

I 国际货币评论

International Monetary Review

主编：张杰

中国政府债务管理机制的优化

李扬

生产方式选择与全国统一大市场建设：机器人与内贸一体化的视角

李磊、刘泽霖

风险冲击、企业杠杆分化与结构性宏观政策

梅冬州、高崧耀、王佳欣

数字贸易规则、新型比较优势与国际分工重塑

李成明、何梦雅、董志勇

政府采购意向公开与中小企业公平竞争

武威、王敏、吉富星

顾问委员会：（按姓氏拼音排序）

Edmond Alphandery	Yaseen Anwar	陈雨露	Steve H. Hanke
李 扬	李若谷	任志刚	

编委会主任：张 杰

编委会委员：（按姓氏拼音排序）

贲圣林	曹 彤	陈卫东	鄂志寰	郭庆旺	焦瑾璞
Rainer Klump	IL Houng Lee	David Marsh	庞 红	Herbert Poenisch	瞿 强
Alfred Schipke	谭松涛	涂永红	汪昌云	王国刚	王 芳
肖 耿	杨 涛	曾颂华	张成思	张之骧	赵锡军
周道许	庄毓敏				

主 编：张 杰

副 主 编：何 青 宋 科

编辑部主任：何 青

编辑部副主任：赵宣凯 安 然

责任编辑：黄昱洲

栏目编辑：徐文竹

美术编辑：北京嗨拍呗文化传媒发展有限公司

刊 名：国际货币评论

刊 期：月 刊

主办单位：中国人民大学国际货币研究所

出版单位：《国际货币评论》编辑部

地 址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室

邮 编：100872

网 址：www.imi.ruc.edu.cn

电 话：86-10-62516755

传 真：86-10-62516725

邮 箱：imi@ruc.edu.cn



IMI

更多精彩内容请登陆国际货币网
<http://www.imi.ruc.edu.cn/>

目 录

【卷首】

- 中国政府债务管理机制的优化 ————— 李扬 01
- 生产方式选择与全国统一大市场建设：机器人与内贸一体化的视角 ————— 李磊、刘泽寰 05
- 风险冲击、企业杠杆分化与结构性宏观政策 ————— 梅冬州、高崧耀、王佳欣 27
- 数字贸易规则、新型比较优势与国际分工重塑——基于流量与品类的双重检验
————— 李成明、何梦雅、董志勇 46
- 政府采购意向公开与中小企业公平竞争——来自市级政府部门的证据 —— 武威、王敏、吉富星 64
- “十五五”时期人民币国际化之方略 ————— 王国刚 84
- 公司内部治理与贸易摩擦：制裁压力下企业的市值管理机制 ————— 涂永红、王俊淇、朱文字 89

中国政府债务管理机制的优化¹

李扬²

随着我国经济的持续发展，政府债务作为宏观经济运行中的关键变量，其规模、结构、功能及可持续性日益受到各界关注。近年来，面对复杂的内外部经济环境，政府债务在调节经济运行、保障民生福祉、支持重点领域发展等方面发挥重要作用的同时，也面临着种类和期限、持有者结构、可持续性等方面的一系列新情况与新挑战。

政府债券的种类和期限结构安排

当前，政府债券的种类和期限结构安排亟待深入探讨。从种类来看，主要分为赤字债务和自偿性债务。从期限来看，我国国债以中期为主，短期相对偏少。从功能来看，国债是金融市场流动性的来源，也是非金融部门财富的重要组成部分。美国在这方面起步较早，其美元最初由黄金背书，之后依托美国国债市场，再经过石油赋能，如今涉足稳定币领域。相比之下，在我国国债市场，国债作为流动性来源的功能发挥还不够充分，但近年来正在加速深化改革与发展。

我国国债在非金融部门尤其是居民部门财富构成中的作用还有待挖掘。长期以来，我国国债面向个人投资者发行的规模相对较小。通过对比中国居民与美国居民收入构成可以发现，我国居民的总收入低于美国居民，但工资性收入水平与美国相近，二者的差距主要体现在财产性收入和转移支付方面。在美国居民的财产性收入中，国债利息收入占比较高，这也从侧面说明我国财政的再分配功能有待进一步提升。

债务增长率分化：政府和实体经济部门的比较

自 21 世纪以来，债务危机引发全球关注，债务过多、杠杆率过高的危害凸显，去杠杆成为共识。当前，我国非金融部门的债务规模增长相对较少，政府债务规模增长较为迅速。在我国非金融部门中，居民部门乃至企业不愿意借款成为新的棘手问题。居民和企业等实体经济部门的债务增长率均呈下降趋势，尤其是居民部门更加明显。实体经济部门债务增长率下降，表明其预期不振。在政府债务方面，我国政府债务的主体是地方债。2020 年以前，我国政府债务增长率较为稳定。2020 年以后，我国政府债务增长加速。根据国家金融与发展实验室编制的《中国国家资产负债表 1978—2022》预测，未来我国政府债务仍可能保持较快上升态势（见图 1）。

¹ 原载于《债券》2025 年第 10 期

² 李扬，中国社会科学院学部委员、国家金融与发展实验室理事长

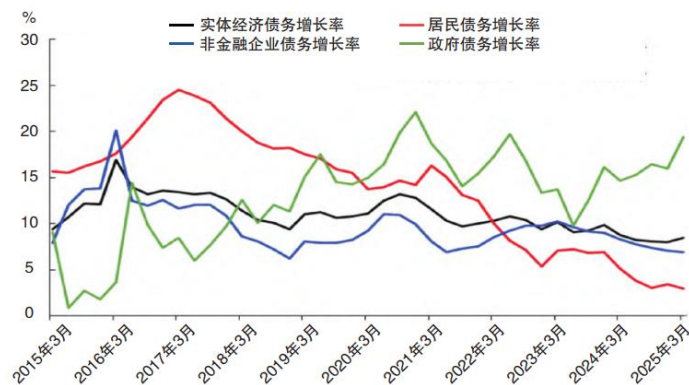


图 1 我国的债务增长率

数据来源：Wind、国家统计局、国家金融与发展实验室

债券购买者结构：国债发行对货币的影响

国债发行的宏观影响在很大程度上取决于购买者的身份。非金融部门购买国债仅涉及资金转移，无货币创造功能，不具有通胀性。在金融部门中，央行购买国债会产生倍数创造货币的效果，商业银行或其他机构购买国债体现为等额创造货币。境外机构购买国债意味着引进外资。因此，宏观调控的关键在于建立财政政策与货币政策有效协调配合的机制，这关乎宏观调控的成败。

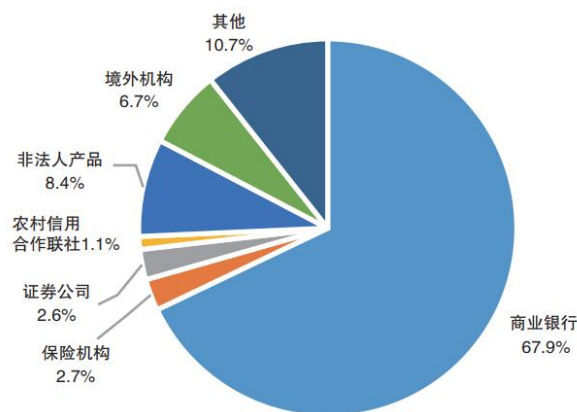


图 2 我国国债的持有者结构

注：1. 因数据采取四舍五入，故图中占比合计数不为 100%

数据来源：国家统计局、中国人民银行、Wind、国家金融与发展实验室

从我国、美国和日本的国债持有者结构来看，3个国家差异明显。在我国，商业银行是国债的主要持有者（见图2）。按照前述分析，商业银行持有国债相当于创造存款，这使得我国的国债结构具有较强的“通胀效应”。从美国来看，其海外投资者和货币当局的国债持有量较多（见图3），这反映了货币当局对财政政策的支持力度，降低了财政政策实施的障碍。同时，共同基金、个人投资者等主体也持有较大份额的国债，且在国债利息支出中，高息部分多流向居民，构成其稳定的收入来源。从日本来看，日本央行是其国债的主要持有者，这与其长期采取刺激性财政政策密切相关。日本私人部门的储蓄率高，政府通过发行国债吸纳私人部门储蓄并用于支出，而政府支出需要与央行配合才能增加新的可支配收入。此外，保险机构、养老基金和海外机构也是日本国债的重要持有者。

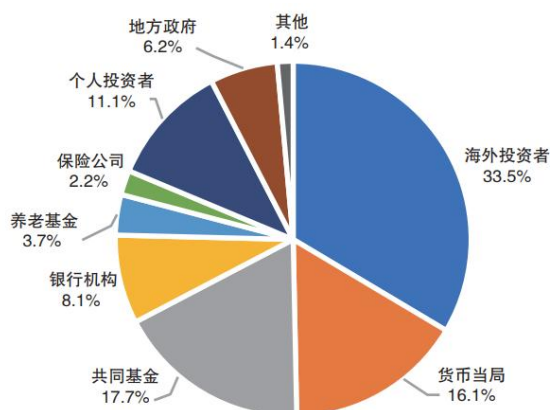


图3 美国国债的持有者结构

数据来源：国家统计局、中国人民银行、Wind、国家金融与发展实验室

当前，我国居民资金大多在低息与高息存款之间流动，而随着商业银行息差收窄，商业银行将难以提供可观的收益，国债市场需要承担起增加居民稳定的财产性收入的责任。

债务可持续性分析：基于利息与经济的匹配度视角

债务可持续性长期存在且富有争议的问题。从国际上看，《马斯特里赫特条约》的赤字标准为：赤字率1不超过3%，负债率2不超过60%，即所谓的“国际安全线”。这实际上是在欧元推出过程中，为解决没有统一财政的缺陷，退而求其次的解决办法，本质上是通过多边协议，为统一货币创造统一的财政基础，但如今已失去参考意义。事实上，判断债务可持续性需要从微观和宏观两方面入手。在微观层面，可以用“债务/息税前利润”来衡量企业债务偿付能力及其安全性，若企业处于盈利状态且利润规模大于债务支付，债务便具有可持续性。在宏观层面，判断债务可持续性则更为复杂，通常可以用“债务/可付息收入流”来衡量。利息成为衡量债务可持续性的关键因素。若当年的利息支出大于当年的新增储蓄或当年的新增国内生产总值（GDP），债务可持续性就会受到影响。

国债管理中的中央银行角色

探讨国债及国债市场作为流动性来源的问题，必然要涉及中央银行的角色。根据《中华人民共和国中国人民银行法》，货币政策目标是保持货币币值的稳定，并以此促进经济增长。《2024年第四季度中国货币政策执行报告》《2025年第一季度中国货币政策执行报告》《2025年第二季度中国货币政策执行报告》均提出，“保持流动性充裕，使社会融资规模、货币供应量增长同经济增长、价格总水平预期目标相匹配”。这一表述丰富了货币政策目标与中央银行的功能，明确流动性管理成为货币政策的中心任务之一。中央银行对市场流动性的关注，有力推动了金融市场，特别是国债市场的发展，货币政策传导机制也更加多样化，流动性状况已显著改善。

此外，中央银行的角色变化还体现在将资产价格稳定纳入货币政策视野。从历史上看，中央银行通常不干预资产价格。但随着宏观金融理论的发展，资产负债表冲击、通货紧缩理论、金融加速器等理论出现，中央银行如今已更加注重金融领域的管理。近年来，中国人民银行持续推出具有中国特色的调控举措，货币政策与时俱进。例如，中国人民银行货币政策委员会2025年第一季度例会提出，“探索常态化的制度安排，维护资本市场稳定”。

当前，货币政策正逐步转向以调控流动性为中心，货币当局愈加强调维护金融市场稳定，在理论层面即为关注流动性。中央银行的角色也从“最后贷款人”转向“最后贷款人+最后做市商”。在利率基准改革方面，银行间报价模式正转变为从金融市场实时获取数据。由此可见，中央银行正日益深入地参与国债管理，国债市场管理已成为财政政策与货币政策协调配合的核心领域。未来，通过财政政策与货币政策的

持续协作和相关机制的丰富完善，金融市场也将迎来更多的发展机遇。（本文根据 2025 中债担保品国际论坛上的发言整理）

生产方式选择与全国统一大市场建设： 机器人与内贸一体化的视角¹

李磊² 刘泽寰³

【摘要】推动企业生产要素投入份额由劳动力密集型向中间品密集型转变是提质增效、实现高质量发展的有效路径，更是优化地区间生产分工、加强产业协作构建全国统一大市场的关键举措。然而，中国各地区不同程度的劳动力成本扭曲阻碍了企业由劳动密集型向中间品密集型生产方式的转变。本文构建了一个包含投入产出联系、生产方式选择、自动化技术使用的一般均衡模型，从国内贸易壁垒下降和工业机器人使用增加这两个新颖且重要的机制入手，量化分析了国内贸易成本和工业机器人价格下降对劳动力成本扭曲的纠正作用，并进一步考察了其对企业生产方式选择、区域产出变动、劳动生产率及社会福利的影响。结果表明，内贸成本降低和推广工业机器人应用对企业采用中间品密集型生产方式具有激励效应，并促进了产出增长、生产率提升与实际工资提高。本研究有助于深化对扭曲经济中企业要素配置与区域生产联动关系的理解，从而为加快形成新质生产力、构建现代化产业体系、推进全国统一大市场建设提供理论依据与政策启示。

【关键词】劳动力成本扭曲 生产方式 全国统一大市场 机器人

引言

构建新发展格局，需要加快建设高效规范、公平竞争、充分开放的全国统一大市场，建立统一的市场制度规则，推动商品要素资源在更大范围内顺畅流动。在此背景下，推动企业生产方式从传统劳动力投入密集型向中间品投入密集型转型，成为建设全国统一大市场的重要环节。中间品密集型生产方式不仅有助于企业聚焦核心环节、提升专业化水平，更能通过强化区域间生产网络联系，有效弥补国内产业链中存在的断点、堵点与对外依赖环节，进而增强不同地区、部门和企业投入产出结构上的协同性，促进区域经济互联互通，打破市场分割与生产孤立，实现资源更优配置与产业更高水平协同发展。

然而，市场扭曲的存在阻碍了企业向中间品密集型生产方式转型与全国统一大市场的建设进程。特别是劳动力成本扭曲，它不仅影响劳动者的收入与消费决策，还会改变生产结构与企业间的投入产出关联，进而抑制经济增长与高质量发展（蔡等，2002；徐长生、刘望辉，2008；盖庆恩等，2019）。在此背景下，如何有效纠正劳动力成本扭曲，降低其对企业转型的负面冲击，进而推动形成分工协作紧密的国内统一大市场，成为一个关键问题。为此，本文基于国内贸易壁垒降低与工业机器人使用增加这两个新颖且重要的机制，构建了一个包含投入产出联系与企业异质性的一般均衡模型，通过引入相对劳动力成本扭曲，系统考察了内贸成本下降与工业机器人使用增加在建设全国统一大市场过程中的作用机制，并分析其对中国各地区产出水平、生产率、劳动要素配置与社会福利的影响。

经济循环涵盖生产、分配、流通与消费等关键环节，贯穿从供给到需求的完整链条。在这一复杂而庞大的体系中，要素配置扭曲却普遍存在于现实经济运行中。考虑到要素市场的运行效率直接影响经济活力，扭曲引致的效率损失受到学术界的广泛关注（霍彭哈恩，2014；米德里根、徐，2014；阿特金、坎德瓦尔，2020；乌拉斯、王，2024）。研究表明，市场扭曲不仅会抑制生产率提升与经济增长（帕伦特、普雷斯科特，1999；谢、克勒诺，2014；布埃拉等，2021），还会延缓前沿技术在发展中国家的推广与使用，进而成为国

¹ 原载于《管理世界》2026年第2期

² 李磊，南开大学跨国公司研究中心

³ 刘泽寰，南开大学经济学院

家间生产率与收入差距的重要成因（雷斯图西亚、罗杰森，2017）。

自改革开放以来，中国市场化进程持续深化，下游产品市场已基本形成充分竞争格局，然而上游要素市场的市场化机制建设仍滞后（王永进、施炳展，2014）。在此背景下，由城乡二元结构、户籍限制以及地方保护主义等因素所导致的劳动力市场扭曲问题尤为值得关注（袁志刚、解栋栋，2011；周正柱、周鹏，2022）。谢和克勒诺（2009）的研究进一步表明，中国在劳动力与资本配置方面存在的扭曲显著抑制了全要素生产率的提升，并认为若中国能够达到与美国相当的要素配置效率，其制造业全要素生产率有望实现 30% 至 50% 的增长。

值得注意的是，改革开放涵盖对内改革与对外开放两大维度。现有文献多聚焦于对外开放与劳动力市场扭曲之间的互动关系。例如，白和程（2016）测度了 1980–2010 年中国省级层面的劳动力错配程度，发现第二产业中工资偏离劳动边际生产率导致了要素配置扭曲，而贸易开放有助于改善此类劳动力市场失灵。类似地，谢等（2024）以中国加入 WTO 作为准自然实验，发现进口关税削减显著改善了企业间的生产要素错配。在国内研究中，张幼文（2008）分析了中国要素市场扭曲的成因与影响，强调劳动力市场扭曲会导致我国的比较优势失真，影响产业结构进步，不仅导致了对外贸易效益的下降，还损害全民共享发展的目标。罗知等（2018）认为进口贸易通过缓解劳动力价格扭曲，降低了资本相对价格，从而促使企业采用资本偏向型技术进步。纪洁等（2023）发现服务贸易与中间品贸易自由化均显著改善了劳动力配置扭曲。

改革开放四十多年来，中国经济体制改革的重点始终围绕优化资源配置方式展开。当前，全面深化改革已取得一系列重要进展，特别是国内贸易壁垒的持续降低与内贸规模的快速增长为经济稳定与高质量发展发挥了重要作用。通贝和朱（2019）指出，在 2000 年至 2007 年间（即中国入世后至全球金融危机前），中国省际贸易增速已超过其与世界其他地区之间的贸易增长。

然而，目前仍缺少将国内生产分工与劳动力成本扭曲相联系的研究工作。特别是在当前全球复杂经济形势下，部分发达经济体的逆全球化思潮与贸易保护主义政策不断抬头。相较于对外开放，国内劳动力成本扭曲与内部经济发展之间的互动机制当下更具现实研究价值。现有研究对此关注有限，相关文献多集中于劳动力扭曲对收入分配的影响，如蔡昉等（2001）指出，劳动力扭曲造成的配置效率损失是地区收入差距扩大的深层原因；孙宁华等（2009）也强调，消除劳动力成本扭曲是实现城乡收入差距缩小的重要途径。

相比于现有文献，本文聚焦于劳动力成本扭曲在不同生产方式中的异质性影响，及其对企业从劳动密集型向中间品密集型转型的制约作用。具体地，本文使用中国工业企业数据测度了企业层面的中间品投入强度，实证发现中间品投入强度更高的企业面临更为突出的劳动力额外成本，并且这一现象在经济发展水平较低的地区更为显著，从而抑制了企业向中间品密集型生产方式的转型意愿。进一步地，本文还考察了国内贸易成本降低与企业自动化投入对生产方式转型的激励效应。通过海关信息、地区间投入产出等数据构建企业机器人使用与地区内贸壁垒等指标进行实证检验，本文发现机器人使用的增加与内贸成本的降低，均显著提升了企业的中间品投入比例，从而有效缓解了相对劳动力成本扭曲所带来的抑制作用。

基于上述特征事实，本文构建了一个一般均衡模型来考察内部贸易成本下降与自动化扩张对企业生产方式选择及社会福利的影响。反事实结果表明，内贸成本降低与机器人使用增加提高了企业采用中间品密集型生产方式的比例，促进了地区间产出与贸易增长，为全国统一大市场的建设提供了内生动力。

相较于现有文献，本文的边际贡献体现在三个方面：第一，从研究问题这一角度来看，本文深入分析了内贸成本和产业自动化发展如何通过影响企业的要素配置决策来对内部贸易和福利产生影响，从而对统一大市场建设相关文献形成有益补充。

第二，从研究方法上来说，本文在区分中间品密集型和劳动力密集型生产方式的基础上引入了劳动力成本扭曲，允许企业在面对不同劳动力成本扭曲程度时，内生地选择要素投入组合与生产方式，从而提供了一个易于分析和处理的理论框架。与本文较为相关的研究是法鲁基等（2024），他们构建了一个包含企业技术选择的一般均衡模型，并在此基础上探讨了国际贸易壁垒与市场扭曲下降对劳动生产率的影响，认为劳动力市场扭曲是发展中国家与发达国家生产率差异的关键因素。本文在研究问题、模型设定以及研究结论等方面与之存在明显差异。就研究问题而言，本文聚焦于劳动成本扭曲对企业不同投入密集型生产方式的影响，以及自动化技术投入和国家内部贸易壁垒降低在其中的优化作用，从而能够更直接地反映当前人

人工智能技术和国内市场改革如何重塑分工和生产结构。就模型设定来说，本文对阿西莫格鲁、雷斯托雷波（2020）和阿尔图克等（2023）的任务分工思想进行拓展，将生产任务的自动化环节与劳动力进行替代，刻画了机器人对企业成本结构转变的特征。从研究结论来看，本文结果表明国内贸易壁垒降低和机器人使用增加对于进一步保障和发展国内统一大市场具有积极意义。

第三，在政策启示方面，本文的研究结论有助于进一步把握中国内贸一体化以及产业智能化发展对生产率和福利的改善情况，肯定了“有为政府”在引领经济社会发展、完善宏观经济治理、纠正市场失灵等方面的重要作用。此外，基于上述发现，本文还从劳动要素市场化改革、破除中间品市场梗阻以及因地制宜推动自动化产业等方面提出了切实可行的政策建议。

本文后续的结构安排如下：第二部分首先呈现了特征事实，并在此基础上构建了理论模型；第三部分为数据与参数校准；第四部分为反事实分析与稳健性检验；最后是结论与政策启示。

一、特征分析与模型设定

本节首先从四个方面梳理了当前中国经济发展的重要特征，以体现本文的研究内容与研究动机，并且为模型的关键假设提供现实支撑。在此基础上，本文参考伊顿、科尔图姆（2002）、阿尔图克等（2023）、法鲁基等（2024）的思路，构建了一个包含劳动力市场扭曲、工业机器人与要素投入组合方式内生选择的多地区多部门一般均衡模型，并在此基础上分析了国内贸易成本与机器人投入对中国经济的影响。

（一）特征分析

为了更好地理解后续模型的关键假设，我们在此提供四组特征事实。

一是，当前国际单边保护主义抬头，部分国家以霸权手段凌驾于多边规则之上，对我国中间品成本形成持续压力。在此背景下，我国于2020年提出构建以国内大循环为主体的新发展格局，强调培育强大国内市场是一场系统性、深层次的变革（李磊等，2021a）。在生产环节构建国内大循环，不仅有助于增强经济抗外部冲击韧性，也能够充分发挥国内各地区比较优势，构建起国内的垂直专业化分工体系，进而推动高质量发展。在此过程中，推动企业由传统的劳动力密集型生产方式转向中间品投入密集型生产方式，成为畅通和强化国内大市场的关键路径，具有多方面的深远意义：首先，企业增加中间品投入将带动更多专业化上游供应商发展，促进区域间产业联动，缓解发展不平衡，从而深化国内产业链分工，实现国内大市场的“畅通”运转。其次，中间品构成庞大的生产资料市场，下游企业扩大国内中间品采购，直接拓宽上游企业销售渠道，形成规模可观、稳定性强的内需拉动效应，尤其为高技术、高附加值中间品供应商提供成长空间，有助于激发并稳固内需市场。再次，中间品投入密集型生产方式通常随对先进技术、设备及知识密集型投入的需求，推动企业提质增效，并带动整个中间品供给体系向高技术、高附加值环节跃升。最后，中间品投入密集型生产方式依托市场机制引导企业基于比较优势选择要素组合，促使资源向高效率、创新型领域流动，避免过度沉淀于低附加值环节，有助于提升国内大循环的整体资源配置效能。

二是，劳动力成本扭曲在经济体中普遍存在（贝彻曼，2012；李健、盘宇章，2018），反映了企业支付的实际用工成本与劳动力报酬之间的系统性偏离。劳动力成本扭曲的成因复杂，最低工资政策（杜贝等，2016；刘贯春等，2017；徐舒等，2020）、流动管制（佩特林、西瓦达桑，2013；海斯、波尔齐奥，2022）以及信息不对称（戴维等，2016）等均是重要因素。劳动力扭曲造成要素配置失衡，不仅导致生产率损失，还会抑制劳动者积极性，加剧社会分配不公。

从本文研究来看，劳动力成本扭曲还可能削弱企业向中间品密集型生产方式转型的动力。中间品密集型生产通常要求企业进行资源整合与规模扩张，然而现有研究表明，规模较大的企业面临更严格的政府监管，包括税收征管和用工规范等方面的行政干预（法鲁基等，2024），这使得其需要承担更高的额外劳动力成本（贝特朗等，2021；乌利塞亚，2018）。这种因规模扩张而加剧的劳动力成本压力，提升了企业采用中间品密集型生产模式的用工负担。在利润最大化目标驱动下，企业将倾向于降低中间品投入比例，且这一抑制效应在劳动力成本扭曲程度较高的地区表现得更加明显。

为验证上述机制，本文利用中国工业企业数据在企业层面测算了劳动力成本扭曲程度，考察其与地区

经济发展水平和中间品投入份额的关系，回归结果见表 1。第（1）列以地区人均收入对数作为经济发展水平的代理变量，并在企业层面控制规模、员工数量、全要素生产率及企业年龄等因素⁴，结果显示经济发展水平对劳动力成本扭曲的系数在 1%水平上显著为负，说明经济发达地区企业面临的劳动力成本扭曲程度较低。第（2）列进一步加入地区、时间和企业固定效应，系数依然稳健为负。第（3）、（4）两列将企业中间品投入份额作为自变量进行回归分析，发现在 1%的水平上对劳动力成本扭曲程度有正向影响，表明中间品投入比例较高的企业通常面临更严重的劳动力成本扭曲，从而构成了企业向中间品密集型生产模式转型的重要障碍。

表 1 经济发展水平、中间品投入份额与劳动成本扭曲程度

	(1)	(2)	(3)	(4)
	劳动力成本扭曲程度	劳动力成本扭曲程度	劳动力成本扭曲程度	劳动力成本扭曲程度
人均生产总值	-0.4212*** (0.0031)	-0.2033*** (0.0276)		
中间品投入份额			1.1034*** (0.0159)	0.1786*** (0.0218)
常数项	1.5418*** (0.0130)	-0.1629*** (0.0500)	0.8301*** (0.0147)	-0.4779*** (0.0325)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	否	是	否	是
时间固定效应	否	是	否	是
个体固定效应	否	是	否	是
样本量	656194	547485	656194	547485
拟合优度	0.302	0.704	0.277	0.704

注：省略控制变量回归结果，小括号内数据为稳健标准误，稳健标准误聚类在企业层面。*、** 和*** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

三是，尽管国家内部地区间不存在关税壁垒，但由于地理距离、制度与结构性障碍所形成的显性与隐性壁垒，仍然显著推高了国内贸易成本（苏红键，2023）。降低国内贸易成本始终是我国推进商品市场一体化、建设全国统一大市场的核心任务。近年来全国范围内的内贸成本总体呈下降趋势，使企业能够以更低的成本获取中间品，有助于增强中间品密集型生产企业的盈利能力，进而推动国内大市场的进一步完善与发展。为验证该机制，基于省际间投入产出表数据，采用 Head-Ries 指数（海德、里斯，2001）测算得到地区间贸易成本（详细方法参见《管理世界》网络发行版附录 1），并对企业的中间品投入份额进行回归。表 2 第（1）列展示了控制企业规模、雇员数量、全要素生产率及企业年龄等变量后的回归结果，内部贸易成本的系数在 1%水平上显著为负，说明较高的内贸成本抑制了企业向中间品密集型生产方式转型。第（2）列进一步控制地区、时间和企业固定效应，内部贸易成本的系数仍在 1%水平上显著为负。

⁴ 企业规模用总产值的对数表示、雇佣人数用劳动力对数表示、全要素生产率参照阿克贝里等（2015）计算，企业年龄用当期减去成立时间加 1 后的对数值表示。

表2 内部贸易成本、自动化技术应用对企业中间品投入份额的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	中间品投入份额	中间品投入份额	中间品投入份额	中间品投入份额
内部贸易成本	-0.0145*** (0.0004)	-0.0156*** (0.0036)		
自动化投入			0.0321*** (0.0026)	0.1032*** (0.0033)
常数项	0.4389*** (0.0019)	0.2227*** (0.0090)	0.4042*** (0.0016)	0.1890*** (0.0033)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	否	是	否	是
时间固定效应	否	是	否	是
个体固定效应	否	是	否	是
样本量	656194	547485	656194	547485
拟合优度	0.545	0.872	0.542	0.872

注：省略控制变量回归结果，小括号内数据为稳健标准误，稳健标准误聚类在企业层面。*、** 和 ***分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

四是，机器人被誉为制造业皇冠顶端的明珠，是衡量一个国家制造业水平和核心竞争力的重要标志。尤其在中国，工业机器人的使用量在近些年实现了快速增长并居于全球领先水平。根据国际机器人联合会的机器人使用数据（International Federation of Robotics）计算发现，中国是全球第一大工业机器人市场，装机量全球占比超过 50%，制造业机器人密度远超世界平均水平。工业机器人的广泛应用同样有助于企业由劳动力密集型向中间品密集型生产方式的转型。其作用机制主要体现在以下方面：首先，机器人通过自动化方式承担重复性、高强度劳动⁵，直接减少对工人劳动的依赖，降低劳动在生产投入中的绝对数量与份额。其次，机器人及其配套系统⁶属于高价值、高技术含量的中间品，其投入直接提升了生产过程中的中间品份额。再次，机器人应用通常伴随生产工艺革新，并对原材料和零部件的质量、精度与标准化提出更高要求，推动企业采购更高质量的中间品或倒逼上游供应商进行技术升级。最后，机器人的使用还能够优化企业要素投入结构，强化生产模式的技术密集与中间品密集特征。

本文在企业层面构建了自动化投入指标，来考察其对中间品投入份额的影响。我们参考李磊等（2021b）的做法，利用海关进口数据和企业信息进行匹配，按照《海关统计商品目录》中的分类编码选取 3 个 HS8 位进口编码⁷作为企业自动化投入的识别依据⁸。对进口企业的自动化投入指标赋值为 1，否则为 0。表 2 最后两列结果显示自动化投入项系数均在 1% 的水平上显著大于零，说明机器人使用有利于企业实现中间品投入密集型转变。

考虑到工业企业数据样本存在一定的滞后性问题，本文用上市公司数据库将样本期扩展至 2023 年，进行稳健性检验，详细内容参见《管理世界》网络发行版附录 2。结果同样表明中间品密集型生产方式的扭曲成本更高，且内贸壁垒降低和自动化技术有助于提升企业的中间品投入份额。

（二）模型构建

1. 生产函数与自动化任务

企业生产函数为柯布-道格拉斯形式，其中 i 、 n 表示地区， s 、 j 表示行业或部门， t 表示不同的要素投入

⁵ 如搬运、焊接、装配、喷涂等。

⁶ 如控制器、传感器、末端执行器、集成软件等。

⁷ 分别为 84795090（其他工业机器人）、84795010（多功能工业机器人）、84864031（IC 工厂专用的自动搬运机器人）。

⁸ 樊海潮等（2024）指出，在 2012 年之前，大部分的工业机器人来自进口。同时，IFR 的报告显示 2012 年中国新增使用的 23000 个机器人中，仅约 3000 个机器人为本土供应商制造，而此前中国本土制造的机器人数量更少。综上因素使得采用进口机器人测度企业自动化投入具有合理性。

密集型生产方式，用于刻画企业 $o \in O$ 的要素配置结构。具体地，本文定义 $t = 1$ 为中间品投入密集型生产方式， $t = 0$ 为劳动力投入密集型生产方式。两类生产方式的差异及企业的选择机制将在下文详细阐述。

假设企业在生产过程中需投入三类要素：运营资本 $\chi_{n,st}$ 、复合劳动力 $q_{n,st}$ 及中间品 $M_{n,st}$ ⁹。生产函数具体为：

$$Q_{n,st}(o) = A_{n,st} \left(Z_{n,st}(o) \frac{\chi_{n,st}(o)}{\gamma_{st}^Z} \right)^{\gamma_{st}^Z} \left(\frac{q_{n,st}(o)}{\gamma_{st}^q} \right)^{\gamma_{st}^q} \left(\frac{M_{n,st}(o)}{\gamma_{st}^M} \right)^{\gamma_{st}^M} \quad (1)$$

其中，复合劳动力 $q_{n,st}(o)$ 用于刻画企业 o 采用的自动化技术投入，即工业机器人与劳动力的组合。地区—行业—生产方式层面的全要素生产率与特定生产率分别表示为 $A_{n,st}$ 与 $Z_{n,st}$ 。 γ_{st}^Z 、 γ_{st}^q 、 γ_{st}^M 分别为资本、复合劳动力与中间品的投入份额。

在收入分配方面， n 地区的劳动者提供劳动获得统一的竞争性工资 w_n^L 。生产者通过投入运营资本并购买复合劳动力与中间品以组织生产，并获取总产出中比例为 γ_{st}^Z 的经营收益。企业需支付总产出中比例为 γ_{st}^q 的部分以获取复合劳动力，但在不同生产方式下面临的劳动力成本有所区别。具体而言，本文假定采用劳动力投入密集型生产方式 ($t = 0$) 的企业所支付的劳动力成本为 $\tau_n^{t=0} \cdot w_n^L$ ，而采用中间品投入密集型生产方式 ($t = 1$) 的企业所支付的劳动力成本为 $\tau_n^{t=1} \cdot w_n^L$ 。其中， τ_n^t 表示企业采用生产方式 t 时所面临的劳动力扭曲成本，该成本在不同地区及不同生产方式的劳动力市场中具有异质性¹⁰。

关于复合劳动力的设定，本文借鉴了阿尔图克等 (2023) 的生产任务框架，将复合劳动力 $q_{n,st}(o)$ 所承担的生产活动视为一系列连续任务的集合。这些任务可进一步划分为可自动化与不可自动化两类区间。本文假定所有任务在理论上均可由劳动力执行，但可自动化区间的任务也可由工业机器人替代完成，不可自动化区间的任务则必须依赖劳动力执行。

为更清晰地展示上述逻辑，图 1 描绘了单位复合劳动力 $q_{n,st}$ 的构成方式。其中，工业机器人在行业 j 所能完成的最大任务范围被定义为自动化技术前沿，由 $u^j \leq 1$ 表示，该前沿受当前科技水平制约，反映了自动化替代劳动力的理论极限。剩余部分 $1 - u^j$ 则由劳动者承担。在实际生产中，代表性企业并不会将自动化技术前沿内的所有任务全部交由机器人完成，而是会内生地选择机器人执行的最优任务比例。因此，在企业实际生产配置中，机器人完成的任务比例为 $u_n^{j,Robot,Auto}$ ¹¹，而人类劳动力则执行其余部分，包括自动化技术前沿中未被机器人替代的剩余任务 $u_n^{j,Labor,Auto}$ ，以及完全不可自动化的任务部分 $1 - u_n^j$ 。

