,能够降低市场交易成本,增强企业对市场的预测能力、响应速度以及机会捕捉能力(宋高燕等,2025)^[39],有助于企业通过调整经营战略和业务布局降低产能过剩程度。因此,政府数字治理能够通过完善信息披露机制和加强信用体系建设,有效降低信息不对称程度与市场交易成本,从而提升市场的供需匹配效率,促使企业基于市场需求信号精准匹配和调整生产能力,最终表现为不符合市场需求的无效生产和产品积压减少,即产能利用率得到显著提升。

基于上述分析,本文提出假说4:政府数字治理通过改善信息环境助力企业以供需匹配消解产能过剩,进而提升企业产能利用率。

三、实证研究设计

1. 检验方法与基准模型构建

党的十八大以来,国家高度重视政务服务改革与政府治理能力现代化建设,陆续出台多项制度安排,推动政务服务改革不断深化,并使政务信息化由信息公开逐步迈向数据共享和信息惠民。2014年,国家发展改革委、工业和信息化部等十二个部门联合印发《关于同意深圳市等80个城市建设信息惠民国家试点城市的通知》(发改高技[2014]1274号),确定深圳市等80座城市为信息惠民国家试点城市;2016年4月,国务院办公厅转发国家发展改革委等部门《推进“互联网+政务服务”开展信息惠民试点实施方案》(国办发[2016]23号),提出“通过两年左右时间,在试点地区实现‘一号一窗一网’目标,服务流程显著优化,服务模式更加多元,服务渠道更为畅通,群众办事满意度显著提升”的工作目标,并要求“以覆盖各省(区、市)的80个信息惠民国家试点城市为试点单位,按照‘两年两步走’的思路,统筹设计、稳步推进”;2016年9月,国务院印发《关于加快推进“互联网+政务服务”工作的指导意见》(国发[2016]55号),进一步提出“2017年底前,各省(区、市)人民政府、国务院有关部门建成一体化网上政务

服务平台,全面公开政务服务事项,政务服务标准化、网络化水平显著提升。2020 年底前,实现互联网与政务服务深度融合,建成覆盖全国的整体联动、部门协同、省级统筹、一网办理的“互联网+政务服务”体系,大幅提升政务服务智慧化水平,让政府服务更聪明,让企业 and 群众办事更方便、更快捷、更有效率”的工作目标,并要求“切实抓好信息惠民试点工作,2017 年底前,在 80 个信息惠民国家试点城市间初步实现政务服务‘一号申请、一窗受理、一网通办’,形成可复制可推广的经验,逐步向全国推行”。

可见,推进“互联网+政务服务”工作是我国政府数字治理的重要举措,2016 年出台实施的上述政策为实证检验政府数字治理的经济效应提供了一项很好的准自然实验;同时,80 个信息惠民国家试点城市在“互联网+政务服务”方面的先行先试自然形成了实验组。据此,本文利用双重差分模型考察政府数字治理对企业产能利用率的影响,构建基准模型如式(1)所示:

$$CU_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \gamma Controls + Firm_i + City_c + Ind_j + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i, c, j, t 分别代表企业、城市、行业、年份,被解释变量 CU_{it} 为企业 i 在 t 年的产能利用率,核心解释变量 DID_{it} 为双重差分项(政策虚拟变量,位于 80 个试点城市的企业 2017 年及以后年份取值为 1,否则取值为 0), $Controls$ 代表控制变量集合, $Firm_i, City_c, Ind_j, Year_t$ 分别表示企业、城市、行业、年份固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

(1) 企业产能利用率的测算。目前对企业产能利用率的衡量方法尚未统一,常见方法包括调查法、峰值法、数据包络分析法(DEA)以及函数法等,其中随机前沿生产函数法能较好反映潜在产出的供给面特征(杨志强等,2019)^[40]。本文参考李雪松等(2017)^[41]的研究,以主营业务收入为产出变量、总资产和从业人员数量为投入变量,通过超越对数形式的随机产能前沿模型测算样本企业的产能利用率。

(2) 控制变量的选取。借鉴毛其淋和钟一鸣(2023)^[42]、王海等(2024)^[43]的研究,从企业、地区、行业 3 个层面选取以下控制变量:企业层面包括资产负债率(DAR ,负债总额与资产总额之比)、股权制衡度(EB_5 ,第二至五大股东持股比例与第一大股东持股之比)、账面市值比(MB ,资产总额与市值之比)、独立董事比例(PID ,独立董事人数与总董事人数之比)、总资产增长率($TAGR$,总资产变动值除以期初与期末总资产的平均值)、成长性(SG ,营业收入增长率)、经营现金流资产比(CF ,经营活动净现金流与资产总额之比)、资产规模(TA ,总资产的自然对数值)、企业年龄(FA ,企业成立年限的自然对数值)10 个变量,地区层面包括市场化进程(PER ,省份民营企业与个体企业就业人数占总就业人数的比重)和经济发展水平($PGDP$,城市人均地区生产总值的自然对数值)2 个变量,行业层面的变量为行业竞争度(HHI ,基于主营业务收入计算的赫芬达尔指数)。

2. 样本选择与数据处理

本文以沪深 A 股上市公司为研究样本,样本期间为 2012—2023 年,剔除财务数据严重缺失和数据异常的样本、ST/*ST/PT 样本、金融行业样本。为避免异常值的干扰,对连续型变量进行双侧 1% 的缩尾处理。企业层面的数据主要来自国泰安数据库(CSMAR),地区层面的数据来自《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》,主要变量的描述性统计结果见表 1。为直观呈现政府数字治理对企业产能利用率的影响,绘制实验组与对照组在政策实施前后的产能利用率变化趋势如图 1 所示。为缓解企业、行业和城市层面非时变因素的干扰,以企业产能利用率为被解释变量,控制企业、行业和城市固定效应进行回归,将回归残差作为调整后的产能利用率指标。政策实施前实验组与对照组的产能利用率走势基本平行,政策实施后实验组的产能利用率上升显著快于对照组,初步表明政府数字治理促进了企业产能利用率提升。

