

doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2026.05.003

# 全国统一大市场能提升企业产能利用率吗？<sup>\*</sup>

何文彬 李绪杨

（新疆财经大学金融学院，乌鲁木齐 830012）

**摘要：**有效化解产能过剩是“十五五”时期我国推进现代化突围进程中实现质量变革、效率提升、动能转换的必由之路。本文构建“研发—商业化”闭环型企业战略二元性机制指标，并基于2008~2024年中国A股上市企业微观数据，实证检验全国统一大市场建设对企业产能利用率的影响。研究发现，全国统一大市场建设能够显著提升企业产能利用率，且该结论经过一系列稳健性检验后依然成立。机制检验发现，全国统一大市场通过市场需求扩张、驱动企业战略二元化提升产能利用率。异质性分析表明，在制度环境较优地区、耐心资本充裕以及数智化水平较高的企业中，全国统一大市场建设对产能利用率的促进作用更为显著。进一步分析揭示全球价值链地位与内卷式竞争对全国统一大市场建设的政策效能存在负向调节作用。本文研究结论为治理内卷式竞争、深化要素市场化配置以及推动国内国际双循环融合发展提供政策参考。

**关键词：**全国统一大市场；全球价值链升级；内卷式竞争；产能利用率

**中图分类号：**F831.5

**文献标识码：**A

**文章编号：**2095—8072(2026)05—0034—17

## 一、引言

自2008年全球金融危机以来，我国经济增长动能面临深层调适。在此过程中，增长动能的阶段性转换与供需错配现象交织，产能利用不足的问题呈现出由需求不足引发的周期性过剩、供需错配导致的结构性过剩以及行政干预固化的体制性过剩相互交织的复杂梗阻。尽管历次中央经济工作会议及党的十九大报告均将“去产能”作为供给侧结构性改革的战略重心，<sup>①</sup>但国家统计局数据显示，2025年我国规模以上工业产能利用率仍处于74.9%的相对低位，<sup>②</sup>揭示了产能矛盾固化与要素错配损耗的严峻现实。这种低效利用状态不仅背离做优增量、盘活存量的战略导向，更成为制约新质生产力发展的结构性约束。因此，研究进一步提高产能利用率具有重要的现实意义。

传统学界多将产能过剩归因于需求预测偏差下的过度投资（Wang & Zheng, 2022）、宽松信贷环境下的资本扩张。然而，当前我国产能治理的困境已由需求波动主导演变为深层体制性梗阻：长期以来，行政区划分造成的区域市场分割诱发了地方政府在招商引资中的内卷式竞争，严重阻滞要素资源的跨域流动与高效集聚，并进一步加剧产能过剩。面对以上困局，传统逆周期调控工具难以根治其深层体制诱因，亟需推进更深层次市场化改革，构建有为政府及有效市场协调的现代经济治理体系。党的二十届三中全会强调纵深推进全国统一大市场建设以重塑市场竞争秩序，引导企业摆脱单纯的规模扩张路径，转而追求高质量增长，并在2025年1月7日颁布的《全国统一大市场建设指引（试行）》中予以明确。

作为高水平社会主义市场经济体制建设的战略依托，全国统一大市场建设不仅强调市场

<sup>\*</sup> 基金项目：本文受2022年国家社会科学基金一般项目“数字金融推进共同富裕机制、路径和对策研究”（项目编号：22BJY169）的资助。

<sup>①</sup> 2012年中央经济工作会议首次提出化解产能过剩矛盾的总体原则；2013年《国务院关于化解产能严重过剩矛盾的指导意见》强调要建立化解产能严重过剩矛盾的长效机制，并提出“分业施策”的治理手段；2017年党的十九大报告将“去产能”作为深化供给侧结构性改革五大任务之首。

<sup>②</sup> 国际上通常认为产能利用率的合理区间为79%~83%。

规则的统一，更致力于通过数字技术与制度环境的深度融合重构社会再生产的流通逻辑。但现有研究主要集中于探讨资源错配（杭静等，2021）、产业政策（何文彬和官铭烜，2025）以及企业治理（葛永波和侯仰帅，2026）等因素对产能利用率的影响，对市场一体化的影响效应尚未充分探讨。特别对于处于全球价值链地位较高的企业，以及深陷内卷式竞争的市场主体而言，在面临国内统一大市场建设时，其产能利用率的提升是否会受制于“母国市场效应”与内部恶性博弈尚未形成理论共识。伴随着《中华人民共和国国民经济和社会发展第十五个五年规划纲要》（以下简称“十五五”规划）的落地实施，本文立足市场与企业视角，研究市场需求扩张的宏观传导路径，构建研发—商业化协同匹配的企业战略双元化微观响应指标体系，探讨全国统一大市场建设能否实现企业产能利用率提升。研究结论既是对新发展格局下深化市场改革的学理回应，也为高质量发展阶段塑造国际竞争新优势提供理论支撑。

产能利用率作为衡量工业生产系统动态均衡与产需匹配程度的关键指标，其学术价值自20世纪80年代起便引发学界的广泛关注。西方古典及新古典生产理论主要聚焦要素报酬与产出缺口的关联，企业生产成本变动及外部市场需求波动对产能闲置的非线性影响（Basu, 1996; Morrison, 1999），并利用动态随机一般均衡模型（Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE）揭示在菜单成本与工资黏性背景下，产能闲置如何作为宏观波动的缓冲器以对冲经济周期波动。随后，学界在测度方法上经历了从简单的峰值法（Klein, 1960）、协整法（Shaikh & Moudud, 2004）逐渐发展成为更加科学合理的生产函数法（Stochastic Frontier Analysis, SFA）（Kirkley et al., 2002）与成本函数法，旨在通过消除随机干扰因素界定固定投入既定下的最大可能产出的范围，为后续微观效率研究奠定基础。然而，这种基于西方成熟市场经济体的技术效率观点，往往隐含市场完全出清的前提假设，在解释转型经济体中广泛存在的非市场性产能过剩时表现出明显的张力缺失。这促使国内研究视角由单纯的微观要素分配转向宏观制度约束，开启了对中国式产能治理的深度探讨。

在中国独特的转轨经济与超大规模市场背景下，产能利用率的波动呈现出显著的体制性特征。国内学界针对长期存在的总量过剩与结构错配双重困境，研究发现产能治理不仅受市场需求驱动，更是行政干预与要素扭曲的结果。其一，地方政府出于政绩考核以及税收激励而开展的招商引资竞争，被视为产能扭曲的主要原因。行政性准入干预与不均等的产业补贴引发严重的潮涌现象，造成跨区域的重复建设与初始要素错配（靳来群等，2015；蔡之兵，2025）。其二，要素市场价格的结构性扭曲——尤其是金融资源对国有或行政背景企业的政策性倾斜（黄锐等，2021），导致僵尸企业难以有效出清，固化大量低效产能。既有研究证实，破产司法制度不完善与市场退出机制不畅（于连超等，2025），使得本应退出的落后产能得以在行政干预下“苟延残喘”，极大地压缩了行业整体的效率边界。其三，在空间维度上，行政区划造成较为严重市场分割（马光荣和赵耀红，2022）。地方保护主义通过设定显性或隐性的贸易壁垒，阻碍要素在全国范围内有效集聚，造成严重的规模经济缺失（郑毓盛和李崇高，2003）。这些制度性因素构成理解中国产能困局的底层逻辑。

伴随微观计量方法持续创新与数据维度不断拓展，后续研究得以突破政府—企业二元分析框架的局限，进而细致识别战略演化、数字技术赋能等深层因素对产能利用率的差异化影响机制。产需匹配与企业互动的实证研究开始涌现，揭示技术创新（徐野等，2023）与供应链治理在缓解产能过剩中的重要作用（石福安等，2025；朱国悦和陶锋，2025）。另有学者关注到数字技术作为一种新型生产要素的治理工具，证实数字化转型可通过缓解信息不对称、优化排产逻辑两个方面提升微观主体的利用效率（陈再齐等，2026；冯素玲和王同同，2025）。然而，现代化进程中并非所有

技术变量都带来完全的趋同效应，技术赋能常伴随新的分化，数字化的门槛效应可能通过加剧管理者之间的能力鸿沟，形成新的效率分层。部分学者从制度规则视角出发，指出完善知识产权保护、规范市场规则等制度安排，有助于降低制度性交易成本、促进要素自由流动（殷继国，2023）。其中，地区制度环境和市场分割程度会显著影响市场整合的资源配置效果，良好的制度环境有助于促进要素自由流动和提升配置效率（陆铭和陈钊，2009）。这一视角为解析制度变革转化为微观生产率提供了理论依据。