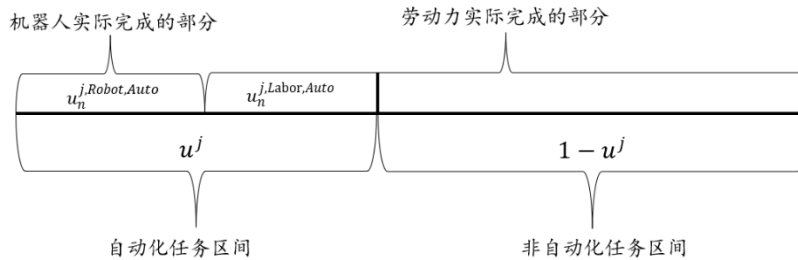


图 1 工业机器人与劳动力任务生产区间

对于任务 $u \in [0, u^j]$ ，每完成一单位该任务，需投入 $\phi_L \vartheta_L(t)$ 单位的劳动力，或 $\phi_R \vartheta_R(t)$ 单位的机器人。其中， ϕ_L 和 ϕ_R 分别表示劳动力与机器人的固定生产率， $\vartheta_L(t)$ 与 $\vartheta_R(t)$ 分别为其随机生产率，服从形状参数为 ν 的韦伯分布。基于韦伯分布的性质，可推导出地区 n 、行业 j 的机器人在两种生产方式下的最优任务分配

比例 $u_{n,t}^{j,Robot,Auto}$ 分别为：

⁹ $M_{n,st} = \prod_{s' \in \mathcal{S}} M_{n,ss't}(o)^{\varsigma_{n,ss't}}$ ，其中， $M_{n,ss't}$ 为行业 s' 用于行业 s 生产的中间品投入， $\varsigma_{n,ss't}$ 是中间品投入消耗系数。

¹⁰ 本文假定服务业面临的劳动力成本扭曲在劳动密集型与中间品密集型两种生产方式中保持一致。

¹¹ 本文以 Robot 和 Labor 分别表示工业机器人与人类劳动力，以 Auto 表示位于自动化任务区间。

$$u_{n,t=1}^{j,Robot,Auto} = \frac{(\phi_R w_R)^{-\nu}}{(\phi_R w_R)^{-\nu} + (\phi_L \tau_n^{t=1} w_n^L)^{-\nu}} u^j \quad (2)$$

$$u_{n,t=0}^{j,Robot,Auto} = \frac{(\phi_R w_R)^{-\nu}}{(\phi_R w_R)^{-\nu} + (\phi_L \tau_n^{t=0} w_n^L)^{-\nu}} u^j \quad (3)$$

其中， w_R 表示工业机器人的价格， w_n^L 为劳动力工资。在任务区间 $u \in [0, u^j]$ 内，地区 n 、行业 j 分别采用中间品密集型与劳动力密集型生产方式所需的劳动力份额 $u_{n,t}^{j,Labor,Auto}$ 分别为：

$$u_{n,t=1}^{j,Labor,Auto} = \frac{(\phi_L \tau_n^{t=1} w_n^L)^{-\nu}}{(\phi_R w_R)^{-\nu} + (\phi_L \tau_n^{t=1} w_n^L)^{-\nu}} u^j \quad (4)$$

$$u_{n,t=0}^{j,Labor,Auto} = \frac{(\phi_L \tau_n^{t=0} w_n^L)^{-\nu}}{(\phi_R w_R)^{-\nu} + (\phi_L \tau_n^{t=0} w_n^L)^{-\nu}} u^j \quad (5)$$

令 $\varphi_n = \frac{\phi_R w_R}{\phi_L w_n^L}$ ，则在两种生产方式下，经生产率调整后企业面临的机器人与人工成本的价格比 $\varphi_{n,t}$ 分别为

$$\varphi_{n,t=1} = \frac{\phi_R w_R}{\phi_L \tau_n^{t=1} w_n^L} = \frac{\varphi_n}{\tau_n^{t=1}} \quad (6)$$

$$\varphi_{n,t=0} = \frac{\phi_R w_R}{\phi_L \tau_n^{t=0} w_n^L} = \frac{\varphi_n}{\tau_n^{t=0}} \quad (7)$$

由此，可将机器人执行的最优任务量 $u_{n,t}^{j,Robot,Auto}$ ，即式（2）与式（3），重新表述为：

$$u_{n,t}^{j,Robot,Auto} = [1 + (\varphi_{n,t})^\nu]^{-1} u^j \quad (8)$$

根据式（8）可知，不同生产方式下工业机器人执行的最优任务量由自动化技术前沿 u^j 、劳动力与机器人之间的替代弹性 ν ，以及经生产率调整后的机器人与劳动力相对成本 $\varphi_{n,t}$ 共同决定。当机器人与劳动力的相对成本下降时，企业倾向于将更多生产任务交由机器人完成，实现对劳动力的替代。与此同时，机器人所能承担的任务总量仍受当前自动化技术前沿的制约。

基于上述任务分配结构，可进一步推导地区 n 、行业 j 在不同生产方式下，可自动化任务的平均单位成本 $w_{n,t}^{j,Auto}$ 与不可自动化任务的平均单位成本 $w_{n,t}^{j,N}$ ：

$$w_{n,t}^{j,Auto} = \psi_1 [(\phi_R w_R)^{-\nu} + (\phi_L \tau_n^t w_n^L)^{-\nu}]^{-\frac{1}{\nu}} \quad (9)$$

$$w_{n,t}^{j,N} = \psi_1 \phi_L \tau_n^t w_n^L \quad (10)$$

其中，常数 $\psi_1 = \Gamma(1 + 1/\nu)$ 。我们假定 $w_{n,t}^{j,N} > w_{n,t}^{j,Auto}$ ，即可自动化任务的单位成本低于不可自动化任务。在此基础上，进一步定义成本缩减因子 $\Omega_{n,t}^j$ ，其为单位任务生产中采用工业机器人所产生的成本与不采用机器人所产生的成本之比，具体表述为：

$$\Omega_{n,t}^j = 1 - u^j + u^j \left(1 - [1 + (\varphi_{n,t})^\nu]^{-1}\right)^{\frac{1}{\nu}} \quad (11)$$

根据式（11），在生产过程中若无法采用工业机器人，成本缩减因子取值为1，意味着所有任务均由劳动力完成；而当工业机器人价格为零时，成本缩减因子达到理论最小值。

在均衡状态下，地区 n 、行业 j 中生产单位任务所需的劳动力数量可表示为：

$$\Xi_{n,t}^j = \kappa \frac{L_{n,t}^j}{q_{n,jt}} = 1 - u^j + u^j \left(1 - [1 + (\varphi_{n,t})^\nu]^{-1}\right)^{1+\frac{1}{\nu}} \quad (12)$$

其中, $\kappa = [\Gamma(1 + 1/\nu)\phi_L]^{-1}$ 为常数, $L_{n,t}^j$ 是总的劳动投入。两种生产方式下复合劳动任务 $q_{i,st}$ 的劳动成本份额可分别表示为:

$$\frac{\tau_n^{t=1} w_n^L L_{n,t=1}^j}{w_{n,t=1}^j q_{n,st=1}} = \frac{\Xi_{n,t=1}^j}{\Omega_{n,t=1}^j} \quad (13)$$

$$\frac{\tau_n^{t=0} w_n^L L_{n,t=0}^j}{w_{n,t=0}^j q_{n,st=0}} = \frac{\Xi_{n,t=0}^j}{\Omega_{n,t=0}^j} \quad (14)$$

$w_{n,t}^j$ 是复合任务 $q_{n,st}(o)$ 的价格, 可用劳动力工资表示为:

$$w_{n,t=1}^j = (\kappa)^{-1} \Omega_{n,t=1}^j \tau_n^{t=1} w_n^L \quad (15)$$

$$w_{n,t=0}^j = (\kappa)^{-1} \Omega_{n,t=0}^j \tau_n^{t=0} w_n^L \quad (16)$$

2. 生产方式和产出决策

企业可在两种生产方式中自由选择: 劳动投入密集型 ($t = 0$) 与中间品投入密集型 ($t = 1$)。两种生产方式仅在要素投入结构上存在差异, 即分别对应不同的要素密集度组合 $\gamma_0 = (\gamma_{s0}^X, \gamma_{s0}^q, \gamma_{s0}^M)$ 与 $\gamma_1 = (\gamma_{s1}^X, \gamma_{s1}^q, \gamma_{s1}^M)$, 并在全要素生产率上有所不同, 而生产出的产品在质量等其他维度上完全一致。每家企业 $o \in O_{i,s}$ 从联合分布中抽取一组经营生产率向量 $[Z_{i,s0}(o), Z_{i,s1}(o)]$, 并基于此内生地选择其生产方式。据此, 可推导出采用不同生产方式的企业 $o \in O_{i,st}$ 所对应的成本函数分别为:

$$c_{i,st=1}(o) = \frac{1}{A_{i,st=1}} \left(\frac{r_{i,st=1}(o)}{Z_{i,st=1}(o)} \right)^{\gamma_{s,t=1}^Z} \left(\frac{\Omega_{i,t=1}^j \tau_i^{t=1} w_i^L}{\kappa} \right)^{\gamma_{s,t=1}^q} (m_{i,st=1})^{\gamma_{s,t=1}^M} \quad (17)$$

$$c_{i,st=0}(o) = \frac{1}{A_{i,st=0}} \left(\frac{r_{i,st=0}(o)}{Z_{i,st=0}(o)} \right)^{\gamma_{s,t=0}^Z} \left(\frac{\Omega_{i,t=0}^j \tau_i^{t=0} w_i^L}{\kappa} \right)^{\gamma_{s,t=0}^q} (m_{i,st=0})^{\gamma_{s,t=0}^M} \quad (18)$$

其中, $r_{i,st}(o)$ 为企业经营资本的回报率; $(\kappa)^{-1} \Omega_{i,t=1}^j \tau_i^{t=1} w_i^L$ 与 $(\kappa)^{-1} \Omega_{i,t=0}^j \tau_i^{t=0} w_i^L$ 分别为两种生产方式下单位复合任务的成本, 由劳动力工资、扭曲成本与成本缩减因子共同决定; $m_{i,st}$ 则为中间品的价格。

根据本文的设定, 在省份行业层面, 所有企业供应同质商品, 不受具体生产方式的影响。因此, 可设 $p_{i,s}$ 为该层面产品的竞争性价格, 并满足竞争市场均衡条件, 即产品价格等于其边际成本: $p_{i,s} = c_{i,st}(o)$ 。由此可得, 企业 o 采用生产方式 t 所获利润 (即经营资本回报) 为:

$$r_{i,st}(o) = Z_{i,st}(o) \times \left(\frac{a_{i,st} p_{i,s} h_{i,st}}{\hat{\tau}_{i,t} \hat{\kappa}} \right) \quad (19)$$

其中, $\hat{\kappa} = (\kappa)^{-\gamma_{st}^q / \gamma_{st}^Z}$, $\hat{\tau}_{i,t} = (\tau_i)^{\gamma_{st}^q / \gamma_{st}^Z}$ 。企业的利润 $r_{i,st}(o)$ 取决于产出价格 $p_{i,s}$ 、投入要素组合成本 $h_{i,st}$ ¹²、调整后的劳动力市场扭曲程度 $\hat{\tau}_{i,t}$, 以及经调整后的企业生产率 $a_{i,st}$ ¹³。

¹² $h_{i,st} = \left(\frac{\Omega_{i,t}^s w_n^L}{p_{i,s}} \right)^{-\gamma_{st}^q / \gamma_{st}^Z} \left(\frac{m_{i,st}}{p_{i,s}} \right)^{-\gamma_{st}^M / \gamma_{st}^Z}$

¹³ $a_{i,st} = (A_{i,st})^{1/\gamma_{st}^Z}$

令 $\tilde{\tau}_{i,t} = \tau_{i,t} \kappa$, 企业在两种生产方式中进行选择以实现利润最大化:

$$\max_t \left\{ Z_{i,st}(o) \times \left(\frac{a_{i,st} p_{i,s} h_{i,st}}{\tilde{\tau}_{i,t}} \right) \right\}$$

假设企业生产率向量 $[Z_{i,s0}(o), Z_{i,s1}(o)]$ 服从独立同分布的 Fréchet 分布, 其形状参数为 $\theta > 1$ 。基于该分布的性质, 可以得到地区行业层面选择中间品投入密集型生产方式的企业比例为:

$$\alpha_{i,st=1} = \left(\frac{a_{i,st=1} h_{i,st=1}}{H_{i,s} \tilde{\tau}_{i,t=1}} \right)^\theta \quad (20)$$

选择劳动投入密集型生产方式的比例为:

$$\alpha_{i,st=0} = \left(\frac{a_{i,st=0} h_{i,st=0}}{H_{i,s} \tilde{\tau}_{i,t=0}} \right)^\theta \quad (21)$$

$$\text{其中, } H_{i,s} = \left[\sum_{t' \in \mathbb{T}} \left(\frac{a_{i,st'} h_{i,st'}}{\tilde{\tau}_{i,t'}} \right)^\theta \right]^{\frac{1}{\theta}}$$

下面, 我们进一步定义地区 i 、行业 s 的总收入。令企业层面收入为 $R_{i,st}(o) = p_{i,s} Q_{i,st}(o)$, 其中 $o \in O_{i,st}$, $O_{i,st}$ 表示选择生产方式 t 的企业集合。不同生产方式下, 总收入可表示为: $R_{i,st} = E[R_{i,st}(o) | o \in O_{i,st}] \times |O_{i,s}| \times \alpha_{i,st}$, 其中 $|O_{i,s}|$ 为集合 $O_{i,s}$ 的基数。地区、行业、生产方式层面的收入 $R_{i,st}$ 满足:

$$R_{i,st} = \alpha_{i,st} \times |O_{i,s}| \times E[Z_{i,st}(o) | o \in O_{i,st}] \times (\gamma_{st}^Z)^{-1} \times \left(\frac{a_{i,st} p_{i,s} h_{i,st}}{\tilde{\tau}_{i,t}} \right) \quad (22)$$

在给定企业技术选择下, 其生产率的条件期望为:

$$E[Z_{i,st}(o) | o \in O_{i,st}] = \alpha_{i,st}^{-\frac{1}{\theta}}$$

为简化表达, 不失一般性地假设 $|O_{i,s}| = 1$, 可得:

$$R_{i,st} = (\gamma_{st}^Z)^{-1} (a_{i,st} p_{i,s} h_{i,st} / \tilde{\tau}_{i,t}) (\alpha_{i,st})^{\frac{\theta-1}{\theta}} \quad (23)$$

进一步, $R_{i,s} = \sum_{t \in \mathbb{T}} R_{i,st}$ 可表示为: $R_{i,s} = p_{i,s} \Gamma_{i,s}^Z H_{i,s}$, 其中 $\Gamma_{i,s}^Z = [\sum_{t \in \mathbb{T}} \alpha_{i,st} (\gamma_{st}^Z)^{-1}]^{-1}$ 是以生产方式比例为权重的经营份额之和。

3. 消费者选择

地区 n 代表性居民的效用函数如下:

$$C_n = \prod_{s \in \mathbb{S}} (C_{n,s})^{\beta_{n,s}}, \text{ 其中 } C_{n,s} = \left[\sum_{i \in \mathbb{I}} (b_{in,s})^{\frac{1}{\sigma_s}} (C_{in,s})^{\frac{\sigma_s-1}{\sigma_s}} \right]^{\frac{\sigma_s}{\sigma_s-1}} \quad (24)$$

式 (24) 外层函数采用柯布-道格拉斯形式, 其中 $\beta_{n,s}$ 表示对部门 s 最终品的消费份额; 内层采用 CES 形式, σ_s 是替代弹性, $b_{in,s}$ 是需求参数。

假定地区 i 生产的部门 s 中间品销往地区 n 时, 面临特定的地区间贸易成本 $d_{in,s} = (d_{in,s}^{tran} + d_{in,s}^{policy} + d_{in,s}^{econ}) \geq 1$ 。该成本由以下三部分构成: 运输成本 $d_{in,s}^{tran}$ 、政策与制度性成本 $d_{in,s}^{policy}$ 、信息与交易成本 $d_{in,s}^{econ}$,

同时将省内贸易成本标准化为 $d_{ii,s} = 1$ 来表征区域内无摩擦。基于此, 地区 i 供应至地区 n 的部门 s 产品的消费价格为 $d_{in,s} p_{i,s}$ 。为刻画统一的需求结构, 本文设定最终品与中间品需求均为相同的 CES 形式, 相应地, 地区 n 在地区 i 部门 s 中的支出份额可表示为:

$$\pi_{in,s} = \frac{b_{in,s}(d_{in,s}p_{i,s})^{1-\sigma_s}}{(P_{n,s})^{1-\sigma_s}} \quad (25)$$

其中 $P_{n,s}$ 是 n 地区部门 s 的价格指数:

$$P_{n,s} = \left[\sum_{i \in \mathbb{I}} b_{in,s}(d_{in,s}p_{i,s})^{1-\sigma_s} \right]^{\frac{1}{1-\sigma_s}} \quad (26)$$

4. 市场出清

根据劳动力市场出清条件:

$$w_i L_i = \sum_{s \in \mathbb{S}} \left\{ \left(\frac{\Xi_{i,t=1}^s}{\Omega_{i,t=1}^s} \right) \left(\frac{1}{\tau_i^{t=1}} \right) \gamma_{st=1}^q R_{i,st=1} + \left(\frac{\Xi_{i,t=0}^s}{\Omega_{i,t=0}^s} \right) \left(\frac{1}{\tau_i^{t=0}} \right) \gamma_{st=0}^q R_{i,st=0} \right\} \quad (27)$$

劳动力成本扭曲的存在意味着企业将劳动力支出的 $(\tau_n^{t=1} - 1) / \tau_n^{t=1}$ 部分用于支付与劳动力相关的市场租金。因此,更高的扭曲降低了企业的劳动力需求,同时扭曲租金满足:

$$T_i = \sum_{s \in \mathbb{S}} \left\{ \left(\frac{\Xi_{i,t=1}^s}{\Omega_{i,t=1}^s} \right) \left(\frac{\tau_i^{t=1} - 1}{\tau_i^{t=1}} \right) \gamma_{st=1}^q R_{i,st=1} + \left(\frac{\Xi_{i,t=0}^s}{\Omega_{i,t=0}^s} \right) \left(\frac{\tau_i^{t=0} - 1}{\tau_i^{t=0}} \right) \gamma_{st=0}^q R_{i,st=0} \right\} \quad (28)$$

产品市场出清条件要求:

$$R_{i,s} = \sum_{n \in \mathbb{I}} \pi_{in,s} E_{n,s} \quad (29)$$

其中,地区 i 在部门 s 上的总支出 $E_{i,s}$ 满足:

$$E_{i,s} = \beta_{i,s} Y_i + \sum_{s' \in \mathbb{S}} \sum_{t \in \mathbb{T}} [\zeta_{i,s't} \gamma_{s't}^M R_{i,s't}] \quad (30)$$

最后, Y_i 为收入水平:

$$Y_i = w_i L_i + T_i + \Pi_i + B_i = \sum_{s \in \mathbb{S}} \sum_{t \in \mathbb{T}} (1 - \gamma_{i,st}^M) R_{i,st} \quad (31)$$

其中 $\Pi_i = \sum_{s \in \mathbb{S}} \sum_{t \in \mathbb{T}} \gamma_{i,st}^Z R_{i,st}$ 为总的利润水平, B_i 是机器人的租金。本文将劳动实际工资定义为 w_i/P_i ,将各地区实际收入定义为 $W_i = \frac{Y_i}{P_i}$,用来判断当地的福利水平。

5. 均衡

基于上述模型,给定不同生产方式的劳动力市场扭曲程度、国内贸易成本、工业机器人价格等基本变量以及参数 $(\gamma_{st}^q, \gamma_{st}^M, \gamma_{st}^Z, \beta_{i,s}, \varphi_n, u^j, \tau_n^t, \zeta_{i,sjt}, \theta, \sigma_s, \nu, \alpha_{i,st}, \pi_{in,s}, Y_i, E_{n,s})$ 后,满足均衡条件式(11)、(12)、(17)、(18)以及式(20) — (31)。在反事实分析中,本文借鉴德克尔等(2007)提出的相对变化方法(Hat Algebra)进行求解相对变化的均衡,并重点内贸成本和机器人价格变动的的影响。

二、数据及参数校准

(一) 数据来源

研究涉及的数据主要来自:中国碳核算数据库发布的2015年31省份多区域投入产出表、中国工业企业数据库、国际机器人联合会(IFR)的机器人使用数据。本文选取中国31个省份,考虑到投入产出数据与IFR数据在行业层面存在一定差异,我们基于IFR的行业分类标准将区域投入产出表的42个行业合并为农林牧渔、采矿、制造业、服务业等6个行业大类。

(二) 参数估计与校准

1. 市场扭曲程度

本文基于工业企业数据库，测算了各地区中间品投入密集型与劳动力投入密集型两种生产方式下的劳动力成本扭曲程度。具体地，设定企业的生产函数为柯布-道格拉斯形式： $Q(o) = A_t(o) \times \prod_{f \in F} (f(o))^{\gamma_t^f}$

其中， f 表示各类要素投入， t 表示不同的生产技术。令 γ_t^L 和 λ_t^L 分别表示企业为获取劳动力所支付的要素份额与劳动者实际获得的报酬份额，二者之比 γ_t^L/λ_t^L 即为劳动力成本扭曲程度。实际报酬份额 λ_t^L 根据工业企业数据库中的企业信息计算得到，要素支付份额 γ_t^L 则通过生产函数估计得到。中间品投入密集型与劳动力投入密集型两种生产方式下的劳动力成本扭曲程度 τ_n^t 可表示为：

$$\tau_n^t(o) = \frac{\gamma_t^L}{\lambda_t^L(o)}$$

2. 中间品投入密集型生产方式门槛

企业生产规模是影响其要素配置方式的重要因素，规模较大的企业更倾向于采用中间品投入密集型生产方式（拉加科斯，2016；伯纳德、詹森，1999；福斯特等，2006）。因此本文依据工业企业数据中的生产规模，对不同生产方式予以识别，并按照下式计算中间品投入密集型生产方式的生产规模门槛：

$$o^* = \arg \min \left[\sum_{t \in \{0,1\}} \sum_{o \in O_t} (Y_t(o) - \bar{Y}_t)^2 \right]$$

其中， $Y_t(o)$ 是企业 o 的总产出， \bar{Y}_t 为生产方式 t 企业集合的平均产出， $Y(o^*)$ 代表区分两类生产方式的生产规模门槛值。

3. 要素密集度参数

为简化分析，假定劳动力的产出弹性参数在不同生产方式间存在异质性，但在行业间无差别。参照生产率估计的经典文献（莱文索恩、佩特林，2003；奥利、佩克斯，1996），采用控制函数法对劳动力的产出弹性 γ_1^L 和 γ_0^L 进行估计，并进一步估计运营资本及中间品在不同生产方式中的产出弹性（ $\gamma_1^Z, \gamma_0^Z, \gamma_1^M, \gamma_0^M$ ）。

4. 自动化前沿

对行业层面自动化技术前沿 u^j 的估计，借鉴了弗雷和奥斯本（2017）提出的研究方法。该研究基于美国劳工部O*NET数据库，运用高斯过程分类器对职业被计算机替代的概率进行了系统估计。在此基础上，结合刘涛雄等（2022）的处理思路，本文通过以下步骤测算中国各行业的自动化前沿水平：

首先，在职业层面进行数据匹配。由于《中华人民共和国职业分类大典》未提供职业特征与技能指标，需将其与O*NET数据库中的职业进行对应，以获得职业评价信息。其次，识别与机器人使用相关的关键职业特征。在职业层面，使用各行业的人均机器人使用数据，对O*NET中“能力”、“技能”和“工作活动”三个模块共计123个职业特征进行LASSO回归，筛选出在人与机器人“对抗”过程中具有显著影响的职业特征。再次，估计职业被替代的概率。基于LASSO回归结果并按照“重要性评分”为权重进行加权处理得到最可能和最不可能被替代的35个职业作为训练集，并运用随机森林分类模型计算出每个职业被机器人替代的概率。最后，加总得到行业层面的自动化前沿。将各职业被替代的概率按其所在行业的就业份额进行加权得到自动化前沿指标。

5. 机器人与劳动力相对成本

根据前文模型可得，经过生产率调整的机器人与劳动力的相对价格 $\varphi_n = \phi_R w_R / \phi_L w_n^L$ ，其中相对生产率部分 ϕ_R / ϕ_L ，参考阿西莫格鲁和雷斯托雷波（2020）设定为1/6.5，即每台机器人可以替代6.5单位劳动力。同时假设单位劳动力价格与人均GDP相等，机器人价格（包括必要配件和维护）设定为30万美元，折旧率14%。

6. 其他参数的估计与校准

其他参数的选取方面，技术弹性（ θ ）按照法鲁基和佩莱格里纳（2023）取值为4.5；贸易弹性（ σ_s ）按照伊顿和科尔图姆（2002）取值为4；机器人与劳动力的替代弹性参数（ ν ）按照阿尔图克等（2023）设置为9；最终品支出份额（ $\beta_{i,s}$ ）、中间品的消耗份额（ $\zeta_{i,ss't}$ ）以及省份间的贸易份额（ $\pi_{i,j,s}$ ）等指标根据投入产出数据计算得出。

三、反事实结果与分析

（一）国内市场分割情形下扭曲的福利成本

首先考察国内市场分割（即国内地区间无贸易）情境下劳动力成本扭曲所带来的福利成本。具体分析过程分为三个步骤：（1）将国内贸易成本和工业机器人价格设置为无限大，模拟国内市场完全分割且无机器人使用的经济状态，并计算其社会福利水平；（2）在保持市场分割的设定下，进一步消除劳动力成本扭曲，得到无扭曲状态的社会福利；（3）通过比较消除扭曲前后的福利水平差异，量化出封闭经济中劳动力成本扭曲所引致的福利成本。

图 2 将全国 31 个省份按经济发展水平划分为高收入、中等收入与低收入三类地区，并参照法鲁基等（2024）对技术弹性（ θ ）的设定，分别展示了不同收入地区在上述反事实模拟中的福利变动结果。研究发现，中等收入与低收入地区所受扭曲的福利成本相对更高。其原因在于，这些地区的劳动力成本扭曲程度本身较高，导致企业在劳动密集型与中间品密集型生产方式之间的分布与最优结构存在更大差异，从而放大了资源配置的效率损失。此外，模拟结果还表明，更高的技术弹性会增强企业生产方式选择对劳动力市场扭曲的敏感度，进而进一步放大扭曲所造成的福利损失。

（二）国内市场分割情形下机器人的福利创造作用

进一步考察机器人的福利创造效应。我们采用与上文一致的反事实模拟思路：首先，设定极高的国内贸易成本与工业机器人价格来模拟无区际贸易与无机器人使用的基准情景，并计算社会福利水平；其次，在保持国内市场分割的条件下，将机器人价格调整至校准后的实际水平，模拟引入机器人技术后的经济状态，评估福利。图 3 结果表明，机器人使用普遍提升了各收入地区的福利水平，但改善幅度存在显著的地区差异。具体而言，高收入地区的福利提升最为明显，中等收入地区次之，低收入地区相对较小。这一差异主要源于高收入地区的劳动力工资水平较高，使用机器人替代劳动所带来的成本节约效应更为显著。总体来看，机器人使用扩大能够提升生产率、增加总产出并降低产品价格，带来社会福利的改善。

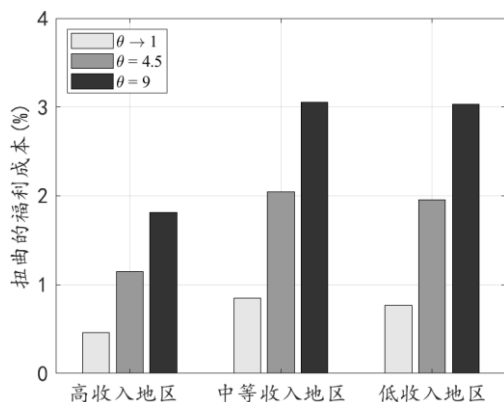


图 2 扭曲的福利成本

数据来源：作者根据量化结果整理所得

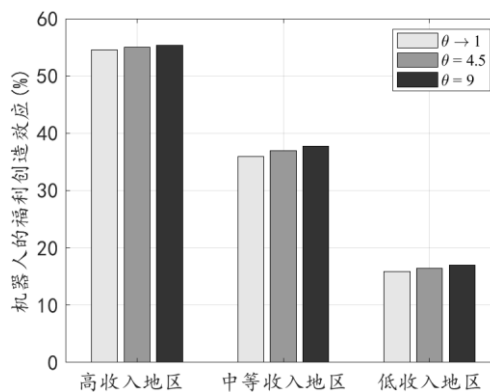


图 3 机器人的福利创造效应

数据来源：作者根据量化结果整理所得

（三）国内贸易成本下降的生产方式选择与福利效应

本文进一步探讨在劳动力成本存在扭曲的条件下，国内贸易成本下降对企业生产方式选择的影响，并分析其带来的生产率与福利效应。首先考察该变化对各地区产出的影响，为此我们在基准经济（存在劳动力成本扭曲）中模拟了除服务业外的其他行业的内贸成本同时降低 20% 的情形。表 3 的结果显示，内部贸易成本下降使中国大部分地区的总产出规模有所提升，但呈现出明显的区域异质性。具体而言，高收入地区的总产出增长相对较低，而中等收入与低收入地区的增长更为显著。其中，山西、宁夏、陕西、重庆、

安徽和海南六个省的产出增幅超过 20%。

从生产结构来看，国内贸易成本下降促使各地区中间品投入密集型与劳动力投入密集型两种生产方式的产出规模均实现增长，且前者的增长幅度显著高于后者，反映出要素配置结构向中间品密集型方式的积极转变。理论上，高收入地区中间品密集型生产方式面临的劳动力成本扭曲程度较低，而中低收入地区更为突出。因此，国内贸易成本的下降带来中间品价格降低，对中低收入地区劳动力成本扭曲的纠正作用更强，从而更有效地促进这些地区的生产扩张。同时，国内贸易成本降低激励更多企业采用中间品密集型生产方式，强化了地区间的生产关联，带来了区域贸易的整体扩大。

表 3 国内贸易成本下降对各地区的产出效应（单位：%）

地区	经济发展水平	总产出变化	中间品投入密集型生产方式的产出变化	劳动力投入密集型生产方式的产出变化
北京市	高收入地区	19.78%	67.93%	2.02%
天津市	高收入地区	11.81%	23.25%	3.07%
内蒙古自治区	高收入地区	11.40%	19.62%	1.94%
辽宁省	高收入地区	10.01%	17.75%	4.06%
上海市	高收入地区	17.39%	39.83%	5.42%
江苏省	高收入地区	9.83%	15.83%	3.48%
浙江省	高收入地区	16.49%	36.12%	4.46%
福建省	高收入地区	6.26%	10.82%	2.11%
山东省	高收入地区	3.43%	5.05%	1.21%
广东省	高收入地区	10.96%	19.95%	2.66%
河北省	中等收入地区	10.23%	16.62%	2.16%
山西省	中等收入地区	20.52%	33.21%	6.64%
吉林省	中等收入地区	9.46%	18.22%	1.03%
安徽省	中等收入地区	26.98%	55.68%	3.92%
湖北省	中等收入地区	8.28%	15.54%	2.06%
湖南省	中等收入地区	10.68%	18.24%	3.65%
海南省	中等收入地区	28.11%	49.25%	11.80%
重庆市	中等收入地区	22.42%	40.83%	5.86%
陕西省	中等收入地区	22.17%	41.71%	3.81%
宁夏回族自治区	中等收入地区	20.98%	34.02%	6.80%
新疆维吾尔自治区	中等收入地区	15.60%	26.51%	5.97%
黑龙江省	低收入地区	15.43%	33.62%	3.40%
江西省	低收入地区	12.40%	21.08%	2.08%
河南省	低收入地区	14.39%	19.93%	5.05%
广西壮族自治区	低收入地区	12.25%	21.52%	1.77%
四川省	低收入地区	7.23%	10.83%	3.02%
贵州省	低收入地区	19.59%	34.52%	5.03%
云南省	低收入地区	18.19%	31.28%	3.85%
西藏自治区	低收入地区	13.13%	31.43%	4.96%
甘肃省	低收入地区	18.96%	35.69%	3.95%
青海省	低收入地区	14.30%	30.26%	-0.51%

数据来源：作者根据量化结果整理所得

本节还通过两组反事实模拟进一步展开分析。第一组模拟在基准经济（存在劳动力成本扭曲，且企业使用机器人完成可自动化任务）中依次对每个省份服务业外的全部行业的内贸成本降低 20%。第二组模拟

则在基准经济上依次消除各地区劳动力成本扭曲，同时对各省份非服务业的内贸成本降低 20%，以进行对比。

将各省份按经济发展水平划分为高、中、低收入三类地区，对每类地区内各省的模拟结果取平均值，汇总于表 4。首先来看内贸成本下降对企业生产方式选择的影响，结果表明降低内贸成本有效减少了中间品价格，导致选择中间品密集型生产方式的企业比例上升。值得注意的是，这一提升效应在存在劳动力成本扭曲的经济环境中更为明显，反映出国内贸易成本下降对扭曲具有纠正作用。接下来分析对劳动生产率的影响。贸易成本下降通过降低中间品价格、激励企业增加中间品投入以配合劳动力生产，从而提升了各收入地区的平均劳动生产率。

最后来看实际工资的变化情况。当存在劳动力成本扭曲时，贸易自由化使高、中、低收入地区的实际工资分别增长 11.79%、10.85%和 8.13%；而在无扭曲情形下，提升幅度进一步扩大，分别达 13.25%、17.36%和 15.02%。一方面，扭曲压低了企业支付给劳动力的报酬份额；另一方面，在扭曲经济中，贸易自由化对中间品密集型生产方式的激励更强，从而抑制了整体劳动力需求。最后两行汇报了贸易成本下降对非服务业劳动密集度与中间品密集度的影响。结果显示，贸易自由化普遍降低了劳动力密集度、提高了中间品密集度，且这一结构转型在扭曲经济中表现得更为剧烈，与对企业生产方式选择的影响相符合。

表 4 内部贸易成本下降的技术选择与生产率效应

	扭曲情形的贸易成本下降			无扭曲情形的贸易成本下降		
	高收入地区	中等收入地区	低收入地区	高收入地区	中等收入地区	低收入地区
中间品密集型方式比例	20.20%	19.00%	17.17%	18.84%	12.76%	8.13%
平均劳动生产率	5.02%	8.23%	7.45%	6.68%	8.24%	7.56%
实际工资	11.79%	10.85%	8.13%	13.25%	17.36%	15.02%
劳动密集度	-3.91%	-4.26%	-4.03%	-3.67%	-3.06%	-2.19%
中间品密集度	4.88%	5.16%	4.81%	4.62%	3.54%	2.33%

注：表中分别汇报了存在劳动力市场扭曲以及无劳动力市场扭曲情形中，高收入、中等收入、低收入地区在面对国内贸易成本下降 20%后，各变量的变动比例。劳动密集度、中间品密集度为除服务业外各部门的平均值。

（四）机器人使用增加的生产方式选择和福利效应

本文进一步考察机器人价格下降对生产率与福利的潜在影响。为此，我们设计了两组反事实模拟：第一组在具有劳动力成本扭曲的基准经济中，将机器人价格降低 30%；第二组在消除成本扭曲的经济中，同样实施 30%的机器人价格下降，以对比分析其经济效应。