表 1 主要变量描述性统计结果

变量类型	变量名称	变量符号	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	企业产能利用率	<i>CU</i>	29 035	0.665	0.084	0.413	0.848
核心解释变量	政府数字治理	<i>DID</i>	29 035	0.531	0.499	0	1
企业层面控制变量	资产负债率	<i>DAR</i>	29 035	0.393	0.196	0.051	0.843
	股权制衡度	<i>EB₅</i>	29 035	0.790	0.625	0.034	2.869
	独立董事占比	<i>PID</i>	29 035	0.378	0.053	0.333	0.571
	账面市值比	<i>MB</i>	29 035	0.626	0.245	0.132	1.199
	总资产增长率	<i>TAGR</i>	29 035	0.193	0.340	-0.243	1.961
	成长性	<i>SG</i>	29 035	0.313	0.724	-0.638	4.550
	经营现金流资产比	<i>CF</i>	29 035	0.051	0.065	-0.135	0.233
	资产规模	<i>TA</i>	29 035	22.230	1.315	20.007	26.422
	企业年龄	<i>FA</i>	29 035	2.935	0.322	1.946	3.555
	市场化进程	<i>PER</i>	29 035	1.474	1.099	0.076	6.527
地区层面控制变量	经济发展水平	<i>PGDP</i>	29 035	11.598	0.457	10.240	12.223
行业层面控制变量	行业竞争度	<i>HHI</i>	29 035	0.186	0.163	0.043	0.930

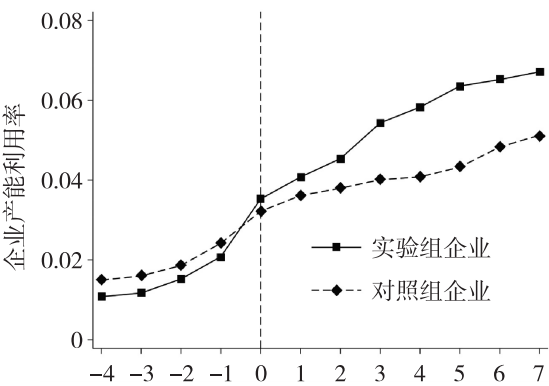


图 1 实验组企业与对照组企业产能利用率的时间趋势

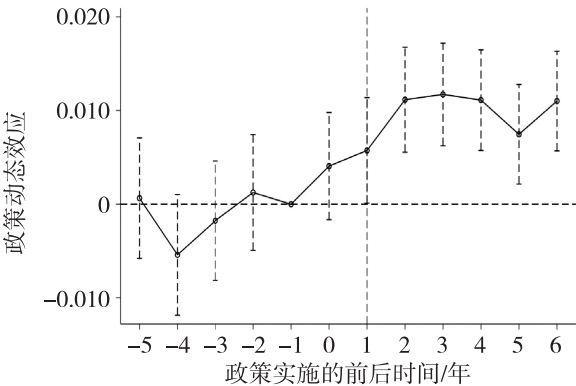


图 2 动态效应检验结果

四、实证结果分析

1. 事前平行趋势分析与基准回归

采用 DID 模型进行政策效应分析需要满足事前平行趋势假设,本文利用事件研究法进行动态政策效应检验。为缓解多重共线性的影响,将政策实施前期设为基准期并予以剔除,图 2 展示了 95%置信区间的动态效应估计结果。在政策实施之前,估计系数均不显著,符合事前平行趋势假设的要求;在政策实施后,从第二年起估计系数开始显著为正,表明政策效应显著。基准回归结果见表 2,在逐步加入企业层面、地区层面、行业层面控制变量的过程中,*DID* 的估计系数均在 1%的水平上显著为正,表明“互联网+政务服务”工作的推进显著促进了企业产能利用率提升,假说 1 得到验证。

表 2 基准回归结果

变量	CU					
<i>DID</i>	0.009*** (0.002)	0.009*** (0.002)	0.009*** (0.002)	0.009*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.007*** (0.002)
<i>DAR</i>		0.012* (0.006)	0.012* (0.006)	0.012* (0.006)	0.012* (0.006)	0.011* (0.006)
<i>EB₅</i>		0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)
<i>PID</i>		-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
<i>MB</i>		-0.035*** (0.003)	-0.035*** (0.003)	-0.035*** (0.003)	-0.035*** (0.003)	-0.034*** (0.003)
<i>TAGR</i>		-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)
<i>SG</i>		-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
<i>CF</i>		0.160*** (0.009)	0.160*** (0.009)	0.160*** (0.009)	0.160*** (0.009)	0.157*** (0.009)
<i>TA</i>		-0.014*** (0.002)	-0.014*** (0.002)	-0.014*** (0.002)	-0.014*** (0.002)	-0.015*** (0.002)
<i>FA</i>		-0.004 (0.011)	-0.004 (0.011)	-0.004 (0.011)	-0.001 (0.011)	-0.003 (0.011)
<i>PER</i>			-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
<i>PGDP</i>			0.008 (0.005)	0.008 (0.005)	0.004 (0.005)	0.004 (0.005)
<i>HHI</i>				0.005 (0.007)	0.003 (0.007)	-0.005 (0.007)
常数项	0.661*** (0.001)	0.985*** (0.051)	0.898*** (0.074)	0.896*** (0.074)	0.927*** (0.076)	0.955*** (0.074)
<i>Firm_i</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year_t</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>City_c</i>	未控制	未控制	未控制	未控制	控制	控制
<i>Ind_j</i>	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	控制
观测值	29 035	29 035	29 035	29 035	29 035	29 035
<i>R</i> ²	0.778	0.793	0.793	0.793	0.796	0.800