在破解体制性瓶颈与资源错配困局的宏观背景下，构建全国统一大市场成为必然的制度回应。从早期要素流动的初步设想到2025年《全国统一大市场建设指引（试行）》中“五统一、一破除”<sup>①</sup>的系统性方案，我国市场整合逐步由空间联通向制度规则统一深化（马俊峰等，2025；夏杰长和刘诚，2022）。克鲁格曼的新经济地理学表明，交易成本下降依托规模报酬递增效应，构成产业空间集聚的重要前提（Krugman，1991）。大量实证研究通过价格法（陆铭和陈钊，2009）、生产法（Young，2000）等方法测度中国市场分割的变动趋势，证实破除行政壁垒能显著提升企业的全要素生产率与投资效率。目前学界对此基本上形成了三个研究视角。其一，分析行政垄断的破除路径、统一整合的体制性阻力及对策，探讨如何重塑公平竞争的市场环境（夏杰长和刘诚，2022）；其二，探索数字经济、数据要素等在打破地理边界中的中介作用，强调数据要素对优化资源配置与促进创新要素流动的贡献（广东外语外贸大学粤港澳大湾区研究院课题组等，2022；王胜利和张笑笛，2025）；其三，以分析政策效应的框架着手，侧重于构建以及扩展衡量市场一体化程度的综合性指标，进而评估其宏观或微观的经济影响（杨玉浦等，2025；王浩旻等，2025）。这类研究初步验证制度红利与企业产能利用率提升的正向关系，为本文的研究奠定政策基础。

综上所述，既有文献多侧重市场环境对资源配置的影响，而直接聚焦全国统一大市场这一国家战略对企业产能利用率影响的研究尚显匮乏：第一，鲜有文献将外部需求环境扩张与内部企业能力重构纳入同一分析框架并深入分析。第二，现有文献多预设制度红利的普惠性，缺乏对高全球价值链（GVC）地位企业在内外循环切换中可能遭遇的“摩擦效应”的实证考察。鉴于此，本文立足市场需求扩张与企业研发—营销闭环的战略能力视角，研究国内市场整合对产能利用率的影响，并分析企业全球价值链地位、内卷式竞争对该效应的调节效应，旨在为双循环新发展格局的微观实现路径提供参考。

本文创新之处在于：第一，突破单一市场分析视角，构建“全国统一大市场—全球价值链”双循环分析框架，为解构大国经济转型中产能过剩与高端分工叠加并行的深层矛盾提供新范式。第二，从外部环境优化与微观主体响应的交互视角，阐释全国统一大市场通过市场需求扩张与战略双元化驱动产能效率实质性提升的内在机理。第三，基于研发与营销的交互强度，构建“研发—商业化”闭环型企业战略双元性机制指标，实现企业微观响应的系统考察。第四，实证揭示全国统一大市场政策红利在制度创新高地、具备耐心资本支撑及高数智化渗透企业中的异质性影响，并捕捉到高GVC地位企业在国内市场整合过程中出现的响应钝化现象，以及内卷式竞争造成的阻碍作用，为统筹高水平对外开放与国内市场整合提供微观层面的政策启示。

## 二、理论分析与研究假说

亚当·斯密在《国富论》中提出“分工受市场范围的限制”，揭示市场规模不足对需求扩张、

<sup>①</sup> “五统一、一破除”为统一市场基础制度、要素资源、商品服务、设施联通、监管公平；破除地方保护。

资源配置效率以及企业产能利用水平形成的制约作用。在产能治理的背景下,长期存在的行政性市场分割导致国内有效需求被区域壁垒所阻隔(周泽红和郭劲廷,2024)。企业受制于局部市场规模的局限性,极易受到区域市场需求容量的制约,进而导致设备重复建设与产能闲置(贾润崧和胡秋阳,2016)。对标“十五五”规划中高质量发展的战略要求,我国正致力于构建有效市场与有为政府相结合的中国特色社会主义市场经济体制。在此背景下,全国统一大市场建设直指当前体制性过剩问题,该进程正是有为政府破除地方保护与跨区域贸易壁垒,重塑市场交易、深度释放内需潜力的宏观制度安排,将区域性的局部市场制度性整合为全国统一市场(周文和许凌云,2026)。这一制度演进有利于拓展企业的有效销售边界与潜在市场需求,发挥有效市场作用,从而驱动微观主体面临的市场需求规模实现实质性扩张。

当市场需求实现跨区域扩张后,企业微观层面的产能利用率将得到显著改善。其一,从规模经济与成本分摊视角看,市场需求扩张有效缓解由总需求收缩引发的周期性产能过剩。对于前期固定资产投资庞大的工业企业而言,全国统一大市场带来的需求增量,意味着高昂的设备折旧与固定生产成本能够随着产出规模的扩大而被有效分摊(吴青山等,2023)。这种市场需求的扩大直接转化为企业存量闲置产能的消化渠道,不仅有助于纠偏周期性过剩,还可缓解由行政分割引发的体制性过剩。其二,从供需匹配与信息传递视角看,市场需求扩张有助于矫正结构性产能错配。全国维度的市场整合汇聚了多层次、综合性的消费群体,也提高了需求规模与需求结构的稳定性。全国统一大市场形成的超大规模需求空间能够降低区域需求波动的影响,为企业提供更精准的价格与数量信号。微观企业得以基于充分的市场价格信号优化生产决策与资源配置,减少信息不对称导致的盲目扩产行为,进而提高产能利用效率(刘志彪和许山晶,2025)。综上所述,本文提出假说1。

假说1:全国统一大市场通过提升市场需求扩张水平,进而提高企业产能利用率。

战略管理领域的动态能力理论来源于对资源基础观(Resource-based View, RBV)静态视角的反思与修正,强调企业长期竞争优势不取决于稀缺资源存量,而在于感知环境变动、抢抓机遇、整合资源抵御外部突发冲击的综合能力。全国统一大市场建设不只是一项制度变革,更推动市场竞争逻辑由关系驱动转向能力驱动。因此,在压力方面,市场壁垒的破除倒逼企业直面全国范围的生存和淘汰竞争(张功富等,2013),激励企业强化探索性活动(Wang & Blomström, 1992),通过高强度的研发投入构建核心技术优势。在机遇方面,超大规模市场的设施联通与规则统一为新产品商业化提供广阔空间。这种规模激励促使企业提升应用能力,依托营销领域的深度布局,确保创新成果精准、高效地转化为市场占有率。这种竞争压力与市场机遇的并存,促使企业不再单纯追求规模扩张,转而寻求技术创新与市场开发相结合的发展道路。

企业战略双元性的提升会进一步改善其内部生产效率。在增量端,战略双元化实现供需耦合。研发侧的探索能力与营销侧的利用能力协同能够构建高效的研发与市场信息反馈闭环,这种靶向生产模式使企业能基于前瞻性的市场洞察进行投资生产,从源头上遏制因信息不对称导致的盲目扩产与结构性错配。在存量端,高水平的战略双元性实现动态匹配。面对复杂多变的国内外需求冲击,强大的探索能力赋予企业开发新技术、增强企业应对环境变化的创新能力(Rothaermel & Deeds, 2004),而强大的利用能力则保障新旧产品交替时的市场承接效率,有效填补旧需求下降造成的产能空缺。综上所述,本文提出假说2。

假说2:全国统一大市场通过驱动企业战略双元性,进而提高企业产能利用率。

GVC分工地位可以反映企业技术层级与市场话语权(毛其淋和许家云,2019; 宋建和王静, 2021),更决定其资源配置的界限。分工地位越高的企业,越能深度嵌入全球生产网络,把握研

发、设计、品牌、渠道等高附加值环节，从而获取稳定的高端需求与技术溢出。这种高端化属性能够提高生产效率以及需求的稳定性，为产能利用提供稳定支撑。由此提出假说3.1。

假说3.1：全球价值链升级可以提高企业产能利用率。

然而，基于母国市场效应与资源基础理论，当全球单一市场优势与国内统一大市场建设相互交织时，二者的协同效应可能呈现非线性的“摩擦效应”。一方面，Krugman（1991）认为在规模报酬递增与贸易成本并存时，企业倾向于向市场规模较大的区域集中，以充分利用规模经济效应。长期处于GVC高分工地位的企业可能已将全球市场视为其实现规模经济的母国市场，其技术范式与产品标准高度适配于国际消费偏好。当国内统一大市场逐步整合时，尽管物理层面的贸易壁垒逐渐消除，但国内市场与国际市场在消费层次、规制环境上仍存在较大差异。高GVC嵌入企业在转向国内循环的过程中面临较大的产需衔接成本，难以将国际优势转移至国内，从而在短期内阻碍产能调节效应的释放。另一方面，资源基础理论认为，企业为适配外部环境而沉淀的核心能力，往往伴随着能力陷阱。而高GVC嵌入企业是建立在一个高度专业化的生产过程（姜振煜等，2025）、组织架构与研发路径的基础上，这种资产专用性会形成较强的制度性惯性。面对国内统一大市场重塑的流通规则，企业不仅面临从国际分工参考者向双循环整合者转变的学习壁垒，更要面对核心资源分配的矛盾。由于企业管理层注意力和核心资源有限（吴建祖和毕玉胜，2013），出于维持全球竞争力的目的，企业往往优先将手中的优质资源投放于国际主战场，从而对国内市场的制度红利产生“挤出效应”。这种内部资源刚性与跨域整合的范围不经济，可能导致高GVC嵌入企业在双循环切换期出现产能利用的转换摩擦。基于此，本文提出假说3.2。