表 5 汇报了在扭曲经济中，机器人价格下降 30%后各地区产出的变动情况。从全国范围看，机器人价格下降促进了所有地区的实际产出增长。就不同生产方式而言，中间品密集型与劳动密集型生产的产出规模均有所扩大。然而，机器人价格下降的产出促进效应呈现明显的地区异质性：对高收入地区的推动作用最弱，对中等收入地区较强，而对低收入地区最为明显。其中，甘肃、贵州、四川、海南和广西五个省区的产出增幅均超过 20%。

机器人价格下降通过两种渠道驱动经济增长：一方面，自动化成本降低直接减少了企业的生产成本，激励生产规模扩张；另一方面，机器人对劳动力替代在一定程度上纠正了劳动力市场扭曲，尤其在经济发展水平较低、扭曲程度较高的地区，这一机制促使企业更倾向于采用中间品密集型生产方式，从而强化区域间贸易联动，带动总体产出提升。

表5 机器人价格下降对各地区的产出效应（单位：%）

地区	经济发展水平	总产出变化	中间品投入密集型生产方式的产出变化	劳动力投入密集型生产方式的产出变化
北京市	高收入地区	0.96%	1.82%	0.64%
天津市	高收入地区	0.45%	0.19%	0.65%
内蒙古自治区	高收入地区	0.87%	1.03%	0.67%
辽宁省	高收入地区	8.63%	10.15%	7.46%
上海市	高收入地区	0.85%	0.70%	0.93%
江苏省	高收入地区	0.83%	0.73%	0.94%
浙江省	高收入地区	1.02%	1.04%	1.00%
福建省	高收入地区	0.52%	0.24%	0.78%
山东省	高收入地区	4.03%	4.56%	3.31%
广东省	高收入地区	1.63%	1.75%	1.52%
河北省	中等收入地区	8.20%	9.16%	6.99%
山西省	中等收入地区	3.80%	4.31%	3.23%
吉林省	中等收入地区	0.95%	0.81%	1.07%
安徽省	中等收入地区	9.01%	9.87%	8.33%
湖北省	中等收入地区	11.42%	13.63%	9.53%
湖南省	中等收入地区	9.44%	10.69%	8.26%
海南省	中等收入地区	20.28%	21.81%	19.10%
重庆市	中等收入地区	12.50%	14.15%	11.02%
陕西省	中等收入地区	19.14%	21.40%	17.02%
宁夏回族自治区	中等收入地区	6.06%	6.56%	5.51%
新疆维吾尔自治区	中等收入地区	12.05%	13.22%	11.02%
黑龙江省	低收入地区	3.44%	4.12%	2.99%
江西省	低收入地区	4.17%	4.58%	3.68%
河南省	低收入地区	19.82%	21.22%	17.47%
广西壮族自治区	低收入地区	22.92%	26.40%	19.00%
四川省	低收入地区	22.90%	26.91%	18.20%
贵州省	低收入地区	21.34%	23.83%	18.91%
云南省	低收入地区	6.82%	7.27%	6.32%
西藏自治区	低收入地区	14.29%	16.01%	13.52%
甘肃省	低收入地区	20.19%	22.87%	17.78%
青海省	低收入地区	18.54%	20.77%	16.47%

数据来源：作者根据量化结果整理所得

沿用上一节的思路，我们在表6中进一步模拟了机器人价格降低30%的情形，并对比分析了消除劳动力成本扭曲前后的差异。拟合结果进一步表明，机器人价格下降提升了各收入地区企业采用中间品投入密集型生产方式的比例，且在劳动力成本扭曲存在的情况下，这一促进效应更为突出。从理论机制上看，机器人价格降低减少了自动化生产的相对成本，劳动力密集型生产方式的劳动成本份额相对更高，激励企业更多地转向中间品密集型生产方式。与此同时，机器人价格下降也推动了劳动生产率的提升，促使非服务业部门的劳动密集度整体下降，反映出技术渗透对要素配置结构的系统性优化。

表 6 机器人价格下降的技术选择与生产率效应

	扭曲情形的机器人价格下降			无扭曲情形的机器人价格下降		
	高收入地区	中等收入地区	低收入地区	高收入地区	中等收入地区	低收入地区
中间品密集型方式比例	1.16%	2.44%	3.46%	0.70%	0.38%	0.35%
平均劳动生产率	1.51%	10.16%	15.15%	0.23%	0.26%	1.02%
实际工资	22.60%	12.39%	-3.51%	3.84%	5.06%	8.31%
劳动密集度	-0.09%	-0.39%	-0.67%	-0.08%	-0.03%	-0.03%
中间品密集度	0.12%	0.47%	0.79%	0.10%	0.04%	0.04%

注：表中分别汇报了存在劳动力市场扭曲以及无劳动力市场扭曲情形中，高收入、中等收入、低收入地区在面对机器人价格降低 30% 后，各变量的变动比例。劳动密集度、中间品密集度为除服务业外各部门的平均值。

值得注意的是，机器人价格的下降对高收入和中等收入地区的劳动者实际工资产生了积极影响。然而，在存在劳动力成本扭曲的经济中，低收入地区的实际工资却下降了 3.5%。市场扭曲本已降低了劳动者的收入，而机器人使用的增加进一步替代了劳动力，当生产规模扩大和价格水平下降的效果未能完全抵消扭曲和机器人使用对劳动力收入的负面影响时，可能导致实际工资的降低。为了进一步阐述机器人价格降低对实际工资的影响，我们将机器人的价格从初始状态依次下调 5% 进行模拟并绘制在图 4 中。结果显示，在劳动力成本存在扭曲的经济中，机器人价格下降对低收入地区的劳动力实际收入表现为先降低后促进的作用。当机器人价格下降幅度在 40% 内，低收入地区的劳动力实际收入随机器人价格降低而下降；当机器人价格下降幅度超过 40% 后，实际收入随机器人价格降低而增加。

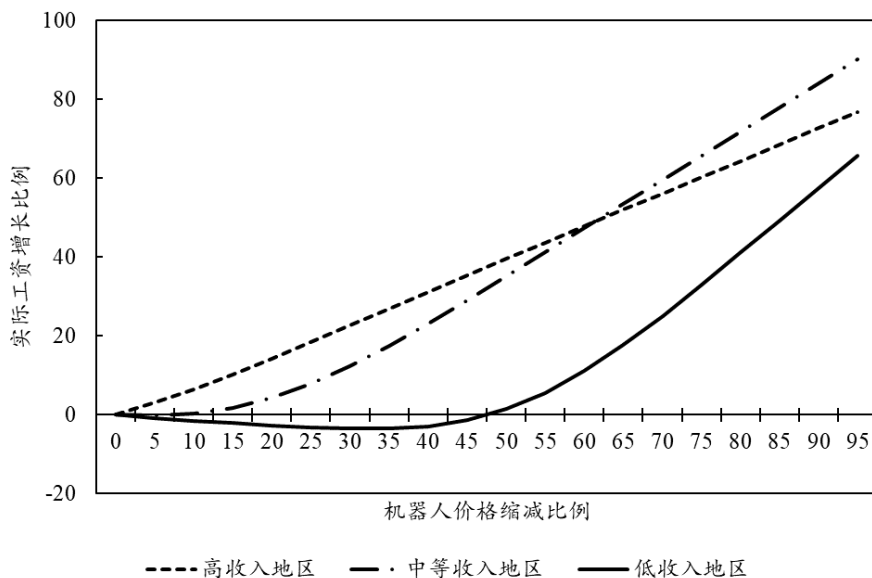


图 4 扭曲经济中机器人价格下降对实际工资的影响

数据来源：作者根据量化结果整理所得

（五）贸易成本、机器人价格同时降低的生产方式选择与福利效应

前两节分别探讨了国内贸易成本下降与工业机器人应用增加对企业生产方式以及福利的独立影响。在此基础上，本节综合考察两类变化的协同效应。具体地，我们在存在劳动力成本扭曲的基准情景中，同时模拟国内贸易成本降低 20% 与工业机器人价格下降 30% 的组合调整，并分析其对各地区总产出及不同生产方式产出的影响。表 7 结果显示，内贸成本与机器人价格协同变动显著提升了所有地区的总产出规模，其扩张幅度超过单独降低贸易成本或单独降低机器人价格的情形，显示出明显的协同增强效应。

从生产方式结构来看，内贸成本与机器人价格协同变动促进了中间品密集型与劳动密集型生产方式的

产出增长，并且中间品密集型方式产出的增长规模明显高于劳动密集型。进一步地，协同变动对两类产出的促进效应强于单一情景。从区域分布来看，协同变动对产出的促进作用呈现系统性梯度特征：低收入地区受益最大，中等收入地区次之，高收入地区相对最弱。具体来看，安徽、海南、重庆、陕西、河南、广西、四川、贵州、西藏、甘肃和青海等 11 个省（区、市）的产出增幅均超过 30%，显示出协同变动对欠发达地区的强劲带动作用。

表 7 内部贸易成本与机器人价格下降对各地区的产出效应（单位：%）

地区	经济发展水平	总产出变化	中间品投入密集型生产方式的产出变化	劳动力投入密集型生产方式的产出变化
北京市	高收入地区	21.00%	70.83%	2.62%
天津市	高收入地区	12.54%	24.04%	3.76%
内蒙古自治区	高收入地区	12.29%	20.83%	2.46%
辽宁省	高收入地区	18.06%	27.49%	10.81%
上海市	高收入地区	18.60%	41.53%	6.37%
江苏省	高收入地区	10.88%	17.04%	4.37%
浙江省	高收入地区	17.93%	38.36%	5.41%
福建省	高收入地区	6.96%	11.41%	2.92%
山东省	高收入地区	7.18%	9.34%	4.24%
广东省	高收入地区	12.43%	21.80%	3.79%
河北省	中等收入地区	17.41%	24.88%	7.99%
山西省	中等收入地区	23.57%	37.01%	8.87%
吉林省	中等收入地区	10.16%	18.88%	1.77%
安徽省	中等收入地区	34.42%	65.24%	9.68%
湖北省	中等收入地区	19.26%	28.98%	10.91%
湖南省	中等收入地区	19.50%	28.53%	11.08%
海南省	中等收入地区	51.48%	76.23%	32.40%
重庆市	中等收入地区	33.54%	54.48%	14.71%
陕西省	中等收入地区	41.06%	64.34%	19.20%
宁夏回族自治区	中等收入地区	25.44%	39.26%	10.41%
新疆维吾尔自治区	中等收入地区	25.61%	37.92%	14.76%
黑龙江省	低收入地区	17.78%	36.99%	5.09%
江西省	低收入地区	15.89%	25.14%	4.89%
河南省	低收入地区	36.89%	44.22%	24.54%
广西壮族自治区	低收入地区	36.85%	50.61%	21.30%
四川省	低收入地区	30.78%	38.59%	21.65%
贵州省	低收入地区	42.97%	61.87%	24.55%
云南省	低收入地区	28.13%	42.51%	12.37%
西藏自治区	低收入地区	30.80%	52.67%	21.03%
甘肃省	低收入地区	42.52%	63.85%	23.39%
青海省	低收入地区	35.93%	55.97%	17.35%

数据来源：作者根据量化结果整理所得

最后，表 8 呈现的反事实模拟结果表明，协同变动对高、中、低收入地区企业采用中间品密集型生产方式的比例均产生显著促进作用，且在劳动力成本存在扭曲的经济环境中提升效应更为突出。

表 8 内部贸易成本与机器人价格下降的技术选择与生产率效应

	扭曲情形中内贸成本、机器人价格同时下降			无扭曲情形中的内贸成本、机器人价格同时下降		
	高收入地区	中等收入地区	低收入地区	高收入地区	中等收入地区	低收入地区
中间品密集型方式比例	21.52%	20.65%	19.83%	19.83%	13.33%	8.56%
平均劳动生产率	6.40%	17.21%	23.92%	7.07%	8.68%	8.34%
实际工资	36.28%	29.68%	4.90%	17.47%	22.97%	24.92%
劳动密集度	-4.04%	-4.46%	-4.45%	-3.79%	-3.14%	-2.25%
中间品密集度	5.04%	5.40%	5.31%	4.77%	3.63%	2.39%

注：表中分别汇报了存在劳动力市场扭曲以及无劳动力市场扭曲情形中，高收入、中等收入、低收入地区在面对国内贸易成本下降 20% 机器人价格降低 30% 后，各变量的变动比例。劳动密集度、中间品密集度为除服务业外各部门的平均值。

（六）稳健性检验

为确保研究结论不依赖于关键参数的取值，本文对自动化技术前沿水平的取值进行稳健性检验。自动化技术前沿水平用于刻画各部门在当前技术水平下可实现自动化的理论上限，其校准过程主要参考弗雷和奥斯本（2017）的研究框架，通过将《中国职业分类大典》与美国 O*NET 数据库中的职业信息进行匹配，获取系统化的职业评价数据，并借助机器学习方法进行估计。由于中美职业分类体系无法完全一一对应，自动化前沿指标的测度可能存在一定偏差。为增强研究结论的可靠性，本文采用以下两种方式进行稳健性检验：

一方面，参照阿尔图克等（2023）的设定，将所有部门的自动化技术前沿统一设定为 0.468，并重新进行反事实模拟（受篇幅所限，我们将该结果内容置于《管理世界》网络发行版附录 3 中），结论保持稳健。另一方面，在职业匹配环节中仅保留中美分类体系中能够完全对应的职业样本，在此基础上仍依据“重要性评分”加权构造训练集，并重新校准自动化技术前沿水平。相关拟合结果整理在《管理世界》网络发行版附录 4 中，亦未发生实质性变化，进一步支持本文研究结论的稳健性。

四、结论和政策启示

当今世界正经历百年未有之大变局。这一变局既体现在生产关系层面——经济全球化深度调整引发全球产业链、供应链重塑，也体现在生产力层面——新一轮科技革命和产业变革深入推进。在此背景下，我国提出构建以国内大循环为主体的新发展格局，将建设强大统一大市场作为稳定经济增长的重要基石。同时，扎实推进新质生产力发展，加速产业数字化、自动化、智能化转型，以先进生产力赋能高质量发展。基于这一背景，本文聚焦国内贸易壁垒降低与产业自动化发展的经济效应，构建了一个包含劳动力成本扭曲、企业异质性、自动化技术与生产方式选择的一般均衡模型。本文表明，劳动力市场扭曲显著抑制了企业向中间品密集型生产方式转型的意愿，并造成社会福利损失。然而，国内贸易成本下降可通过降低中间品价格，有效激励企业采用中间品密集型生产方式，从而纠正要素配置扭曲，提升全要素生产率，并促进各地区福利水平的改善。同时，工业机器人价格下降推动企业加大自动化技术投入，进一步扩大了中间品密集型生产方式的比例。本文研究为理解国内市场一体化与产业智能化转型的互动机制提供了新的理论视角，也为加快建设全国统一大市场、培育新质生产力提供了有益的政策启示。基于上述研究结论，本文提出如下政策建议：

第一，持续深化劳动力市场化改革，有效降低劳动力成本扭曲。本文研究发现，劳动力成本扭曲导致了企业中间品投入密集度低于最优水平，不利于中间品国内市场的发展。为此应创新劳动关系治理模式，构建“弹性保障”型用工制度，增强劳动力市场灵活性。在保障劳动者核心权益的基础上，按行业与岗位特性建立分类分级劳动合同体系。特别是在新就业形态中，试点“基础保障+弹性条款”组合模式，在工时安排、社保缴纳等方面提供更多合规空间。支持有条件的地区设立劳动关系综合改革试验区，探索将经济补

偿金与企业用工稳定性、员工技能提升成效挂钩的浮动机制，平衡企业成本控制与劳动者权益保障。其次，需要建立全链条协同监管体系，降低制度性交易成本。探索全国统一的“劳工权益一网通”数字化治理平台，整合工资支付监控、社保缴纳核查、劳动争议调解等功能，实现对用人单位信用状况的动态评估与分类监管。对存在恶意欠薪等违法行为的企业实施联合惩戒，形成有力震慑。同时，推行“用工健康度”诊断与激励机制，由人社部门委托第三方机构为企业提供合规评估与用工优化建议，对劳动关系和谐、制度健全的中小微企业给予稳岗补贴和社保优惠，引导企业由被动合规转向主动优化。

第二，着力破除中间品要素市场化发展的体制机制障碍，切实保障国内中间品流通畅通高效。本文研究表明，降低区域间贸易壁垒能够通过压缩中间品价格，有效纠正劳动力成本扭曲带来的资源配置扭曲。为此，应加快建设统一开放、竞争有序的现代市场体系，系统破解当前中国中间品市场存在的结构性问题。首先需要积极清理区域性隐性壁垒，构建统一透明的市场规则体系。建议由国家市场监管总局牵头，联合商务部、工业和信息化部等部门，制定全国统一的中间品技术标准与流通规范，全面清理各地方在环保、安全、质量等名义下自行设置的差异性准入和监管门槛。禁止地方政府在政府采购和公共项目招标中设定“本地企业优先”“指定产地配套”等歧视性条款，定期组织跨部门联合督查，对仍保留或变相实施地方保护的政策文件予以公开通报并限期废止。同时，应系统推进中间品流通体系降本增效，增强供应链韧性与稳定性。在物流体系方面，推动实施跨省流通“一票通关”改革，优先在京津冀、长三角、粤港澳等产业集聚度高的重点区域开展试点，通过整合区域间申报表、打通省市监管数据壁垒，实现企业一次申报、全程通行。同步建立跨区域监管互认机制，明确同一批次中间品跨省运输时，不得重复开展安全、质量等检查，严禁沿途省份以“服务收费”“备案登记”等名义变相增加企业物流成本，切实压缩跨区域流通时间、降低运输成本。还可以依托郑州、武汉、成都等全国性综合交通枢纽，布局建设一批“区域中间品供应链协调中心”，配备覆盖生产、仓储、运输全环节的数字化监测与智能调度系统，实时跟踪重点中间品库存余量、运输轨迹及供需缺口，建立跨省份应急响应与资源调配机制，在遭遇自然灾害、突发公共事件时，统筹周边省份储备资源补位，有效应对供应链中断风险，全面提升全国中间品供应的稳定性与抗冲击能力。

第三，持续推进新质生产力建设，因地制宜提升产业自动化水平。本文研究表明，产业自动化通过有效替代劳动，能够强化国内区域分工与贸易联系，进而提升整体福利水平。作为全球制造业规模最大、产业门类最齐全的国家，中国具备推动数字化、自动化与制造业深度融合的坚实基础与广阔空间。未来应充分依托各地区要素禀赋与产业优势，循序渐进地推动产业数字智能化转型，将先进技术切实转化为新质生产力，构建可持续的产业竞争新优势。对此，一方面需要实施区域差异化的自动化推进策略，强化技术赋能与要素支撑。结合东、中、西部地区产业基础与要素条件，明确各区域的自动化发展路径，划定重点行业与推进时序，避免重复建设与资源错配。设立支持智能制造转型的专项贷款，为中小企业自动化改造提供贴息支持；鼓励发展智能设备租赁与分期付款等灵活投入机制，降低企业初始投资压力。在制造业集聚区布局建设区域性自动化技术服务中心，提供技术诊断、工艺优化与人才培养等公共服务；支持建设跨企业共享的自动化生产线，促进设备、数据与解决方案的开放协作。另一方面需要加快构建以自动化为基础的跨区域产业协同机制，围绕增强智能制造能力建立跨区域互认体系，破除自动化产能嵌入异地供应链的制度障碍。依托工业互联网平台，搭建统筹全国产能的协同调度平台，实时汇集企业设备运行数据与产能状态，实现订单的跨区域智能匹配。鼓励龙头企业构建基于自动化数据的产业链协同平台，推动上下游企业在库存管理、工艺衔接等方面深度协同，提升全链条响应效率。

第四，树立服务于人的技术发展观，健全与技术发展相适应的劳动力转型和就业保障体系。本文研究表明，在自动化技术发展的进程中，可能产生地区劳动收入差距扩大的问题。为此，需确立“以人为本”的智能技术发展导向，充分发挥人工智能技术对就业的积极作用，减弱对就业的冲击。在制定数字智能技术发展规划时，要统筹考虑优化就业结构、提升就业质量。推动职业教育与高等教育体系改革，优化专业设置，发展校企协同的定向培养项目。完善终身职业技能培训体系，对受自动化影响的劳动者提供技能提升补贴与转岗安置帮扶，帮助劳动者适应技术变革，适应人工智能技术发展带来的就业需求。构建多层次保障体系筑牢社会保障制度根基，健全与生产率提升相适应的工资增长与企业利润分享机制，确保劳动者在技术进步过程中共享发展成果。

参考文献

- [1] 蔡昉、王德文、都阳：《劳动力市场扭曲对区域差距的影响》，《中国社会科学》，2001年第2期。
- [2] 樊海潮、胡一川、唐立鑫：《最低工资和机器人使用：广延边际和集约边际的差异性影响》，《经济学（季刊）》，2024年第2期。
- [3] 盖庆恩、方聪龙、朱喜、等：《贸易成本、劳动力市场扭曲与中国的劳动生产率》，《管理世界》，2019年第3期。
- [4] 纪洁、王迎、于津平：《贸易自由化与服务劳动力配置扭曲》，《国际贸易问题》，2023年第7期。
- [5] 李健、盘宇章：《要素市场扭曲和中国创新能力——基于中国省级面板数据分析》，《中央财经大学学报》，2018年第3期。
- [6] 李磊、王小霞、包群：《机器人的就业效应：机制与中国经验》，《管理世界》，2021年b第9期。
- [7] 李磊、刘泽寰、马欢：《自贸区协调内外双循环的机制与措施》，《贵州大学学报（社会科学版）》，2021年a第1期。
- [8] 刘贯春、陈登科、丰超：《最低工资标准的资源错配效应及其作用机制分析》，《中国工业经济》，2017年第7期。
- [9] 刘涛雄、潘资兴、刘骏：《机器人技术发展对就业的影响——职业替代的视角》，《科学学研究》，2022年第3期。
- [10] 罗知、宣琳露、李浩然：《国际贸易与中国技术进步方向——基于要素价格扭曲的中介效应分析》，《经济评论》，2018年第3期。
- [11] 苏红键：《全国统一大市场建设背景下省际贸易成本量化分析：基于地区间投入产出表》，《中国软科学》，2023年第12期。
- [12] 孙宁华、堵溢、洪永淼：《劳动力市场扭曲、效率差异与城乡收入差距》，《管理世界》，2009年第9期。
- [13] 王永进、施炳展：《上游垄断与中国企业产品质量升级》，《经济研究》，2014年第4期。
- [14] 徐舒、杜鹏程、吴明琴：《最低工资与劳动资源配置效率——来自断点回归设计的证据》，《经济学（季刊）》，2020年第1期。
- [15] 徐长生、刘望辉：《劳动力市场扭曲与中国宏观经济失衡》，《统计研究》，2008年第5期。
- [16] 袁志刚、解栋栋：《中国劳动力错配对TFP的影响分析》，《经济研究》，2011年第7期。
- [17] 张幼文：《政策引致性扭曲的评估与消除——中国开放型经济体制改革的深化》，《学术月刊》，2008年第1期。
- [18] 周正柱、周鹂：《劳动力市场分割的经济效应：研究综述与展望》，《劳动经济研究》，2022年第2期。
- [19] Acemoglu, D. and Restrepo, P., 2020, "Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets", *Journal of Political Economy*, vol.128(6), pp.2188-2244.
- [20] Akerberg, D. A., Caves, K. and Frazer, G., 2015, "Identification properties of recent production function estimators", *Econometrica*, vol.83(6), pp. 2411-2451.
- [21] Artuc, E., Bastos, P. and Rijkers, B., 2023, "Robots, Tasks, and Trade", *Journal of International Economics*, vol.145(1), No.103828.
- [22] Atkin, D. and Khandelwal, A. K., 2020, "How Distortions Alter the Impacts of International Trade in Developing Countries", *Annual Review of Economics*, vol.12(1), pp.213-238.
- [23] Bai, P. and Cheng, W., 2016, "Labour Misallocation in China: 1980–2010", *Applied Economics*, vol.48(25), pp.2321-2332.
- [24] Bernard, A. B. and Jensen, J. B., 1999, "Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both?", *Journal of International Economics*, vol.47(1), pp.1-25.
- [25] Bertrand, M., Hsieh, C. T. and Tsivanidis, N., 2021, "Contract Labor and Firm Growth in India", *NBER Working Paper*.
- [26] Betcherman, G., 2012, "Labor Market Institutions: A Review of the Literature", *World Bank Policy Research Working Paper*.
- [27] Buera, F. J., Hopenhayn, H., Shin, Y. and Trachter, N., 2021, "Big Push in Distorted Economies", *NBER Working Paper*.
- [28] Cai, F., Wang, D. and Du, Y., 2002, "Regional Disparity and Economic Growth in China: The Impact of Labor Market Distortions", *China Economic Review*, vol.13(2-3), pp.197-212.
- [29] David, J. M., Hopenhayn, H. A. and Venkateswaran, V., 2016, "Information, Misallocation, and Aggregate Productivity", *The Quarterly Journal of Economics*, vol.131(2), pp.943-1005.
- [30] Dekle, R., Eaton, J. and Kortum, S., 2007, "Unbalanced Trade", *American Economic Review*, vol.97(2), pp.351-355.

- [31] Dube, A., Lester, T. W. and Reich, M., 2016, "Minimum Wage Shocks, Employment Flows, and Labor Market Frictions", *Journal of Labor Economics*, vol.34(3), pp.663-704.
- [32] Eaton, J. and Kortum, S., 2002, "Technology, Geography, and Trade", *Econometrica*, vol.70(5), pp.1741-1779.
- [33] Farrokhi F, Pellegrina H S., 2023 "Trade, technology, and agricultural productivity", *Journal of Political Economy*, vol.131(9), pp.2509-2555.
- [34] Farrokhi, F., Lashkaripour, A. and Pellegrina, H. S., 2024, "Trade and Technology Adoption in Distorted Economies", *Journal of International Economics*, vol.150(1), No.103922.
- [35] Foster, L., Haltiwanger, J. and Krizan, C. J., 2006, "Market Selection, Reallocation, and Restructuring in the US Retail Trade Sector in the 1990s", *The Review of Economics and Statistics*, vol.88(4), pp.748-758.
- [36] Frey, C. B. and Osborne, M. A., 2017, "The Future of Employment: How Susceptible Are Jobs to Computerization?", *Technological Forecasting and Social Change*, vol.114(1), pp.254-280.
- [37] Head, K. and Ries, J., 2001, "Increasing Returns versus National Product Differentiation as an Explanation for the Pattern of US-Canada Trade", *American Economic Review*, vol.91(4), pp.858-876.
- [38] Heise, S. and Porzio, T., 2022, "Labor Misallocation across Firms and Regions", *NBER Working Paper*.
- [39] Hopenhayn, H. A., 2014, "On the Measure of Distortions", *NBER Working Paper*.
- [40] Hsieh, C. T. and Klenow, P. J., 2009, "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India", *The Quarterly Journal of Economics*, vol.124(4), pp.1403-1448.
- [41] Hsieh, C. T. and Klenow, P. J., 2014, "The Life Cycle of Plants in India and Mexico", *The Quarterly Journal of Economics*, vol.129(3), pp.1035-1084.
- [42] Lagakos, D., 2016, "Explaining Cross-Country Productivity Differences in Retail Trade", *Journal of Political Economy*, vol.124(2), pp.579-620.
- [43] Levinsohn, J. and Petrin, A., 2003, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *The Review of Economic Studies*, vol.70(2), pp.317-341.
- [44] Midrigan, V. and Xu, D. Y., 2014, "Finance and Misallocation: Evidence from Plant-Level Data", *American Economic Review*, vol.104(2), pp.422-458.
- [45] Olley, G. S. and Pakes, A., 1996, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, vol.64(6), pp.1263-1297.
- [46] Parente, S. L. and Prescott, E. C., 1999, "Monopoly Rights: A Barrier to Riches", *American Economic Review*, vol.89(5), pp.1216-1233.
- [47] Petrin, A. and Sivadasan, J., 2013, "Estimating Lost Output from Allocative Inefficiency, with an Application to Chile and Firing Costs", *Review of Economics and Statistics*, vol.95(1), pp.286-301.
- [48] Restuccia, D. and Rogerson, R., 2017, "The Causes and Costs of Misallocation", *Journal of Economic Perspectives*, vol.31(3), pp.151-174.
- [49] Tombe, T. and Zhu, X., 2019, "Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China", *American Economic Review*, vol.109(5), pp.1843-1872.
- [50] Ulyssea, G., 2018, "Firms, Informality, and Development: Theory and Evidence from Brazil", *American Economic Review*, vol.108(8), pp.2015-2047.
- [51] Uras, B. R. and Wang, P., 2024, "Misallocation, Productivity and Development with Endogenous Production Techniques", *Journal of Development Economics*, vol.167(1), No.103251.
- [52] Xie, E., Xu, M. and Yu, M., 2024, "Trade Liberalization, Labor Market Power, and Misallocation across Firms: Evidence from China's WTO Accession", *Journal of Development Economics*, vol.171(1), No.103353.

Production Mode Selection and the Construction of Unified National Market:

The Perspective of Robotics and Domestic Trade Integration

Li Lei Liu Zehuan

Abstract: Shifting firms' factor input shares from labor-intensive toward intermediate-input-intensive production constitutes an effective pathway for improving quality and efficiency, achieving high-quality development, and—more importantly—optimizing interregional production division, strengthening industrial coordination, and advancing the construction of a unified national market. However, varying degrees of labor-cost distortions across Chinese regions impede firms' transition from labor-intensive to intermediate-input-intensive production modes.

This paper develops a general equilibrium model featuring input–output linkages, endogenous production-method choices, and automation technology adoption. Focusing on two novel and economically important mechanisms—reductions in domestic trade barriers and the expansion of industrial robot use—the model quantitatively evaluates how declines in domestic trade costs and robot prices can mitigate labor-cost distortions, and further examines their impacts on firms' production-mode choices, regional output dynamics, labor productivity, and social welfare.

The results show that lowering domestic trade costs and promoting industrial robot adoption both incentivize firms to shift toward intermediate-input-intensive production, while simultaneously fostering output growth, productivity improvements, and increases in real wages. This research deepens our understanding of the linkages among firm-level factor allocation, regional production interactions, and distortions in a second-best economy. It thereby provides theoretical foundations and policy implications for accelerating the formation of new quality productive forces, building a modern industrial system, and advancing the development of a unified national market.