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平;括号内数值为稳健标准误,下表同。

2. 内生性处理与稳健性检验

(1) 工具变量法。为缓解基准模型可能存在的反向因果关系和遗漏变量等内生性问题,采用工具变量法进行内生性处理。选取以下两个工具变量:一是参考赵奎等(2021)^[44]的研究,构建 Bartik 工具变量,即“企业所在城市 1984 年的邮局数量”与“当年全国数字经济增长率(数据来自中国信息通信研究院)加 1”的交互项。二是参考王海等(2023)^[45]的做法,以企业所在城市行政中心与“八纵八横”光缆传输骨干网节点城市中心之间的最小距离作为工具变量。分别采用上述两个工具变量进行 2SLS 检验,回归结果见表 3。第一阶段的回归结果显示,两个工具变量的估计系数均显著为正,且 Kleibergen-Paaprk LM 统计量在 1%的水平上显著,Kleibergen-PaapWald rk F 统计量远大于 Stock-Yogo 检验在 10%的水平上的临界值(16.38),拒绝工具变量不可识别假设和弱工具变量假设,说明工具变量的选取合理。第二阶段的回归结果显示,由工具变量拟合的 *DID'*估计系数在 1%的水平上显著为正,表明在缓解内生性问题后,政府数字治理显著提升了企业产能利用率的结论依然成立。

(2) 双重机器学习方法。为避免模型误设导致估计偏误,参考 Chernozhukov 等(2018)^[46]的研究,采用双重机器学习方法进行稳健性检验。基于双重机器学习(DML)框架,分别采用套索回归、神经网络、弹性网络、随机森林作为第一阶段预测模型,并纳入控制变量的一次项与二次项,检验结果见表 4。*DID*的估计系数均在 1%的水平上显著为正,进一步验证了基准回归结果的稳健性。

表 3 工具变量法检验结果

变量	Bartik 工具变量		距离工具变量	
	<i>DID</i>	<i>CU</i>	<i>DID</i>	<i>CU</i>
<i>DID'</i>		0.071 *** (0.026)		0.023 *** (0.007)
工具变量	0.010 *** (0.001)		0.012 *** (0.001)	
观测值	27 554	27 554	29 027	29 027
K-P LM 统计量	67.508 ***		79.876 ***	
K-P Wald rk F 统计量	70.141		120.529	

注:所有模型均控制了控制变量和企业、城市、行业、年份固定效应,限于篇幅,控制变量和常数项估计结果略,下表同。

表 4 双重机器学习法检验结果

变量	套索回归	神经网络	弹性网络	随机森林
<i>DID</i>	0.007 *** (0.001)	0.555 *** (0.031)	0.007 *** (0.001)	0.020 *** (0.008)
控制变量二次项	控制	控制	控制	控制
观测值	29 035	29 035	29 035	29 035

(3)安慰剂检验。参考黎文靖等(2021)^[47]的做法,通过随机抽取实验组构造伪政策变量的方法进行安慰剂检验,重复抽样 500 次,检验结果如图 3 所示。伪政策变量的估计系数大多分布在 0 值附近,且绝大部分的 *P* 值大于 0.1,表明基准回归得出的政策效应是除推进“互联网+政务服务”工作以外的其他偶然因素所导致的可能性很小。

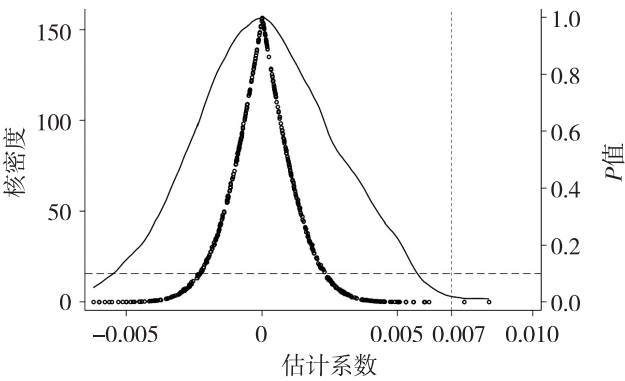


图 3 安慰剂检验结果

(4)其他稳健性检验。第一,替换被解释变量。考虑到企业的总资产周转率与产能利用率具有较强的相关性,采用企业的总资产周转率(*TATO*)作为被解释变量重新进行检验。第二,删除直辖市样本。考虑到直辖市具有一定的特殊性,与普通地级市一并纳入模型可能引入系统性偏差,剔除直辖市样本后重新进行检验。第三,控制相关政策影响。在样本期间,我国还实施了其他与数字治理相关的政策,包括国家大数据综合试验区建设、“宽带中国”示范城市建设以及电子政务综合试点等,为避免这些政策对检验结果产生干扰,在基准模型中纳入这 3 项政策的虚拟变量重新进行检验。上述稳健性检验结果见表 5,均支持基准回归结论,表明本文的分析结果具有较强的稳健性。

表 5 其他稳健性检验结果

变量	替换被解释变量	删除直辖市样本	控制相关政策影响			
	<i>TATO</i>	<i>CU</i>	<i>CU</i>			
<i>DID</i>	0.020 *** (0.007)	0.009 *** (0.002)	0.007 *** (0.002)	0.007 *** (0.002)	0.008 *** (0.002)	0.008 *** (0.002)
大数据试验区			-0.002 (0.002)			-0.000 (0.002)
宽带中国				0.001 (0.002)		0.001 (0.002)
电子政务					-0.007 *** (0.002)	-0.007 *** (0.002)
观测值	29 035	22 258	29 035	29 035	29 035	29 035
<i>R</i> ²	0.843	0.808	0.801	0.801	0.802	0.802