假说3.2：全国统一大市场 and 全球价值链升级的摩擦作用短期将会抑制企业产能利用率。

从新制度经济学与路径依赖理论视角看，内卷式竞争本质上是在落后制度安排和激励机制下形成的低效率竞争模式，表现为地方保护、资源错配以及企业低水平同质化竞争等结构性约束。在“十五五”规划实施过程中，全国统一大市场建设虽然能够通过完善市场规则和促进要素流动提升资源配置效率，但其政策效应仍受到既有内卷式竞争程度的影响。内卷程度越高，制度转换成本越大，统一大市场建设对产能利用率的提升作用越难以充分释放。

一方面，从政府治理层面看，地方政府基于增长目标形成的竞争行为容易导致行政干预、市场分割以及资源配置扭曲，削弱统一市场规则的执行效果。全国统一大市场建设通过完善公平竞争制度、规范地方政府经济行为等方式，推动生产要素跨区域自由流动，有助于降低行政壁垒对市场配置效率的影响（王浩旻等，2025）。然而，在地方保护程度较高、行政干预较强的地区，既有利益格局和资源配置方式具有较强的路径依赖，市场规则统一带来的制度红利难以快速转化为企业产能利用效率提升，进而削弱统一大市场的政策效果。另一方面，从企业竞争层面看，内卷式竞争导致企业将大量资源投入价格竞争、营销扩张和同质化竞争，而非技术创新与效率提升，最终形成高投入低回报的资源配置模式。在此背景下，全国统一大市场虽然能够扩大市场范围、降低交易成本并促进需求扩张，但深陷内卷竞争的企业往往难以及时调整生产策略和资源配置方向，导致其对市场扩容红利的吸收能力下降（黄群慧和叶其楚，2025）。同时，企业内部资源被低效率竞争占用，也会限制其通过数智化转型和战略调整实现产能优化的能力，从而削弱统一大市场对产能利用率的促进作用。由此，本文提出假说4。具体的研究框架见图1。

假说4：内卷式竞争会削弱全国统一大市场建设对企业产能利用率的提升作用，且内卷程度越高，该削弱效应越显著。

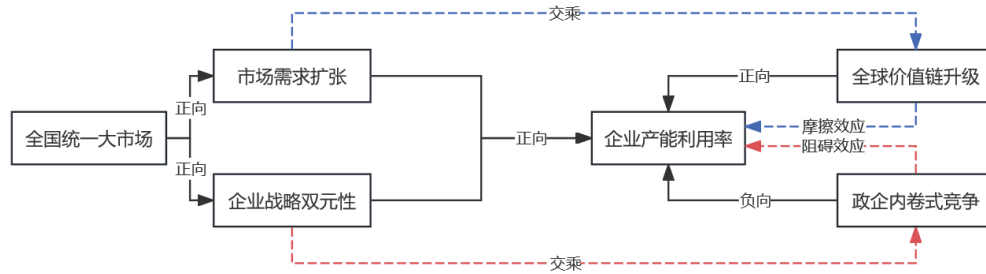


图1 研究框架图

### 三、模型构建、变量选取及数据来源

#### （一）模型构建

本文重点考察全国统一大市场对企业产能利用率的影响，构建模型如下：

$$CU_{it}=a_0+a_1\times Score_{it}+a_2\times X_{it}+\gamma_t+\delta_i+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $i$ 表示企业， $t$ 表示年份；被解释变量 $CU_{it}$ 表示企业产能利用率指数；核心解释变量 $Score_{it}$ 表示全国统一大市场发展水平； $X_{it}$ 表示一系列控制变量； $\gamma_t$ 、 $\delta_i$ 分别为年份、个体固定效应； $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。

#### （二）变量选取

##### 1. 被解释变量

产能利用率（ $CU$ ）。鉴于本文使用大样本微观企业数据，且缺乏精准的要素价格信息以构建成本函数，本文借鉴李雪松等（2017）的研究方法，采用随机前沿生产函数法（SFA）测度产能利用率。遵循Kirkley等（2002）的定义，产能被界定为固定投入既定且技术无效率完全消除时的最大潜在产出。本文构建如下Cobb-Douglas形式的随机前沿生产函数：

$$\ln(Y_{it})=a_0+a_k\ln(K_{it})+a_l\ln(L_{it})+v_{it}-u_{it} \quad (2)$$

其中， $Y_{it}$ 、 $K_{it}$ 、 $L_{it}$ 分别为经过价格平减后的主营业务收入、固定资产净额及从业人数。 $v_{it}$ 为随机误差项，捕捉统计噪音与外部冲击； $u_{it}$ 为非负的技术无效率项，反映企业实际产出与前沿面的距离。基于最大似然估计（MLE）得到参数后，潜在最大产出（产能）可表示为 $Y_{it}^*=\exp(\alpha_k\ln K_{it}+\alpha_l\ln L_{it}+v_{it})$ ，即剔除无效率项后的产出边界。产能利用率可计算为：

$$CU_{it}=\frac{Y_{it}}{Y_{it}^*}=\frac{\exp(x'\beta+v_{it}-u_{it})}{\exp(x'\beta+v_{it})}=e^{-u_{it}} \quad (3)$$

尽管该测度在数值上与技术效率具有一致性，但其经济学内涵在于衡量企业“实际产出对既定资本存量下技术边界的利用程度”。相比于数据包络分析（Data Envelopment Analysis, DEA），该方法能有效剥离随机干扰的影响。为确保产能利用率估计的稳健性，本文选取企业的总资产周转率（营业收入/总资产）作为替代指标，进一步验证产能利用率的估算结果。

##### 2. 解释变量

全国统一大市场建设水平（ $Score$ ）。本文借鉴王浩旻等（2025）、陆铭和陈钊（2009）的研究思路，构建包含商品、劳动力及资本维度的市场一体化指数衡量全国统一大市场建设水平。依据冰山成本理论，并参考Parsley和Wei（1996）拓展的市场分割分析框架，区域间同质商品或要素违

背“一价定律”的主要原因是存在交易成本（包含制度性壁垒）。因此，区域间相对价格的离散程度（方差）能够作为衡量市场整合水平的客观指标。

具体测算中，针对商品和劳动力市场，本文分别选取各省份居民消费价格指数（CPI）中的8大类分类指数及城镇单位就业人员平均工资作为基础数据，沿用Parsley和Wei（1996）的方法，首先计算相邻省份*i*和*j*在*t*年的第*k*类商品（或劳动力）的相对价格绝对差 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ ：

$$\Delta Q_{ijt}^k = \ln\left(\frac{P_{it}^k}{P_{jt}^k}\right) - \ln\left(\frac{P_{it-1}^k}{P_{jt-1}^k}\right) \quad (4)$$

为剔除商品本身异质性带来的价格波动，本文采用去均值法处理，得到剔除固定效应后的相对价格变动 $|\Delta q_{ijt}^k|$ ：

$$|\Delta q_{ijt}^k| = |\Delta Q_{ijt}^k| - \overline{|\Delta Q_{ijt}^k|} \quad (5)$$

其中， $P_{it}^k$ 表示*i*省第*k*类商品（或劳动力）在*t*年的价格指数（或平均工资）， $\overline{|\Delta Q_{ijt}^k|}$ 为该年所有省份对组合的均值。在此基础上，计算相对价格变动的方差 $\text{Var}(q_{ijt}^k)$ 并按省份汇总，以此表征商品与劳动力市场的分割程度。针对资本市场，鉴于分地区固定资产投资价格指数数据缺失，本文参考范子英和周小昶（2022）的处理范式，采用上市公司在异地设立子公司的数量这一“流量”指标表征资本要素在区域间的自由流动程度，并对该指标标准化后取倒数，使其与分割指数方向一致。最后，本文采用主成分分析法（PCA）对上述三个维度的分割指数进行降维合成，并取其相反数得到全国统一大市场建设水平（Score），该指标数值越大，表明地区间的市场壁垒越低，一体化程度越高。