Keywords: labor cost distortion, production mode, unified national market, robots

风险冲击、企业杠杆分化与结构性宏观政策¹

梅冬州² 高崧耀³ 王佳欣⁴

【摘要】2008年以来，面对风险冲击和经济下行压力，国有企业和民营企业杠杆率呈现分化特征，如何制定有效的宏观政策对于改善结构性矛盾、促进经济平稳健康发展具有重要意义。本文通过构建一个异质性企业动态随机一般均衡模型，分析杠杆率分化的重要原因，讨论总量型和结构性宏观政策的作用路径和作用效果，并对不同宏观政策的福利损失进行测算。研究发现，相比于国有企业，民营企业面临金融摩擦程度较大，风险冲击对其风险溢价、杠杆率影响较大，并通过“金融加速器”效应，放大投资和产出的下降程度。而其他冲击对杠杆率影响较小、杠杆率分化的影响较弱。为减缓企业杠杆率分化现象，对两类企业实施统一的宏观审慎政策或下调准备金率政策，可提高两类企业杠杆率，但也提升了金融中介基准贷款成本，挤出了民营企业贷款。如果对两类企业实施结构性宏观审慎政策或者结构性货币政策，将改善其杠杆率分化程度，增加民营企业投资。从综合福利分析看，在应对风险冲击带来的影响时，结构性宏观政策均优于总量型政策。本文研究为结构性政策何时使用、不同政策工具之间如何协调等问题提供了基本理论分析框架，为制定科学有效的宏观政策提供了有益启示。

【关键词】企业杠杆率分化；金融摩擦；结构性宏观审慎政策；结构性货币政策

引言

党的二十届四中全会审议通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》（简称《建议》），发展壮大民营经济，激发民间投资活力、提高民间投资比重。加大对民营企业的投资支持力度，是优化信贷结构的重要抓手，也是扩大有效投资、推动经济高质量发展的关键举措。长期以来，国有企业具有规模经济、隐性担保等特征，有限的信贷资源更多向国有企业倾斜，而民营企业长期面临“融资难、融资贵”问题。根据国泰安（CSMAR）数据，2008年后中国企业杠杆率呈现国有企业杠杆率保持稳定、民营企业杠杆率下降的分化特征，这背后的原因是什么？2016年之前中国宏观政策以总量型调控为主，但2016年后中国宏观政策逐步呈现出结构性调整的特点。为什么宏观政策越来越呈现结构性特征？这些结构性宏观政策是否有效缓解了企业杠杆率的分化现象？要回答这些问题，关键在于厘清企业杠杆率分化的原因和机制，并评估不同宏观政策的传导路径和调控成效，从而明确结构性宏观政策的适用条件和作用效果，为科学制定宏观政策提供借鉴与参考。

企业高杠杆率和结构性问题一直是政府和学术界重点关注的话题。早在2015年，为了防范化解企业债务高企引发的系统性金融风险，中央经济工作会议明确提出供给侧结构性改革，“去杠杆”是重要任务之一。随后，国有企业去杠杆进程稳步推进，民营企业却盈利下降，其融资和债务水平缩减，“融资难、融资贵”结构性矛盾加剧。很多学者针对企业杠杆率分化成因展开研究。部分学者从地方政府债务角度切入，认为地方政府通过建立融资平台，获取了大量银行贷款以满足基建投资需求，挤出了民营企业信贷（谭小芬和张文婧，2021；李志生等，2024）。也有一些学者认为，银行通过对僵尸企业低成本续贷、对正常企业提高信贷利率等方式进行隐性成本转嫁，加剧了企业杠杆率分化（刘莉亚等，2019；郭玉清和张妍，2021）。部分研究从政策不确定性的角度分析企业杠杆率变动机制，发现政策不确定性上升会导致银行收紧信贷供给，进而降低企业杠杆率，对民营企业的负向影响尤为显著（纪洋等，2018；宫汝凯等，

¹ 原载于《中国工业经济》2026年第2期

² 梅冬州，中央财经大学国际经济与贸易学院

³ 高崧耀，国家外汇管理局外汇研究中心博士后科研工作站

⁴ 王佳欣，北京大学汇丰商学院

2019)。这些研究为企业杠杆率的分化趋势提供了全面细致的经验证据，对其背后的影响因素提供了初步分析，但是较少有文献从宏观视角将外部冲击和企业杠杆的变动相联系，对杠杆率分化影响宏观经济波动的作用机制也缺乏详细刻画和深入剖析。

民营经济贡献 60% 以上的国内生产总值，是推动经济增长的重要引擎。持续的企业杠杆率分化和融资难问题，通过扭曲信贷配置结构，降低了社会资源配置效率。《建议》提出，要构建科学稳健的货币政策体系和覆盖全面的宏观审慎管理体系，“这一部署是“十五五”时期推动金融高质量发展、加快建设金融强国的重要战略举措，同时也对信贷资源配置和结构优化提出了更高要求”。而现有文献对于“去杠杆”和宏观调控政策的研究内容，聚焦于总量型宏观政策如何在稳增长与“去杠杆”之间实现权衡（胡志鹏，2014；陈小亮和陈彦斌，2018；陈创练等，2022）。部分研究认为，单纯依靠货币政策实现去杠杆的效果有限（胡志鹏，2014），相比之下，宏观审慎政策在抑制杠杆扩张方面优于紧缩性的货币政策（Korinek and Simsek, 2016；王爱俭和王璟怡，2014；李斌和吴恒宇，2019）。进一步研究指出，具有逆周期调节功能的宏观审慎政策可以通过抑制银行信贷和投资的顺周期性，缓解外生冲击对宏观经济的影响（马勇和姚驰，2022），但其政策效果又高度依赖于金融摩擦的具体类型（Devereux et al., 2019）。也有研究指出，仅依靠宏观审慎政策同样难以有效平抑经济波动，需要通过货币政策与宏观审慎政策的协调配合，才能更好地改善社会福利并缓解宏观波动（Borio, 2014；Collard et al., 2017；Lubis et al., 2019；马骏和何晓贝，2019）。此外，财政政策的配合亦不可或缺，有研究发现，增加保障性支出有助于提升民营企业杠杆率，而扩大政府投资和建设性支出则会显著推高国有企业杠杆率（吕炜等，2016）。也有学者提出，宏观政策“三策合一”的新理论框架，将稳定政策、结构性政策与增长政策有机融合，通过三者的协调配合改善经济结构、提升潜在增速，并有效提高宏观调控的整体效率（陈彦斌，2022），同时“三策合一”框架还有助于改善小微企业的生存环境，增强金融机构的放贷意愿（陈小亮等，2023）。总体看，现有研究已较为充分地分析了总量型宏观政策及其协同机制。然而，自 2016 年以来，中国宏观政策逐步呈现出更为明显的结构性特征，但关于结构性宏观政策的实施条件、政策效果及其作用机制，仍缺乏系统而深入的研究。

鉴于此，本文分析了国有企业和民营企业杠杆率分化以及当前宏观政策的典型化事实，并在此基础上，构建了一个包含国有企业和民营企业的异质性动态随机一般均衡模型（Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE）。为刻画两类企业融资成本的结构差异，参考 Bernanke et al.（1999）、Christiano et al.（2014）引入了“金融加速器”效应。在方差分解中，发现风险冲击是驱动两类企业杠杆率分化的最主要因素。进一步脉冲响应结果表明：①相比于国有企业，风险冲击导致民营企业违约率增加更多，金融中介提高其贷款利率以弥补民营企业违约带来的损失。同时，资本需求、投资和资产价格下行导致民营企业净值进一步下降，并通过“金融加速器”效应放大了其投资和产出的收缩，导致杠杆率下降程度较多。②在厘清国有企业和民营企业杠杆率分化原因的基础上，本文借鉴 Unsal（2013）、Chang et al.（2019）的方法，引入统一的宏观审慎政策和准备金率政策。结果发现，在风险冲击下，上述总量型政策提高了两类企业杠杆率，但也提升了金融中介基准贷款成本，挤出了民营企业贷款。③如果对两类企业实施结构性宏观审慎政策⁵或结构性货币政策，在风险冲击下民营企业风险溢价、杠杆率改善程度较为显著，并通过“金融加速器”效应，放大了对投资和产出的改善作用。但对于国有企业而言，风险冲击对其杠杆率、投资和产出影响较小。④从综合福利看，在应对风险冲击带来的影响时，结构性宏观政策均优于总量型政策，其中结构性宏观审慎政策最优，结构性货币政策次之，总量型的宏观审慎政策和准备金率政策不及前者。

⁵ 当前中国人民银行（简称央行）对使用“结构性宏观审慎政策”或“差异化宏观审慎政策”并无明确定义，本文使用结构性的宏观审慎政策表述，基于以下三方面原因：①2016 年央行正式建立宏观审慎评估（MPA）框架，并将“信贷政策执行情况”（如小微、涉农贷款占比）纳入评估，实质上构建了结构性调控框架。②2021 年央行发布《宏观审慎政策指引（试行）》，明确将“结构性工具”列为宏观审慎政策的重要组成部分，要求针对重点领域实施定向管理，这与企业杠杆率调控中“分部门施策”的要求高度契合。③本文讨论的是结构性宏观政策应对，结构性宏观审慎政策与本文题目更加贴合。

本文的边际贡献在于：①对于企业杠杆率分化的讨论，之前的研究多从地方政府债务等对民营企业信贷挤出的角度解释。本文则从风险冲击对金融市场影响的角度展开分析，将 Bernanke et al. (1999)、Christiano et al. (2014) 的“金融加速器”机制引入标准的 DSGE 模型中，并进一步通过方差分解，比较了多种外部冲击对这两类企业的杠杆率的贡献程度。脉冲结果和反事实分析验证了风险冲击对杠杆率分化的影响及作用机制。这些研究为当下宏观政策的制定和合理运用具有重要的指导意义。②2016年后中国推出结构性宏观政策的原因，这些政策的适用条件、效果和作用机制如何，现有文献缺乏深入讨论。本文通过评估总量型和结构性政策效果，验证结构性政策在缓解民营企业融资难和杠杆率分化中的有效性，并从福利角度比较了不同政策工具的效果。研究结论与2008年以来经济不确定性增加、结构性宏观政策实践相呼应。这些研究为探索结构性政策何时使用、不同政策工具之间如何协调等问题提供了基本理论框架和参考。

一、典型化事实和实证分析

2008年以来，中国国有企业和民营企业杠杆率呈现分化特征，信贷资金流入国有企业，民营企业存在“融资难、融资贵”现象。那么，是什么因素导致了国有企业与民营企业杠杆率的分化现象？与此同时，宏观政策逐渐由总量型向结构性转变，何时以及如何科学有效地运用宏观政策已成为政策制定者普遍关注的焦点。本文将梳理出重要的典型化事实，并通过实证研究初步探索造成杠杆率分化的原因。

（一）典型化事实

事实一：2008年后，中国经济面临的风险冲击增加，同期民营企业杠杆率先下降后有所回升，国有企业杠杆率变动幅度不大。

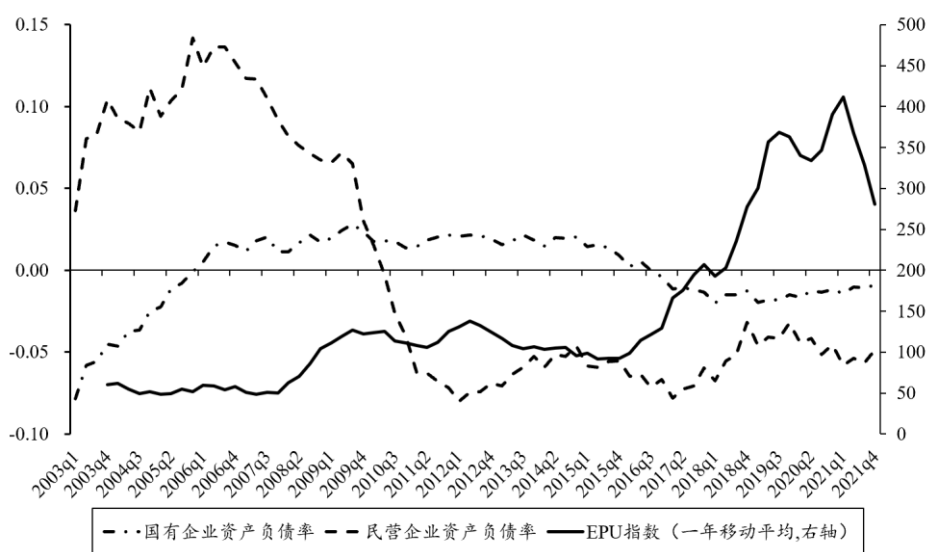


图1 企业杠杆率和经济政策不确定性

注：企业杠杆率关于均值的偏离由左侧的纵轴标出，经济政策不确定性由右侧的纵轴标出。中国经济政策不确定性指数（EPU）来源于 Baker et al. (2016)，企业杠杆率来源于 CSMAR 上市公司财务报告。其中，企业杠杆率剔除均值得到去趋势的部分。

风险冲击是经济环境中不可预测的波动，本文采用经济政策不确定性指数（EPU）作为风险冲击的代理指标。如图1所示，2008至2016年期间，中国经济政策不确定性水平上升、风险加大，与此同时民营企业杠杆率明显下降，而国有企业杠杆率相对稳定。2016年以后，民营企业杠杆率有所回升，而国有企业杠杆率则在去杠杆政策影响下出现小幅回落。

事实二：2016年后中国宏观政策的着力点从总量调控逐步转向结构调控，引导金融资源向民营企业

等重点领域倾斜，扭转了国有企业与民营企业杠杆率分化的现象。

2015年之后，中国经济结构性问题日益凸显，制约了经济增长潜力，亟须通过结构性政策加以优化。自2016年起，中国宏观调控政策逐步从以总量调控为主，转向总量与结构并重，强调精准导向和定向支持，体现出结构性政策的主导趋势。本文梳理了中国代表性的结构性宏观政策，具体内容如下：

宏观审慎政策更具有结构性。自2016年起，央行正式建立并实施宏观审慎评估（MPA）框架，并在MPA中增设专项指标，考察金融机构支持小微、民营企业融资和债转股等情况。此外，结构性去杠杆逐步成为宏观审慎政策调控的重要方向。特点是针对不同行业部门的杠杆风险特征，实施差异化调控。例如，通过加强监管、设定红线、控制融资渠道等方式，减缓部分低效国有企业等高杠杆主体的债务扩张。MPA框架的实施体现了中国宏观审慎政策从“总量管控”向“结构引导”转型的趋势，是结构性政策理念在金融稳定领域的重要体现。

货币政策更具有结构性。主要包含以下内容：①扩大中期借贷便利（MLF）担保品范围。2018年6月，央行宣布扩大中期借贷便利（MLF）担保品范围，允许AAA级公司信用类债券以及小微、绿色和“三农”金融债在银行间市场用作MLF的担保品。②差别化存款准备金率。2018年开始，央行多次实施定向降准，通过降低特定金融机构的准备金率，引导银行资金流向普惠金融、小微企业、民营企业等重点领域。③结构性再贷款。2018年以来，央行实施创新信贷政策，支持再贷款发放模式，采用“先贷后借”的报账方式，引导金融机构将资源更多投向民营、小微企业。央行数据显示，2014年第一季度支小再贷款余额为500亿元，2018年第四季度为2172亿元，2024年第四季度为1.75万亿元。

（二）实证分析

前文基于时间序列数据，总结了我国杠杆率分化的典型事实，下面将通过构建贝叶斯向量自回归模型（BVAR），进一步探讨我国杠杆率呈现分化特征的原因。本文选取中国2011年第一季度–2021年第四季度的宏观数据，相关数据来自万得（Wind）数据库和CSMAR数据库。BVAR模型的内生变量包含风险冲击、民营企业信用利差、国有企业信用利差、国有企业杠杆率、民营企业杠杆率和GDP六个变量。其中，选取经济政策不确定指数作为风险冲击的代理变量，国有企业和民营企业AA+信用利差作为国有企业和民营企业信用利差，国有企业和民营企业杠杆率通过CSMAR数据库计算企业资产负债率。由于中国未公布月度GDP，本文通过新增工业用电量、新增铁路货运量和新增银行中长期贷款三个指标构建回归模型预测月度GDP值。

在整理相关数据的基础上，本文对相关变量进行X-12季节调整并取对数，对于不平稳变量采取HP滤波剔除趋势得到波动序列后，构建BVAR模型。为了更好地识别风险冲击，本文对BVAR模型实施下三角的乔列斯基（Choleski）分解，并将相关变量排列为风险冲击、民营企业信用利差、国有企业信用利差、国有企业杠杆率、民营企业杠杆率和GDP的顺序。图2显示，风险冲击导致民营企业信用利差上升，其杠杆率下降，但该冲击对国有企业杠杆率的影响不显著。

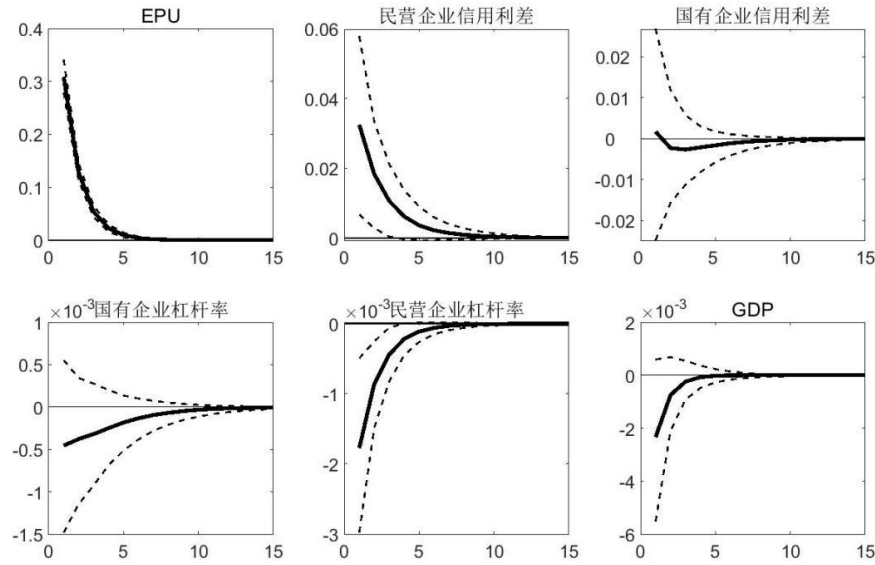


图2 EPU 对企业信用利差和杠杆率的影响

注：虚线为 68% 置信度的置信区间。

以上实证结果可以初步看出，风险冲击的上升，提高了民营企业信用利差，并降低了其杠杆率；而风险冲击对国有企业信用利差影响较少，对杠杆率的影响不显著。为此，在下文的一般均衡分析中，本文考虑到风险冲击对国有企业和民营企业信用利差影响不同，引入金融中介部门以刻画其对两类企业的金融摩擦程度。在该模型框架中，进一步引入总量型和结构性的宏观政策，系统评估不同宏观政策的调控效果以及作用机制。

二、模型构建

基于以上事实，本文构建了一个一致的异质性企业动态一般均衡模型，用以刻画风险冲击的影响。该模型中包括国有企业、民营企业、金融中介、资本品生产商、零售商等经济主体。本文借鉴 Christiano et al. (2014) 的经典框架，将风险冲击建模为企业资本转化过程中的外生不确定性。

（一）家庭

假定经济体中存在大量无限期生存的同质家庭，家庭每期选择商品进行消费 C_t 并提供劳动 H_t 以最大化其终身效用：

$$\max E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \xi \frac{H_t^{1+\nu}}{1+\nu} \right] \quad (1)$$

其中， β 代表主观折现因子， σ 为家庭消费的风险厌恶系数， ξ 刻画了劳动对效用的影响程度， ν 代表劳动跨期替代弹性的倒数。 H_t 为家庭提供给国有企业和民营企业的总劳动供给，其为两类企业分别提供劳动力 $H_{s,t}$ 和 $H_{p,t}$ ，⁶ 两类劳动复合函数为：

$$H_t = [H_{s,t}^{1+\eta} + H_{p,t}^{1+\eta}]^{1/(1+\eta)} \quad (2)$$

其中， $1/\eta$ 刻画了国有企业和民营企业劳动的替代弹性。消费品 C_t 由两类企业生产的商品以 CES 函数复合而成：

⁶ s 代表国有企业 (SOE)， p 代表民营企业 (POE)，下同。

$$C_t = \left[(1-a)^{1/\rho} (C_{s,t})^{(\rho-1)/\rho} + a^{1/\rho} (C_{p,t})^{(\rho-1)/\rho} \right]^{\rho/(\rho-1)} \quad (3)$$

其中，参数 a 代表民营企业生产商品所占份额， a 越大，消费品中民营企业生产的商品占比较高， ρ 衡量了国有企业消费品与民营企业消费品的替代弹性。同时，两类企业消费品价格也不同，国有企业消费品价格为 $P_{s,t}$ ，民营企业消费品价格为 $P_{p,t}$ ，则一单位复合消费品的价格为 $P_t = \left[(1-a)(P_{s,t})^{1-\rho} + a(P_{p,t})^{1-\rho} \right]^{1/(1-\rho)}$ 。

家庭的预算约束方程为：

$$P_t C_t + D_t = W_{s,t} H_{s,t} + W_{p,t} H_{p,t} + R_{t-1} D_{t-1} + T_t + \Pi_t \quad (4)$$

其中，等式左侧是家庭支出，等式右侧是家庭收入。 $W_{s,t}$ 和 $W_{p,t}$ 分别代表国有企业和非国有企业的名义工资， D_{t-1} 为家庭上一期在金融中介的存款， R_{t-1} 代表 $t-1$ 到 t 期家庭的存款利率。 T_t 为政府对家庭的转移支付， Π_t 为零售商的利润。

(二) 中间品生产商

中间品生产商的产品由国有企业和民营企业构成。国有企业和民营企业主要存在两点不同：首先，国有企业资本密集度较高，而民营企业资本密集度较低。其次，国有企业产出主要用于投资，民营企业产出则主要用于消费。国有企业和民营企业的资金来源包括从金融中介借贷 $B_{j,t}$ 和其净资产 $N_{j,t}$ ，以 $Q_{j,t}$ 的价格向资本品生产商购买 $K_{j,t}$ 数量的资本品，其中 $j \in \{s, p\}$ ，两类企业的资金等式为：

$$B_{j,t} + N_{j,t} = Q_{j,t} K_{j,t} \quad (5)$$

国有企业和民营企业每期使用资本要素 $K_{j,t}$ 和劳动要素 $H_{j,t}$ 分别生产同质的产品，其生产方程满足， $Y_{j,t} = A_{j,t} K_{j,t}^{\alpha_j} H_{j,t}^{1-\alpha_j}$ 。其中， $Y_{j,t}$ 代表两类企业生产的产品数量， A_t 代表外生的技术冲击。 α_j 分别为两类企业的资本要素份额。为实现利润最大化，两类企业选择两种要素进行生产，其劳动和资本最优化的条件分别为：

$$W_{j,t} = \frac{(1-\alpha_j) MC_{j,t} Y_{j,t}}{H_{j,t}} \quad (6)$$

$$E_t R_{j,t+1}^k = \frac{E \left\{ \frac{\alpha_j MC_{j,t+1} Y_{j,t+1} + (1-\delta) Q_{j,t}}{K_{j,t+1}} \right\}}{Q_{j,t}} \quad (7)$$

其中， $MC_{j,t}$ 为企业的边际成本， $E_t R_{j,t+1}^k$ 为企业的预期收益率， δ 为资本的折旧率。根据无套利条件，企业的预期收益率与其实际贷款利率相等， $E_t R_{j,t+1}^k = E_t (R_{j,t+1}^l)$ 。

在每一期末，假定有 φ_j 部分的企业存活到下一期，而剩余部分退出市场的企业将资产转移给新进入企业，则企业的净值积累满足：

$$N_{j,t} = \varphi_j [1 - \Gamma_{j,t-1}(\omega_t, \sigma_{t+1})] R_{j,t}^k Q_{j,t-1} K_{j,t} + W_{j,t}^e \quad (8)$$

(三) 金融中介和债务合约

金融中介从家庭吸收存款，并向不同的企业提供贷款，在这一过程中存在两种金融摩擦：①金融中介在存款向贷款转化过程中存在调整成本，从而形成“存贷溢价摩擦”；②金融中介与企业之间存在信息不对称，本文引入“金融加速器”效应刻画融资约束。

1. 存贷溢价摩擦

借鉴 Chang et al. (2016) 金融中介每期从家庭中吸收存款，用于向国有企业和民营企业发放贷款。银行将存款转换为贷款会消耗调整成本，参考高崧耀等 (2023) 调节成本满足 $C(B_t) = \phi_b B_t^2 / (2B)$ 的二次调节成本形式，其中总贷款 $B_t = B_{s,t} + B_{p,t}$ ，信贷市场出清条件满足 $B_t = D_t$ 。金融中介选择贷款总规模 B_t

最大化其利润：

$$\max R_t^l B_{s,t} + R_t^l B_{p,t} - R_t D_t - C(B_t) \quad (9)$$

因此，基准贷款利率的一阶条件为：

$$R_t^l = R_t + C'(B_t) \quad (10)$$

2. “金融加速器”效应

参考 Bernanke et al. (1999)，金融中介每期向国有企业和民营企业发放贷款，两类企业通过净值和借贷的资金购买资本 $K_{j,t+1}$ 用于生产。但是受经济政策变化、设备使用效率等诸多不确定因素的影响，实际能用于生产的有效资本为 $\omega K_{j,t+1}$ 。其中资本转化率 ω 是一个服从均值为 1 的对数正态分布的随机变量，用于刻画资本转化率的随机性， ω 越小意味着转化为有效资本的数量越少。因此，当 ω 取值较大时，企业 j 生产经营的收益较高且向银行还本付息，而当 ω 小于某一临界值时，企业将面临破产，并且其剩余资产也会被金融中介收回。企业刚好能还本付息对应的 ω 即为阈值 $\bar{\omega}_{j,t+1}$ ，⁷ 临界条件满足：

$$\bar{\omega}_{j,t+1} R_{j,t+1}^k Q_{j,t} K_{j,t+1} = R_{j,t+1}^l B_{j,t+1} \quad (11)$$

其中，左侧是企业生产收益，右侧是企业需要支付给银行的贷款本息之和。根据上述设定，在 $\omega < \bar{\omega}_{j,t+1}$ 时，企业无法偿还贷款并进入破产清算程序；在 $\omega \geq \bar{\omega}_{j,t+1}$ 时，企业的净利润为正。企业家的目标追求预期利润最大化：

$$\max E_t \int_{\bar{\omega}_{t+1}}^{\infty} [\omega R_{j,t+1}^k Q_{j,t} K_{j,t+1} - R_{j,t+1}^l B_{j,t+1}] dF(\omega, \sigma_t) \quad (12)$$

其中， σ_t 是对数正态分布的标准差。与 Bernanke et al. (1999) 将 σ 设为常数不同，本文参考 Christiano et al. (2014) 假设 ω 的标准差 σ_t 是一个变量，并把这种波动性定义为风险冲击， σ_t 越大表示资本转化率 ω 的不确定性（风险）越大。相对应经济学直觉是，当 σ_t 变大时，企业家取得 $\omega < \bar{\omega}_{j,t+1}$ 的概率也增加，企业家更有可能资不抵债而违约。金融中介每期向企业发放的贷款收益必须大于偿还家庭存款本息，因此金融中介面临如下的参与约束：

$$[1 - F(\bar{\omega}_{j,t+1}, \sigma_{t+1})] R_{j,t+1}^l B_{j,t} + (1 - \mu_j) \int_0^{\bar{\omega}_{j,t+1}} \omega dF(\omega, \sigma_t) R_{j,t+1}^k Q_{j,t} K_{j,t+1} \geq R_t^l B_{j,t} \quad (13)$$

其中， $[1 - F(\bar{\omega}_{j,t+1}, \sigma_{t+1})]$ 表示企业投资成功的概率。⁸ 等式左侧第二项表示企业违约后金融中介获得的违约清算资产，其中 μ_j 为企业面临的监督成本，金融中介最终得到 $(1 - \mu_j)$ 部分剩余收益。 μ_j 表示金融中介与企业家信息不对称和金融摩擦，并假设 $\mu_s < \mu_p$ 。国有企业的监督成本较低一方面是因为其享有政府支持和背书，即使出现财务困难，政府通常会提供援助，从而降低银行风险和损失。这种政府支持也导致银行更倾向于为国有企业提供较低的融资成本 (Bai et al., 2020)。另一方面，国有控股企业往往规模较大，政府和金融机构对其经营状况有较深入地了解，因此监督成本较低。相比之下，大多数民营企业规模较小，与金融机构之间存在信息不对称，所以监督这些企业的成本较高 (王文甫等，2014)。不等式右边则为企业贷款本息和。

为方便求解企业最优化行为，定义 $\Gamma(\bar{\omega}_{j,t+1}, \sigma_{t+1})$ 表示金融中介从 j 企业获得未扣除监督成本的收益份额， $\Gamma(\bar{\omega}_{j,t+1}, \sigma_{t+1}) \equiv \bar{\omega}_{j,t+1} (1 - F(\bar{\omega}_{j,t+1}, \sigma_{t+1})) + G(\bar{\omega}_{j,t+1}, \sigma_{t+1})$ ， $G(\bar{\omega}_{j,t+1}, \sigma_{t+1})$ 代表 j 企业违约后剩余资产份额， $G(\bar{\omega}_{j,t+1}, \sigma_{t+1}) \equiv \int_0^{\bar{\omega}_{j,t+1}} \omega dF(\omega, \sigma_{t+1})$ 。化简企业预期利润最大化条件 (12) 和金融中介参与约束 (13)，得到企业家债务合约 $(\bar{\omega}_{j,t+1}, L_{j,t})$ 的最优化方程：

$$\max E_t [1 - \Gamma(\bar{\omega}_{j,t+1}, \sigma_{t+1})] R_{j,t+1}^k L_{j,t} N_{j,t+1} \quad (14)$$

⁷ ω 是代表资本转化率的随机变量，本文假设其服从均值为 1 的对数正态分布，即 $\log \omega \sim N(-(1/2) \times \sigma_\omega^2, \sigma_\omega^2)$ ， $E_t(\omega) = \exp[E_t(\log \omega)] = 1$ 与企业类型无关，因此不做 ω_j 区分。 $\bar{\omega}_{j,t+1}$ 是企业 j 刚好清偿贷款的资本转化率阈值，他主要受到风险冲击和异质性企业监督成本的影响，因此每个企业的 $\bar{\omega}_{j,t+1}$ 是不同的。

⁸ $\int_{\bar{\omega}_{t+1}}^{\infty} R_{t+1}^l B_{j,t} dF(\omega, \sigma_{t+1}) = [1 - F(\bar{\omega}_{t+1}, \sigma_{t+1})] R_{t+1}^l B_{j,t}$ 。

$$\text{s.t. } \Gamma(\bar{\omega}_{j,t+1}, \sigma_t) - \mu G(\bar{\omega}_{j,t+1}, \sigma_t) = \frac{L_{j,t-1} R_t^L}{L_{j,t} R_{j,t+1}^k} \quad (15)$$

其中， $L_{j,t} = Q_{j,t} K_{j,t} / N_{j,t}$ 为企业杠杆率，企业家的一阶条件为：

$$E_t \left\{ \left[1 - \Gamma(\bar{\omega}_{j,t+1}, \sigma_{t+1}) \right] \frac{R_{j,t+1}^k}{R_{j,t}^L} + \frac{\Gamma'(\bar{\omega}_{j,t+1}, \sigma_{t+1})}{\Gamma(\bar{\omega}_{j,t+1}, \sigma_{t+1}) - \mu_j G'(\bar{\omega}_{j,t+1}, \sigma_{t+1})} \right\} = 0 \quad (16)$$

$$\times \left[\frac{R_{j,t+1}^k}{R_{j,t}^L} \left(\Gamma(\bar{\omega}_{j,t+1}, \sigma_{t+1}) - \mu_j G(\bar{\omega}_{j,t+1}, \sigma_{t+1}) \right) - 1 \right]$$

式（16）表明，企业的贷款利率 $R_{j,t+1}^k$ 会受风险冲击 σ_{t+1} 监督成本 μ_j 的影响。其中风险冲击是贷款利率变化的共同因素，而不同的监管成本 μ_j （即金融摩擦）对企业杠杆率和风险溢价产生异质性影响。面对同样单位风险冲击，相比于国有企业，民营企业的金融摩擦程度较大，杠杆率下降较多、风险溢价提高，导致民营企业资本需求降低，同时带动投资和资本价格下降，进而导致民营企业净值下滑，通过“金融加速器”效应放大了风险冲击的影响（Bernanke et al., 1999）。

（四）资本品生产商

借鉴 Christensen and Dib（2008）的设定引入资本品生产商。企业每期期末的资本 $K_{j,t}$ ，一部分来源于新增投资 $I_{j,t}$ ，另一部分资本品生产商从企业购买资本品 $K_{j,t-1}$ ，设定生产函数 $\Phi(I_{j,t}/K_{j,t-1})K_{j,t-1}$ 规模报酬不变，且 $\Phi(0) = 0$ ， $\Phi'(\cdot) > 0$ ， $\Phi''(\cdot) < 0$ 。资本品厂商满足如下资本积累过程：

$$K_{j,t} = \Phi(\zeta_{j,t} I_{j,t} / K_{j,t-1}) K_{j,t-1} + (1 - \delta) K_{j,t-1} \quad (17)$$

其中， $\zeta_{j,t}$ 为投资的边际效率冲击（Marginal Efficiency of Investment, MEI）。资本品厂商选择最优投资 $I_{j,t}$ 实现利润最大化，得到投资的托宾 Q：

$$Q_{j,t}^k = [\Phi'(\zeta_{j,t} I_{j,t} / K_{j,t-1})]^{-1} \quad (18)$$

上式反映了投资与资本价格正相关，投资上升则带动资本价格上升。

（五）政府政策和市场出清

央行的货币政策一般设定为如下泰勒规则：⁹

$$\frac{R_t^n}{R^n} = \left(\frac{R_{t-1}^n}{R^n} \right)^{\rho_r} \left(\frac{Y_t}{Y} \right)^{\rho_y} \left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\rho_\pi} \quad (19)$$

其中， R^n 、 Y 和 π 分别为稳态时的利率、产出和通胀；货币政策规则中的反应系数满足 $\rho_r > 0$ ， $\rho_y > 0$ ， $\rho_\pi > 0$ 。费雪方程满足 $\hat{R}_t^n = \hat{R}_t + E_t \hat{\pi}_{t+1}$ 。

国有企业和民营企业分别满足不同的市场出清条件，其产出共同构成经济体的 GDP：

$$Y_{s,t} = C_{s,t} + I_{s,t} + G_{s,t} \quad (20)$$

$$Y_{p,t} = C_{p,t} + I_{p,t} \quad (21)$$

$$P_t Y_t = P_{s,t} Y_{s,t} + P_{p,t} Y_{p,t} \quad (22)$$

经济系统中包含 6 种冲击，分别为风险冲击、技术冲击、利率冲击、国有企业投资效率冲击、民营企业投资效率冲击、国有企业政府购买冲击，这些冲击均服从 AR（1）过程。

三、参数校准、贝叶斯估计和模型机制

（一）参数校准和贝叶斯估计

在参数校准方面，对于标准参数，由于相关经典文献已基本达成共识，本文采用校准的方法对其进

⁹ 最终通胀水平由两类企业的通胀水平复合而成，即 $\pi_t = \pi_{s,t} + \pi_{p,t}$ 。

行赋值。对于模型中需要体现中国特征的结构参数，选取中国的数据进行校准，并通过现实数据反推出部分参数。

对于标准参数，本文依据经典文献进行校准。参考 Bernanke et al. (1999)、Gertler et al. (2007)，居民主观贴现率 β 取 0.99；资本品的年折旧率一般为 0.1，即季度折旧率 δ 为 0.025；假设零售商在每一期能够灵活调整价格的概率为 0.25，即零售商平均每 4 期可以调整一次价格，反映价格粘性的系数 θ 取 0.75 (Galí, 2015)；居民的风险厌恶系数 σ 设为 1 (Bernanke et al., 1999; Gertler et al., 2007)；根据王立勇和徐晓莉 (2018)，这里校准两部门间劳动力替代弹性的倒数 η 为 0.4。根据王文甫 (2014)、梅冬州等 (2022)，国有企业存活率 φ_s 取 0.97，民营企业存活率 φ_p 取 0.94。

对于结构性参数，依据中国宏观数据进行校准。参考 Chang et al. (2016) 整理的中国宏观数据，中国居民消费、投资、政府支出分别占 GDP 为 45%、40%、15%。同时，民营企业产出占国内生产总值 60%，国有企业产出占国内生产总值 40%。将这些数据代入模型，根据市场出清条件得到国有企业消费、投资和政府支出取值，以及民营企业消费和投资取值。民营企业消费和投资分别占其 GDP 为 67.5%和 32.5%；国有企业消费、投资和政府支出分别占其 GDP 为 12.5%、50%和 37.5%。同时，基于这些结构性特征，可以倒推出国有企业和非国有企业 Cobb-Douglas 函数中资本份额 α_s 和 α_p 分别为 0.6 和 0.35，这与 Song et al. (2011)、Chang et al. (2016) 等人的研究相一致。

对于模型其他参数，本文搜集和整理相关宏观经济数据利用贝叶斯方法进行估计。本文选择 2003 年第一季度到 2021 年第四季度的时间序列数据，分别为产出、消费、投资、国有企业杠杆率和民营企业杠杆率五个观测变量，相关数据来自 Chang et al. (2016) 对中国宏观经济数据整理而成的数据库¹⁰和 Wind 数据库。其中，产出、消费和投资变量本文取对数差分形式，对对杠杆率进行去均值处理，确保所有变量均为平稳的时间序列数据。先验均值设定方面，金融中介和企业的信息不对称程度主要体现在监督成本 μ_j 上。本文参考 Unsal (2018)、Fernández-Villaverde (2010)、王文甫 (2014) 对企业监督成本的设定，将国有企业和民营企业监督成本先验均值均设为 0.2，贝叶斯估计得出国有企业监督成本后验众数为 0.13，民营企业监督成本后验众数为 0.29，说明民营企业金融摩擦程度大于国有企业。其他冲击平滑系数和标准差的先验均值设定借鉴 Christiano et al. (2014)。估计结果显示，相对于其他冲击，风险冲击的标准差最大，同时风险冲击持续性较强，说明在所有重要冲击中，风险冲击的影响最大。

(二) 机制分析

本文机制的核心在于，金融中介不能无成本观察企业的经营状况，因此难以有效分散贷款风险，不能保证贷款 100%安全收回。基于此，对贷款人要求一个外部融资溢价，这个外部融资风险溢价和资产负债表的净值相关。但国有企业面临的金融摩擦较小、民营企业面临的金融摩擦较大，因此，面临风险冲击时，国有企业外部融资风险溢价和杠杆率影响较小，民营企业影响较大。具体来说：

对于国有企业，出现债务违约甚至破产，受到政府的“隐性担保”，金融中介认为政府会出面救助国有企业，金融中介贷款可以安全收回，因此国有企业外部融资风险溢价上升较少。从下式 (23) 来看，国有企业金融摩擦程度较小，此时监督成本比率 μ_s 较小，金融中介获得收益份额较高 ($\Gamma_t(\bar{\omega}_{j,t+1}, \sigma_{t+1}) - \mu_s G_t(\bar{\omega}_{j,t+1}, \sigma_{t+1})$)，外部融资风险溢价上升较少，对杠杆率影响较弱。

对于民营企业，金融中介为了弥补违约带来的损失，需要在清算后支付一定的监督成本，提高了民营企业外部融资风险溢价，导致民营企业杠杆率和资本需求下降，民营企业产出下滑。从下式 (23) 和式 (24) 来看，民营企业监督成本比率 μ_p 较小，金融中介对民营企业要求一个更高的风险溢价，导致其产出下降的同时，资本价格下滑，民营企业净值缩水，并通过“金融加速器”进一步使得投资下降。

$$\frac{R_{j,t+1}^k}{R_t^k} [\Gamma(\bar{\omega}_{j,t+1}, \sigma_{t+1}) - \mu_j G_t(\bar{\omega}_{j,t+1}, \sigma_{t+1})] = (1 - \frac{1}{L_{j,t}}) \quad (23)$$

$$N_{jt} = \gamma_{jt} [1 - \Gamma_{t-1}(\omega_{jt}, \sigma_{t+1})] R_{jt}^k Q_{jt-1} K_{jt} + W_{jt}^e \quad (24)$$