3. 机制检验

借鉴江艇(2022)^[48]的研究,构建机制检验模型如式(2)所示:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \gamma Controls + Firm_i + City_c + Ind_j + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, M 代表机制变量,其他变量与式(1)一致。根据前文理论分析,选取以下机制变量:第一,过度投资(OI)和过度雇佣(OE),用以检验假说2。参考倪婷婷和王跃堂(2022)^[49]的研究,基于 Richardson 模型测算企业过度投资水平;借鉴曾庆生和陈信元(2006)^[50]的做法,构建模型估计企业的正常雇员数,再用实际雇员数减去正常雇员数,得到企业过度雇佣水平。第二,消费规模(PCC)和消费结构(CS),用以检验假说3。借鉴尹志超和郭沛瑶(2021)^[51]、储德银和费冒盛(2025)^[52]的研究,采用人均消费支出衡量消费规模、发展与享受型消费支出占总消费支出的比重衡量消费结构。第三,财政透明度(FT)、供需偏离度(SDM)、存货周转天数(DIO)和存货收入比(ISR),用以检验假说4。参考赵亚鹏等(2025)^[53]的做法,财政透明度数据来自清华大学公共管理学院公共经济、金融与治理研究中心所发布的《中国市级政府财政透明度研究报告》;借鉴巫强和姚雨秀(2023)^[54]的研究,以企业生产波动对需求波动的偏离度衡量供需偏离程度(Cachon et al., 2007)^[55];参考黄卓等(2024)^[56]的研究思路,用存货周转天数和存货收入比刻画企业的产品积压情况。此外,考虑到消费规模、消费结构和财政透明度变量为地区层面指标,为尽可能控制城市层面其他因素的影响,参考时朋飞等(2026)^[57]的研究,在以其为被解释变量的模型中进一步加入政府干预程度(一般公共预算支出与地区生产总值之比)、外商投资水平(实际利用外资额与地区生产总值之比)、产业结构(第三产业增加值占 GDP 比重)等城市层面的控制变量。

机制检验结果见表6。推进“互联网+政务服务”工作对企业过度投资和过度雇佣产生了显著的负向影响,表明政府数字治理显著抑制了企业生产能力的过度扩张,从而在生产能力供给端缓解了产能过剩。推进“互联网+政务服务”工作对城市人均消费水平和消费结构升级产生了显著正向影响,表明政府数字治理显著扩大了城市居民的消费规模,并提升了消费层级,从而在市场消费需求端带动了更多产能释放。推进“互联网+政务服务”工作对地方财政透明度产生了显著正向影响,表明政府数字治理通过减少政企信息摩擦改善了企业的信息环境,有助于企业基于市场需求合理规划产能形成与资源配置;同时,推进“互联网+政务服务”工作对企业的供需偏离度、存货周转天数和存货收入比产生了显著负向影响,表明政府数字治理通过提升企业生产与市场需求的匹配度显著促进了企业的有效生产,并降低了产

品积压,从而以供需匹配消解产能过剩。综上所述,本文提出的假说 2、假说 3 和假说 4 得到验证,政府数字治理在供给端、需求端和供需匹配过程三方面同时发力,有效促进了企业产能利用率提升。

表 6 机制检验结果

变量	生产能力供给		市场消费需求	
	过度投资	过度雇佣	消费规模	消费结构
<i>Did</i>	-0.026 ** (0.012)	-0.011 * (0.006)	0.026 *** (0.004)	0.030 *** (0.006)
观测值	27 025	27 043	29 003	26 170
<i>R</i> ²	0.159	0.717	0.990	0.790

变量	供需匹配			
	财政透明度	供需偏离程度	存货收入比	存货周转天数
<i>Did</i>	0.122 *** (0.031)	-0.011 ** (0.005)	-0.017 *** (0.006)	-0.070 *** (0.016)
观测值	27 512	27 635	26 204	28 593
<i>R</i> ²	0.824	0.348	0.858	0.870

五、进一步的研究

1. 异质性分析

(1)城市规模异质性。根据《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》(国发〔2014〕51号),将城区常住人口 500 万以上的城市划为特大城市、常住人口 100 万以上 500 万以下的城市划为大城市、常住人口 100 万以下城市划为中小城市,分组进行检验,回归结果见表 7 的 Panel A。政府数字治理显著提升了特大城市和大城市的企业产能利用率,而对中小城市企业产能利用率的影响不显著。其原因在于,政府数字治理的作用发挥并非孤立的,会受制度体系和发展环境的影响(姚宝珍,2019)^[58]。相比中小城市,特大城市和大城市在跨部门协同、数字基础设施与要素市场环境等方面更为完善,数字治理更容易形成数据共享与流程再造的制度合力,从而更有效地缓解资源错配、提升企业产能利用率;而中小城市在相关配套机制与治理能力方面可能仍存在不足,阻碍了数字治理效应充分传导至企业生产环节,导致政府数字治理对企业产能利用率的影响不显著。

(2)市场化水平异质性。根据企业所在地区的樊纲市场化指数的年度均值将样本划分为高市场化水平和低市场化水平两组,分组检验结果见表 7 的 Panel B。政府数字治理显著提升了市场化水平较高地区的企业产能利用率,而对市场化水平较低地区企业产能利用率的影响不显著。企业产能利用率本身是市场有效性的反映,政府数字治理的效应需要通过市场机制来实现,因而在不同的市场化水平下其作用的发挥存在差异。在市场化水平较高的地区,要素流动更顺畅,市场出清与竞争约束更有效,企业对政策信息与制度变化的响应更快,政府数字治理带来的成本下降与信息改善更容易推动企业要素配置优化,进而促进企业产能利用率提高。而在市场化水平较低的地区,市场分割与要素流动壁垒相对突出,行政性配置与非市场化干预较多,要素配置与供需匹配的改善可能受到较大的市场瓶颈约束,导致政府数字治理对企业产能利用率的提升作用相对有限。