### 3. 控制变量

为缓解遗漏变量引致的内生性偏误，本文从四个维度引入控制变量：在企业基本特征层面，采用固定资产净额与上市年限（加1）的自然对数分别衡量企业规模（Size）与上市年限（ListAge）；在财务与盈利维度，引入资产负债率（Lev）表征财务杠杆，采用总资产收益率（ROA）衡量盈利能力；在成长性与治理维度，采用营业收入增长率度量企业成长率（Growth），通过产权性质（SOE）虚拟变量识别制度环境差异，并以第一大股东持股比例衡量股权集中度（Top1）；在地区特征层面，进一步引入政府干预（FS）、经济发展水平（lnpgdp）和基础设施水平（TI）等变量，其中，政府干预采用政府财政支出与GDP的比值衡量，经济发展水平采用人均GDP的自然对数衡量，基础设施水平采用公路里程的自然对数衡量。

### 4. 中介变量

市场需求扩张（MDE）。本文使用市场需求扩张衡量企业所在地区的市场需求水平。借鉴徐保昌等（2026）的研究，采用企业所在省份社会消费品零售总额（亿元）的自然对数进行测度。

企业战略双元化（SA）。本文创新性地企业战略双元化界定为企业在探索与利用两类能力上的互补性强度，用以刻画企业将知识创新转化为市场绩效的“研发—商业化”闭环能力。在测度上，本文以研发费用衡量探索性投入，以销售费用衡量利用性投入，分别除以营业收入并进行标准化，得到研发强度（RDI）与营销强度（MKI）。为提高可比性与稳健性，研发强度与营销强度在行业—年度维度上进行Z-score标准化，并对极端值进行1%缩尾处理。同时，本文将研发费用中的费用化与资本化部分合并，以避免低估探索性投入，更全面地反映企业的研发活动。最终，本文采用研发强度与营销强度的交互项作为战略双元化的核心指标，以更准确地捕捉研发与营销协同作用下的高效双元性。表1为主要变量的定义阐述。

表 1 主要变量定义阐述

| 变量类型  | 变量名称        | 变量符号           | 变量定义                                                     |
|-------|-------------|----------------|----------------------------------------------------------|
| 被解释变量 | 产能利用率       | <i>CU</i>      | 采用随机前沿分析法（SFA），测算企业实际产出与潜在最大产出的比值（ $\frac{Y_t}{Y_t^*}$ ） |
| 解释变量  | 全国统一大市场建设水平 | <i>Score</i>   | 基于相对价格法测算商品、劳动力及资本市场的分割指数，经主成分分析（PCA）合成并取相反数             |
| 中介变量  | 市场需求扩张      | <i>MDE</i>     | 企业所在省份社会消费品零售总额的自然对数                                     |
|       | 企业战略双元化     | <i>SA</i>      | 研发强度与营销强度的交互项                                            |
| 调节变量  | 行业全球价值链地位   | <i>GVC</i>     | 衡量行业在全球价值链中的分工地位指数                                       |
|       | 地方政府内卷式竞争   | <i>ICC_Gov</i> | 地区间招商引资强度与财政补贴优惠占GDP的比值                                  |
|       | 企业内卷式竞争     | <i>ICC_Co</i>  | （销售费用增长率-营业收入增长率）/行业毛利率                                  |
| 控制变量  | 产权性质        | <i>SOE</i>     | 虚拟变量，若企业为国有企业取1，否则取0                                     |
|       | 企业规模        | <i>Size</i>    | 企业固定资产净额的自然对数                                            |
|       | 资产负债率       | <i>Lev</i>     | 企业总负债与总资产的比值                                             |
|       | 总资产收益率      | <i>ROA</i>     | 企业净利润与总资产的比值                                             |
|       | 企业成长率       | <i>Growth</i>  | 企业营业收入增长率                                                |
|       | 第一大股东持股     | <i>Top1</i>    | 第一大股东持股数量占总股本的比例                                         |
|       | 上市年限        | <i>ListAge</i> | 企业上市年限加1的自然对数                                            |
|       | 政府干预程度      | <i>FS</i>      | 政府财政支出与GDP的比值                                            |
|       | 经济发展水平      | <i>lnpgdp</i>  | 人均GDP取对数                                                 |
|       | 基础设施水平      | <i>TI</i>      | 公路里程数取对数                                                 |

（三）数据来源

本文依托国泰安（CSMAR）中国上市公司数据库、中国海关进出口数据、《中国上市公司年报》、国家统计局等权威数据源，结合Wind数据库及《中国统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国金融年鉴》《中国语言地图集》，选取2008~2024年A股上市公司作为研究样本。在研究过程中，剔除了ST、\*ST、PT公司及金融类上市公司，对于个别省份某些年份的缺失数据，则采用线性插值法进行补齐并对主要连续变量进行1%缩尾处理。需特别说明的是，行业全球价值链相关数据的时间跨度为2008~2021年。表2为主要变量的描述性统计结果。

表 2 各变量的描述性统计

| 变量名称        | 变量符号           | 样本量    | 平均值     | 标准误    | 最小值     | 最大值     |
|-------------|----------------|--------|---------|--------|---------|---------|
| 产能利用率       | <i>CU</i>      | 20,663 | 0.6905  | 0.0788 | 0.4498  | 0.8553  |
| 全国统一大市场建设水平 | <i>Score</i>   | 20,663 | 0.1933  | 0.0439 | 0.1272  | 0.2862  |
| 市场需求扩张      | <i>MDE</i>     | 20,663 | 9.3551  | 0.8117 | 6.8567  | 10.7151 |
| 企业战略双元化     | <i>SA</i>      | 20,663 | 0.0687  | 0.6283 | -1.9459 | 3.4198  |
| 行业全球价值链地位   | <i>GVC</i>     | 11,984 | 1.0051  | 0.1398 | 0.6502  | 1.2982  |
| 地方政府内卷式竞争   | <i>Icc_Gov</i> | 20,663 | 0.0119  | 0.0180 | 0.0000  | 0.1074  |
| 企业内卷式竞争     | <i>Icc_Co</i>  | 20,663 | 0.3351  | 1.1017 | -0.9325 | 1.6112  |
| 产权性质        | <i>SOE</i>     | 20,663 | 0.4179  | 0.4932 | 0.0000  | 1.0000  |
| 企业规模        | <i>Size</i>    | 20,663 | 22.1778 | 1.2704 | 19.8397 | 25.9247 |
| 资产负债率       | <i>Lev</i>     | 20,663 | 0.4448  | 0.2051 | 0.0533  | 0.8895  |
| 总资产收益率      | <i>ROA</i>     | 20,663 | 0.0330  | 0.0583 | -0.2166 | 0.1902  |
| 企业成长率       | <i>Growth</i>  | 20,663 | 0.1639  | 0.4144 | -0.5347 | 2.6731  |
| 第一大股东持股     | <i>Top1</i>    | 20,663 | 0.3407  | 0.1515 | 0.0785  | 0.7390  |
| 上市年限        | <i>ListAge</i> | 20,663 | 2.2037  | 0.7248 | 0.6931  | 3.3322  |
| 政府干预程度      | <i>FS</i>      | 20,663 | 0.1842  | 0.0634 | 0.1022  | 0.3986  |
| 经济发展水平      | <i>lnpgdp</i>  | 20,663 | 10.9981 | 0.5754 | 9.6675  | 12.2897 |
| 基础设施水平      | <i>TI</i>      | 20,663 | 11.5735 | 0.9881 | 9.3673  | 12.7117 |

## 四、回归结果及分析

### （一）基准回归结果

表3汇报了全国统一大市场建设对企业产能利用率的基准影响结果。本文通过逐步纳入各维度观测变量与固定效应进行回归分析。第（1）~（3）列的结果显示，在仅控制个体固定效应的基础上，逐层引入时间固定效应以及企业财务特征与治理结构等控制变量后，全国统一大市场的估计系数均在1%的显著性水平上保持稳健。进一步地，第（4）列在同步控制个体与时间双重固定效应，并引入地区层面的外部政策与宏观经济干扰项后，将标准误聚类至省级层面以排除潜在的序列相关性。估计结果显示，全国统一大市场的系数依然在1%的水平下显著为正（0.2771）。这表明，全国统一大市场建设能够显著提升企业产能利用率，研究假说1得到验证。