¹⁰ 数据来源：<http://www.nber.org/data-appendix/c13592/>。

（三）方差分解

现实经济面临诸多外生冲击，风险冲击对企业杠杆率贡献率有多少？表 1 计算了风险冲击和其他因素主要冲击对宏观经济变量的贡献程度。结果显示，风险冲击对民营企业 and 国有企业杠杆率影响贡献分别为 78.53%、13.19%，而风险冲击对民营企业投资和净值贡献率也较大，同时对国有企业投资和净值贡献率较小。此外，为解释不同冲击在 2008 年后解释力度的变化，本文分析了 2003—2021 年六种冲击的杠杆率历史方差分解。结果显示，2008 年之后，风险冲击是导致民营企业杠杆率下降的主要因素。

表 1 方差分解：风险冲击对国有企业和民营企业差异化贡献率 单位：%

	风险冲击	技术冲击	利率冲击	民营企业投资效率冲击	国有企业投资效率冲击	政府购买冲击
民营企业杠杆率	78.53	4.35	3.47	5.43	0.02	8.21
国有企业杠杆率	13.19	20.43	17.37	0.56	0.01	48.44
民营企业风险溢价	95.18	0.57	1.65	1.22	0.00	1.37
民营企业投资	56.47	4.63	14.04	11.01	0.02	13.82
民营企业净值	62.10	1.00	17.65	11.44	0.01	7.80
民营企业产出	20.21	19.33	17.22	20.57	0.04	22.63
国有企业风险溢价	3.01	28.13	16.21	0.49	0.02	52.14
国有企业净值	6.49	27.59	15.29	0.70	0.02	49.91
国有企业投资	8.97	25.99	15.14	1.09	0.07	48.74
国有企业产出	9.43	27.58	15.03	1.75	0.08	46.12

四、数值模拟和政策应对

为进一步分析风险冲击对不同类型企业的影响，本文首先通过数值模拟考察其对国有企业和民营企业的风险溢价、杠杆率以及其他宏观经济变量的作用，并通过与其他冲击的对比，分析风险冲击导致杠杆率分化的主要原因。其次，评估多种宏观政策的应对效果，并计算和比较各政策的福利损失，从而更深入地理解结构性宏观政策的适用条件和调控效果。在下文中，所有脉冲图的横轴代表时间，单位为季度，纵轴则表示宏观变量相对稳态的偏离百分比。

（一）脉冲响应结果

图 3 展示的是一单位风险冲击对国有企业和民营企业产生的影响。相比于国有企业，民营企业面临的监督成本更高，风险冲击显著提高了其投资不确定性和违约率，导致金融中介对民营企业的贷款坏账概率增加，并通过提高贷款利率加以补偿。风险溢价上升进而抑制了民营企业的信贷需求，使其杠杆率下降。与此同时，信贷收缩引致民营企业投资和资产价格下行，进而降低其净值，并通过“金融加速器”效应进一步放大投资与产出的下降。相比之下，国有企业面临的金融摩擦较小，风险冲击对其违约率和风险溢价影响有限，因此对其杠杆率和投资的影响也相对较弱。同时，国有企业资本价格和净值下降幅度较小，“金融加速器”效应较弱，最终其产出下降程度亦相对有限。

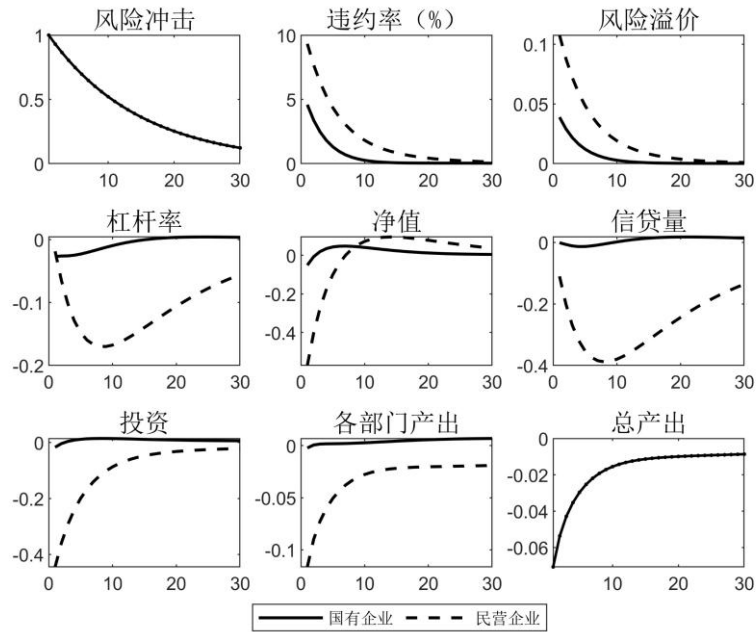


图3 风险冲击对国有企业和民营企业的影响

上述分析表明，风险冲击会显著降低民营企业的杠杆率，并能够解释企业杠杆率分化的现象。那么，其他类型的冲击是否也会带来类似结果呢？为保证不同冲击影响的可比性，本文将冲击规模标准化，使其在发生时总产出的变动幅度相同。图4展示了技术冲击对国有企业和民营企业的影响（实线代表国有企业，虚线代表民营企业）。对比图3和图4结果显示，技术冲击对两类企业的风险溢价、杠杆率和净值的影响均明显弱于风险冲击，对杠杆率分化的作用也更小。这是因为，负向技术冲击会同时降低两类企业的资本边际产出率和投资回报率，从而导致信贷和投资同步收缩，信贷资金的再分配效应较弱。风险冲击则是通过“金融加速器”效应强化了信贷资金的再配置效应，加剧民营企业杠杆率的下降，形成明显的杠杆率分化。综合比较不同冲击的影响，本文发现，只有风险冲击会显著导致企业杠杆率分化，而其他冲击的作用均较为有限。

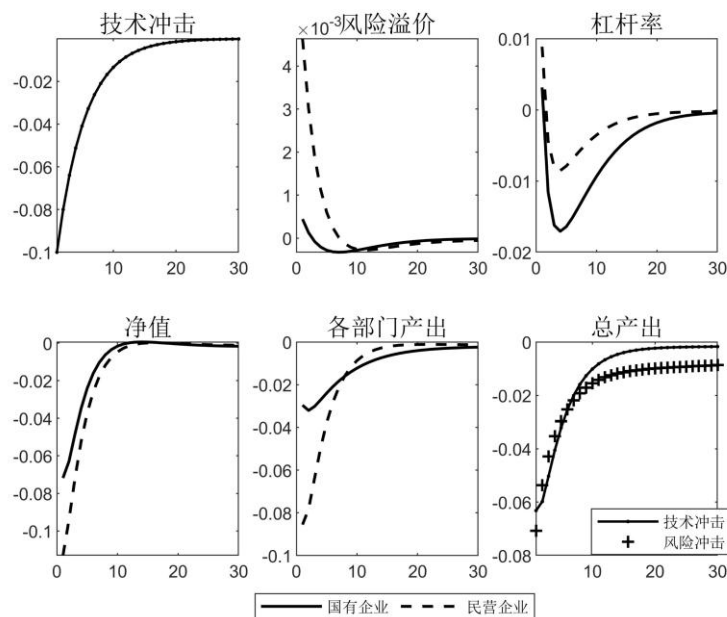


图4 技术冲击对国有企业和民营企业的影响

为进一步探讨金融摩擦在风险冲击传导中的作用机制，本文构造了一个将国有企业与民营企业的监督成本比例设定为相同的反事实情形。结果显示，在两类企业面临相同金融摩擦时，风险冲击对其风险溢价、杠杆率与投资的影响差异显著缩小。因此，企业杠杆率分化主要源于异质性的金融摩擦程度：民营企业监督成本较高、金融摩擦更强，风险冲击推高其风险溢价，抑制资本需求与投资，削弱企业净值，并通过“金融加速器”效应进一步放大投资与产出的下降，最终加剧总产出下滑和经济下行压力。

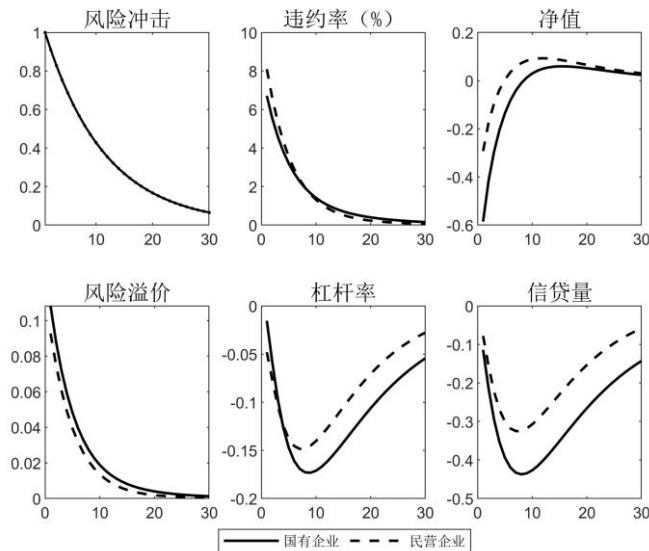


图5 反事实分析：国有企业的监督成本比例与民营企业一样

注： $\mu_s = \mu_p = 0.29$ 。

（二）宏观政策应对

在上一节中，本文论证了风险冲击加剧民营企业杠杆率的下降以及杠杆率分化的问题，这种非对称的经济影响也会增加经济衰退风险。因此，在本小节中，将探究不同宏观政策的调控效果。首先分析总量型宏观政策的影响，随后考察结构性宏观政策的调控效果。

1. 总量型宏观政策应对

2008年国际金融危机爆发后，宏观审慎政策和货币政策成为宏观调控的重要抓手，前者通过杠杆率防范系统性风险，后者通过存款准备金率等工具调节流动性，两种代表性政策均具有全局性特征。因此本文首先讨论统一的宏观审慎政策以及准备金率政策对企业的影响。

统一的宏观审慎政策。本文借鉴 Unsal (2013) 的方法，在模型中引入企业杠杆率监管规则，表现为对企业家风险溢价附加一倍监管溢价。在宏观审慎框架下，贷款利率与政策利率之差同时受违约溢价和监管溢价 RP_t 的影响，如式 (25) 所示：

$$R_{j,t+1}^k / R_t^L = \Omega_{j,t+1} RP_{j,t} \quad (25)$$

这里监管溢价 RP_t 是名义信贷总量增速的函数：

$$RP_{j,t} = \rho_{RP} RP_{j,t-1} + \psi_j (B_t / B_{t-1}) \quad (26)$$

其中， $\psi_j > 0$ 为监管程度，意味着当名义信贷总量增加时，监管溢价 $RP_{j,t}$ 上升，企业风险溢价也随之上升。

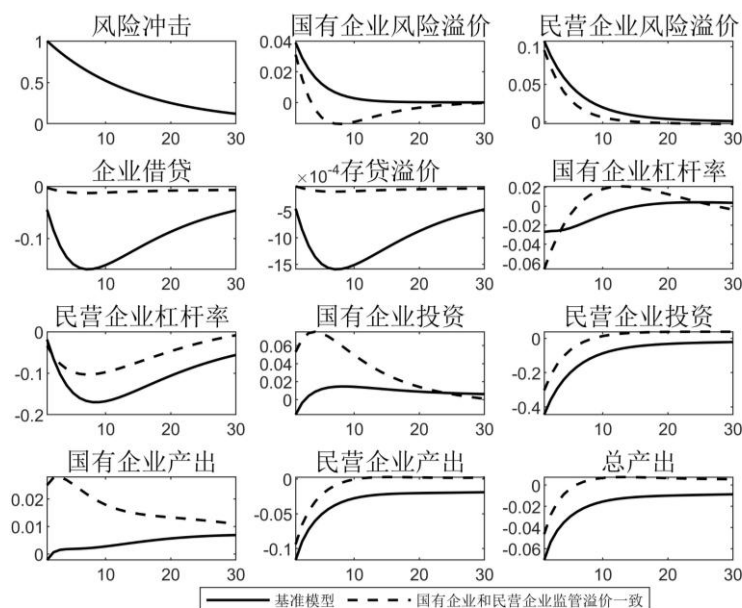


图6 统一的宏观审慎政策

注： $\psi_s = \psi_p = 2$ 。

图6展示了在风险冲击下对国有企业和民营企业监管程度采用统一的比例，在这种情形下，式(26)中监管程度 ψ_j 取一样的比例($\psi_s = \psi_p$)，即国有企业和民营企业监管溢价 $RP_{j,t}$ 下降程度相同。从基准模型可以看到，风险冲击对国有企业风险溢价影响小，对民营企业风险溢价影响大，从而统一的监管程度使得国有企业相对于民营企业风险溢价下降更多，从而国有企业杠杆率提升幅度较大，国有企业的投资改善并抵消了风险冲击的影响(投资高于稳态值)。而对于民营企业而言，风险冲击对其风险溢价影响较大，在国有企业和民营企业相同的监管程度下，对民营企业风险溢价改善程度较小，其杠杆率和投资的改善程度也同样较小，导致民营企业对融资难、融资贵现象改善较弱。此外，宏观审慎政策在改善国有企业和民营企业借贷的同时提升了存贷溢价，意味着在资金有限的情形下，总量的监管政策使得民营企业资金被挤出，从而统一的宏观审慎政策并没有达到预期效果。

统一的存款准备金政策。参考Chang et al. (2019)在金融中介引入准备金率 τ_t 。结果显示，在风险冲击下，下调准备金率虽改善了两类企业的风险溢价并促进投资，但由于民营企业受冲击更大，其投资改善幅度较小。同时，准备金率下调在扩大信贷的同时推高了存贷溢价，在资金约束下对民营企业形成挤出效应，进一步抑制其投资。

2. 结构性宏观政策应对

2016年以来，中国宏观调控政策逐步由以总量调控为主，转向总量与结构并重，强调精准导向和定向支持，体现出结构性政策的主导趋势。下文以结构性宏观审慎政策和结构性货币政策为例，在一般均衡框架下引入这两种结构性政策，分析在风险冲击使得国有企业与民营企业杠杆率分化的情形下，这些政策的传导机制及其调控效果。

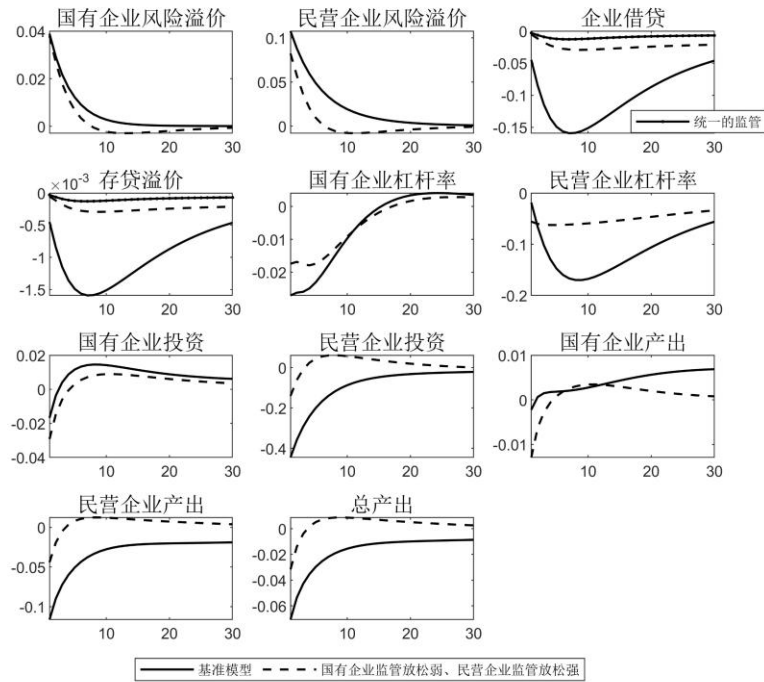


图7 结构性宏观审慎政策效果

注： $\psi_s = 0.25, \psi_p = 2$ 。

结构性宏观审慎政策。从图7可以看到，风险冲击下，如果对国有企业设定较弱的监管程度（ $\psi_s = 0.25$ ）、对民营企业设定较强的监管程度（ $\psi_p = 2$ ），一方面，相比于国有企业，在风险冲击下民营企业风险溢价、杠杆率改善程度较多，进而民营企业贷款和投资增加，并通过“金融加速器”效应，放大了其产出的改善作用。但对于国有企业而言，风险冲击对其杠杆率、投资产出影响较小，在民营企业信贷提升下，金融中介需要消耗更多的存款转换为贷款的成本，使得国有企业基准贷款成本提升，国有企业投资小幅下降。因为国有企业资本需求下降速度小于其净值下降速度，国有企业杠杆率有所提升。另一方面，相比于统一的宏观审慎政策，结构性宏观审慎政策对两类企业投入的借贷资金总量较少，存贷溢价和基准贷款利率下降，说明有限的资金下，投入民营企业比国有企业效果更好。最终在风险冲击导致国有企业和民营企业杠杆率下降且分化的情形下，对国有企业和民营企业实施差异化监管，提高了民营企业杠杆率的同时，也稳定了国有企业杠杆率，最终改善了总产出。本文的脉冲分析表明，应根据金融中介对不同类型企业的金融摩擦程度制定差异化的监管政策，这将有助于优化信贷配置、改善民营企业投资和促进总产出的提升。

结构性货币政策。本文以中期借贷便利扩容担保品为例。在小微企业贷款担保品纳入MLF担保品范围后，商业银行可凭借此类担保品以优惠利率从中央银行获得资金支持，有助于激励商业银行增加对民营企业的贷款，降低民营企业的融资成本。金融中介最大化利润方程改写为：

$$\max R_{s,t}^L B_{s,t} + R_{p,t}^L B_{p,t} - (1 - v_t) R_t B_{p,t} - R_t B_{s,t} - C(B_t) \quad (27)$$

其中，民营企业贷款利率可在规定比例内下调 v_t 。国有企业和民营企业贷款利率的一阶条件分别为：

$$R_{s,t}^L = R_t + C'(B_t), R_{p,t}^L = R_t(1 - v_t) + C'(B_t) \quad (28)$$

其中， $\hat{v}_t = \zeta^p (\hat{Lev}_{p,t} - \hat{Lev}_{p,t-1})$ ， $\zeta^p < 0$ 意味着民营企业杠杆率下降时，央行将增加对商业银行低成本资金利率。

图8结果显示，在风险冲击下，实施中期借贷便利（MLF）扩容担保品政策使得民营企业的基准贷款成本下降，带动其资本需求和投资增加，推动杠杆率上升。与此同时，民营企业信贷扩张提升了金融中介存款转换贷款的成本，增加了国有企业的贷款成本，抑制了其资本需求和投资，导致国有企业产出

略有回落。因为民营企业产出的增幅显著高于国有企业的减幅，总产出的下降幅度减小。

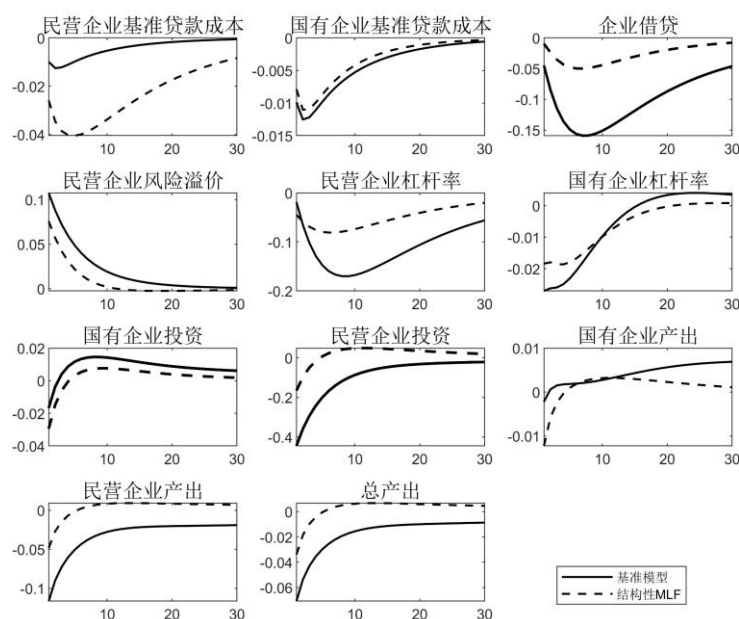


图8 结构性货币政策效果

在分析了总量型与结构性宏观政策的影响效果后，本文进一步比较了不同政策工具的社会福利效应。参照 Galí (2015)、吴立元等 (2023) 的方法，本文对家庭户效用函数进行二阶展开，推导出福利损失函数，并分别计算各分项的损失与总福利损失。

表2 平均福利损失 单位：%

福利损失	基准模型	总量型政策		结构性政策	
		统一的宏观审慎政策	统一的准备金率政策	差异化的宏观审慎政策	MLF 扩容政策
国有企业	1.48	6.20	3.08	1.05	2.48
民营企业	4.11	7.40	4.34	2.25	4.29
总消费和劳动	8.14	4.70	5.09	2.69	5.23
总福利损失	13.73	18.29	12.52	6.00	12.00

表2的第一列呈现了在风险冲击下基准模型的福利损失。第(2) — (5)列则展示了在不同宏观政策实施下，福利损失各来源的变化情况。需要强调的是，为了使不同政策规则可比，本文通过设定政策参数，使得第(2) — (5)列政策之间的总产出损失保持相同，然后比较其福利损失值，以此间接论证不同政策的调控效率。从表2可以看出，结构性宏观政策均比总量型宏观政策改进福利的效果好。①结构性宏观审慎政策对民营企业的产出、资本、通胀等波动均有显著的改善作用，导致的福利损失最小，最有利于稳定总产出和总就业。②MLF扩容担保品政策虽然可以通过向特定银行提供低成本资金，降低整个银行体系的资金成本，但对民营企业的融资成本和风险溢价的影响是间接的，减少福利损失的效果相对有限。③对于总量型政策，降低准备金率虽然能够在一定程度上减轻福利损失，但其效果不如结构性宏观审慎政策显著。④统一的宏观审慎政策对降低总消费和总就业的波动效果相对较好，但是两部门的波动性不降反升，福利损失并未得到改善。

总体而言，在应对风险冲击时，结构性宏观政策因其更具针对性，能够在改善信贷错配和民营企业

融资困境方面发挥更显著作用，从而缓解杠杆率分化并稳定宏观经济。需要指出的是，当前民间投资增速走低是多重因素导致的结果，尽管结构性宏观政策能够遏制风险冲击带来的杠杆率分化，改善民营企业融资环境，但单独地依靠结构性宏观政策，难以扭转这一不利情况。¹¹

五、结论和政策启示

2008年后，中国国有企业杠杆率与民营企业杠杆率呈现明显的分化现象，为改善企业杠杆率分化，应该如何优化宏观调控政策并提高其有效性？本文基于经验事实发现风险冲击导致中国杠杆率分化的现象，构建了一个包含有国有企业和民营企业的异质性企业部门的DSGE模型，并引入金融中介刻画两部门面临的不同金融摩擦。研究发现，风险冲击是导致企业杠杆率分化的最主要因素。究其原因民营企业面临的金融摩擦程度相对更大，风险冲击提高了民营企业的外部风险溢价和融资成本，造成其投资和资产价格下降，并通过“金融加速器”效应使得投资和产出加速下降，而“金融加速器”效应对国有企业影响较小。在风险冲击的影响下，如果实施统一的宏观审慎政策或下调准备金率政策，对国有企业和民营企业杠杆率均有改善，但由于市场资金供给存在约束，会挤出民营企业投资，降低资金配置效率。如果采用结构性宏观审慎政策或结构性货币政策，以及对有违约风险的民营企业救助政策，能够将有限的资金更多向民营企业倾斜，使得民营企业杠杆率提升效果更好，对国有企业杠杆率影响较小，发挥出“精准滴灌”和稳定经济的效果。从福利分析看，结构性政策均优于总量型宏观政策，其中结构性宏观审慎政策福利损失最小，结构性货币政策的效果相对有限。统一的宏观审慎政策和准备金政策在稳定两类企业的产出、消费等波动的效果有限，其福利损失改善较小。

当前，外部环境变化和内部风险挑战叠加，中国宏观不确定性明显上升，投资增长动能有所放缓，民营企业投资率和杠杆率持续回落，融资约束趋于加剧，对内需扩张和经济回升形成制约。在此背景下，宏观政策调控目标应着眼于疏解民营企业融资困境，引导信贷资源更多流向有需要的企业，推动经济社会高质量发展。据此，本文提出以下政策启示：

1. 进一步完善企业杠杆率的分类监管和差异化调控体系

本文研究发现，风险冲击加剧了国有企业和民营企业杠杆率分化，统一的宏观政策难以有效缓解这一结构性问题；相比之下，结构性宏观政策可以改善民营企业融资条件，在一定程度上缓解两类企业之间的杠杆率分化。由此表明，在企业杠杆率分化加剧的背景下，分类监管和差异化调控，有助于提升信贷资源配置效率。未来，应进一步完善多层次、差异化、可持续的金融服务体系，实施具有明确指向性的结构性宏观政策：①提升宏观政策精准性，通过结构性金融工具和差异化政策安排，引导信贷资源更多投向融资约束较强的民营企业和中小企业。例如，创设更多针对“科技创新”“首贷户”“中长期投资”等薄弱领域的结构性货币政策工具，同时，进一步完善政府性融资担保体系，扩大信贷白名单覆盖范围。②针对国有企业，应保持其融资能力的总体稳定，充分发挥其在经济下行阶段的逆周期调节作用，支持国有企业发挥链主作用，开展产业链“补链”“延链”型投资，带动全产业链协同发展。

2. 明确结构性政策的适用情形与政策目标

本文研究发现，结构性宏观政策能否发挥作用，取决于其对应的冲击类型以及政策目标，因此在不同外生冲击下，宏观政策有必要分类施策、对症下药。在风险冲击主导的情形下，国有企业与民营企业

¹¹ 虽然结构性宏观政策有效改善了民营企业的融资环境，但是还有很多因素制约其政策成效，民间投资增速走低。一方面，外部冲击与内需疲弱抑制了民营企业的投资意愿。房地产市场持续下行，导致房地产相关投资和上下游产业需求萎缩，企业订单和现金流趋弱，使民营企业对未来投资回报的预期下降，整体投资活力受到压制。2018年后，中美贸易摩擦等外部不确定因素加剧，加征关税和贸易限制削减了出口导向型民营企业的利润空间，冲击其国际市场布局，企业因此扩张和再投资的积极性明显降低。与此同时，国内需求增长乏力，消费和基础设施投资增速放缓，进一步影响企业对未来市场的信心和投资意愿。另一方面，民营企业自身也面临较大的成本压力，传统比较优势逐渐减弱，从而制约其投资扩张。劳动力、土地等生产要素成本持续上涨，加之税费和融资成本负担依然较重，进一步压缩了民营企业的利润空间。这种情况下，即便民营企业的融资环境有所改善，也难以找到有吸引力的投资项目，制约民间投资扩张。一部分劳动密集型民营企业甚至因成本压力转向东南亚等地投资建厂，从而减少了在国内新增投资。

杠杆率分化明显，此时实施具有明确指向性的结构性宏观政策，有助于定向缓解民营融资约束，稳定投资和产出。相较之下，在利率冲击等其他外生冲击情形下，国有企业和民营企业杠杆率分化并不显著，结构性宏观政策在缓解杠杆率分化方面的边际效果相对有限，若使用不当甚至可能加剧资源配置扭曲。现阶段，央行针对中小微企业已经实施了多种结构性货币政策工具，在一定程度上改善了这些企业的融资环境。但需要注意的是，目前的结构性宏观政策制定尚未考虑经济面临外生冲击的变化。未来，应根据宏观经济形势和冲击的变化，动态调整结构性宏观政策的使用方式，同时明确其政策边界，进一步强化政策指向性和精准性。

3.加强各类宏观政策工具之间的协同配合

在经济出现结构性矛盾时，结构性政策工具能够通过定向支持提高政策针对性，在一定程度上弥补总量型宏观政策传导效率不足的问题。但结构性政策难以单独承担宏观稳定职能，过度使用可能引发资源错配与市场失灵；同时，若结构性宏观政策忽视需求不足、预期偏弱等其他约束，仅在局部领域实施，其调控效果亦难以充分显现。因此，宏观调控应更加注重政策工具之间的协同配合：①应增强宏观政策取向一致性，加强货币、财政及相关政策之间的协调联动，统筹结构性货币政策与财政担保、贴息、风险补偿等工具，形成政策合力，更有效地稳定预期、提振信心，提升宏观调控的整体效果；②应在总量型宏观政策发挥稳定预期作用的前提下，进一步发挥结构性宏观政策的定向调节功能，比如优化银行考核指标，设立小微企业、“三农”主体信贷增长等专项指标并搭配政府奖补，激励基层行愿贷、敢贷，以提升政策传导效率。

需要指出的是，结构性宏观政策无论在制定还是执行过程中，往往涉及多个部门，因此需要兼顾更多方面的因素。本文仅对结构性宏观政策的实施动因、干预效果及其影响机制进行了初步探讨，未来应在理论和实证层面进一步研究，讨论结构性宏观政策对不同类型经济主体的影响路径及其异质性效果。此外，鉴于经济金融体系是高度耦合的，结构性政策往往需要与其他宏观政策工具协同发挥作用，其整体效果取决于政策之间的配合方式和实施顺序，这些研究将有助于更全面地理解结构性宏观政策的调控边界和实施条件，也为提升政策设计的科学性和有效性提供进一步依据。

参考文献

- [1] 陈创练, 高锡蓉, 刘晓彬. “稳增长”与“防风险”双目标的宏观调控政策抉择[J]. 金融研究, 2022, (1): 19-37.
- [2] 陈小亮, 陈彦斌. 结构性去杠杆的推进重点与趋势观察[J]. 改革, 2018, (7): 17-30.
- [3] 陈小亮, 谭涵予, 陈彦斌. 应对小微企业融资难题的政策效果评估与完善思路——基于宏观政策“三策合一”新理论框架[J]. 人文杂志, 2023, (05): 117-127.
- [4] 陈彦斌. 宏观政策“三策合一”新理论框架[J]. 经济研究, 2022, (11): 29-47.
- [5] 高崧耀, 梅冬州, 马振宇. 减税降费与宏观政策搭配[J]. 经济科学, 2023, (1): 44-62.
- [6] 宫汝凯, 徐悦星, 王大中. 经济政策不确定性与企业杠杆率[J]. 金融研究, 2019, (10): 59-78.
- [7] 郭玉清, 张妍. “去杠杆”与“降成本”的政策协同:机制分析与经验证据[J]. 经济与管理评论, 2021, (4): 44-57.
- [8] 胡志鹏. “稳增长”与“控杠杆”双重目标下的货币当局最优政策设定[J]. 经济研究, 2014, (12): 60-71.
- [9] 纪洋, 王旭, 谭语嫣, 黄益平. 经济政策不确定性、政府隐性担保与企业杠杆率分化[J]. 经济学(季刊), 2018, (2): 449-470.
- [10] 李斌, 吴恒宇. 对货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架内在逻辑的思考[J]. 金融研究, 2019, (12): 1-17.
- [11] 李志生, 汪颖栋, 金凌. 地方政府债务置换与企业杠杆率分化——兼论优化地方债务结构[J]. 经济研究, 2024, (2): 23-41.
- [12] 刘莉亚, 刘冲, 陈垠帆, 周峰, 李明辉. 僵尸企业与货币政策降杠杆[J]. 经济研究, 2019, (9): 73-89.
- [13] 吕炜, 高帅雄, 周潮. 投资建设性支出还是保障性支出——去杠杆背景下的财政政策实施研究[J]. 中国工业经济, 2016, (8): 5-22.
- [14] 马骏, 何晓贝. 货币政策与宏观审慎政策的协调[J]. 金融研究, 2019, (12): 58-69.
- [15] 马勇, 姚驰. 外生冲击下双支柱调控框架的稳定效应——理论建模及基于全球样本的实证检验[J]. 中国工业经济, 2022, (12): 14-32.
- [16] 梅冬州, 杨龙见, 高崧耀. 融资约束、企业异质性与增值税减税的政策效果[J]. 中国工业经济, 2022, (5): 24-42.
- [17] 谭小芬, 张文婧. 财政分权、地方政府行为与企业杠杆率分化[J]. 经济研究, 2021, (6): 76-92.
- [18] 王爱俭, 王璟怡. 宏观审慎政策效应及其与货币政策关系研究[J]. 经济研究, 2014, (4): 17-31.
- [19] 王立勇, 徐晓莉. 纳入企业异质性与金融摩擦特征的政府支出乘数研究[J]. 经济研究, 2018, (8): 100-115.
- [20] 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.
- [21] 吴立元, 王忬, 傅春杨, 龚六堂. 人工智能、就业与货币政策目标[J]. 经济研究, 2023, (1): 56-72.
- [22] Bai, C., C. Hsieh, and Z. Song. Special Deals with Chinese Characteristics[J]. NBER Macroeconomics Annual, 2020, 34(1):341-379.
- [23] Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis. Measuring Economic Policy Uncertainty[J]. Quarterly Journal of Economics, 2016, 131(4):1593-1636.
- [24] Bernanke, B. S., M. Gertler, and S. Gilchrist. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework[A]. Taylor, J. B., and M. Woodford. Handbook of Macroeconomics[C]. Amsterdam:Elsevier, 1999.
- [25] Borio, C. The Financial Cycle and Macroeconomics: What Have We Learnt[J]. Journal of Banking & Finance, 2014, 45:182-198.
- [26] Chang, C., K. Chen, D. F. Waggoner, and T. Zha. Trends and Cycles in China's Macroeconomy[J]. NBER Macroeconomics Annual, 2016, 30(1):1-84.
- [27] Chang, C., Z. Liu, M. M. Spiegel, and J. Zhang. Reserve Requirements and Optimal Chinese Stabilization Policy[J]. Journal of Monetary Economics, 2019, 103:33-51.
- [28] Christensen, I., and A. Dib. The Financial Accelerator in an Estimated New Keynesian Model[J]. Review of Economic Dynamics, 2008, 11(1):155-178.

- [29] Christiano, L. J., R. Motto, and M. Rostagno. Risk Shocks[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(1):27-65.
- [30] Collard, F., H. Dellas, B. Diba, and O. Loisel. Optimal Monetary and Prudential Policies[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2017, 9(1):40-87.
- [31] Devereux, M. B., and C. Yu. Evaluating the Role of Capital Controls and Monetary Policy in Emerging Market Crises[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2019, 95:189-211.
- [32] Fernández-Villaverde, J. Fiscal Policy in a Model with Financial Frictions[J]. *American Economic Review*, 2010, 100(2):35-40.
- [33] Galí, J. *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework and Its Applications*[M]. Princeton: Princeton University Press, 2015.
- [34] Gertler, M., S. Gilchrist, and F. M. Natalucci. External Constraints on Monetary Policy and the Financial Accelerator[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2007, 39(2-3):295-330.
- [35] Korinek, A., and A. Simsek. Liquidity Trap and Excessive Leverage[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(3):699-738.
- [36] Lubis, A., C. Alexiou, and J. G. Nellis. What Can We Learn from the Implementation of Monetary and Macroprudential Policies: A Systematic Literature Review[J]. *Journal of Economic Surveys*, 2019, 33(4):1123-1150.
- [37] Song, Z., K. Storesletten, and F. Zilibotti. Growing Like China[J]. *American Economic Review*, 2011, 101(1):196-233.
- [38] Unsal, D. F. Capital Flows and Financial Stability: Monetary Policy and Macroprudential Responses[J]. *International Journal of Central Banking*, 2013, 9 (1): 233-284.