(3)行业要素密度异质性。根据证监会 2012 年发布的《上市公司行业分类指引》的行业代码进行分类整理,将样本划分为资本密集型、劳动密集型、技术密集型三组,分组检验结果见表 7 的 Panel C。政府数字治理显著提升了资本密集型行业企业的产能利用率,而对劳动密集型行业和技术密集型行业企业产能利用率的影响不显著。资本密集型行业的企业固定成本较高、外部融资依赖较强、停机损失较大,

政府数字治理能够显著降低其制度性交易成本,有效缓解其融资约束和不确定性,从而促进其根据市场需求调整产能供给,有效提升其产能利用率。相比之下,劳动密集型行业企业的产能释放受人力不可替代、用工制度等的刚性约束,技术密集型行业企业的产能释放则受研发周期、产品迭代和市场验证等的约束且自身数字化程度较高,政府数字治理较难缓解其核心约束,因而对其产能利用率的影响不显著。

(4)行业竞争异质性。根据行业赫芬达尔指数(HHI)的年度均值将样本划分为高竞争行业与低竞争行业两组,分组检验结果见表7的Panel D。政府数字治理显著提升了低竞争行业的企业产能利用率,而对高竞争行业企业产能利用率的影响不显著。这可能是因为,两类行业在外部治理红利吸收与转化能力上存在差异。低竞争行业的市场集中度高、进入壁垒大,企业的竞争压力小,往往会形成大量制度性闲置产能;政府数字治理通过提升信息透明度、强化监管效率和推动流程标准化,能够有效减少信息不对称、破除资源分割,有助于其盘活存量固定资产,从而显著提高产能利用率。而高竞争行业市场进出门槛低、参与者众多、替代性强,企业的产能通常可基于市场供需自发调整,产能闲置主要由市场需求与同业竞争主导,且生产组织和管理流程较为精细化,外部数字治理改善对其产能利用率的边际作用有限。

表7 异质性分析结果

变量	Panel A:城市规模			Panel B:市场化水平	
	特大城市	大城市	中小城市	市场化水平高	市场化水平低
<i>DID</i>	0.015 *** (0.005)	0.012 *** (0.003)	0.006 (0.012)	0.008 *** (0.003)	0.003 (0.003)
观测值	16 500	9 457	3 078	17 781	11 254
<i>R</i> ²	0.794	0.829	0.742	0.836	0.802
变量	Panel C:行业要素密度			Panel D:行业竞争性	
	资本密集型	劳动密集型	技术密集型	低竞争行业	高竞争行业
<i>DID</i>	0.013 *** (0.005)	0.003 (0.005)	0.003 (0.003)	0.010 *** (0.004)	0.002 (0.003)
观测值	4 703	8 894	15 276	6 352	22 682
<i>R</i> ²	0.811	0.834	0.762	0.816	0.799
变量	Panel E:制造业与非制造业		Panel F:高新技术企业与非高新技术企业		
	制造业	非制造业	非高新技术企业	高新技术企业	
<i>DID</i>	0.009 *** (0.002)	0.004 (0.005)	0.014 *** (0.005)	0.002 (0.002)	
观测值	19 370	9 665	10 740	17 036	
<i>R</i> ²	0.794	0.822	0.829	0.813	

(5)制造业与非制造业的差异。将样本划分为制造业企业和非制造业企业两组分别进行检验,回归结果见表7的Panel E。政府数字治理显著提高了制造业企业的产能利用率,而对非制造业企业产能利用率的影响不显著。制造业企业生产具有较强的规模经济与流程化特征,固定资产占比高、产能调整成本大,并受能耗、环保、产能置换、安全生产等多重规制约束,易形成大量闲置生产设备;政府数字治理通过流程标准化、线上审批与数据共享,能够更有效降低制造业企业在项目审批、用地用能、物流通关及合规监管等环节的制度性摩擦,缓解上下游信息不畅与要素配置不当问题,从而促进其既有产能的充分利用。而非制造业企业具有资产轻、产能弹性强等特点,产能利用率更多受需求波动、商业模式与服务交付等因素带动影响,对制度性交易成本下降的敏感度较低,因而外部数字治理对其产能利用率的影响不显著。

(6)高新技术企业与非高新技术企业的差异。参考黎文靖和郑曼妮(2016)^[59]的研究,依据是否取得高新技术企业认证资质,将样本划分为高新技术企业与非高新技术企业两组,分组检验结果见表7的Panel F。政府实施数字治理显著提升了非高新技术企业的产能利用率,而对高新技术企业产能利用率

的影响不显著。非高新技术企业的技术基础和数字化转型相对滞后,政府数字治理能够弥补其数字化能力短板,化解其制度性产能闲置,并优化其设备生产调度,进而提高其产能利用率。相比之下,高新技术企业已具备较高的信息化和数字化水平,且产能闲置主要源于研发周期不确定性、技术迭代等带来的产线淘汰,产能利用率提升更多依赖技术突破、市场拓展和产品创新等内生因素,而非外部治理条件的改善,政府数字治理对其产能利用率的提升作用有限。

2. 经济后果分析

作为重要的微观经济主体,企业的高质量发展是实现经济高质量发展的重要基石,而提升全要素生产率是企业实现高质量发展的关键。为考察政府数字治理能否促进企业高质量发展,本文进一步分析政府数字治理在提高企业产能利用率的同时对企业全要素生产率的影响。借鉴杜传忠和金华旺(2021)^[60]、汪佩洁等(2022)^[61]的方法,分别采用LP法和OP法测算样本企业的全要素生产率,以其为被解释变量的检验结果见表8。政府数字治理对企业全要素生产率产生了显著的正向影响,同时,产能利用率的提升也对企业全要素生产率产生了显著的正向影响,表明政府数字治理不仅能直接促进企业高质量发展,还能通过提升产能利用率促进企业高质量发展。产能利用率提升意味着企业的生产要素配置改善,进而促进企业全要素生产率提高,并为经济高质量发展注入新动能。