表 3 基准回归结果

| 变量              | (1)                   | (2)                   | (3)                    | (4)                    |
|-----------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
|                 | <i>CU</i>             | <i>CU</i>             | <i>CU</i>              | <i>CU</i>              |
| <i>Score</i>    | 0.1439***<br>(0.0193) | 0.1441***<br>(0.0197) | 0.2561***<br>(0.0375)  | 0.2771***<br>(0.0683)  |
| <i>SOE</i>      |                       |                       | 0.0063*<br>(0.0036)    | 0.0047<br>(0.0036)     |
| <i>Size</i>     |                       |                       | -0.0296***<br>(0.0020) | -0.0289***<br>(0.0020) |
| <i>Lev</i>      |                       |                       | 0.0623***<br>(0.0066)  | 0.0617***<br>(0.0066)  |
| <i>ROA</i>      |                       |                       | 0.2792***<br>(0.0134)  | 0.2801***<br>(0.0133)  |
| <i>Growth</i>   |                       |                       | 0.0249***<br>(0.0012)  | 0.0249***<br>(0.0012)  |
| <i>Top1</i>     |                       |                       | 0.0079<br>(0.0113)     | 0.0098<br>(0.0112)     |
| <i>ListAge</i>  |                       |                       | 0.0082***<br>(0.0026)  | 0.0095***<br>(0.0026)  |
| <i>FS</i>       |                       |                       |                        | -0.1401***<br>(0.0272) |
| <i>lnpgdp</i>   |                       |                       |                        | -0.0022<br>(0.0067)    |
| <i>TI</i>       |                       |                       |                        | -0.0027<br>(0.0057)    |
| <i>Constant</i> | 0.7183***<br>(0.0037) | 0.7183***<br>(0.0038) | 1.2335***<br>(0.0390)  | 1.2927***<br>(0.1032)  |
| 年份固定效应          | No                    | Yes                   | Yes                    | Yes                    |
| 个体固定效应          | Yes                   | Yes                   | Yes                    | Yes                    |
| 样本数量            | 20663                 | 20663                 | 20663                  | 20663                  |
| Adj. R-squared  | 0.7077                | 0.7112                | 0.7600                 | 0.7612                 |

注：\*表示 $p < 0.1$ ，\*\*表示 $p < 0.05$ ，\*\*\*表示 $p < 0.01$ ；()内为标准误，下表同。

### （二）稳健性检验

为全方位评估研究结论的可靠性，本文通过多重维度进行稳健性考量（表4）。首先，在测度稳健性方面，考虑到企业产能利用效率提升往往反映出资产运营质量的改善，本文采用总资产周转率（*ATO*）作为产能利用率的替代指标，第（1）列回归系数仍然显著为正，证实研究结论不依赖于

特定的指标构建方式；其次，在动态识别与因果推断层面，为捕捉政策效应的时滞性并缓解反向因果引致的内生性问题，本文将核心解释变量分别滞后一期与二期处理，第（2）~（3）列结果显示全国统一大市场建设的政策红利具有明显的跨期持续性；再次，在控制变量维度，通过引入净资产收益率（*ROE*）替换原有的盈利能力指标以及董事会特征（董事会规模，独立董事占比，两职合一）等更为细致的微观治理变量以排除遗漏变量偏误，第（4）列结果依然表现出极强的稳健性；最后，在样本敏感性测试中，通过剔除直辖市样本以消除极端区域特征干扰，以及剔除2020~2022年样本以排除新冠疫情冲击对生产秩序的影响。第（5）~（6）列显示，全国统一大市场的估计系数在1%的水平下高度显著，有力支撑了全国统一大市场建设赋能企业产能利用率提升的核心结论。

表 4 稳健性检验结果

| 变量              | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   | (5)                   | (6)                   |
|-----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                 | <i>ATO</i>            | <i>CU</i>             | <i>CU</i>             | <i>CU</i>             | <i>CU</i>             | <i>CU</i>             |
| <i>Score</i>    | 0.0420**<br>(0.0204)  |                       |                       | 0.2464***<br>(0.0699) | 0.3521***<br>(0.0779) | 0.2316***<br>(0.0666) |
| <i>IScore</i>   |                       | 0.2800***<br>(0.0806) |                       |                       |                       |                       |
| <i>IScore2</i>  |                       |                       | 0.2582**<br>(0.1028)  |                       |                       |                       |
| <i>ROE</i>      |                       |                       |                       | 0.0771***<br>(0.0051) |                       |                       |
| <i>Board</i>    |                       |                       |                       | 0.0102*<br>(0.0058)   |                       |                       |
| <i>Indep</i>    |                       |                       |                       | 0.0097<br>(0.0143)    |                       |                       |
| <i>Dual</i>     |                       |                       |                       | -0.0015<br>(0.0018)   |                       |                       |
| <i>Constant</i> | 2.2138***<br>(0.5445) | 1.2588***<br>(0.1188) | 1.3105***<br>(0.1433) | 1.2255***<br>(0.1053) | 1.3673***<br>(0.1352) | 1.2653***<br>(0.1066) |
| 年份固定效应          | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 个体固定效应          | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 样本数量            | 20663                 | 16313                 | 13420                 | 20663                 | 15983                 | 18243                 |
| Adj. R-squared  | 0.8303                | 0.7851                | 0.7927                | 0.7521                | 0.7581                | 0.7685                |

### （三）内生性检验

#### 1. 工具变量法

为识别因果效应并克服遗漏变量与反向因果引致的内生性偏误，本文采用两阶段最小二乘法（2SLS），借鉴张聪聪等（2023）的做法，以地区方言片数与剔除自身后其余地区统一大市场建设水平均值的交乘项作为工具变量（*IV*），进行内生性处理。一方面，地区方言片数反映该区域历史文化差异与非正式制度壁垒的积淀，会对本地市场整合与制度建设产生显著的路径依赖约束；另一方面，历史遗留的文化特征以及外部其他区域的宏观市场建设趋势，均独立于本地当期微观企业的产能决策，有效阻断与产能利用率的直接关联，满足排他性要求。

实证结果充分证实工具变量的有效性及核心结论的稳健性（表5）。第一阶段回归列（1）显示，该工具变量对内生解释变量具有显著的正向影响（系数为0.5357， $p < 0.05$ ）。工具变量诊断显示，Kleibergen-Paap rk LM统计量（58.24）拒绝不可识别原假设；Kleibergen-Paap rk Wald F统计量（98.57）远超临界值（16.38），排除弱工具变量风险；Anderson-Rubin Wald检验

(18.17) 进一步确保统计推断的可靠性。第二阶段结果列(2)表明,在排除内生性干扰后,全国统一大市场建设对产能利用率的边际效应依然显著为正(系数为0.2799,  $p < 0.05$ )。值得注意的是,该系数较基准回归略有提升,表明原模型可能因测量误差存在一定的向下偏移。综上,本文因果推断逻辑在更严格的计量框架下依然成立。

## 2. 广义矩阵估计法

对于可能的内生性偏误,本文采用系统广义矩估计(GMM)方法检验全国统一大市场与企业产能利用率之间的关系。表5列(3)结果表明,AR(1)检验的p值小于0.1,而AR(2)检验的p值大于0.1,表明扰动项仅存在一阶自相关,而不存在二阶及更高阶的自相关问题。同时,Hansen检验结果的p值大于0.1,说明工具变量的设定是有效的。值得注意的是,滞后一期的产能利用率对当前产能利用率产生显著负向影响,反映出企业在产能利用率上的调整具有显著的自我调节和动态特征,表明企业在生产调整中的“均值回归”现象,即当前期产能较高时,企业会倾向于在下一阶段减少产能,以保持生产效率的平衡。综上,全国统一大市场仍对产能利用率具有显著正向影响,表明在控制动态内生性偏误后,本文结论依然稳健。

### (四) 机制检验

#### 1. 市场需求扩张

由前文分析可知,全国统一大市场可通过助力市场需求扩张提高企业产能利用率。为验证这一假说,现将市场需求扩张变量纳入模型:

$$MDE_{it} = a_0 + a_1 \times score_{it} + a_2 \times X_{it} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, $MDE_{it}$ 表示*i*企业*t*年所面临的市场需求扩张水平。表6列(2)汇报了市场需求扩张的机制检验结果。结果显示,全国统一大市场系数显著为正,说明全国统一大市场能够显著提升市场需求扩张水平。Bootstrap检验得以通过,印证了其作为传导机制的有效性。随着市场一体化程度提升,企业能够削弱地方保护和区域分割带来的同质化竞争,缓解低效率资源配置问题(黄群慧和叶其楚,2025),转而依据全国范围内真实的价格信号做出理性生产决策,使企业能够依托广阔的市场空间有效分摊固定资产成本,从而在产需的动态平衡中消解因市场分割导致的体制性产能过剩,实现产能利用率的提升。由此可以说明,全国统一大市场能够通过市场需求扩张显著提升企业产能利用率,假说1得到验证。

表 5 内生性检验表

| 变量                        | (1)                   | (2)                   | (3)                    |
|---------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
|                           | 第一阶段                  | 第二阶段                  | GMM                    |
|                           | Score                 | CU                    | CU                     |
| IV                        | 0.5357**<br>(0.2662)  |                       |                        |
| Score                     |                       | 0.2799**<br>(0.0806)  | 0.1088***<br>(0.0883)  |
| L.CU                      |                       |                       | -0.5087***<br>(0.0535) |
| Constant                  | 0.5134***<br>(0.8435) | 2.1756***<br>(0.6514) | 0.8161***<br>(0.1264)  |
| 控制变量                      | Yes                   | Yes                   | Yes                    |
| 固定效应                      | Yes                   | Yes                   | Yes                    |
| Kleibergen-Paap rk LM     | 58.24***              |                       |                        |
| Kleibergen-Paap rk Wald F | 98.57                 |                       |                        |
| Anderson-Rubin Wald Test  | 18.17***              |                       |                        |
| AR (1)                    |                       |                       | 0.000                  |
| AR (2)                    |                       |                       | 0.152                  |
| Hansen 检验                 |                       |                       | 0.178                  |
| 样本数量                      | 20663                 | 20663                 | 20663                  |
| Overall R-squared         |                       | 0.5364                |                        |