数字贸易规则、新型比较优势与国际分工重塑 ——基于流量与品类的双重检验¹

李成明² 何梦雅³ 董志勇⁴

【摘要】本文运用自然语言处理方法量化了区域贸易协定中的数字贸易规则深度，实证检验了数字贸易规则深化对国际分工格局的重塑机制。研究发现，数字贸易规则深化不仅推动了双边贸易流量增长，而且提升了贸易产品多样性，该结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。机制分析发现，数字贸易规则增进了基于数据要素的新型比较优势，推动了双边数字贸易发展，强化了传统要素比较优势，提升了政府治理效能，并深化了双边市场拓展互嵌，进而重塑国际分工格局。异质性结果表明，数字贸易规则对服务业的促进效应更强、对“北—北”缔约经济体间贸易的推动作用和“纯数字”协定的促进作用更突出，且数字产品载体计价条款的贸易促进效应更为明显。进一步，数字贸易规则有助于提高缔约经济体全球价值链前后向参与度，揭示了数字贸易规则在推动分工精细化中的潜力。本文为理解数字贸易规则对国际分工格局的重塑机制提供了理论支撑和经验证据。

【关键词】数字贸易规则；国际分工；新型比较优势；制度型开放；自然语言处理

引言

近年来，全球贸易增速放缓，贸易保护主义和规则碎片化阻碍了国际经济合作的深入（董志勇和李成明，2020）。与此同时，数字技术突破传统贸易的物理边界，成为重塑全球经贸连接的新动能（Aaronson，2019）。在此背景下，全球数字贸易规则体系加速形成，多边及区域协定呈现立体化结构。数字贸易规则通过规范监管与治理，不仅降低了技术和政策门槛，更深刻影响着要素资源的跨境流动与配置（刘斌和甄洋，2022），逐渐成为重塑国际分工格局的关键力量。然而，针对数字贸易规则如何重塑国际分工格局的问题，学术界尚缺乏系统的经验证据与机理解释。当前，中国正加快推进制度型开放，积极对接高标准经贸规则，厘清其内在逻辑对于揭示数字贸易规则的经济效应，以及助力中国在复杂国际形势下抓住数字经贸发展新机遇，具有重要的理论意义与实践价值。

数字贸易规则的制定与遵守已成为各国融入全球数字经济的桥梁。现有研究普遍认为，贸易规则通过降低制度性交易成本（张洪胜和潘钢健，2021），推动了劳动、资本等传统要素的跨境优化配置（Orefice，2015；周英等，2025）。在数字经济背景下，数据已成为新型关键生产要素。数字贸易规则通过确立跨境数据流动、隐私保护及平台监管等关键条款，为数据要素的全球配置提供了制度性保障（Suhand Roh，2023）。数据要素兼具非竞争性、非排他性和高渗透性特征，这决定了其对国际分工的影响具有全局性。各经济体正加速形成基于数据要素的新型比较优势，通过数据加工与赋能重构国际分工格局。然而，现有文献多聚焦于数字贸易规则对数字订购或服务贸易的局部促进效应（Jiang and Jia，2022；杨连星等，2023），或对微观主体的价值链地位影响（侯俊军等，2023），忽视了其对国际分工格局的整体重塑作用及其背后基于数据要素形成的新型比较优势机制。目前，中国已加入《区域全面经济伙伴关系协定》（RCEP）并积极申请加入《全面与进步跨太平洋伙伴关系协定》（CPTPP）和《数字经济伙伴关系协定》（DEPA），体现了中国在数字贸易规则领域持续参与的主动性（沈玉良等，2022）。立足于这一制度型

¹ 原载于《中国工业经济》2026年第2期

² 李成明，中央民族大学经济学院

³ 何梦雅，对外经济贸易大学国际经济贸易学院

⁴ 董志勇，北京大学经济学院

开放实践，精细刻画数字贸易规则深度并分析其对国际分工的影响，是当前亟须解决的重要命题。

当前，全球贸易正经历从价值链贸易向数字贸易转型的关键期（裴长洪和刘洪愧，2020；盛斌和高疆，2021）。数字贸易并非对传统模式的简单替代，而是通过与商品及服务贸易的深度融合，拓展了国际贸易边界。作为核心驱动力，数据要素挑战了传统稀缺性假设，打破了传统要素边际收益递减规律（蔡跃洲和马文君，2021），对生产函数、产品形态和市场机制等产生深刻影响，传统比较优势理论在数据要素驱动下发生了动态升级和系统重构。一方面，数据作为独立要素形成新的禀赋结构，不仅创造全新贸易品类，而且重构传统贸易产品服务形态，创造了数字服务等数据密集型优势领域；另一方面，数据要素与劳动力、资本等传统要素融合，提升了传统要素的生产效率，从静态要素禀赋转向“数据要素×传统要素”的动态组合，重构传统要素间的相对权重。此外，数据驱动的低摩擦市场促进了更高效的要素流动与比较优势迭代。因此，国际贸易新格局是由数字贸易与传统商品贸易、服务贸易深度融合共同塑造的复杂体系，对于国际贸易新格局的认识与研究，不能用二分法割裂地将其局限于数字贸易领域，而是需要放在数字贸易与传统贸易融合发展的整体框架中进行系统性分析。作为数字经济下全球贸易的“加速器”和“稳定器”，数字贸易规则对国际分工格局的影响也具有全局性和系统性，然而已有研究忽视了数实融合进程中国际分工格局变动的规则制度因素，尤其是数字贸易规则的潜在作用。本文从贸易流量和贸易品类双重维度，探究数字贸易规则重塑国际分工格局的作用路径，为理解全球化下的制度红利提供经验证据。

鉴于此，本文利用自然语言处理方法测度了114个区域贸易协定（RTA）文本间的余弦相似度，通过在“经济体对一行业”层面聚合66个经济体双边贸易流量与产品种类数据，系统研究了数字贸易规则对国际分工格局的多方面影响。本文的边际贡献体现在以下三个方面：一是基于自然语言处理技术，扩展了数字贸易规则的量化维度与精度。有别于传统二元变量（Baier and Bergstrand, 2007; Kehoe and Ruhl, 2013）或仅以CPTPP为单一基准的测度方式（刘斌和甄洋，2022），本文采用词频加权算法，分别以DEPA、CPTPP和RCEP为基准，测算了3×114组协定文本的余弦相似度，不仅有效捕捉了条款措辞与语义的细微差异，更精准地刻画了数字贸易规则的异质性深度，也显著扩展了数字贸易规则测度的维度。二是从新型比较优势视角，创新性地揭示了数字贸易规则重塑国际分工格局的内在机理。现有研究多关注规则降低贸易成本的直接效应（Baldwin, 2016; Suh and Roh, 2023），而忽视了其对比较优势基础的重构。本文提出，数字贸易规则通过促进数据要素流动，催生了基于数据要素的新型比较优势。这一视角弥补了传统比较优势理论在数字时代的解释盲区，从规则制度层面为新全球化下国际分工格局的演变提供了新的动因解释。三是拓展了数字贸易规则经济效应的研究视域及其异质性分析维度。本文突破了仅关注数字贸易领域的局部均衡框架，构建了“规则深化—要素重构—比较优势—分工演化”的系统分析范式，评估了规则对整体贸易流量和产品种类的全局影响。研究发现，数字贸易规则推动了“北—北”经济体间的“头部效应”与国际分工的“尾部扩展”并存。同时，本文量化比较了DEPA、CPTPP和RCEP三类规则蓝本的异质性效应，发现不同规则范式对国际分工格局的影响存在显著差异，这为中国对接高标准国际经贸规则、制定差异化的对外开放策略提供了精准的经验证据。

一、理论分析与研究假说

当前，全球数字贸易规则正经历从早期的电子商务市场准入向涵盖跨境数据流动、隐私保护、算法监管等深层治理体系的跨越式演进。在WTO多边谈判相对滞后的背景下，区域与双边协定成为规则创新的主阵地，逐步形成了以强调数据自由流动的“美式”、聚焦务实合作的RCEP“中式”以及高度灵活且模块化的DEPA“新式”等多元规则范式，深刻改变了全球要素配置的逻辑。伴随着规则体系的完善，国际贸易与全球价值链网络结构发生了根本性变迁，已由过去少数发达国家主导的“中心—辐射”垂直型结构，演化为节点更加密集、新兴经济体广泛嵌入的“多中心”网状互联格局。这一趋势表明，数字贸易规则超越了单纯的贸易便利化范畴，正在成为重塑国际分工格局的关键变量。然而，在工业经济时代形成的传统贸易理论难以充分解释数字经济背景下数据要素驱动的国际经贸体系变革，当下亟须厘清

数字贸易规则如何通过作用于数据这一新型生产要素,进而重构国家间的比较优势并重塑国际分工格局。因此,本文遵循“规则深化—要素重构—比较优势—分工演化”的逻辑链条,即数字贸易规则通过降低制度壁垒和统一标准,促进数据要素有序流动,改变缔约国之间的要素禀赋结构,形成新型比较优势,进而重塑国际分工格局。基于这一框架,本文首先回溯经典贸易理论,提出基于数据要素的新型比较优势,进而探讨数字贸易规则如何作为关键制度安排,通过影响数据要素的全球配置进而形成新型比较优势,重塑国际分工格局。

(一) 经典理论的回溯与新型比较优势的提出

在数字经济时代,数据已成为继土地、劳动力、资本、技术之后的新型生产要素。随着生产要素结构发生变化,比较优势的来源从传统的静态要素禀赋逐步转向以数据为核心的动态能力与要素配置效率,传统基于静态禀赋的比较优势理论因此难以解释数据驱动下的分工格局。本文据此提出“新型比较优势”概念:在数据要素成为核心生产要素的背景下,经济体通过数据的积累、挖掘与跨境配置,利用其非排他性、非竞争性、低边际成本和网络外部性等特征,实现超越传统要素禀赋约束的动态优势。与传统比较优势相比,其根本区别在于优势来源的跃迁,即由依赖土地、劳动力等静态资源的成本优势,转向依托数据、算法、算力等动态循环系统的效率与创新优势。新型比较优势不仅取决于数据存量的多寡,更在于数据要素如何被制度化配置并嵌入生产函数。数字贸易规则作为全球数字经济治理的重要制度供给,通过确立数据产权、流通标准与监管框架,消除数据流动壁垒,促进数据要素的全球优化配置,从而催生并强化新型比较优势,重塑国际分工格局。

比较优势理论的发展本质上是一条围绕“要素体系”持续拓展与重构的理论链条。李嘉图以劳动生产率差异解释相对成本优势,奠定了劳动基础的比较优势模型;Heckscher-Ohlin模型扩展至资本、土地等多元要素,强调要素禀赋结构差异决定贸易模式;Krugman(1991)在规模经济与垄断竞争框架下,将比较优势的分析边界拓展到企业规模与产品差异化,表明比较优势也可能来源于企业所掌握的市场结构性要素。此后,Melitz(2003)将研究下沉至企业层面,以全要素生产率刻画企业异质性,强调效率型要素在资源再配置与出口门槛中的作用;Grossman and Rossi-Hansberg(2008)的任务贸易理论进一步细化到生产任务,指出任务可分割性、外包成本及信息通信技术水平决定任务的跨境流动性;林毅夫(2012)则在新结构经济学框架下提出要素禀赋的阶段性与可升级性,强调制度与政策干预在要素结构优化中的作用,揭示了要素体系动态变化的政府角色与制度因子。由此,从单一劳动要素到多元要素、从静态结构到动态升级,不同理论虽然在分析对象与方法上存在差异,但都以“要素体系”为基础解释贸易模式与分工格局,其演进过程实质上是对要素类型结构、形成机制与配置方式等不同方面的持续拓展与系统深化。随着数据成为核心要素,传统理论面临双重挑战:一是传统要素遵循边际报酬递减规律,而数据要素呈现出显著的规模报酬递增现象;二是传统理论隐含的地理空间约束被数字化打破,跨境交付的边际成本趋近于零。

数据要素的兴起正深刻重构要素体系结构,成为比较优势形成的新关键变量。首先,数据作为独立生产要素进入要素体系,并在产品化与资产化过程中拓展了要素体系边界,直接改变了各国的要素禀赋结构。由于数据要素具有可复制性、非消耗性与低边际成本特征,其供给突破传统资源稀缺约束,使经济体即便缺乏自然资源或制造能力,也能依托数据、平台与算法参与全球价值链的高附加值环节(Baldwin, 2019),例如,印度凭借软件与数据处理能力成为全球信息技术与外包服务中心(Athreye and Kapur, 2006)。其次,数据要素通过赋能传统要素形成显著乘数效应。数据要素的高渗透性、强外部性、跨时空性特征对资本、劳动力与技术等发挥增强作用,从而改变传统要素的有效禀赋条件。例如,数据驱动的人机协同优化劳动力配置并提升劳动生产率(Autor et al., 2015),算法与预测模型提高资本利用率并加速技术扩散(Forman et al., 2012),这进一步促进了要素间的协同整合。此外,数据要素还推动政府与市场治理结构的优化与经济系统的动态跃迁。数据快速流动缓解传统市场的信息不对称与滞后性问题,降低交易成本并增强市场稳定性,使政府能够更精准地评估市场动态与资源配置(戴魁早等, 2023),从而强化制度设计能力并提升系统运行效率。而且,跨境数据流动推动国家间深度合作,释放数据要素的网络效应与规模效应,提升跨国资源配置与创新扩散效率,从而实现要素比较优势向国家竞争优势的

有效转化。

随着数据要素对传统贸易基础的解构与重塑，全球要素体系正在经历结构性变革。在要素类型上，比较优势基础由物质稀缺型转向信息与知识密集型；在形成机制上，优势由一次性配置转向依托网络外部性与数据积累的持续优化（Goldfarb and Tucker, 2019）；在配置方式上，数据要素突破国家、企业与任务边界，实现跨层级整合与动态重构。因此，数据要素的系统嵌入改变了要素形态与演进机制，重塑了比较优势的生成逻辑，为理解数字贸易规则推动国际分工格局演变提供了理论支撑。以 Heckscher-Ohlin 模型为例，其基础假设是稳定可比的要素禀赋，而数据要素的跨境流动削弱了地理禀赋差异的解释力。Melitz（2003）的企业异质性理论亦受影响，数据通过精准匹配与流程优化提升全要素生产率，使生产率差异跨国传导，弱化了物理资本与距离限制。任务贸易论同样被重塑，数据要素借助云计算、物联网等技术降低信息与协调成本，使知识密集型、高附加值任务具备全球化配置可行性，推动分工模式由成本导向向效率导向转型。



图1 新型生产要素催生新型比较优势的内在机理

数据作为新型生产要素，使传统要素体系的形态、效能与流动方式发生革命性变化，形成了数字时代的新型要素体系，并据此生成“新型比较优势”（如图1所示）。这种优势以数据要素与传统要素的融合为基础，依托产业生态重塑、要素禀赋升级与制度效率提升等，形成超越传统资源约束的动态竞争能力，其核心特征是突破传统物理空间与资源边界，实现贸易体系在数字空间的系统性重构。新型比较优势不再取决于静态禀赋或成本差异，而是在数据要素主导的动态机制中生成，体现出跨境扩展性与结构演化潜能。数字贸易规则在此过程中并非单纯的贸易便利化工具，而是通过重塑数据要素配置环境，催生并强化了区别于传统要素逻辑的新型比较优势，进而推动国际分工格局的深层重构。

（二）数字贸易规则重塑国际分工格局的理论机制与假说提出

数字贸易规则的确立有效削减了跨境数据流动的制度性壁垒，使数据要素得以在全球范围内实现优化配置，降低了数据与资本、劳动等传统要素的融合成本，从而改变了各国的要素禀赋结构，形成以数据驱动的新型比较优势并重塑国际分工格局（机制逻辑见图2）。在双边贸易流量方面，数字贸易规则通过规范数据等关键生产要素的跨境流动，深刻影响全球贸易格局与交易成本，促进双边贸易增长。一方面，电子传输免征关税、禁止计算机本地化等制度安排推动要素流动便利化与自由化，使数据、技术与资本从低效率配置向高效率配置转变（孙玉红等，2021），显著提升全球生产效率。跨境数据流动还可降低交易中的信息不对称，减少企业筛选成本与制度性风险，尤其为中小企业进入国际市场创造了条

件。另一方面，出于国家安全、隐私保护与数字主权的考虑，消费者保护和个人信息保护等规则对数据自由流动施加必要约束，虽增加了企业合规成本，但通过在跨境数据流动、隐私保护及技术标准方面建立多边或区域性的一致性，为数据流动提供了清晰、可预期的法律框架，减少了因各国法规差异带来的不确定性与隐性非关税壁垒，从而为全球贸易规模的扩展奠定制度基础，成为影响双边贸易流量的重要变量。在贸易产品种类方面，数字贸易规则通过推动全球要素跨境流动，加速了生产体系的垂直分工与协作，优化了全球贸易结构。从供给端看，数据作为高价值要素，其跨境流动优化了创新资源配置，推动新产品和新服务的研发与商业化（武娜等，2024），提高了技术成果转化效率；同时，生产过程的模块化与专业化使各国能够专注于具有比较优势的环节，深化国际分工，提升生产效率并增加贸易品类多样性。从消费端看，数字贸易规则通过降低文化、语言和技术标准差异引致的交易壁垒，拓宽全球市场范围，提升消费选择多样性和整体福利，推动产品数字化重构与消费结构升级，使国际分工格局向多元化与创新驱动方向演进。由此，本文提出：

假说 1：数字贸易规则不仅提升双边贸易流量，还促进贸易产品种类多样化，进而重塑国际分工格局。

数字贸易规则的核心在于构建“数据流动+规则协调”的治理框架，其关键条款旨在通过消除壁垒、建立信任及促进创新，显著降低数据要素与数字产品跨境流通的制度性成本。例如，电子传输零关税等条款有效减少了边境摩擦（洪永淼等，2022），促使作为新型生产要素的高价值数据与知识在国际高效配置。由此形成的制度红利带动全球产品与产业的功能性升级，使经济体得以依托算法、知识产权及数字平台，重构传统产业体系，形成以数据为核心载体的“数据原生型比较优势”，推动了国际分工从传统要素禀赋驱动向数据与知识驱动转型，促进了数字贸易规模的快速扩张。具体而言，数字贸易规则通过需求结构升级与产业生态重构两条路径加速了上述优势的形成。首先，在需求侧，随着人类从物质能量需求向信息交互需求跃迁，数字贸易规则保障了数据要素的有序流动。信息通信技术（ICT）打破了时空限制，促使产品供给由物理载体向“数据原生”形式转变（Goldfarb and Tucker, 2019）。流媒体替代实体影院、远程办公替代劳动力流动等现象，本质上是信息传递对实物运输、算法推荐对传统供给机制的替代。这不仅降低了资源消耗，更为云计算、在线金融等数字交付贸易提供了进入国际市场的快速通道。其次，在供给侧与产业生态层面，数字贸易规则释放了数据驱动创新的潜力（陈紫若等，2022）。一方面，跨境电商平台作为数字订购贸易的载体，利用数据流动替代了传统渠道建设的高昂投入。平台化交易显著降低了市场准入门槛与沉没成本，利用长尾效应提升了贸易流量，并帮助企业精准捕捉消费趋势，推动产品技术升级。另一方面，数字交付贸易通过数字支付、软件服务等数字化服务为传统贸易全流程赋能。依托数据的可复制性，技术经验得以指数级扩散，在维持传统禀赋效率的同时，培育出数据驱动的协同创新优势。因而，数字贸易规则通过数字订购与数字交付的双轮驱动，既催生了新业态，又激活了传统贸易活力，从而重塑了国际分工格局。由此，本文提出：

假说 2：数字贸易规则释放数据原生型比较优势，推动数字交付贸易和数字订购贸易发展，进而重塑国际分工格局。



图2 数字贸易规则重塑国际分工格局的理论框架

数字贸易规则中的数据兼容性与互操作性条款是构建跨境数据流动确定性与安全性的基石，显著提升了数据传输的速度与可预期性，促进数据要素全球配置并弥合数字鸿沟，通过“实数融合”赋能传统要素升级，形成了区别于传统要素禀赋结构视角的“数据赋能型比较优势”。具体而言，这种优势源于数字贸易规则推动的要素融合与协同效应。一方面，规则放大了“数据要素×传统要素”的乘数效应。在劳动力要素层面，数据赋能促使产业依赖从传统技能转向“技能+数据”复合型劳动，规则赋能推动远程协作等虚拟劳动力跨境流动，有效降低了沉没成本，既延缓了传统劳动密集型优势的衰减，又拓宽了禀赋边界。在资本要素层面，数据的高流动性降低了监管与搜寻成本，扩大了资本市场范围（蓝发钦等，2024）。规则在降低制度性风险的同时扩大资本配置半径，使资本在更大范围内实现高效配置。另一方面，随着规则推动跨境流通的标准化，企业得以在跨国生产网络中实现深度互联。通过算法与预测模型的应用，数据要素打破了传统要素间的静态边界，构建起劳动、资本、技术高度联通的生产体系，实现了全球资源的柔性化与智能化调配（Goldfarb and Tucker, 2019），并显著提高企业全要素生产率（许诺等，2025），形成了数据赋能型比较优势的核心支撑。因此，数字贸易规则通过提升数据可及性与跨境互操作性，放大“数据要素×传统要素”的乘数效应并强化跨要素协同，进而提升全要素生产率，形成数据赋能型比较优势。不同于传统依赖要素成本优势的垂直分工，基于数据驱动的效率优势使生产网络能够在跨国范围内实现快速响应与价值链协同优化。在智能制造与全球服务外包等领域，国际分工正从以低成本环节外包为特征的模式逐步转向以全要素效率协作为核心的网络化分工体系，提高了双边贸易的系统运行效率，也推动了全球价值链向更加灵活、分布式和高附加值的方向演进。由此，本文提出：

假说 3：数字贸易规则释放数据赋能型比较优势，强化传统要素比较优势并提升全要素生产率，进而重塑国际分工格局。

数字贸易规则通过纳入政务信息电子化公开与电子政府采购等约束性条款，推动各经济体政府部门实现流程透明化，优化了跨境数字监管环境（齐俊妍等，2023），并通过提升政府信息可得性与政策可预期性，降低跨境经营中的制度不确定性。一方面，数字政府建设等条款压缩了商业注册与业务启动周期，大幅降低了企业的制度性成本；另一方面，政府数据公开与政府数字采购等条款有效削减了信息传递的制度性摩擦（Li and Whalley, 2021），降低了交易过程中的不确定性与监督成本。政府行政效率与市场制度便利化协同提升，为中小企业等边缘主体创造了公平进入国际市场的机会，从而构筑了以经济生态优化为特征的“制度优化型比较优势”。在这一新型优势驱动下，国际分工格局正由单一市场信号主导向数据驱动与制度优化协同的综合效能方向转型。一方面，电子政务建设显著提升了分工协作的实

时响应能力。数字贸易规则通过确立程序简化与成本削减条款，降低了国际市场的制度门槛，使得多国企业能以更低成本、更快速度融入产业链，增强了跨境经营的深度协作能力，促进了多极型分工网络的扩展。另一方面，营商环境的制度性优化推动国际分工向更具包容性的方向发展。规则通过降低技术标准差异和简化准入要求，使受限于资源禀赋的中小企业和发展中经济体能够突破壁垒，嵌入全球价值链的中高附加值环节。例如，在跨国政府采购中，规则鼓励电子化招标并向中小企业开放，使其得以参与国际分工。这不仅扩大了国际贸易的主体范围，丰富了全球产品供给，更推动了国际分工体系向多节点、高互信的深层网络演进。由此，本文提出：

假说 4：数字贸易规则释放制度优化型比较优势，降低市场交易成本并提升政府治理效能，进而重塑国际分工格局。

数字贸易规则通过减少监管差异，消弭了各国在数据主权与隐私保护等领域的政策摩擦（Liu et al., 2026），显著缩短了双边制度距离（刘斌等，2021）。首先，数字贸易规则协调构筑了数据驱动的内生增长机制。统一跨境数据流动标准、强化平台治理和促进网络互通，为数据驱动的反馈闭环提供了制度基础。规则降低了数据在生产、传输、分析与应用各环节的制度摩擦，使其能够在全球范围内形成持续循环的“数据—用户—算法”正反馈机制。这一正反馈机制不局限于单点的要素形态和要素结构，也不局限于体制机制的优化，而是表现为在数据驱动下的一系列复杂系统涌现特征。这一机制推动数字平台不断迭代升级服务、扩大用户基础与网络规模，从而提升出口市场的覆盖广度与渗透深度。市场渗透率的持续提高不仅增强了网络外部性和规模效应（郭凯明等，2024），还强化了经济体在全球贸易网络中的结构性地位，形成以网络扩张和规模递增效应为核心的动态跃迁型比较优势。其次，制度稳定性驱动了投资互嵌的创新协同机制。数字贸易规则通过加强知识产权保护、促进数字基础设施互联互通和深化双边投资协作，显著降低了外商直接投资（FDI）面临的合规风险与运营成本，激励企业依托数字平台开展研发协同、生产整合与市场共享，推动双边投资从单一资本流动向技术、管理和创新能力的综合互嵌转变。双边 FDI 的增长不仅体现了合作深度的实质性提升，更通过知识溢出、技术扩散与能力共建，强化了各国在全球价值链中的创新协同与节点控制力，形成以投资深度融合为载体的动态跃迁型比较优势。贸易伙伴双方能够通过不断提升市场渗透率与投资融合深度，共同促使国际分工从静态资源禀赋驱动转向以网络化协同与动态能力跃迁为核心的新型模式，持续扩大双边贸易的覆盖范围与合作深度，使更多经济体在同产业、同环节开展多极型分工，推动国际分工格局朝着更高联通性、更大包容性和更深嵌入性的方向演进。由此，本文提出：

假说 5：数字贸易规则释放动态跃迁型比较优势，延展市场渗透范围并深化双边市场互嵌，进而重塑国际分工格局。

二、研究设计

（一）模型设定

为验证数字贸易规则与国际分工格局的关系，本文构建如下模型：

$$\ln Y_{sum,ijkt} = \beta_0 + \beta_1 DTR_{ijt} + \beta_2 Controls + v_{ik} + v_{jk} + v_{ij} + \varepsilon_{ijkt} \quad (1)$$

$$Y_{type,ijkt} = \gamma_0 + \gamma_1 DTR_{ijt} + \gamma_2 Controls + v_{ik} + v_{jk} + v_{ij} + \varepsilon_{ijkt} \quad (2)$$

其中， i 、 j 、 t 、 k 分别代表报告经济体、伙伴经济体、年份、行业。被解释变量 $\ln Y_{sum,ijkt}$ 、 $Y_{type,ijkt}$ 分别表示 i 国在 t 时期与 j 国在 k 行业的双边贸易流量与贸易产品种类；核心解释变量 DTR_{ijt} 表示 i 国和 j 国在 t 时期的数字贸易规则深度； $Controls$ 代表一系列控制变量； v_{ik} 、 v_{jk} 、 v_{ij} 分别代表“报告经济体—行业”“伙伴经济体—行业”以及“报告经济体—伙伴经济体”交互固定效应，用来控制由于经济体行业特性与两个经济体间不随时间变化因素产生的影响； ε_{ijkt} 为随机干扰项。为降低异方差的影响，本文参考刘斌和甄洋（2022）的思路对报告经济体、伙伴经济体的生产总值及贸易流量等变量加 1 取对数。而贸易产品种类属于计数变量，式（2）当属计数模型，故本文参照吕越和邓利静（2020）的研究利用泊松估计进

行回归，检验数字贸易规则对于双边产品种类的影响。进一步地，本文将标准误在经济体对层面进行聚类。

（二）变量说明

1. 被解释变量

本文分别采用报告经济体在第 t 年与伙伴经济体在 k 行业的双边贸易流量 ($\ln Y_{sum,ijkt}$) 和产品种类 ($Y_{type,ijkt}$) 刻画国际分工格局。双边贸易流量及产品种类数据皆源于美国贸易委员会统计的国际贸易和生产估算数据库。具体而言，通过构建“经济体对—行业”标识，加总“经济体对—行业”间的贸易流量以及产品种类，并剔除重复的“经济体对—行业”对象，以避免同一双边贸易流量以及产品种类的重复计入，最终得到“报告经济体—伙伴经济体—行业—年份”的四维数据结构。为降低零贸易流量对估计的影响，本文对贸易流量数据先加 1 再取自然对数。

2. 核心解释变量

数字贸易规则深度 (DTR_{ijt})。借鉴韩剑等 (2019) 的思路，本文利用自然语言处理方法对数字贸易规则深度进行量化分析。具体而言，首先从 WTO-RTA 数据库中获取所有包含“电子商务”与“数字贸易”章节的协定文本。随后对文本进行去除停用词等清洗处理，并将整理后的文本表示为词向量。最后基于词向量计算协定文本之间的余弦相似度，以刻画不同区域贸易协定在数字贸易规则内容上的相近程度。DEPA 是全球首个专注于数字经济的贸易协定，涵盖数据流动、隐私保护和数字贸易便利化等模块化规则，被视为当前高水平“纯数字”贸易规则的代表框架。因此，本文以 DEPA 作为基准，衡量其他区域贸易协定与之接近程度，以刻画区域贸易协定的数字贸易规则深度。该数值越大，表示该 RTA 与 DEPA 越接近，双边数字贸易规则越深入。

3. 控制变量

本文借鉴周念利和陈寰琦 (2020)、杨连星等 (2023) 的研究，在分析数字贸易规则对国际分工格局的影响时，纳入了多个可能影响国际分工格局的因素，包括双边地缘政治关系、经济结构差异、技术扩散条件、报告经济体不确定性、伙伴经济体不确定性、双边互联网覆盖差异等^②。同时，本文还控制了“报告经济体—行业”“伙伴经济体—行业”以及“报告经济体—伙伴经济体”的交互固定效应，以控制不随时间变化的经济体行业特征以及经济体之间的因素。

（三）数据来源与描述性统计分析

本文区域贸易协定文本来源于 WTO 的 RTA 数据库，双边贸易流量与贸易种类数据来自美国贸易委员会国际贸易和生产估算数据库。由于 ITPD-E 数据库的数据截至 2019 年，考虑数据可得性和齐整性，本文以 2001—2019 年全球 66 个经济体为研究对象，探究数字贸易规则对国际分工格局的影响及作用机制。具体处理如下：①将协定缔约经济体依据 ISO3 编码两两组合，构造“经济体对”作为规则变量的基本观测单元。②在“经济体对—年份”层面，将数字贸易规则深度与 ITPD-E 数据库的贸易数据进行合并。③当同一经济体对在同一年对应多个生效的区域贸易协定且数字贸易规则深度不一致时，本文以数字贸易规则深度的最大值表征该经济体对当年的数字贸易规则深度，以反映双方可适用制度安排中的最高标准。最终本文形成“报告经济体—伙伴经济体—行业—年份”四维结构数据，共有 113515 个观测值。

三、实证结果分析

（一）基准结果

表 1 第 (1)、(2) 列是数字贸易规则对双边贸易流量的影响结果，第 (3)、(4) 列是数字贸易规则对双边产品种类的影响结果。其中，在未加入和加入控制变量情况下，数字贸易规则的回归系数均在 1% 水平上显著为正，说明数字贸易规则不仅促进了双边贸易流量的增长，也丰富了双边贸易产品种类，重塑了国际分工格局。假说 1 由此得证。

表 1 基准回归结果

	双边贸易流量		双边产品种类	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DTR</i>	2.0437*** (0.0960)	1.5682*** (0.0907)	0.0155*** (0.0031)	0.0159*** (0.0033)
控制变量	否	是	否	是
报告经济体-行业固定效应	是	是	是	是
伙伴经济体-行业固定效应	是	是	是	是
报告经济体-伙伴经济体固定效应	是	是	是	是
观测值	113515	113515	113515	113515
R ²	0.8409	0.8436	/	/

注：***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；括号内为聚类稳健的标准误；如未做特殊说明，所有固定效应和聚类层级与基准回归一致。以下各表同。

（二）内生性处理

为解决潜在的内生性问题，确保因果识别的准确性，本文进一步采用工具变量法进行检验。本文参考 Borusyak and Hull (2023) 的研究思路，构建 Bartik 工具变量进行内生性处理，利用各经济体对数字贸易规则的历史暴露水平与全球规则演进的外部冲击构建交互项作为工具变量。该构造逻辑在于：历史暴露水平反映了先验确定的制度背景，具有时间上的先行性；全球规则演进趋势则代表了相对外生的制度环境变化。二者的结合既保证了工具变量与内生解释变量的相关性，又满足了排他性约束。两阶段最小二乘法估计结果显示，Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量远高于弱工具变量临界值，验证了工具变量的有效性；在纠正潜在内生性偏差后，核心解释变量系数依然显著为正且与基准回归基本一致，证实了本文研究结论的可靠性。

（三）其他稳健性检验

为进一步确保基准回归结果的可靠性，本文从变量测度、估计方法、动态效应及样本筛选等维度进行了稳健性检验。一是替换核心解释变量测度方法，即将基于文本分析的规则深度指标替换为是否签署数字贸易规则的二元虚拟变量。二是更换估计方法。考虑到国际贸易数据普遍存在异方差及零贸易值特征，本文采用泊松伪最大似然方法对双边贸易流量进行重新估计。三是考察规则影响的时滞性与动态演化，本文令核心解释变量分别滞后 1 至 3 期进行回归检验。四是剔除特定样本干扰。为排除区域主导国效应及地缘政治等非经济因素的冲击，本文分别剔除了北美自由贸易区成员国、欧洲共同体创始国以及受中美贸易摩擦、美国管制影响的样本进行检验。上述一系列检验均表明，数字贸易规则促进贸易增长和产品多样化，进而重塑国际分工格局，该结论具有高度稳健性。

四、进一步分析

（一）影响机制检验

为从新型比较优势视角深入揭示数字贸易规则重塑国际分工格局的内在机理，并增强机制识别的可归因性，本文采取细分条款溯源与作用渠道验证相结合的综合识别策略。在细分条款溯源维度，本文参照 Liu et al. (2026) 的研究框架，利用 TAPED 数据库将数字贸易规则进一步解构为电子商务、跨境数据流动、数字政府以及合作与争端解决等细分条款簇，从制度供给源头精准识别驱动国际分工格局跃迁的具体规则动因。在作用渠道验证维度，鉴于直接观测跨国数据要素流动的现实困难，本文基于前文提出的新型比较优势理论框架，选取更贴合数字经济特征的代理变量来捕捉规则的作用渠道。在计量策略上，

考虑到传统三步法中介效应模型在经济学研究中可能面临的内生性偏误与因果链条识别不清等问题（江艇，2022），本文侧重于考察数字贸易规则对渠道变量的因果影响，进而推导其对国际分工格局的影响路径。具体检验结果如下：