表 8 经济后果分析

变量	TFP_LP		TFP_OP	
DID	0.041 *** (0.010)		0.028 *** (0.010)	
CU	5.603 *** (0.028)		5.667 *** (0.027)	
观测值	28 009	28 009	28 009	28 009
R ²	0.939	0.977	0.903	0.965

六、结论与启示

在产能过剩问题持续存在和经济高质量发展要求不断提升的背景下,如何通过“有为政府”赋能“有效市场”来化解产能过剩,成为社会各界关注的核心议题。已有研究多从市场扭曲或体制失灵视角探讨产能过剩的形成机制,但对政府如何通过数字治理提升市场有效性,进而促进企业产能利用率提升的系统性研究不足。本文采用2012—2023年沪深A股上市公司数据,将推进“互联网+政务服务”工作作为一项准自然实验,运用双重差分模型考察政府数字治理对企业产能利用率的影响及其机制,研究发现:第一,政府数字治理显著促进了企业产能利用率提升,该结论在经过一系列稳健性检验后仍然成立;第二,政府数字治理能够通过减少过度投资和过度雇佣抑制企业生产能力过度扩张,通过促进消费规模增长和结构升级带动企业释放产能,通过改善信息环境促进企业生产匹配市场需求,进而显著提升企业产能利用率;第三,政府数字治理显著提升了特大城市和大城市企业、市场化水平较高地区企业、资本密集型行业企业、低竞争行业企业、制造业企业、非高新技术企业的产能利用率,而对中小城市企业、市场化水平较低地区企业、劳动密集型行业和技术密集型行业企业、高竞争行业企业、非制造业企业、高新技术企业的产能利用率影响不显著;第四,政府数字治理不仅能直接提升企业全要素生产率,还能通过提升产能利用率促进企业全要素生产率增长,是推动经济高质量发展重要的新动能。

根据上述结论,本文得到以下启示:其一,持续推进政府数字治理,加快城市治理能力现代化。应不断完善数据要素流通规则,建立和完善数据产权界定与安全监管机制,健全数字基础设施标准体系,推

动政务信息跨部门、跨层级、跨区域共享,逐步形成统一、透明、可预期的市场环境,有效提升市场机制的有效性。同时,应鼓励数字治理创新,推动差异化的数字治理试点探索,并总结推广典型经验,形成上下联动、横向协同的数字治理新格局。其二,多渠道协同发力,全面提升政府数字治理效能。本文研究发现,政府数字治理主要通过优化生产能力供给、扩大市场消费需求和促进供需匹配提升企业产能利用率。在政府数字治理过程中,应从供给端、需求端和供需匹配渠道等多方面入手,通过改善信息环境和降低制度性交易成本来完善市场机制,进而提升市场配置资源的效率。其三,鼓励数字治理的差异化发展,因地制宜提升企业产能利用率。政府数字治理对不同企业产能利用率的影响存在显著差异,需要针对不同类型企业的短板精准施策,如:进一步推动大型城市的跨部门、跨层级治理协同,以数据共享和标准统一减少市场化水平较高地区的合规摩擦,为制造业和资本密集型行业企业的技改升级、资产更新提供更多便利,以数字化监管压缩政府对非竞争性行业的选择性干预空间。此外,还应将政府数字治理嵌入高质量发展战略体系。政府数字治理不仅提升了企业产能利用率,还显著促进了企业全要素生产率提高,是高质量发展的重要驱动力。因此,政府数字治理应与供给侧结构性改革等协同推进,在产业升级、创新驱动等方面同向发力,通过制度完善和服务改善营造良好的市场环境,进而以市场效率的提升优化资源配置,有效化解产能严重过剩矛盾。

参考文献:

- [1] 于斌斌,吴银忠. 就业-产业结构协调发展能化解产能过剩吗?[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30 (8): 128-139.
- [2] 刘志强,饶品贵,巫岑. 集团化经营是否缓解了产能过剩?[J]. 财贸研究, 2024, 35 (9): 94-110.
- [3] 朱安东,张宏博. 科学认识当前我国产能过剩[J]. 上海经济研究, 2023 (12): 25-36, 62.
- [4] 余森杰,张晨迎. 中国经济总需求疲软的衡量与测算——兼评“中国产能过剩论”[J]. 北京交通大学学报(社会科学版), 2024, 23 (4): 40-49.
- [5] 王初,张奇佳. 金融资源错配与杠杆响应机制: 产能过剩领域的微观实证[J]. 财经科学, 2020 (4): 1-13.
- [6] 乔小乐,宋林,戴小勇. 僵尸企业与产能利用率的动态演化——来自中国制造业企业的经验证据[J]. 南开经济研究, 2020 (4): 206-225.
- [7] 申志轩,祝树金,文茜,等. 以有为政府赋能有效市场: 政府数字治理与企业投资效率[J]. 世界经济, 2025, 48 (2): 166-195.
- [8] 李雪琴,郑韵基,韩先锋. 乘“数”而上: 政府数据治理赋能企业数字创新[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41 (12): 68-88.
- [9] 廖雪婷,白俊红. 数字政务能否提升企业资源配置效率?[J]. 现代经济探讨, 2024 (4): 60-75, 92.
- [10] 陈凯旋,张树山. 公共数据开放何以提升企业产能利用率——基于产能规划和产能使用视角[J]. 中国流通经济, 2025, 39 (9): 98-111.
- [11] 范合君,吴婷,何思锦. “互联网,政务服务”平台如何优化城市营商环境? ——基于互动治理的视角[J]. 管理世界, 2022, 38 (10): 126-153.
- [12] 蔡运坤,周京奎,袁旺平. 数据要素共享与城市创业活力——来自公共数据开放的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41 (8): 5-25.
- [13] 何雨可,牛耕,逯建,等. 数字治理与城市创业活力——来自“信息惠民国家试点”政策的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41 (1): 47-66.
- [14] 陈强远,崔雨阳,蔡卫星. 数字政府建设与城市治理质量: 来自公共安全部门的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41 (11): 132-154.
- [15] 刘文革,耿景珠,杜明威. 数“政”强贸: 数字化政府建设与中国出口产品质量升级[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41 (6): 67-87.