## 2. 企业战略二元性

根据前文分析，全国统一大市场能够通过企业战略二元性有效提升企业的产能利用率。为验证这一假说，本文进一步将企业战略二元性变量纳入回归模型进行检验：

$$SA_{it}=a_0+a_1\times score_{it}+a_2\times X_{it}+\gamma_t+\delta_i+\varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中， $SA_{it}$ 表示*i*企业*t*年的战略二元性。表6列（3）汇报了企业战略二元性的机制检验结果。结果显示，全国统一大市场系数显著为正，意味着全国统一大市场推进了企业战略二元性的发展。Bootstrap检验得以通过，印证了其作为传导机制的有效性。企业通过提升战略二元性，实现从供给侧到需求侧的有效协同，从而匹配不同的市场需求，有效缓解因供需错配导致的结构性产能闲置（徐燕琳，2017）。由此可以表明全国统一大市场能够驱动企业战略二元性，进而提升企业产能利用率，假说2得到验证。

表 6 机制检验结果

| 变量                          | (1)                   | (2)                     | (3)                  |
|-----------------------------|-----------------------|-------------------------|----------------------|
|                             | <i>CU</i>             | <i>MDE</i>              | <i>SA</i>            |
| <i>Score</i>                | 0.2771***<br>(0.0683) | 3.8505***<br>(0.3763)   | 1.1788**<br>(0.5603) |
| <i>Constant</i>             | 1.2927***<br>(0.1032) | -12.1447***<br>(0.5568) | -0.4554<br>(1.1130)  |
| 年份固定效应                      | Yes                   | Yes                     | Yes                  |
| 个体固定效应                      | Yes                   | Yes                     | Yes                  |
| 样本数量                        | 20663                 | 20663                   | 20663                |
| Adj. R-squared              | 0.7612                | 0.9206                  | 0.3663               |
| Indirect (Bootstrap 95% CI) |                       | [0.0104,0.0314]         | [0.0224,0.0485]      |

### （五）进一步分析

#### 1. “协同”还是“摩擦”：全球价值链分工地位的调节效应检验

在全国统一大市场的快速发展与制度型开放引领的高水平对外开放双重演进的背景下，国内制度红利与国际分工地位的互动逻辑成为理解企业产能的关键。作为我国经济体制改革的重要抓手，全国统一大市场建设通过强化国内大循环的内生动力提升产能利用率。然而，高GVC嵌入企业对制度红利的吸收转化受其在全球产业分工体系中功能定位的约束。在智能化、绿色化、融合化的现代化产业体系演进中，全国统一大市场建设对高GVC分工地位企业的产能利用率是否存在摩擦效应？为回答这一问题，本文在基准模型的基础上引入全国统一大市场与全球价值链分工地位的交乘项（ $score*GVC_{ct}$ ），构建调节效应模型进行实证检验：

$$CU_{itc}=a_0+a_1\times score_{it}+a_2\times score*GVC_{ct}+a_3\times GVC_{ct}+a_4\times X_{itc}+\gamma_t+\delta_i+\varepsilon_{itc} \quad (8)$$

其中， $GVC_{ct}$ 表示*c*行业*t*年的全球价值链分工地位。基于表7列（1）的估计结果，全国统一大市场建设水平（*Score*）与全球价值链分工地位（*GVC*）均对企业产能利用率（*CU*）表现出显著的正向影响。这表明，全国统一大市场与国际分工升级均能独立提升企业产能利用率，验证了假说3.1。然而，二者的交互作用项（ $score*GVC$ ）系数为-0.1017，且在5%水平上显著为负。这说明全国统一大市场 and 全球价值链升级的摩擦作用短期将会抑制企业产能利用率，从而验证了假说3.2。

#### 2. 内卷式竞争对全国统一大市场建设的阻碍效应

党的二十届三中全会明确提出，要“推动生产关系和生产力、上层建筑和经济基础、国家治理

和社会发展更好相适应”。在当前新旧动能转换的关键期，国内大循环仍存在“卡点堵点”，其核心症结之一在于地方保护与市场分割引致的内卷式竞争。这种竞争不仅恶化市场资源配置功能，导致要素被锁定在低水平重复建设的产能中，甚至可能削弱政策的实施效果。全国统一大市场建设作为高质量发展的战略依托，其制度红利的释放是否受到既有利益格局的制约？为准确识别上述调节效应，本文在基准模型基础上引入交乘项（ $score\_Icc\_Gov_{it}$ 、 $score\_Icc\_Co_{it}$ ）进行检验：

$$CU_{it}=a_0+a_1\times score_{it}+a_2\times score\_Icc\_Gov_{it}+a_3\times Icc\_Gov_{it}+a_4\times X_{it}+\gamma_t+\delta_i+\varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$CU_{it}=a_0+a_1\times score_{it}+a_2\times score\_Icc\_Co_{it}+a_3\times Icc\_Co_{it}+a_4\times X_{it}+\gamma_t+\delta_i+\varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中， $score\_Icc\_Gov_{it}$ 、 $score\_Icc\_Co_{it}$ 表示企业*i*在*t*年的全国统一大市场与政府内卷式竞争、企业内卷式竞争的交乘项。政府内卷式竞争（ $Icc\_Gov$ ）借鉴师博和郭思琪（2025）的研究思路：政府内卷式竞争源于地方政府对经济扩张规模的过度追逐。这种非理性的激励偏好使得区域竞争转化为恶性博弈，造成大量财政与市场资源被锁定在低效领域，体现了内卷式竞争强调的资源错配与重复内耗特征。基于此，本文采用地区招商引资额与财政补贴额占GDP比重构建政府内卷式竞争指标。其中，招商引资额反映地方政府争夺外部资本的竞争行为，财政补贴额占GDP比重体现政府资源投入竞争倾向，二者共同刻画政府内卷式竞争程度。企业内卷式竞争（ $Icc\_Co$ ）参考邹美凤等（2026）的研究成果，选取（销售费用增长率-营业收入增长率）经行业平均毛利率调整后的数值作为衡量企业内卷式竞争的代理指标。其理论逻辑在于：在内卷化的市场环境中，企业会为争夺有限份额而持续加大营销推广、渠道建设等竞争性资源投入；然而，这种高额投入不会带来同比例的实际经营增长，从而导致高资源投入、低价值回报的投入产出错配。该指标通过行业平均毛利率剔除行业盈利基准差异后，数值越大即表明企业的资源消耗与价值创造背离越严重，内卷程度越高。

表7列（2）、（3）的实证结果表明，内卷式竞争对全国统一大市场提升企业产能利用率的政策效应具有显著的负向调节作用。具体而言，在政府治理维度（列（2）），交互项系数为-0.9767且在5%的水平下显著，表明地方政府层面的内卷加剧会强化行政壁垒与资源错配，进而削弱全国统一大市场建设对要素流动和产能利用率的提升作用。在企业竞争维度（列（3）），交互项系数为-0.0209且在5%的水平下显著，表明企业层面的同质化竞争与低价竞争降低了其对市场需求扩容的承接能力，从而抑制全国统一大市场建设对产能利用率的改善效果。

表 7 拓展性分析结果

| 变量                | (1)                   | (2)                    | (3)                   |
|-------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
|                   | $CU$                  | $CU$                   | $CU$                  |
| $Score$           | 0.2972**<br>(0.1454)  | 0.2247***<br>(0.0663)  | 0.2767***<br>(0.0684) |
| $Score\_GVC$      | -0.1017**<br>(0.0486) |                        |                       |
| $GVC$             | 0.0351***<br>(0.0126) |                        |                       |
| $Score\_Icc\_Gov$ |                       | -0.9767**<br>(0.4598)  |                       |
| $Icc\_Gov$        |                       | -0.4483***<br>(0.1483) |                       |
| $Score\_Icc\_Co$  |                       |                        | -0.0209**<br>(0.0092) |
| $Icc\_Co$         |                       |                        | -0.0026**<br>(0.0012) |
| $Constant$        | 1.1021***<br>(0.1399) | 1.2410***<br>(0.0986)  | 1.2940***<br>(0.1043) |
| 年份固定效应            | Yes                   | Yes                    | Yes                   |
| 个体固定效应            | Yes                   | Yes                    | Yes                   |
| 样本数量              | 11984                 | 20663                  | 20663                 |
| Adj. R-squared    | 0.7740                | 0.7724                 | 0.7611                |