1. 基于数据原生型比较优势的机制检验

数据原生型比较优势的核心在于将数据要素直接转化为可贸易的数字产品与服务。本文首先考察电子商务类条款如非歧视待遇、贸易便利化等对国际分工格局的直接影响；然后，分别采用双边数字服务贸易额之和与 ICT 产品进出口额作为数字交付贸易与数字订购贸易的代理变量。表 2 回归结果显示，电子商务类条款对双边贸易流量与产品种类均有显著的促进作用。同时，数字贸易规则显著提升了数字交付贸易与数字订购贸易规模。这表明，数字贸易规则通过降低数据跨境流动壁垒与服务贸易成本，打破了传统物理边界，推动了数字内容、云计算、在线支付等新业态的蓬勃发展。数字交付贸易的显著增长印证了数据要素跨境配置效率的提升，体现了贸易形态从地理导向向数字导向的结构性变迁；而 ICT 产品贸易的扩容则反映了数字技术嵌入后对传统货物贸易的带动效应。因此，数字贸易规则通过强化数字基础设施互联与技术渗透，有效巩固了数据原生型比较优势，促使各国基于平台能力构建更加专业化的分工体系。假说 2 由此得证。

表 2 数据原生型机制检验结果

	贸易流量	产品种类	数字交付贸易	数字订购贸易
	(1)	(2)	(3)	(4)
电子商务类条款	0.0455*** (0.0025)	0.0005*** (0.0001)		
DTR			0.7601*** (0.0408)	0.5847*** (0.0913)
控制变量	是	是	是	是
观测值	113515	113515	84244	105011
R ²	0.8435	/	0.9631	0.8434

2. 基于数据赋能新型比较优势的机制检验

数据赋能型比较优势强调数据要素作为高渗透性投入品，通过嵌入生产函数优化传统要素配置。本文首先考察跨境数据流动等细分条款的影响，接着利用双边数字经济发展指数与数字基础设施指数之和衡量数据要素的可及性水平，最后采用双边资本劳动比相对差值与双边全要素生产率之和分别代理传统要素禀赋差异与生产效率变化^①。表 3 结果表明，数据流动类条款显著促进了贸易流量增长与产品多样化。更重要的是，数字贸易规则显著提升了缔约双方的数字经济发展水平与数字基础设施建设水平，同时扩大了资本劳动比差异并提高了全要素生产率。数字贸易规则促进了通信网络、服务器等硬软件设施的互联互通，极大地增强了数据要素的可及性。随着数据的注入，传统产业生产函数发生数据偏向型技术进步，不仅优化了资本与劳动的组合结构，更显著提升了全要素生产率，通过“数据要素×传统要素”的融合效应，重构了要素禀赋结构并释放了赋能红利，重塑国际分工格局。假说 3 由此得证。

表 3 数据赋能型机制检验结果

	贸易流量	产品种类	数字经济 发展指数	数字基础 设施指数	传统要素 禀赋差距	全要素 生产率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
跨境数据流动类 条款	0.0637*** (0.0033)	0.0007*** (0.0001)				
DTR			3.9309*** (0.7179)	12.2974*** (1.1284)	0.0504*** (0.0157)	0.8304*** (0.0916)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	113515	113515	38682	38682	104294	107786
R ²	0.8436	/	0.9568	0.9180	0.5013	0.7428

3. 基于制度优化型比较优势的机制检验

制度优化型比较优势在于通过数字治理优化市场环境，降低跨境交易摩擦与合规成本。本文首先考察电子采购、政府数据开放等数字政府条款的影响，然后选取双边电子政务指数之和衡量公共服务数字化能力，并引入商业启动成本、业务启动天数及注册程序数量作为市场准入成本的综合代理指标，数据来自联合国电子政务数据库和法国国际经济研究中心开发的全球双边贸易数据库。表 4 结果显示，数字政府类条款显著深化了双边贸易，而且数字贸易规则显著提高了缔约双方的电子政务水平，并降低了商业启动成本、精简了注册程序、缩短了启动时间。这表明，数字贸易规则倒逼了强制性的数字化行政改革，如单一窗口、电子通关等，有效打破了低效的制度壁垒，提升了政府治理透明度与行政效率。这种低制度成本、高治理效能的营商环境优化，为企业特别是中小主体参与国际分工创造了有利条件，从而确立了制度优化型比较优势，验证了假说 4。

表 4 制度优化型机制检验结果

	贸易流量	产品种类	电子政务	商业启动 成本	业务启动 天数	注册程序 数量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字政府类 条款	0.3817*** (0.0272)	0.0052*** (0.0008)				
DTR			0.2110*** (0.0160)	-26.4556*** (5.9546)	-49.0244*** (4.0844)	-55.1367*** (4.4589)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	113515	113515	53565	86928	86928	86928
R ²	0.8428	/	0.8512	0.6030	0.6752	0.6848

4. 基于动态跃迁型比较优势的机制检验

动态跃迁型比较优势强调基于网络效应的正反馈循环与深层市场互嵌。本文首先聚焦合作与争端解决类条款，这类条款涉及技术标准、网络安全及专用争端机制等，代表了深层次的制度互信。然后，选取双边市场渗透率与双边 FDI 流量分别表征市场合作的广度扩展与深度强化，刻画从浅层贸易向深层投资的动态演进。市场渗透率反映了在标准互认与技术合作推动下，一国产品在对方市场的覆盖广度，即网络节点的扩张；双边 FDI 流量则衡量了资本要素在数字化规则保障下的深度融合。表 5 结果表明，合作与争端解决类条款显著促进了贸易增长与分工深化。同时，数字贸易规则显著提升了双边市场渗透率与 FDI 流量。回归结果证实了规则通过建立长效政策协调与争端解决机制，有效降低了长期投资的不确

定性，促使企业从简单的跨境销售转向深度的本地化运营与技术合作。深度的资本融合与市场互嵌，形成了一种缔约经济体间相互促进的正反馈机制，推动双边经贸关系实现了从静态互补向动态协同的层级跃迁，假说 5 得证。

表 5 动态跃迁型机制检验结果

变量	贸易流量	产品种类	双方市场渗透率	双边投资流量
	(1)	(2)	(3)	(4)
合作与争端解决类条款	0.1908*** (0.0110)	0.0019*** (0.0003)		
DTR			6.4359*** (0.4475)	1.0220*** (0.2373)
控制变量	是	是	是	是
观测值	113515	113515	91209	27597
R ²	0.8432	/	0.9765	0.9310

(二) 异质性分析

1. 基于行业的异质性

本文在 ITPD-E 数据库划分的农业、制造业、采矿与能源业以及服务业四个行业内进行分析。结果表明，数字贸易规则对贸易流量和产品种类的影响存在显著行业差异。从双边贸易流量看，服务业受到的促进效应最为显著。原因在于，数字经济模糊了货物与服务界限，更多设计、研发等高附加值服务融入商品，产业链向服务环节延伸；而且，数字技术突破了服务的物理限制，通过数字网络即时传递降低了交易成本，显著提升了服务产品的可贸易性，推动了数字交付贸易的快速增长。值得注意的是，制造业呈现出贸易流量增长但产品种类下降的独特现象。原因在于数字化转型加速了产品的集成化趋势。传统单一功能设备向智能化、多功能化发展，融合了软件与云服务。同时消费者需求更倾向于综合性智能产品，导致传统单一功能产品的需求萎缩。例如，智能手机替代了 MP3、相机等多种独立设备，促使市场上的产品种类整合与减少。

2. 基于经济体对的异质性

本文根据国际货币基金组织对世界经济体的分类，将其划分的 37 个先进经济体记为北，其他经济体记为南，由此将样本划分为“北—北”“南—南”和“南—北”三类。在双边贸易流量方面，数字贸易规则对三类组合均有显著促进作用。其中，“北—北”因基础设施完善与监管趋同，效应最强；“南—北”次之，表明规则深化有效降低了制度摩擦并增强互补性；“南—南”效应相对较弱，反映出发展中国家在基础设施建设与制度协同上的现实约束。在产品种类方面，规则显著提升了“北—北”与“南—北”组合的产品多样性，表明高水平的制度协调与技术互补有助于分工深化及高端市场准入。然而，“南—南”组合影响不显著，说明受制于互联互通能力的短板，规则尚未有效推动发展中国家间的产品结构多元化。

3. 数字贸易规则条款异质性

本文依据 Liu et al. (2026) 提出的数字贸易规则框架，将其涵盖的 45 项细分条款分别作为核心解释变量纳入回归模型，逐项开展实证检验。结果显示，各项条款均对双边贸易流量产生显著的正向影响，其中，数字产品载体计价、无纸化贸易等条款的促进效应更为突出。这表明，能够降低制度性交易成本、提升交易便利性并强化信任机制的规则，更有利于推动跨境交易与国际分工深化。相比之下，知识产权类条款，如知识产权执法措施、知识产权相关数据流规则的影响相对较小。此类条款多为既有制度安排的进一步细化，其作用更多通过创新激励与技术扩散等中长期渠道体现，同时更严格的合规要求可能在一定程度上抬升企业成本，从而削弱其对当期贸易流量的边际促进效应。总体而言，开放、便利且规范的数字贸易规则体系，将更有助于各国深度嵌入全球贸易网络并重塑国际分工格局。

4. 数字贸易规则类型异质性

针对当前数字贸易规则范本呈现的碎片化特征，除基准文本 DEPA 外，本文选取 CPTPP 与 RCEP 作为代表性协议，分别通过测算协定文本与两者的余弦相似度，探究不同类型数字贸易规则对国际分工格局的异质性影响。结果表明，三类规则对双边贸易流量和产品种类均具有促进作用，但影响程度存在差异，这反映了规则设计重点和深度的不同。DEPA 作为专注数字经济领域的贸易协定，规则设计全面而精细，显著降低了数字经济合作的制度性障碍，促进了成员国间更紧密的数字贸易互动，因而在促进双边贸易流量和产品种类方面效果更为显著。CPTPP 虽包含数据流动等广泛条款，但因其主要服务于综合贸易框架，对数字经济的聚焦度相对较低，其促进效应次之。RCEP 的规则设计倾向于满足不同经济体的广泛需求，尽管覆盖范围最广，但由于规则精细度不足、深度较浅且更适应传统贸易模式，导致其对双边贸易和产品种类扩展的促进作用相对较弱。总体而言，DEPA 通过针对性的规则设计，在推动数字贸易互动和重塑国际分工格局方面表现最为突出。

（三）数字贸易规则的全球价值链效应分析

在全球化背景下，全球价值链（GVC）是国际分工的重要体现，其本质为基于生产环节的跨国协作体系。传统贸易统计难以精准刻画各国在价值链中的分工，因此，Koopman et al.（2014）提出结合前向与后向参与度的双向参与度指标。前向参与度反映一国出口中间品供他国用于出口生产，体现其上游供给地位；后向参与度则指一国进口中间品用于自身出口，反映其下游加工角色。本文利用 WITS 数据库中基于 ADB 投入产出表数据测算得到的前向和后向参与度，对数字贸易规则的影响效应进行评估（Wu et al., 2023; Borin et al., 2025）。结果显示，数字贸易规则显著提升了前向与后向 GVC 参与度，且对后向参与的促进作用更为明显。在上游环节，规则通过跨境数据流动条款降低数字服务成本，并借助标准互认提升中间品的通用性与可信度，助力上游企业更高效地输出研发、软件等高附加值中间品，从而深化在国际生产网络中的嵌入度；在下游环节，规则通过促进数据标准化与海关合作，降低数据壁垒及物流成本，缩短供应链响应时间，加快了跨境生产要素的对接，使下游企业能快速获取海外数字化中间品，优化再加工条件并提升出口产品的技术含量，提升了“加工—出口”型经济体在全球链条中的连接密度和灵活性。此外，数字平台治理与基础设施互通加强了跨国协作，推动各国在 GVC 中形成上下游协同演进的格局。整体而言，数字贸易规则不仅强化了各国在 GVC 中的定位，也推动了上下游环节的协同演进，有助于加速全球价值链的数字化重构与系统性优化。

五、结论与启示

本文利用自然语言处理技术，通过测度 114 个区域贸易协定文本与 DEPA 的余弦相似度，构建了精细化的数字贸易规则深度指标，并结合 ITPD-E 数据库中的双边贸易流量与产品种类数据，系统研究了数字贸易规则深化对国际分工格局的重塑效应。研究发现，数字贸易规则的深化重塑了国际分工格局，不仅增加了双边贸易流量，而且极大地丰富了贸易产品的多样性，拓展了国际分工的广度，呈现出“量增品扩”的双重促进效应。这一结论在经过工具变量法克服内生性、滞后性检验以及剔除特殊样本等一系列稳健性检验后依然成立。机制分析发现，数字贸易规则通过催生并强化基于数据要素的新型比较优势进而重塑国际分工格局。一是释放数据原生型比较优势，规则通过降低跨境壁垒促进了数字交付与数字订购贸易的直接增长；二是形成数据赋能型比较优势，规则促进了数字基础设施建设，通过数据要素与资本、劳动等传统要素的深度融合，强化了传统要素比较优势并提升了全要素生产率；三是构建制度优化型比较优势，规则倒逼缔约国提升电子政务水平与国家治理效能，显著降低了市场交易成本与制度性摩擦；四是激发动态跃迁型比较优势，规则通过增强政策协同与互信，加深了双边市场的渗透率与投资互嵌，推动分工合作向更深层次跃迁。异质性分析发现，在行业层面，数字贸易规则对服务业的促进作用明显强于农业、采矿与能源业以及制造业，凸显了服务贸易的数字化敏感性。在经济体对层面，数字贸易规则对“北—北”经济体间的贸易促进效应较大，表明数字基础设施建设与制度环境匹配度是释

放数字贸易规则红利的关键。在规则范式上，专注于数字经济的“纯数字”协定比传统的综合性协定具有更强的贸易促进效应。在具体条款上，数字产品载体计价条款对国际分工格局的正面影响更为突出。进一步，从全球价值链视角看，数字贸易规则有助于提升缔约经济体在全球价值链中的前向与后向参与度。这表明数字贸易规则不仅促进了最终品的贸易，更深刻影响了中间品的跨境流动与配置，推动各国在价值链上下游实现双向嵌入，为国际分工的精细化与网络化提供了动力。

基于上述研究结论，为更好地利用数字贸易规则红利，加快培育中国国际经济合作和竞争新优势，为中国在复杂的国际环境中推进高水平制度型开放、构建开放型世界经济提供如下政策建议：

1.精准对接国际高标准经贸规则，以核心条款为抓手提升制度性话语权。由于以 DEPA 为代表的“纯数字”协定贸易促进效应显著优于 CPTPP 等综合性协定，且数字产品载体计价、无纸化贸易等条款红利明显，因此，中国在推进 CPTPP 和 DEPA 加入进程中，应采取“条分缕析、重点突破”的谈判策略。首先，重点锁定具有强正外部性的核心条款；其次，针对源代码保护及数据本地化条款，坚持安全与发展并重，探索“数据分级分类流动”的中国方案，在保障国家数字主权的前提下寻求与国际高标准规则的最大公约数；此外，积极参与制定人工智能治理、数字身份互认等反映新业态需求的规则，实现从国际规则的跟随者向引领者转变。

2.以规则倒逼国内数字治理体系改革，释放数据赋能型与制度优化型比较优势。由于数字贸易规则可以通过提升政府效能、优化营商环境及促进要素融合形成优势，对标国际规则是国内深层次改革的契机。政策层面应加快国内法规与国际标准衔接，大力推进数字政府建设，落实政务数据公开与电子采购等透明度条款，利用数字化手段精简商业注册与审批流程，降低企业制度性成本。同时，着力破除数据要素在国内大循环中的流通壁垒，加大新型基础设施建设投入，建立健全数据产权交易机制，促进数据要素向制造业等传统行业渗透。通过“数据×资本/劳动”的融合效应，帮助传统企业利用数据要素进行生产流程再造，在国际分工中形成难以被替代的数据赋能型比较优势。

3.实施差异化的产业贸易政策，重点推动服务贸易数字化与制造业价值链攀升。由于数字贸易规则对服务业的促进作用最强，且有助于提升全球价值链的前后向参与度，中国应制定向服务业倾斜的数字贸易促进政策，依托数字技术打破物理边界，重点发展知识密集型数字服务贸易，如远程医疗、在线教育、云服务等，利用规则红利扩大服务出口规模与种类。对于制造业，鉴于实证结果显示规则实施可能伴随产品种类的整合与集中，政策重心应从单纯追求出口规模转向价值链跃迁，鼓励制造企业利用规则便利，深度嵌入全球研发设计与售后服务网络，利用进口的高质量数字化中间品提升最终产品附加值，推动“中国制造”向“中国智造”转型，实现全球价值链地位的向上攀升。

4.构建包容性的“数字丝绸之路”，弥合数字鸿沟以拓展国际分工网络。由于数字基础设施和制度环境的差异会限制发展中国家对规则红利的吸收，因而中国在推动制度型开放时应注重规则的包容性与普惠性。在共建“一带一路”过程中，不仅要推动数字基础设施建设“硬联通”，更要加强数字规则标准对接“软联通”。中国应通过技术援助、能力建设培训等方式，帮助发展中贸易伙伴提升数字治理能力，缩小数字鸿沟。通过推广 RCEP 中灵活务实的规则范式，并在 DEPA 谈判中纳入更多照顾中小企业和发展中国家利益的模块，激活“南—南”及“南—北”数字贸易潜力，构建更加多元、紧密且富有韧性的全球数字生产网络。

本文在系统梳理数字贸易规则并构建理论框架的基础上，利用自然语言处理技术突破了传统单一基准的局限，实现了对规则网络整体结构的量化评估，但受限于数据可得性与现有方法论的边界，研究在深度与广度上仍有待进一步推进。首先，在规则量化的颗粒度方面，本文词语向量的构建主要依赖词频信息，该方法虽然能够较好刻画协定文本的整体相似性，但对具体条款层面的差异识别能力有限，难以捕捉措辞细微变化所对应的法律含义与约束强度差别，从而影响对规则严格性与可执行性的精确衡量。未来研究可引入大语言模型等技术，从语义理解维度将离散条款转化为连续性的相似度指标，并尝试构建反映规则落地实施效果的评估体系，以实现规则内核更精细、更动态的测量。其次，在机制分析的传导链条上，本文尚未将规则演变与国际生产网络中的投入产出关系进行系统融合，且缺乏直接衡量数据要素流动的统计指标，限制了对价值链传导机制的定量解释。后续工作应致力于将细化的规则指标与

WIOD、ADB 等全球投入产出数据库深度结合，构建结构模型定量模拟数字贸易规则如何通过产业链关联改变中间品贸易成本和技术溢出路径，进而重塑各国在研发设计、数据处理等特定环节的比较优势。最后，本文主要聚焦宏观与中观层面，缺乏对微观企业视角的考察。未来随着微观数据的完善，应进一步利用企业层面数据验证新型比较优势的形成机制，并结合地缘政治背景，深入探讨数字贸易规则碎片化对国际分工格局的长期动态影响，为中国在复杂的国际环境中优化制度型开放策略提供更具前瞻性的理论支撑。

参考文献

- [1]蔡跃洲,马文君.数据要素对高质量发展影响与数据流动制约[J].数量经济技术经济研究,2021,(03):64-83.
- [2]陈紫若,盛伟,张先锋.全球贸易协定网络对国际创新活动的不对称影响——基于制度环境的视角[J].中国工业经济,2022,(04):80-98.
- [3]戴魁早,黄姿,王思曼.数字经济促进了中国服务业结构升级吗[J].数量经济技术经济研究,2023,(02):90-112.
- [4]董志勇,李成明.全球失衡与再平衡:特征、动因与应对[J].国外社会科学,2020,(06):105-116.
- [5]郭凯明,王钰冰,杭静.数据要素规模效应、产业结构转型与生产率提升[J].中国工业经济,2024,(08):5-23.
- [6]韩剑,蔡继伟,许亚云.数字贸易谈判与规则竞争——基于区域贸易协定文本量化的研究[J].中国工业经济,2019,(11):117-135.
- [7]洪永森,张明,刘颖.推动跨境数据安全有序流动引领数字经济全球化发展[J].中国科学院院刊,2022,(10):1418-1425.
- [8]侯俊军,王胤丹,王振国.数字贸易规则与中国企业全球价值链位置[J].中国工业经济,2023,(04):60-78.
- [9]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,(05):100-120.
- [10]蓝发钦,胡晓敏,徐卓琳.公共数据开放能否拓展资本跨区域流动距离——基于异地并购视角[J].中国工业经济,2024,(09):156-174.
- [11]林毅夫.新结构经济学文集[M].上海:上海人民出版社,2012.
- [12]刘斌,甄洋,李一帆.规制融合对数字贸易的影响:基于 WIOD 数字内容行业的检验[J].世界经济,2021,(07):3-28.
- [13]刘斌,甄洋.数字贸易规则与研发要素跨境流动[J].中国工业经济,2022,(07):65-83.
- [14]吕越,邓利静.全球价值链下的中国企业“产品锁定”破局——基于产品多样性视角的经验证据[J].管理世界,2020,(08):83-98.
- [15]裴长洪,刘洪愧.中国外贸高质量发展:基于习近平百年大变局重要论断的思考[J].经济研究,2020,(05):4-20.
- [16]齐俊妍,李月辉,强华俊.对外缔结 RTA 数字贸易规则能否促进本国产业数字化发展[J].国际经贸探索,2023,(08):40-56.
- [17]沈玉良,彭羽,高疆,等.是数字贸易规则,还是数字经济规则?——新一代贸易规则的中国取向[J].管理世界,2022,(08):67-83.
- [18]盛斌,高疆.数字贸易:一个分析框架[J].国际贸易问题,2021,(08):1-18.
- [19]孙玉红,于美月,赵玲玉.区域数字贸易规则对 ICT 产品贸易流量的影响研究[J].世界经济研究,2021,(08):49-64+136.
- [20]武娜,苗培,王群勇.数字贸易规则与高技术产品贸易——基于贸易依赖关系测度与社会网络分析[J].国际金融研究,2024,(09):36-47.
- [21]许诺,毛聚,毛新述,王彦超.算力部署、数据跨域流动与企业全要素生产率——来自智算中心的证据[J].中国工业经济,2025,(04):61-79.
- [22]杨连星,王秋硕,张秀敏.自由贸易协定深化、数字贸易规则与数字贸易发展[J].世界经济,2023,(04):32-59.
- [23]张洪胜,潘钢健.跨境电子商务与双边贸易成本:基于跨境电商政策的经验研究[J].经济研究,2021,(09):141-157.
- [24]周念利,陈寰琦.RTAs 框架下美式数字贸易规则的数字贸易效应研究[J].世界经济,2020,(10):28-51.
- [25]周英,董明烨,李成明.高标准区域贸易协定如何促进中国与伙伴国的产业转移? [J].国际贸易,2025,(01):72-85.
- [26]Aaronson, S. A. What Are We Talking About When We Talk About Digital Protectionism[J]. World Trade Review, 2019, 18(4): 541-577.
- [27]Athreya, S., and S. Kapur. Industrial Concentration in a Liberalising Economy: A Study of Indian Manufacturing[J]. The Journal of Development Studies, 2006, 42(6): 981-999.
- [28]Autor, D. H., D. Dorn, and G. H. Hanson. Untangling Trade and Technology: Evidence from Local Labour Markets[J]. The Economic Journal, 2015, 125(584): 621-646.
- [29]Baier, S. L., and J. H. Bergstrand. Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade[J]. Journal of International Economics, 2007, 71(1): 72-95.

- [30]Baldwin, R. *The Globotics Upheaval: Globalization, Robotics, and the Future of Work*[M]. Oxford: Oxford University Press, 2019.
- [31]Baldwin, R. *The World Trade Organization and the Future of Multilateralism*[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2016, 30(1): 95-116.
- [32]Borin, A., M. Mancini, and D. Taglioni. *Economic Consequences of Trade and Global Value Chain Integration: A Measurement Perspective*[J]. *World Bank Economic Review*, 2025, doi: 10.1093/wber/lhaf017.
- [33]Borusyak, K., and P. Hull. *Nonrandom Exposure to Exogenous Shocks*[J]. *Econometrica*, 2023, 91(6): 2155-2185.
- [34]Forman, C., A. Goldfarb, and S. Greenstein. *The Internet and Local Wages: A Puzzle*[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(1): 556-575.
- [35]Goldfarb, A., and C. Tucker. *Digital Economics*[J]. *Journal of Economic Literature*, 2019, 57(1): 3-43.
- [36]Grossman, G. M., and E. Rossi-Hansberg. *Trading Tasks: A Simple Theory of Offshoring*[J]. *American Economic Review*, 2008, 98(5): 1978-1997.
- [37]Jiang, M., and P. Jia. *Does the Level of Digitalized Service Drive the Global Export of Digital Service Trade? Evidence from Global Perspective*[J]. *Telematics and Informatics*, 2022, 72: 101853.
- [38]Kehoe, T. J., and K. J. Ruhl. *How Important Is the New Goods Margin in International Trade*[J]. *Journal of Political Economy*, 2013, 121(2): 358-392.
- [39]Koopman, R., Z. Wang, and S. J. Wei. *Tracing Value-Added and Double Counting in Gross Exports*[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(2): 459-494.
- [40]Krugman, P. *Increasing Returns and Economic Geography*[J]. *Journal of Political Economy*, 1991, 99(3): 483-499.
- [41]Li, C., and J. Whalley. *Effects of the Comprehensive and Progressive Agreement for Trans-Pacific Partnership*[J]. *The World Economy*, 2021, 44(5): 1312-1337.
- [42]Liu, B., C. Liu, C. Li, and X. Chen. *The Impact of Digital Trade Rules on Firms' International Joint Patent Applications*[J]. *Research Policy*, 2026, doi: 10.1016/j.respol.2025.105366.
- [43]Melitz, M. J. *The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity*[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695-1725.
- [44]Orefice, G. *International Migration and Trade Agreements: The New Role of PTAs*[J]. *Canadian Journal of Economics*, 2015, 48(1): 310-334.
- [45]Suh, J., and J. Roh. *The Effects of Digital Trade Policies on Digital Trade*[J]. *The World Economy*, 2023, 46(8): 2383-2407.
- [46]Wu, J., Z. Luo, and J. Wood. *How Do Digital Trade Rules Affect Global Value Chain Trade in Services?—Analysis of Preferential Trade Agreements*[J]. *The World Economy*, 2023, 46(10): 3026-3047.

Digital Trade Rules, New Comparative Advantage, and International Division of Labor Reshaping: Based on Double Inspection of Trade

Volumes and Product Categories

Li Chengming, He Mengya, Dong Zhiyong

Abstract: In recent years, contradictions within traditional trade models have become increasingly apparent. Meanwhile, rapid advancements in digital technology have pushed international trade beyond physical borders, creating a new form of globalization, which brings new challenges. Digital trade rules are reshaping the international division of labor by regulating digital trade and altering the flow of production factors. However, the specific effects of digital trade rules on international trade and labor division remain underexplored, requiring further research to support China's high-level institutional opening-up.

This study uses a quantitative method to analyze 114 RTAs that include digital trade rules. It examines how digital trade rules reshape the international division of labor. By using a highdimensional fixed-effects model and Poisson pseudo-maximum likelihood estimation, this study finds that the deepening of digital trade rules significantly boosts bilateral trade volumes and enhances the diversity of trade products, leading to a reorganization of trade and production relationships between countries. Additionally, this study identifies several mechanisms: digital trade rules foster new comparative advantages based on data factors, drive digital delivery and ordering trade, strengthen traditional comparative advantages, reduce transaction costs, improve government governance, expand market penetration, and deepen bilateral market connections. Compared to comprehensive trade agreements, "purely digital" agreements focused on the digital economy have a stronger effect, with provisions on the customs value of carrier media and paperless trade playing a more prominent role. The impact of digital trade rules is more significant in service trade, with a stronger positive effect observed between "North-North" economies. Furthermore, an analysis of GVCs confirms that digital trade rules significantly increase both parties' participation in global value chains, enhancing global production and trade connections.

Based on these findings, China should align with high-standard international trade rules and deepen domestic digital governance reforms. This would support the digitalization of service trade and the upgrading of the manufacturing value chain, advancing the "Digital Silk Road" initiative and expanding the international division of labor. This study advances our understanding of the formation and evolution of comparative advantages in the digital era and broadens the perspective on institutional opening-up and the dynamic alignment of global trade structures.

Keywords: digital trade rules; international division of labor; new comparative advantage; institutional opening-up; natural language processing

政府采购意向公开与中小企业公平竞争 ——来自市级政府部门的证据¹

武威² 王敏³ 吉富星⁴

【摘要】 政府采购意向公开是优化政府采购市场营商环境的核心举措，对于维护中小企业的市场公平竞争地位具有重要意义。本文以政府采购意向公开试点政策实施为准自然实验，运用多时点双重差分模型，就政府采购意向公开对中小企业在政府采购市场中公平竞争能力的政策影响进行检验。研究发现，政府采购意向公开可以显著提升中小企业的公平竞争能力。机制分析表明，政府采购意向公开提升中小企业公平竞争能力主要通过缓解政企信息不对称与降低制度性交易成本来实现。针对政府治理因素影响，地方政府财政压力越低、营商环境越好、政府采购监督力度越强，则政府采购意向公开提升中小企业公平竞争能力的政策效果越突出。更进一步对市场竞争结构特征的影响分析发现，政府采购意向公开有效提升了中小企业参与竞争的开放性，且给异地及民营中小企业公平竞争均带来显著支持效果。应以维护中小企业公平竞争地位为核心，持续优化政府采购市场营商环境，深入推进统一政府采购大市场建设。

【关键词】 政府采购 意向公开 中小企业 公平竞争

引言

中小企业是政府采购市场的重要参与主体，如何有效维护中小企业的公平市场竞争地位是世界经济发展的普遍难题及核心关切。国家高度重视在政府采购领域落实对中小企业发展的促进性政策要求，先后发布《政府采购促进中小企业发展管理办法》（2020）《财政部关于进一步加大政府采购支持中小企业力度的通知》（2022）等系列政策文件，在预留采购份额、加大评审优惠等方面制定实施了诸多核心改革举措。从实际采购市场份额分配情况来看，据财政部发布年度公告数据统计，2013-2022年全国政府采购市场规模由16381.1亿元扩张至34993.1亿元，授予中小企业合同金额由12454亿元增加到25884.2亿元。截止到2022年底，授予中小企业合同总金额占全国政府采购规模的比例已达74%。具体如附图1所示⁵。但不容忽视的是，以《关于促进政府采购公平竞争优化营商环境的通知》（2019）为代表的政策文件中明确指出，当前政府采购市场仍普遍存在通过设定企业规模条件和财务指标作为供应商的资格要求或评审因素，利用企业股权结构、经营年限等标准设定对中小企业实行差别、歧视待遇等现象，同时也存在政府采购招标过程及评审结果信息披露不完整、不及时问题。这极大地恶化了政府采购市场营商环境，给中小企业参与政府采购市场竞争带来较高的信息获取障碍及竞争准入门槛。

立足改善政府采购营商环境的功能定位，中国引入实施了政府采购意向公开制度。聚焦改善政府采购信息治理环境、优化公平市场竞争规则及强化政策精准支持效果，政府采购意向公开为在政府采购市场中化解中小企业内生资源禀赋制约、降低制度性交易成本提供了改革契机。政府采购意向公开制度最早起源于国际政府采购规则，具体制度要求在世界贸易组织制定的《政府采购协议》、联合国《公共采购示范法》和欧盟《公共采购指令》等文件中均有体现。从中国政府采购意向公开制度的实施情况来看，为响应财政部《深化政府采购制度改革方案》和《国务院办公厅关于聚焦企业关切进一步推动优化营商环境政策落实的通知》（2018）的顶层设计理念，落实《关于促进政府采购公平竞争优化营商环境的通知》（2019）要

¹ 原载于《数量经济技术经济研究》2026年第2期

² 武威，副教授，首都经济贸易大学财政税务学院

³ 王敏，讲师，北京物资学院会计学院

⁴ 吉富星，教授，中国社会科学院大学应用经济学院

⁵ 本文附录详见《数量经济技术经济研究》杂志网站，下同。

求中推动构建统一开放、竞争有序的政府采购市场体系的决策部署，财政部于2020年3月制定发布了《关于开展政府采购意向公开工作的通知》（2020），对各级政府部门按照试点分步实施原则所需公开的政府采购意向内容、时限、方式等要求都作出了细化安排。对中小企业支持政策的落实安排是各试点地区政府部门公开政府采购意向的重要内容。如金华市、淮北市等地财政局在落实政府采购意向公开试点政策实施过程中就明确强调，各单位应高度重视落实面向中小（微）企业采购的预算预留安排，可以根据预算编制情况，在意向公开时备注专门面向中小企业采购项目情况。更为广泛地，包括浙江、广东、湖北、山西、云南、甘肃等省份在内的全国绝大部分地区在制定促进中小企业发展的政策文件中，均将政府采购意向公开政策作为核心手段，强调要通过严格落实采购意向公开制度来提高中小企业参与政府采购市场竞争积极性及合同占比。具体政策要求如附表1所示。

此次引入政府采购意向公开制度，体现出中国坚持国际化原则，积极加强与国际政府采购规则接轨。同时，也充分彰显出在优化营商环境、推动统一大市场建设情境下的独特政府采购制度安排特征，包括采购规划预告的功能定位、统一强制性的公开方式以及强力的监督保障举措。那么，在中国独特制度设计情境下，政府采购意向公开政策是否真正改善了政府采购市场营商环境呢？作为政府采购市场竞争参与的弱势群体以及重点政策支持对象，中小企业能否公平、公正地获取政府采购竞争机会是政府采购市场营商环境水平的重要衡量标准。因此，本文主要聚焦政府采购意向公开政策对中小企业公平竞争能力的政策影响效果展开研究。

从国内外研究进展情况来看，聚集中小企业发展及公平竞争约束，中国中小企业呈现量大面广、起点不高的发展特征，资金不足、人才匮乏、技术不强是制约中国中小企业发展的瓶颈问题（林汉川等，2003），融资难、融资贵、研发投入等问题始终制约着中小企业高质量发展（吕劲松，2015；林菁璐，2018；Ozili，2018；赵绍阳等，2022）。尤其是在政府采购市场竞争中，中小企业往往面临规模性障碍，认证资质和技术标准等隐性障碍，信息透明度、规则设置等程序性障碍（Loader，2005；武威等，2025）。据此，破解中小企业发展约束、营造公平市场竞争环境具有重要现实意义及紧迫需求。围绕破解中小企业发展难题举措，现有研究关注到普惠金融、银行数字化转型、专利权质押等政策手段在促进中小企业发展方面均发挥着重要作用（林毅夫和孙希芳，2005；Mann，2018；Goldstein等，2019；张超和张晓琴，2020；张晓玫等，2021；张一林等，2021；谢漾和洪正，2023）。立足中小企业减负增效的实际发展需求，政府研发资助、创新基金、减税降费等政策工具在降低中小企业发展负担、推动中小企业创新发展转型方面的支撑作用得到强调（Amezcuca等，2013；徐倪妮和郭俊华，2022；曹虹剑等，2022；朱青和郭雨萌，2023）。从促进中小企业发展的政府采购政策效果研究来看，部分研究聚焦规范性理论阐述，强调要着力构建包括政府采购政策工具在内的与市场机制有机协调的财政支持体系（马理和吴金光，2012；龚晓菊和王朝才，2012），认为强化政府采购对中小企业支持力度充分彰显着“作为公平的正义”的核心理念（王丛虎等，2022）。部分研究通过实证检验发现，政府采购可以有效支持以“专精特新”企业为代表的中小企业创新（武威等，2024），推动中小企业科技创新成果转化（詹新宇和于明哲，2024），并实现稳就业政策支持效果（张文文和景维民，2025）。相比于研发投入，政府采购能够更为有效地发挥出长期性的中小企业创新激励作用（Aschhoff和Sofka，2009）。更为直接地，部分研究有效关注到政府采购意向公开在改善营商环境方面的重要政策实践意义（姜爱华和刘乙岑，2020；孟晔，2021），但相关政策效果检验主要聚焦在政府采购意向公开对企业跨区竞争效率的改善效果（武威等，2025）。整体上，受数据等方面因素限制，国内外鲜有文献就政府采购支持中小企业公平竞争的政策实施效果及影响因素展开深入分析，针对政府采购意向公开所带来的政策效果评估仍缺乏系统研究。据此，如何通过推动深化以政府采购意向公开为代表的制度改革来强化对中小企业公平竞争的支持效果，便成为重要研究议题。此次财政部发布实施《关于开展政府采购意向公开工作的通知》恰好提供了准自然实验的检验契机。