- [16] 朱为利,刘红,李艳姝. 政府数字治理与绿色产品出口[J]. 当代财经, 2025 (11): 127-140.
- [17] 赵斌,汪克亮,刘家民. 政府数字化治理与企业新质生产力——基于信息惠民国家试点政策的证据[J]. 电子政务, 2024 (9): 38-49.
- [18] 操小娟,张诗嘉. 政府数字治理与绿色全要素生产率提升——来自“互联网,政务服务”试点政策的证据[J]. 上海经济研究, 2024 (12): 42-56.
- [19] 黄送钦,禹心郭,王业强. 以数字治理引领创新发展: 数字政府建设对民营企业创新的影响[J]. 经济学动态, 2025 (6): 68-87.
- [20] 林毅夫,巫和懋,邢亦青. “潮涌现象”与产能过剩的形成机制[J]. 经济研究, 2010, 45 (10): 4-19.
- [21] 王文甫,明娟,岳超云. 企业规模、地方政府干预与产能过剩[J]. 管理世界, 2014 (10): 17-36, 46.
- [22] 包群,唐诗,刘碧. 地方竞争、主导产业雷同与国内产能过剩[J]. 世界经济, 2017, 40 (10): 144-169.
- [23] 谢伦裕,王宇澄,晋晶. 晋升激励、竞争驱动与产能扩张: 来自中国电改的证据[J]. 世界经济, 2021, 44 (8): 106-130.
- [24] 张国胜,匡慧姝,刘政,等. 政府采购如何影响了企业产能利用率? ——来自中国制造业数据的经验发现[C]// 中华外国经济学说研究会发展经济学研究分会. 中国经济发展: 改革开放40年与新时代——第十二届中华发展经济学会年会会议论文摘要集, 2018: 15.
- [25] 曹亚军,毛其淋. 政府补贴如何影响了中国企业产能利用率? [J]. 产业经济研究, 2020 (2): 58-72.
- [26] 潘凌云,董竹. 政绩竞争与企业产能利用率——因果识别、边界条件分析与机制检验[J]. 产业经济研究, 2019 (5): 103-114.
- [27] 许耀桐,刘祺. 有效市场和有为政府相结合: 理论意涵、内在逻辑与实践要求[J]. 行政管理改革, 2026 (1): 4-14.
- [28] 马永强,王尹,陈伟忠. 海外投资规范提升企业产能利用率了吗? [J]. 财贸研究, 2026, 37 (2): 28-46.
- [29] Zhang S, Luo J, Huang D H, et al. Market distortion, factor misallocation, and efficiency loss in manufacturing enterprises[J]. Journal of Business Research, 2023, 154: 113290.
- [30] 刘志伟,, 张秋生. 数据要素赋能企业投资效率研究——基于公共数据开放的准自然实验[J]. 经济学家, 2024 (9): 42-52.
- [31] 赵任洁,杜英,何爱平. 数字政府建设与企业劳动生产率[J]. 经济经纬, 2025, 42 (4): 120-133.
- [32] 邓兴华,王誉民,李仪. 基于城市商标的数字治理的市场主体激励效应研究[J]. 统计与信息论坛, 2025, 40 (10): 90-101.
- [33] 刘志彪,孔令池. 从分割走向整合: 推进国内统一大市场建设的阻力与对策[J]. 中国工业经济, 2021 (8): 20-36.
- [34] 温湖炜. 中国企业对外直接投资能缓解产能过剩吗——基于中国工业企业数据库的实证研究[J]. 国际贸易问题, 2017 (4): 107-117.
- [35] 张蕾蕾,宋林. 数字治理与城市经济韧性[J]. 经济学动态, 2024 (10): 109-127.
- [36] Shen L, Zhou K Z, Luo D. City digitalization and corporate financial fraud: an information asymmetry perspective[J]. Journal of Management Studies, 2025, 63 (3): 1444-1478.
- [37] 刘莎莎,金一帆,孔东民. 企业数字化转型与产能过剩[J]. 经济学报, 2024, 11 (2): 292-321.
- [38] 叶永卫,余田田,陶云清,等. 政府数据要素共享的稳投资效应: 来自公共数据开放平台的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2025, 42 (1): 136-156.
- [39] 宋高燕,夏雪儿,姚金镭. 数治的力量: 数字政府建设与企业韧性[J]. 现代财经 (天津财经大学学报), 2025, 45 (8): 41-57.
- [40] 杨志强,袁梦,石水平. 产能利用率与债券信用利差——基于随机前沿函数的分析[J]. 财贸研究, 2019, 30 (7): 79-97.
- [41] 李雪松,赵宸宇,聂菁. 对外投资与企业异质性产能利用率[J]. 世界经济, 2017, 40 (5): 73-97.
- [42] 毛其淋,钟一鸣. 出口多元化如何影响企业产能利用率? ——来自中国制造业的微观证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40 (5): 113-135.