（六）异质性检验

1. 制度型开放

基于政府治理视角。党的二十届三中全会强调，要“推动生产关系和生产力、上层建筑和经济基础、国家治理和社会发展更好相适应”，而产能治理的体制性瓶颈在于地方政府在为增长而竞争逻辑下形成的路径依赖。本文通过识别企业所在地是否属于自贸试验区或国家综合改革试点区界定制度创新区。表8第（1）、（2）列结果显示，全国统一大市场对产能利用率的提升作用在制度创新区显著性更强（系数为0.1468， $p<0.01$ ）。可能的原因在于，制度环境较优地区已经形成较为完善的市场规则体系和政府治理机制，对统一市场规则的适应能力更强。在这些地区，地方保护、行政审批限制以及市场准入壁垒相对较少，全国统一大市场建设能够更加有效地降低企业跨区域经营成本，促进生产要素优化配置，从而扩大产能利用率的提升空间。

2. 耐心资本的支撑

基于金融博弈视角。产能的深度优化与盘活存量属于长周期过程，需要微观主体具备极强的战略定力。本文借鉴国务院关于发展创业投资并引导金融资源向高质量发展领域倾斜的政策导向，以政府引导基金与社保基金持股占比测度耐心资本，并根据其中位数进行分组。表8第（3）、（4）列显示，全国统一大市场建设的产能提升效果仅在拥有高比例耐心资本的企业中显著（系数为0.1217， $p<0.01$ ）。其经济含义揭示了金融资源属性对微观行为的锚定作用：全国统一大市场建设在打破垄断的同时也强化优胜劣汰机制，由此带来短期波动压力。而耐心资本充当了企业的“战略压舱石”，相对于追求短期退出的套利资本，持有耐心资本的企业具备更强的跨期优化动力，更倾向于在市场整合期进行重资产投入与生产线重组，而非在短期压力下陷入内卷式的价格竞争。因此，一般持有耐心资本的企业更能享受全国统一大市场带来的收益。

表 8 异质性检验结果

| 变量                | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   | (5)                   | (6)                   |
|-------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                   | 制度创新区                 | 非创新区                  | 高耐心资本                 | 低耐心资本                 | 高AI渗透率                | 低AI渗透率                |
|                   | <i>CU</i>             | <i>CU</i>             | <i>CU</i>             | <i>CU</i>             | <i>CU</i>             | <i>CU</i>             |
| <i>Score</i>      | 0.1468***<br>(0.0235) | 0.0541*<br>(0.0309)   | 0.1217***<br>(0.0206) | 0.0438<br>(0.0358)    | 0.1693**<br>(0.0784)  | 0.0736*<br>(0.0148)   |
| <i>Constant</i>   | 0.9824***<br>(0.1182) | 1.1285***<br>(0.0756) | 0.9516***<br>(0.0541) | 0.9863***<br>(0.0638) | 0.9578***<br>(0.1365) | 1.0869***<br>(0.1527) |
| 年份固定效应            | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 个体固定效应            | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 样本数量              | 7456                  | 13207                 | 10332                 | 10330                 | 10332                 | 10330                 |
| Overall R-squared | 0.4821                | 0.6135                | 0.7348                | 0.4462                | 0.5789                | 0.5194                |

3. 数智技术的渗透

基于要素重构视角。在“十五五”规划及国家相关战略部署中，“全面实施‘人工智能+’行动”与“以新需求引领新供给”构成了推动高质量发展、培育新质生产力的双引擎。本文参照姚加权等（2024）的研究思路，基于年报文本分析法测算企业数智化（AI）渗透率，并以其中位数作

为分组依据,以此考察新要素对制度红利的吸收能力。表8第(5)、(6)列中,高AI渗透组的回归系数相对更大(0.1693,  $p < 0.05$ )。其经济含义可能在于:全国统一大市场提供了规模化的数据要素与全国性的需求信号,而人工智能技术则提供了处理这些信息的高效索引。高AI渗透的企业能够通过数智化转型实时获取全国范围内的需求,实现以新供给创造新需求的产需精准耦合,从而享受到全国统一大市场所带来的制度红利。

## 五、研究结论与政策建议

本文探讨全国统一大市场建设对企业产能利用率的直接效应、作用机制及其在全球价值链分工中的地位作用和政企内卷式竞争下的表现。得到以下结论:(1)全国统一大市场能够提升企业产能利用率,在经历一系列稳健性检验后仍然成立。(2)该制度红利可以通过市场需求扩张、企业强化战略二元性,提高企业产能利用率。(3)全球价值链依赖和内卷式竞争会削弱统一大市场的政策效应,表明在国内国际双循环转换过程中,外向型发展路径依赖以及低效竞争模式会对市场整合效应形成约束。(4)在制度环境较优地区、耐心资本充裕以及数智化水平较高的企业中,全国统一大市场建设的产能治理效应更为显著。基于以上研究结论,本文提出以下政策建议:

第一,宏观顶层设计层面应以法治化规制靶向整治“内卷式”竞争,缓解体制性产能过剩。首先,要加快修订《中华人民共和国价格法》,明确内卷式恶性竞争与低价倾销的认定标准,由监管部门针对重点行业启动成本调查,通过法治手段为市场竞争划定清晰红线,引导行业从价格竞争转向价值竞争;其次,应严格落实《全国统一大市场建设指引(试行)》,深化公平竞争审查制度,由工信部动态提升行业准入标准,如对光伏等行业实施更严格的转换效率门槛,通过标准升级强制淘汰落后产能,驱动要素向高效率主体集聚,从制度源头降低制度性交易成本;最后,应构建动态评估与预警机制,通过发布《全国市场一体化发展指数报告》并设立产能预警机制,利用数智技术实时监测产需偏离度,确保政策行稳致远。

第二,中观地方治理层面应重塑高质量发展综合绩效考核体系,以耐心资本驱动企业战略双元转型。首先,地方政府应切实扭转为增长而竞争的政绩观,将投资资本回报率、科技投入强度及产业契合度纳入核心考核指标,引导政府行为从盲目引资转向精准育产,从根源上遏制低水平重复建设;其次,针对企业战略演进的金融需求,应积极引导耐心资本发挥战略压舱石作用,鼓励政府引导基金与社保基金向具备战略双元潜力的微观主体倾斜。利用专项再贷款等工具支持企业构建“研发—商业化”闭环,将扶持方式从输血式补贴转向造血式赋能;最后,应搭建产学研用平台与数字化转型服务体系,支持企业利用工业互联网等技术进行智能化改造,增强企业抵御市场波动、盘活存量产能的能力,实现供给侧效率的实质性修复。

第三,微观企业战略层面应统筹内外循环衔接数智化赋能,对冲全球价值链摩擦效应。首先,面对双循环切换期的调整阵痛,企业应主动重构组织架构,通过战略双元化转型实现研发创新与市场商业化的深度协同,提升对全国统一大市场规则的适配能力;其次,企业应利用数智技术优势,依托工业互联网实现从以产定销向以销定产的模式转变,通过精准捕捉国内细分需求缓解信息不对称导致的产能闲置;最后,深耕国际市场的企业应强化内外贸一体化经营,将全球运营经验与本土化创新相结合,利用超大规模市场优势摊薄研发成本,通过提升产业链供应链的灵敏度与韧性,在更高层次的良性竞争中,将制度红利转化为实质的产能利用效率与国际竞争主动权。

## 参考文献

- [1] 蔡之兵.竞争过度还是竞争不足:“反内卷”的认知误区、操作难点和政策建议[J].河北学刊,2025(6):12-20.
- [2] 陈再齐,鲁一恒,孙小哲.数字化转型能否成为中国企业研发国际化的“飞跃跳板”——来自新OLI理论范式的解释[J].科技进步与对策,2026(11):90-100.
- [3] 范子英,周小昶.财政激励、市场一体化与企业跨地区投资[J].中国工业经济,2022(2):118-136.
- [4] 冯素玲,王同同.企业数字化转型能降低供应链集中度吗?——来自中国A股上市公司的经验证据[J].产业经济评论,2025(6):19-36.
- [5] 葛永波,侯仰帅,岳晓彤.气候风险与企业高质量发展——基于供应链韧性和融资约束的视角[J].经济与管理评论,2026(4):107-120.
- [6] 广东外语外贸大学粤港澳大湾区研究院课题组,申明浩,申么,等.数据跨境有序流动何以赋能统一大市场建设——基于粤港澳大湾区建设视角分析[J].国际经贸探索,2022(11):82-94.
- [7] 何文彬,官铭烜.耐心资本能缓解产能过剩吗——基于上市公司产能利用率视角[J].当代经济研究,2025(1):85-100.
- [8] 杭静,郭凯明,牛梦琦.资源错配、产能利用与生产率[J].经济学(季刊),2021(1):93-112.
- [9] 黄群慧,叶其楚.中国制造业“内卷式”竞争现象及其形成机制研究[J].改革,2025(6):13-27.
- [10] 黄锐,赖晓冰,赵丹妮,等.数字金融能否缓解企业融资困境——效用识别、特征机制与监管评估[J].中国经济问题,2021(1):52-66.
- [11] 姜振煜,李宜馨,朱学昌.价值链参与对企业出口产品质量的影响[J].河南大学学报(社会科学版),2025(3):14-21.
- [12] 靳来群,林金忠,丁诗诗.行政垄断对所有制差异所致资源错配的影响[J].中国工业经济,2015(4):31-43.
- [13] 贾润崧,胡秋阳.市场集中、空间集聚与中国制造业产能利用率——基于微观企业数据的实证研究[J].管理世界,2016(12):25-35.
- [14] 李雪松,赵宸宇,聂菁.对外投资与企业异质性能产能利用率[J].世界经济,2017,40(5):73-97.
- [15] 刘志彪,许山晶.全国统一大市场、要素流动与区域发展差距[J].东北大学学报(社会科学版),2025(5):1-11.
- [16] 陆铭,陈钊.分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?[J].经济研究,2009(3):42-52.
- [17] 马光荣,赵耀红.行政区划壁垒、边界地区公共品提供与经济发展[J].金融研究,2022(8):55-73.
- [18] 马俊峰,杜志强,高雅婷,等.空间结构差异、生产要素流动与跨区域供应链稳定性[J].财经科学,2025(7):119-132.
- [19] 毛其淋,许家云.贸易自由化与中国企业出口的国内附加值[J].世界经济,2019(1):3-25.
- [20] 石福安,邹颖,祁亚.供应链持股如何影响企业产能利用率[J].上海财经大学学报,2025(5):78-92.
- [21] 师博,郭思琪.公平竞争审查与实数融合质量——数据要素-创新资源双重驱动的研究视角[J].宏观质量研究,2025(4):44-60.
- [22] 宋建,王静.全球分工背景下中国企业加成率提升研究[J].数量经济技术经济研究,2021(4):22-41.
- [23] 吴建祖,毕玉胜.高管团队注意力配置与企业国际化战略选择——华为公司案例研究[J].管理学报,2013(9):1268-1274.
- [24] 吴青山,吴玉鸣,蔡慧洁.区域一体化与企业创新质量——来自长三角城市群扩容的证据[J].科技进步与对策,2023(10):90-99.
- [25] 夏杰长,刘诚.行政体制改革、要素市场化与建设全国统一大市场[J].经济与管理研究,2022(11):3-13.
- [26] 徐保昌,丁忠贤,李思慧.全国统一大市场建设何以驱动企业突破性创新?[J].经济与管理研究,2026(3):66-84.
- [27] 徐野,陈梁,刘满凤.国际产能合作对企业产能利用率的影响机制研究[J].经济地理,2023(5):150-159.
- [28] 徐燕琳.基于供给侧—需求侧改革化解产能过剩的文献综述及建议——以钢铁行业为例[J].经贸实践,2017(22):124.
- [29] 杨玉浦,张钟文,魏楚.全国要素统一大市场测度研究[J].中国人民大学学报,2025(5):76-91.
- [30] 姚加权,张锐澎,郭李鹏,等.人工智能如何提升企业生产效率?——基于劳动力技能结构调整的视角[J].管理世界,2024(2):101-116.
- [31] 殷继国.我国公平竞争审查标准的理论阐释与规范再造[J].比较法研究,2023(5):106-120.
- [32] 于连超,李昭依,乔若宸,等.破产司法制度改革、双重代理成本治理与企业产能利用率提升[J].审计与经济研究,2025(5):95-105.
- [33] 朱国悦,陶锋.供应链数字化与企业产能利用率[J].当代财经,2025(6):125-138.
- [34] 王浩旻,黄漫宇,杨露.全国统一大市场建设如何影响企业产能利用率[J].中国农村经济,2025(7):104-124.
- [35] 王胜利,张笑笛.数据要素助推全国统一大市场建设机制研究——基于创新要素流动视角[J].陕西师范大学学报(哲学社会科学版),2025(4):111-122.
- [36] 张聪聪,崔松涛,朱治双,等.市场一体化对区域能源效率的影响及机制[J].资源科学,2023(6):1208-1222.
- [37] 张功富,王永强,刘振.地方保护、企业投资与竞争优势[J].经济经纬,2013(5):84-89.
- [38] 郑毓盛,李崇高.中国地方分割的效率损失[J].中国社会科学,2003(1):64-72.

- [39] 周文, 许凌云. 建设全国统一大市场赋能新质生产力: 内在机理、现实挑战与实践路径[J]. 内蒙古社会科学, 2026(2): 142–150.
- [40] 周泽红, 郭劲廷. 以全国统一大市场建设推动区域协调发展的政治经济学分析[J]. 马克思主义与现实, 2024(2): 101–111.
- [41] 邹美凤, 薛志斌, 张信东. “内卷式” 竞争对企业供应链韧性的影响研究[J]. 价格理论与实践, 2026(5): 239–248.
- [42] Basu, S., “Procyclical Productivity: Increasing Returns or Cyclical Utilization?” , *Quarterly Journal of Economics*, 1996, 111(3): 719–751.
- [43] Kirkley, J., C. J. M. Paul, and D. Squires, “Capacity and Capacity Utilization in Common-pool Resource Industries” , *Environmental and Resource Economics*, 2002, 22(1): 71–97.
- [44] Klein, L. R., “Some Theoretical Issues in the Measurement of Capacity” , *Econometrica*, 1960, 28(2): 272–286.
- [45] Krugman, P., *Geography and Trade*, Cambridge: MIT Press, 1991.
- [46] Morrison, C. J., *A Micro-Economic Approach to the Measurement of Economic Performance: Productivity Growth, Capacity Utilization, and Related Performance Indicators*, New York: Springer Science & Business Media, 1999.
- [47] Parsley, D. C., and S. J. Wei. “Convergence to the Law of One Price Without Trade Barriers or Currency Fluctuations” , *Quarterly Journal of Economics*, 1996, (4): 1211–1236.
- [48] Rothaermel, F. T., and D. L. Deeds, “Exploration and Exploitation Alliances in Biotechnology: A System of New Product Development” , *Strategic Management Journal*, 2004, 25(3): 201–221.
- [49] Shaikh, A. M., and J. K. Moudud, Measuring Capacity Utilization in OECD Countries: A Cointegration Method, Economics Working Paper Archive, 2004.
- [50] Wang, J. Y., and M. Blomström, “Foreign Investment and Technology Transfer: A Simple Model” , *European Economic Review*, 1992, 36(1): 137–155.
- [51] Wang, Z. A., and C. Zheng, “Is Technological Innovation the Cure for Overcapacity: Exploring Mediating and Moderating Mechanisms” , *Journal of Business Research*, 2022, 147: 348–361.
- [52] Young, A., “The Razor’s Edge: Distortions and Incremental Reform in the People’s Republic of China” , *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115(4): 1091–1135.

**【作者简介】何文彬 (通信作者):** 新疆财经大学金融学院教授, 金融学博士, 博士生导师。研究方向: 金融工程。

**李绪杨:** 新疆财经大学金融学院硕士研究生。研究方向: 金融工程。

## Can the National Unified Market Enhance the Enterprise Capacity Utilization Rate?

HE Wen-bin & LI Xu-yang

(School of Finance, Xinjiang University of Finance and Economics, Urumqi 830012, China)

**Abstract:** Effectively addressing overcapacity is an essential pathway for achieving quality transformation, efficiency improvement, and growth momentum conversion in China’s modernization process during the 15th Five-Year Plan period. This study constructs a mechanism indicator of enterprise strategic ambidexterity based on the closed-loop framework of “R&D-commercialization” and employs micro-level data from Chinese A-share listed firms during 2008–2024 to empirically examine the impact of national unified market construction on enterprise capacity utilization rate. The results show that national unified market construction significantly improves enterprise capacity utilization rate, and the findings remain robust after a series of robustness tests. Mechanism analysis indicates that national unified market construction enhances enterprise capacity utilization rate by expanding market demand and promoting enterprise strategic ambidexterity. Heterogeneity analysis reveals that the positive effect of national unified market construction on enterprise capacity utilization rate is more pronounced among firms located in regions with better institutional environments and among enterprises with abundant patient capital and higher levels of digital-intelligent transformation. Further analysis demonstrates that global value chain position and involutionary competition exert negative moderating effects on the policy effectiveness of national unified market construction. These findings provide policy implications for mitigating involutionary competition, deepening market-oriented factor allocation reforms, and promoting the integrated development of domestic and international dual circulation.

**Keywords:** national unified market; global value chain upgrading; involutionary competition; capacity utilization rate

(责任编辑: 任思雨)