- [43] 王海,叶帅,尹俊雅. 公共数据开放如何提振企业有效投资——基于产能利用视角[J]. 中国工业经济, 2024 (8): 137-153.
- [44] 赵奎,后青松,李巍. 省会城市经济发展的溢出效应——基于工业企业数据的分析[J]. 经济研究, 2021, 56 (3): 150-166.
- [45] 王海,闫卓毓,郭冠宇,等. 数字基础设施政策与企业数字化转型:“赋能”还是“负能”? [J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40 (5): 5-23.
- [46] Chernozhukov V, Chetverikov D, Demirer M, et al. Double/debiased machine learning for treatment and structural parameters[J] The Econometrics Journal, 2018, 21 (1): C1-C68.
- [47] 黎文靖,彭远怀,谭有超. 知识产权司法保护与企业创新——兼论中国企业创新结构的变迁[J]. 经济研究, 2021, 56 (5): 144-161.
- [48] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022 (5): 100-120.
- [49] 倪婷婷,王跃堂. 区域行政整合、要素市场化与企业资源配置效率[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39 (11): 136-156.
- [50] 曾庆生,陈信元. 国家控股、超额雇员与劳动力成本[J]. 经济研究, 2006 (5): 74-86.
- [51] 尹志超,郭沛瑶. 精准扶贫政策效果评估——家庭消费视角下的实证研究[J]. 管理世界, 2021, 37 (4): 64-83.
- [52] 储德银,费冒盛. 税制结构、就业规模与居民消费[J]. 税务研究, 2025 (1): 12-21
- [53] 赵亚鹏,郎政,郭宗汲. 数字政府建设赋能新质生产力的提升——基于“互联网,政务服务”试点政策的证据[J]. 经济问题探索, 2025 (4): 1-20.
- [54] 巫强,姚雨秀. 企业数字化转型与供应链配置:集中化还是多元化[J]. 中国工业经济, 2023 (8): 99-117.
- [55] Cachon G P, Randall T, Schmidt G M. In search of the bullwhip effect [J]. Manufacturing & Service Operations Management, 2007, 9 (4): 457-479.
- [56] 黄卓,陶云清,刘兆达,等. 智能制造如何提升企业产能利用率——基于产消合一的视角[J]. 管理世界, 2024, 40 (5): 40-59.
- [57] 时朋飞,刁俊宇,朱鹤,等. 政府数字治理对城市创业活力的影响研究[J]. 中国软科学, 2026 (6): 95-107.
- [58] 姚宝珍. 博弈视角下区域协调发展的制度困境及其创新路径——以制度互补理论为基础[J]. 城市发展研究, 2019, 26 (6): 1-7.
- [59] 黎文靖,郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016, 51 (4): 60-73.
- [60] 杜传忠,金华旺. 制造业产融结合、资本配置效率与企业全要素生产率[J]. 经济与管理研究, 2021, 42 (2): 28-40.
- [61] 汪佩洁,蒙克,黄海,等. 社会保险缴费率与企业全要素生产率和创新[J]. 经济研究, 2022, 57 (10): 69-85.

How Does a Proactive Government Empower an Efficient Market? The Mechanism of Government Digital Governance in Boosting Enterprise Capacity Utilization

CHENG Hao^{1a, 1b}, MU Chongren^{1a}, JIANG Xiaokun²

(1a. School of Economics and Management, 1b. China-ASEAN Ecological Civilization Research Center, Nanning Normal University, Nanning 530299, Guangxi, China; 2. School of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China)

Summary: Given the persistent overcapacity and the growing demand for high-quality economic development, how to successfully address overcapacity by empowering an “efficient market” through a

“proactive government” has become a major challenge in both theory and practice. Existing research has largely examined the formation mechanisms of overcapacity from the perspectives of market distortions or institutional failures. However, there remains a lack of systematic analysis of how the government optimizes the market operating environment through digital governance measures, thereby influencing enterprise capacity utilization rates.

Based on a theoretical framework of “proactive government” empowering “efficient market”, this study uses data from Chinese A-share listed companies from 2012 to 2023. Treating the 2016 “Internet Plus Government Services” initiative as a quasi-natural experiment, it employs a difference-in-differences (DID) model to empirically examine the impact of government digital governance policies on enterprise capacity utilization rates. Mechanism analysis and heterogeneity analysis are further conducted to provide quantitative assessments from multiple perspectives. The findings reveal four main results. First, government digital governance significantly enhances enterprise capacity utilization rates, and this conclusion remains robust after various robustness tests. Second, government digital governance improves production capacity by curbing excessive investment and excessive hiring, expands consumer demand by promoting consumption scale growth and structural upgrading, and strengthens the alignment between production capacity and consumer demand by improving the information environment and reducing product backlogs, thereby further increasing capacity utilization. Third, the policy’s enhancing effect on capacity utilization is more pronounced for enterprises with the following characteristics: located in megacities and large cities; operating in highly marketized and non-competitive industries; and belonging to manufacturing, capital-intensive, or non-high-tech sectors. Fourth, further analysis reveals that government digital governance not only enhances enterprise capacity utilization but also improves total factor productivity, thereby promoting high-quality development of enterprises.

Compared with previous research, the marginal contributions of this work are primarily reflected in three aspects. First, from a research perspective, this study fills the gap in previous research on causal relationships by integrating government digital governance into an analytical framework of “proactive government” and “efficient market”, focusing on enterprise capacity utilization. Second, in terms of mechanism analysis, based on market-enhancing theory, this study systematically identifies the pathways of government digital governance from three dimensions, namely production capacity, consumer demand, and the alignment between production capacity and consumer demand, thereby enriching the theoretical explanation. Third, in terms of heterogeneity analysis, this study identifies policy effect differences across regional, industry, and firm-level characteristics, providing empirical evidence for improving the precision and effectiveness of government digital governance.

To some extent, this study reveals the underlying logic and causal relationship between government digital governance and enterprise capacity utilization, enriching research on the relationship between “proactive government” and “efficient market.” It not only offers new governance insights for government departments to address overcapacity through digital technologies but also provides important theoretical foundations and policy implications for promoting high-quality economic development.

Keywords: overcapacity; enterprise capacity utilization rate; production capacity supply; market consumer demand; supply-demand matching; proactive government; efficient market

JEL Classification: D24, H11, O38, L23 **Document code:** A **Article ID:** 1674-8131(2026)04-0054-17

(编辑:刘仁芳;朱 艳)