本文可能的研究贡献在于：

其一，本文为政府采购意向公开政策实施效果提供了直接经验证据，拓展了政府采购意向公开政策评估的相关研究。现有政府采购政策功能的研究主要聚焦创新支持、产业转型、精准扶贫、绿色环保等（Vecchiato和Roveda，2014；Slavtchev和Wiederhold，2016；武威和刘玉廷，2020；孙薇和叶初升，2023；

游家兴等，2023；梁平汉和郭宇辰，2023；Beraja 等，2023；潘越等，2024；金陈飞和董宇洁，2025），本文紧密结合政府采购意向公开这一新兴政策实践，在全面总结提炼政府采购意向公开功能边界、实践特性基础上，以政府部门对中小企业公平竞争的支持行为作为影响对象，丰富了政府采购意向公开政策实施效果的经验研究。相关研究有助于落实统一大市场建设要求，为调整政府履职行为、改善政府采购市场公平竞争环境提供针对性对策建议，有效推动政府采购制度体系建设更好地实现法治化、市场化、国际化。

其二，本文立足政府部门维度丰富了支持中小企业公平竞争的关键影响因素及内在机理研究。现有关于中小企业发展政策支持效果的研究主要聚焦企业维度，重点关注相关政策如何缓解中小企业融资难等发展约束问题（赵岳和谭之博，2012；吕劲松，2015；林菁璐，2018；Ozili，2018；赵绍阳等，2022）。本文另辟蹊径，从政府部门行动维度，就中小企业支持力度的影响因素展开了研究，既克服了中小企业数据难以收集的局限，也在实证检验策略方面更为精准地匹配了政府采购意向公开的政策作用对象，为在政府部门层面深入刻画政府采购市场运行特征、全面识别政策作用效果提供了新颖的分析思路，有效加深了对有为政府施策与中小企业公平发展需求关系的理论认识，并对进一步强化政府采购对中小企业扶持政策效果提供了现实启示。

其三，本文构造了独特的研究数据和测度指标，为开展政府采购领域政策效果评估提供了可行研究思路及准确可靠研究结论。区别于现有研究仅以政府采购订单协议数据作为研究基础（Beraja 等，2023；江鑫等，2024；申志轩等，2024），本文从政府采购制度变革层面出发，首次将地市级政府采购意向公开、中小企业采购指标测度具体化，并充分利用中国政府采购网公布全国政府采购订单协议大样本数据所提供的研究条件，通过将手工爬取整理的政府采购订单协议数据与全国市级政府部门名录数据、全国企业信用查询系统（企查查）数据库进行有效匹配，为更进一步的政府采购政策效果检验研究奠定了坚实的实证基础。同时，本文充分利用政府采购意向公开试点政策实施带来的准自然实验检验契机，通过构建多时点双重差分模型进行政策效果评估，有效解决了内生性问题。

一、制度背景与理论基础

（一）政府采购意向公开的制度发展沿革

区别于采购需求明确披露采购要求及规格条件，政府采购意向本质上是旨在向供应商传达较为模糊的采购意愿，但尚未形成明确采购内容及标准的采购计划。中国引入政府采购意向公开政策以改善政府采购营商环境作为基本出发点，旨在增强政府采购程序实施透明度，有效解决政府采购市场中对中小企业等弱势群体的不公平待遇及政策支持弱化问题。依据财政部制定发布的《关于开展政府采购意向公开工作的通知》（2020），政府采购意向公开政策实施得到了明确部署落实。针对公开范围，政府采购意向公开制度改革要求除协议供货、定点采购、电子卖场等小额采购项目和由集中采购机构统一组织的批量集中采购，以及因严重自然灾害和其他不可抗力事件所实施的紧急采购和涉及国家安全、秘密的采购项目外，采购人按项目实施的集中采购目录以内或者采购限额标准以上的货物、工程、服务采购，均需按照指定渠道对外公开采购意向信息。针对公开内容，政府采购意向公开主要关注项目名称、需求概况、预算金额、预计时间等信息的清晰完整披露。较为普遍地，各地区在推动改革过程中普遍将政府采购意向公开作为促进中小企业发展的核心举措，并强调将支持中小企业发展的采购预算资金安排情况作为政府采购意向公开的重要内容，这不仅保障了中小企业的信息获知权利，也有助于降低中小企业参与政府采购市场的竞争门槛。针对公开时限，政府采购意向公开制度则强调各政府部门的信息公开不得晚于采购活动开始前 30 日。相比于国际政府采购意向公开制度实践，中国具有如下制度设计特征：

其一，聚焦规划预告的功能定位。参照国际政府采购制度设计理念，政府采购意向公开具有采购规划和市场调查两种预告功能（孟晔，2021）。采购规划预告功能是基本功能，强调通过采购实体发布未来数月或数年采购规划活动的信息，展示预期的采购需求，可以引起有意参与的中小企业等类型供应商的关注，主要涉及中长期的采购总体规划。市场调查预告功能作为辅助功能，是指采购实体在启动采购程序之前发布特定采购机会的预告，调查市场是否会对采购实体的需求做出响应。市场调查预告主要涉及近期采购机

会或未来特定采购机会信息，信息发布时间稍微早于具体采购程序实施，这有助于中小企业等采购实体及时了解最新市场创新产品供给信息。采购主体基于供应商对采购预告信息响应情况也可以合理评估采购计划可行性，据此选取合适的采购实施方式。结合试点政策文件要求，在具体推动政府采购意向公开要求实施过程中，中国政府采购意向仅作为供应商了解各单位初步采购安排的参考，采购项目的实际采购需求、预算金额和执行时间以预算单位最终发布的采购公告和采购文件为准。可见，中国政府采购意向公开以强化采购透明度为导向，更为强调中长期而非近期准确的采购计划信息的公布要求，实际政策功能以采购规划预告为主。

其二，采取强制执行的实施方式。对比国际制度要求，世界贸易组织制定的《政府采购协议》等国际政府采购制度并未将政府采购意向公开作为特定采购程序的组成部分，而是将其作为自主选择性规定，由政府采购实施主体基于采购事项自由裁量判定公布采购意向的必要性，遵循的是自愿执行方式。而中国针对试点地区采购意向公开要求的落实，强调的是各预算单位应当按规定公开采购意向。整体上，除因预算单位不可预见的原因急需开展的采购项目，其余采购项目均需按预算约束下定期或者不定期公开。由此可见，中国政府采购意向公开政策遵循的是强制执行方式，将政府采购意向公开作为必要采购实施程序，有效保障了政府采购意向公开的信息质量及公布效率，这为中小企业参与竞争提供了充分互动、畅通有效的政府采购市场信息治理环境。

其三，实施严格监督的保障举措。配合强制性执行要求，为保障试点政策有序、有效落实，中国政府采购意向公开政策实施体现出鲜明的内部监督与外部监督协同配合的推动实施方式特征。在内部监督方面，政府采购影响公开政策着重强调了为保障政府部门能够按照要求及时、全面公布采购意向，切实增强采购活动计划性，各政府部门应有效明确内部监督职责、构建合理监督机制，针对部门所属预算单位要加强督促、指导，确保所属预算单位严格按照规定公开采购意向，确保采购意向信息完备、公开及时。在外部监督方面，政府采购意向公开政策则有效明确了财政部门的监督职责，强调财政部门将结合政府采购透明度评估工作，对采购意向公开情况进行检查并予以通报。强有力的内外部监督环境，为政府采购意向公开政策改善中小企业公平竞争环境及强化政策支持效果提供了坚实保障，彰显了中国独特的监督制度环境。

（二）政府采购意向公开支持中小企业公平竞争的基本理论内涵

针对当前中小企业在政府采购市场竞争中普遍面临的歧视性待遇问题，作为优化营商环境的重要举措，政府采购意向公开政策支持中小企业公平竞争的理论内涵可以从两个方面来理解。

一方面，政府采购意向公开政策支持中小企业公平竞争彰显了有为政府的行为特征，体现出政府主动作为来改善中小企业初始资源禀赋条件劣势，维护中小企业公平、正当的生存发展空间。在政府采购市场竞争环境下，中小企业发展天然存在信息获取能力、资质条件、技术水平、抗风险能力、履约能力等方面的劣势条件，如果完全由市场竞争机制来决定政府采购市场订单分配份额，则中小企业将会受制于初始资源禀赋劣势而难以获取政府采购订单，进而导致政府采购市场被大型企业所垄断，中小企业的生存发展空间被压缩，引发分配不公的市场失灵问题（Coate 和 Morris，1995）。因此，政府采购市场中中小企业能否获取公平的发展机会必然离不开政府的因势利导与有效施策（Flynn，2018）。政府采购意向公开政策的实施通过发挥采购规划预告功能，可以支持中小企业便捷开展信息收集、灵活优化资源配置，有效弥补中小企业信息获取能力、产品质量、供应能力等方面劣势条件，强化了政府采购对中小企业支持的针对性及有效性。本质上，政府采购意向公开支持中小企业公平竞争具有天然政策优势，落实了政治学或社会学视角下“作为公平的正义”的基本要求（王丛虎等，2022），彰显了“平等兼顾差别”的理论逻辑。政府采购意向公开在维护政府采购市场公平竞争环境的基础上采取干预举措，通过给予中小企业补偿性政策支持实现了实质意义上的公平（Gongalves 等，2018）。

另一方面，政府采购意向公开政策支持中小企业公平竞争凸显出对有效市场原则的尊重，强调对政府经济调控政策功能边界的自我约束、对政府采购市场公平竞争环境的维护。长久以来，政府采购支持中小企业发展的政策效果深受固有经济高速发展阶段的运行逻辑影响，为缓解财政资金支出压力、提高财政资金使用效率、达成既定业绩考核目标，地方政府在运用政府采购等政策手段履职过程中，普遍存在维持、拉动地区经济增长的施策偏好（Hansson 和 Henrekson，1994），在实际调控经济时较为重视激励国有、大

型企业发展所带来的显著经济拉动效果（黄玖立和李坤望，2013），而对中小企业的政策关注度及支持力度有所欠缺（刘志彪，2021），甚至存在主观抬高注册资本等方面的政府采购市场竞争参与门槛条件（张国胜和刘政，2016），严重制约了中小企业的公平参与机会，降低了整体政府采购市场的竞争效率（Eckersley等，2023）。而政府采购意向公开政策对采购信息公开范围及质量的提升，使得政府部门执行采购程序更为公开、高效、透明，这也将倒逼政府部门提升采购程序的规范性，加强公平竞争性审查，有效约束政府采购部门制定以规模条件和财务等指标作为供应商的资格要求或者评审因素，并逐步杜绝在股权结构、经营属地、经营年限等方面对中小企业实行差别或歧视待遇，从而严格维护中小企业的公平竞争地位。据此，本文提出假设 1：

H1：在其他条件不变情况下，政府采购意向公开可以显著提升中小企业在政府采购市场中的公平竞争能力。

（三）政府采购意向公开支持中小企业公平竞争的内在机制

政府采购意向公开政策有效弥补了中小企业在政府采购市场竞争中所面临的天然禀赋劣势，切实强化了更为主动的政府采购政策扶持效果，其对中小企业公平竞争能力提升的作用路径可以总结如下。

1. 缓解政企信息不对称

政府采购意向公开政策可以通过缓解政企信息不对称来提升中小企业公平竞争能力。中小企业公平参与政府采购市场竞争所面临的信息不对称问题，一方面表现为中小企业因信息收集、分析能力相比较弱，使得其因天然禀赋劣势而难以及时高效获知竞争信息（王丛虎等，2022），进而在政府采购市场中处于不利竞争地位；另一方面，也表现为政府采购部门与中小企业供应商未能就专门预留市场份额等政策支持信息建立起畅通的沟通渠道，使得中小企业供应商未能及时享受政策优惠待遇，制约了政府采购对中小企业扶持政策的落实效果（武威等，2024）。

从参与一般政府采购市场竞争角度，政府采购意向公开政策可以有效弥补中小企业信息获取方面的劣势条件，给中小企业带来更多的增量竞争信息支持效果（许远，2022）。政府采购意向公开政策的实施从制度体系层面补充完善了政府采购信息公开要求，增加了全新、超前的政府采购信息公开渠道（张堂云和韦秀才，2020）。通过及时公开项目名称、需求概况、预算金额、预计时间等前瞻性的采购需求信息，政府采购意向公开政策可以有效改善中小企业竞争参与政府采购市场所面临的信息获取能力约束，引导中小企业立足政府采购规划信息合理关注年度采购竞争信息收集，有效降低中小企业获取政府采购订单项目信息成本，确保参与及时性、事前准备的充分性。同时，以前瞻性的需求信息为引导，政府采购意向公开政策可以有效改善中小企业参与政府采购竞争程序实施的信息治理环境，提升各个采购程序环节的信息公开含量及质量，切实增加中小企业获取政府采购订单的概率。

从强化中小企业扶持政策落实效果角度，政府采购意向公开更为清晰地传递了专门面向中小企业的政府采购市场竞争信息。以金华市、淮北市等地方政府政策实施文件发布为例证，政府采购意向公开政策专门强化了对中小企业预留市场份额等信息的公布，有效搭建起政府采购部门与中小企业供应商之间的政策支持信息沟通桥梁，使得中小企业供应商可以更为及时地获知政策支持性市场竞争机会，充分享受政府采购扶持中小企业的政策支持优惠，进而切实改善中小企业在政府采购市场中的竞标结果。

2. 降低制度性交易成本

政府采购意向公开政策可以通过降低制度性交易成本来提升中小企业公平竞争能力。除了信息获取障碍，中小企业在政府采购市场竞争中还面临着参与成本或竞标门槛条件的现实制约（黄玖立和李坤望，2013）。如湖南省财政厅在制定的政府采购促进中小企业发展的政策文件中就明确指出，抬高中小企业参与政府采购市场竞争的门槛和成本的表现包括“采购过程中提供繁琐的财务状况、缴纳税收和社会保障资金等资格证明材料”、“采购人、代理机构将特定的专业资格或者技术资格、设备设施、业绩情况、专业人才及其管理能力等作为供应商的资格条件和评分项”等。这使得中小企业参与政府采购市场竞争往往需要付出较大的程序参与及调整代价，需要额外投入来满足资格评审要求，形成较高的制度性交易成本，甚至难以满足标准而被隔离到政府采购市场竞争范围之外，制约了中小企业供应商参与的积极性及参与质量。上述问题既受中小企业本身的资源储备、产品供给及技术能力限制，也体现出政府采购部门主观施策

偏好表现（胡凯等，2013；姜爱华等，2022）。与上述现实制约问题相对应，一方面，政府采购意向公开可以通过提高采购实施效率来有效降低中小企业供应商参与政府采购市场竞争的执行成本。政府采购意向公开政策要求政府采购部门事前就对年度政府采购活动进行充分规划部署，通过强化与供应商企业沟通交流来逐步明确具体政府采购需求内容，并有效划分适宜由中小企业竞争获取的采购预算份额，充分的事前沟通及规划设计使得中小企业参与的采购程序实施更为规范高效（Hoekman 和 Tas，2022），中小企业在实际参与政府采购市场竞争将面临更低的谈判协商、程序变更成本，其所面临的政府采购市场竞争环境得到显著改善。另一方面，政府采购意向公开可以强化政策包容程度来扶持性地降低中小企业参与政府采购市场竞争的门槛条件。政府采购意向公开政策通过督促前瞻性采购需求的制定，可以促进政府采购部门将具体采购需求及中小企业支持特性更为充分地结合起来，在实际执行政府采购程序过程中为中小企业保留更多的竞争参与份额、营造更为适宜的竞争参与条件、制定更为合理的评审支持标准，由此依托规划引导效应来有效强化政府采购对中小企业公平竞争的支持力度。

综合上述分析，本文提出假设 2：

H2：在其他条件不变情况下，政府采购意向公开可以通过缓解政企信息不对称、降低制度性交易成本来提升中小企业公平竞争能力。

二、研究设计

（一）实证策略与相关说明

政府采购意向公开政策实施采取了“试点先行，分步实施”策略，在实际推动过程中分地区、分层次逐步推广。其中，第一批试点于 2020 年在中央预算单位和北京市、上海市、深圳市市本级预算单位开展试点，要求上述地区预算单位针对 2020 年 7 月 1 日起实施的采购项目及时公开采购意向。同时，各试点地区应根据地方实际尽快推进其他各级预算单位采购意向公开。原则上省级预算单位自 2021 年 1 月 1 日起实施的采购项目，省级以下各级预算单位自 2022 年 1 月 1 日起实施的采购项目，应当按规定公开采购意向。试点政策发布实施后，政府采购意向公开工作得到紧密部署，各地接连发布意向公开具体要求和推进时间表。

考虑到不同层次政府采购意向公开政策实施时间存在差异，本文主要聚焦市级层面加以研究。从市级层面的政府采购意向公开政策实施情况来看，依据各地省级政府发布的试点实施工作安排，2020 年有 8 个省份的全部或部分市级区域政府部门公开政府采购意向，包括河北、吉林、浙江、河南、湖北、广东、广西及甘肃；2021 年又有 17 个省份的全部或部分市级区域政府部门公开政府采购意向，包括北京、天津、河北、山西、内蒙古、吉林、上海、浙江、山东、河南、湖北、广东、广西、海南、陕西、甘肃、新疆。针对仅要求市级地区部分政府部门公开政府采购采购意向的样本范围，本文结合政策文本要求及中国政府采购网地方政府分网的实际政府部门公布情况逐一加以确认。政府采购意向公开政策按照试点分步实施，这给本文检验政府采购意向公开对中小企业公平竞争能力的政策影响效果提供了检验契机。考虑到 2020、2021 年度开展政府采购意向公开试点的地区存在差异，为检验政府采购意向公开政策对中小企业公平竞争能力的影响，本文以 2017~2021 年作为研究区间，构建如下多时点双重差分模型（1）：

$$SEM_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 GPI_{i,t} + \sum Control + \sum Year + \sum Department + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型（1）中，被解释变量为中小企业公平竞争能力（SEM），采用中小企业获取政府采购订单金额占政府部门总体政府采购订单金额的比重来衡量（武威等，2024）。该指标越大，说明中小企业在参与的政府采购市场中的公平竞争能力越强。考虑到政府采购意向公开政策具体实施是需要落实到政府采购部门主体上，而非具体的供应商企业。因此，从政府部门层面利用中小企业获取订单金额比例的变化来设计实证检验策略，相比供应商企业层面的设计思路更能准确、全面地进行政策效果评估。解释变量为政府采购意向公开（GPI），如果政府部门 i 在第 t 年进行了政府采购意向公开则 GPI=1，否则 GPI=0。Control 为控制变量，借鉴赵涛等（2020）、王伟楠等（2023）的研究，本文主要控制了政府部门所对应供应商企业

的特征因素及政府部门所处地区经济社会发展特征因素影响。其中，政府部门所对应供应商企业特征因素控制变量包括平均实缴资本（*Regist*）、平均参保人数（*Insure*）；政府部门所处地区经济社会发展特征因素变量包括中小企业占比（*Suppliers*）、经济发展水平（*GDP*）、城镇化水平（*Urban*）、财政预算支出（*Expend*）、社会消费水平（*Consume*）、金融发展支持（*Finance*）、医疗保障条件（*Hospital*）、科学技术支持（*Science*）、教育支持水平（*Educat*）和产业结构高级化（*Advanced*）。另外，本文同时控制了政府部门层面的个体固定效应以及时间固定效应，进行城市层面聚类调整，运用稳健标准误。*i* 代表政府部门个体，*t* 为年度时间， ε 为独立同分布的随机误差项。变量定义及描述性统计分析结果如表 1、附表 2 所示。

表 1 变量定义和说明

类型	名称	符号	说明
被解释变量	中小企业公平竞争能力	<i>SEM</i>	中小企业获取政府采购订单金额占政府部门总体政府采购订单金额的比重
解释变量	政府采购意向公开	<i>GPI</i>	如果市级政府部门 <i>i</i> 在第 <i>t</i> 年进行了政府采购意向公开，则 <i>GPI</i> =1，否则 <i>GPI</i> =0
控制变量	平均实缴资本	<i>Regist</i>	政府部门对应供应商企业的平均实缴资本加 1 取自然对数
	平均参保人数	<i>Insure</i>	政府部门对应供应商企业的平均参保人数
	中小企业占比	<i>Suppliers</i>	政府部门所在城市的整体中小企业供应商数量占全部供应商数量的比重
	经济发展水平	<i>GDP</i>	政府部门所处城市生产总值加 1 取自然对数
	城镇化水平	<i>Urban</i>	(政府部门所处城市人口/总人口) * 100
	财政预算支出	<i>Expend</i>	政府部门所处城市年度财政一般公共预算支出与 GDP 的比值
	社会消费水平	<i>Consume</i>	政府部门所处城市年度社会消费品零售总额与 GDP 的比值
	金融发展支持	<i>Finance</i>	政府部门所处城市年度金融机构人民币各项贷款余额与 GDP 的比值
	医疗保障条件	<i>Hospital</i>	政府部门所处城市年度医院数量
	科学技术支持	<i>Science</i>	政府部门所处城市年度科学技术支出总额与 GDP 的比值
	教育支持水平	<i>Educat</i>	政府部门所处城市年度教育支出总额与 GDP 的比值
	产业结构高级化	<i>Advanced</i>	政府部门所处城市年度第三产业增加值与第二产业增加值的比值
	年度	<i>Year</i>	年度固定效应
	政府部门	<i>Department</i>	个体固定效应
	行业	<i>Ind</i>	行业固定效应
地区	<i>City</i>	城市固定效应	

（二）样本选择和数据来源

本文以 2017-2021 年市级政府部门⁶作为研究对象，就政府采购意向公开试点政策对中小企业公平竞争能力的影响进行了分析。之所以选取上述年度区间，一方面，由于政府采购意向公开试点政策采取了“试点先行，分步实施”策略，首批试点在 2020 年开展，随后逐步普及。另一方面，为避免过多其他政策对

⁶ 市级政府部门是基于政府部门所处的预算管理层级加以划分的。本文分析样本包括了参公管理的事业单位等主体对象。

检验结果产生的影响，样本区间选取不宜过长。在数据来源方面，中小企业参与政府采购市场竞争数据来自中国政府采购网，主要通过手工爬取方式获取了 2017-2021 年度间 1138818 条的全各地政府部门的政府采购订单协议信息，在对联合中标等订单信息进行分拆基础上，基于政府采购需求方名称与市级政府部门名录进行匹配，筛选获取 73456 条市级政府部门对应的政府采购订单信息。更进一步，本文将市级政府部门的政府采购订单信息依据供应商名称与全国企业信用查询系统（企查查）数据库的企业基本工商注册信息进行匹配，从而获取供应商企业的规模类型数据（大型、中型或微型），以此在确定供应商企业规模类型基础上归集计算由中小企业获取的市级政府部门采购订单份额。政府部门对应的供应商企业平均实缴资本、平均参保人数等数据来自于全国企业信用查询系统数据库，政府部门所处城市的财政预算支出、社会消费水平、金融发展支持、医疗保障条件、科学技术支持、教育支持水平等控制变量来自于中经网数据库。在初始样本基础上删除变量存在缺失的样本，最终得到 248631 个观测值。

三、实证分析

（一）基准回归检验结果分析

表 2 展示了基准回归模型（1）的检验结果。列（1）-（4）逐步加入控制变量、个体固定效应、年度固定效应后，*GPI* 的回归系数均在 1% 水平上显著为正，这说明政府采购意向公开政策有效提升了中小企业在政府采购市场上的公平竞争能力。列（4）中 *GPI* 的回归系数为 0.024，这表明从实际政策效果来看，开展政府采购意向公开政策试点地区的市级政府部门采购活动中的中小企业公平竞争能力平均提升了 2.4 个百分点。这充分表明政府采购意向公开政策显著改善了政府采购市场的公平竞争环境，有效维护了中小企业公平竞争获取政府采购市场份额的正当权益，切实提升了中小企业公平参与政府采购市场竞争的能力及表现。由此，本文假设 1 得以证实。

表 2 政府采购意向公开对中小企业公平竞争影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>SEM</i>	<i>SEM</i>	<i>SEM</i>	<i>SEM</i>
<i>GPI</i>	0.044*** (0.009)	0.027*** (0.005)	0.025*** (0.005)	0.024*** (0.005)
控制变量	否	是	是	是
年度固定效应	是	否	是	是
个体固定效应	是	是	否	是
样本量	248631	248631	248631	248631
调整 R ² 值	0.186	0.440	0.395	0.440

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为聚类稳健标准误。

（二）内生性与稳健性检验

1. 事前平行趋势假定检验

双重差分法运用有效性的前提是满足事前平行趋势假定，本文构建动态双重差分模型来检验是否满足事前平行趋势假定，并进一步考察政府采购意向公开政策效果的动态特征。图 1 展示了以政策时点前 1 期（-1 期）作为基准组的政府采购意向公开事前平行趋势检验结果。在政府采购意向公开政策实施前，试点地区与非试点地区政府部门采购活动中的中小企业公平竞争能力并不存在显著差异。因此，本文的数据分析结果并不反对事前平行趋势的假定条件。同时，动态效应分析结果表明，政府采购意向公开政策对中小企业公平竞争能力的支持效果在政策实施当年及以后呈现显著提升趋势。

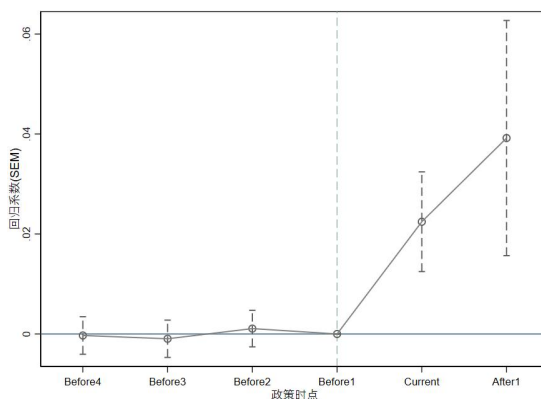


图 1 事前平行趋势假定检验

2.事前平行趋势假定敏感性检验

传统平行趋势假定检验虽可以有效识别处理前的共同增减趋势，但是处理前的趋势检验并不能为事后政策效果提供证据，甚至可能造成估计结果偏差。借鉴 Rambachan 和 Roth（2023），本文采用平行趋势的反事实法对处理后点估计量的置信区间进行推断和敏感性分析。具体而言，需要构建平行趋势不成立的相对偏离程度（Mbar）以及上述偏离程度对应的处理后点估计量的置信区间。附图 2 分别展示了在相对偏离程度限制和平滑限制下政策实施处理效应的平行趋势敏感性检验结果，可见即使平行趋势存在一定程度的偏离，政府采购意向公开政策仍然对中小企业公平竞争能力具有显著的提升作用。

3.安慰剂检验

为进一步考察遗漏变量问题对回归结果可能产生的影响，本文参考 La Ferrara 等（2012）的做法，随机分配试点地区，采用基准回归模型重复回归 500 次，进一步验证回归结果的稳健性。结果如附图 3 所示，系数显著为正和显著为负的占比较小，这意味着本文构造的虚拟处理效应并不存在，因此对试点城市政府部门采购活动中中小企业公平竞争能力的提升确实是政府采购意向公开政策所致，而不是其他偶然因素或噪音所引发的。

4.更换政府部门样本的分析范围

考虑到回归样本中的数据结构、变量分布特征或关键观测值的纳入情况可能对于检验结果产生不可忽视的潜在影响，为了提升研究结论的可靠性，本文更改政府采购部门样本分析范围重新进行回归：（1）相比于市级政府部门，其他层级政府部门落实政府采购意向公开政策的时点存在一定差异，但不同层级政府部门的政策效果检验可以相互支撑。据此，本文重新匹配样本数据，分别以省级、县级、乡镇级政府部门作为研究对象，基于各省份、各县级地区、乡镇地区落实政府采购意向公开政策的先后顺序，重新采用基准回归模型进行检验。附表 3 列（1）-（3）回归结果显示，GPI 的回归系数均显著为正，结论与上文相同，表明本文结论稳健。（2）考虑到政府采购意向公开政策采用分步实施策略，各批次政府部门政策实施周期及实际成效可能存在差异，为更好地揭示政府采购意向公开政策实施效果，本文剔除 2021 年新进入的处理组后，重新采用基准回归模型进行检验。附表 3 列（4）中 GPI 的回归系数显著为正，研究结论依然稳健。

5.增加控制变量

为更好地反映中小企业供应商经营发展特征因素所带来的影响，在原有控制变量基础上，本文补充加入中小企业股权融资能力（以政府部门中小企业供应商的年度平均股权融资次数加以衡量）、是否存在连续获取政府采购订单的中小企业供应商（二值变量，存在取值为 1，否则为 0）、企业成立年限（以政府部门中小企业供应商的平均成立年限加以衡量）作为补充控制变量，重新采用基准回归模型进行分析。附表 3 列（5）中 GPI 的回归系数显著为正，研究结论保持一致。

6.改变被解释变量的度量方法

为剔除被解释变量度量方式差异对研究结论可能产生的影响，本文同时采取多种被解释变量替换方式进行稳健性检验：（1）从绝对值角度，本文采用“中小企业当年获取政府采购订单个数”（Orders_small）

作为被解释变量进行回归，以检验政府采购意向公开政策对中小企业获取政府采购订单个数的影响；（2）从相对值角度，本文采用“政府部门采购活动涉及中小企业供应商数量占总体供应商数量的比重”（*SEM_num*）重新进行衡量，再次对模型（1）进行检验；（3）为了平滑市级政府部门政府采购规模因受采购实施周期等因素所带来的波动性影响，本文重新定义中小企业公平竞争能力变量（*SEM_mean*），采用“近3年政府部门分配给中小企业的订单金额占政府部门政府采购订单总金额的比重”重新衡量进行检验⁷。附表3中列（6）-（8）回归结果显示，*GPI*的回归系数均在1%水平上显著为正，可见在改变被解释变量的度量方法后，政府采购意向公开政策仍呈现出对中小企业公平竞争能力的显著提升效果，本文研究结论仍然稳健。

7. 剔除其他政策因素影响

为排除其他政策因素对研究结论可能带来的干扰，本文在基准回归模型基础上，通过剔除受政策影响样本、加入新冠疫情冲击力度（*Degree*）影响因素变量等方式，对营商环境创新试点政策、支持“专精特新”中小企业政策、新冠疫情冲击、政府公共数据开放政策、政府部门发生机构改革、政府采购领域改革对研究结论的影响进行了检验。附表4列（1）-（6）回归结果显示，在依次控制上述政策因素影响后，研究结论保持不变。

8. 考虑信息披露完整性因素影响

考虑到政府采购意向公开政策实施效果可能会受到政府部门开展采购活动的信息披露完整性因素的制约，据此为有效缓解政府采购信息披露完整性因素对研究结论所带来的影响，本文在基准回归模型的基础上加入政府采购信息披露完整性指标（*Ratio_outbid*）作为控制变量，以“政府部门公开披露的采购合同数量/政府部门开展全部采购事项频次”作为衡量方式。其中，政府部门公开披露的采购合同数量主要对应政府部门在中国政府采购网所公布的实际合同签订信息数量，政府部门开展全部采购事项频次主要依托政府部门披露的采购过程公告信息数量加以汇总，旨在识别政府部门年度内发生的完整采购事项数量。较为理想情况下，在剔除失败采购事项后，存在过程公告的采购事项都需签订采购合同并在中国政府采购网进行公开。因此，当*Ratio_outbid*指标值越大，表明各政府部门的政府采购信息披露完整性越高，其在中国政府采购网上所公布的采购订单协议数量越能反映真实的政府采购规模。附表4列（7）展示剔除信息披露完整性因素影响的回归结果，*GPI*的回归系数显著为正，再次证实基准回归结果稳健。

9. 异质性处理效应检验

本文参考运用Borusyak等（2024）基于插补法的估计框架，以及Cengiz等（2019）的控制组群效应和时间固定效应来解决TWFE估计偏误问题的方法，对基准回归模型重新检验并绘制事件研究图。附图4中展现了相关方法的检验结果，发现在充分考虑异质性处理效应的前提下，纳入稳健估计量的DID事件研究图与基准回归检验结果的方向、走势基本一致。这表明基准回归检验结果通过异质性处理效应检验，主要结论保持不变。

四、机制检验

从理论分析逻辑来看，政府采购意向公开提升中小企业公平竞争能力主要通过缓解政企信息不对称与降低制度性交易成本来实现的。为验证上述机制合理性，本文进行如下机制检验。

（一）缓解政企信息不对称机制分析

为检验政府采购意向公开的“缓解政企信息不对称”作用路径，本文同时定义政府采购竞争实施过程及实施结果的信息披露水平变量，以此全面揭示政府采购意向公开所带来的信息治理效果。其中，参照梁平汉和郭宇辰（2025）的研究，针对政府采购竞争实施过程的信息披露水平（*Pre_disclosure*），本文以“公开披露的政府采购竞争实施过程公告数量/政府部门总体订单个数”加以衡量⁸。其中，政府采购竞争实施

⁷ 近3年为t-1至t+1年。

⁸ 在数据整理过程中，本文基于政府部门系统归集了反映政府采购完整程序实施环节相对应的各类公告，包括采购意向、招标、变更、中标等，但与分母中政府部门签订政府采购订单个数口径相一致，本文剔除了总体政府部门采购公告中与未能

过程公告是指与各个政府采购实施流程环节相对应的意向公开公告、公开招标公告、竞争性磋商公告、询价公告、竞争性谈判公告、单一来源公告和公示、邀请招标公告、资格预审公告等。针对政府采购竞争实施结果的信息披露水平 (*Post_disclosure*)，本文依据各政府部门年度签订的政府采购合同协议，以政府采购部门供应商中标公告中“合同名称、签订时间、采购人、供应商、合同编号、合同金额”等强制性与非强制性的全部披露关键字段信息为基础，以字段信息空缺、缺乏实质性细节内容、数字或文字字符形式不匹配等作为披露质量不达标判定标准，在剔除披露质量不达标字段数量后，本文以披露质量达标字段数量占全部应披露字段总数比例来反映各订单对应的信息披露质量，通过在政府部门层面进行汇总并计算均值，以此来有效衡量政府采购实施结果的信息披露水平。

表3中列(1)(2)展示了政府采购意向公开政策对中小企业参与的政府采购竞争实施过程及实施结果信息披露水平的影响。列(1)回归结果显示，*GPI*的回归系数在1%水平上显著为正，这表明政府采购意向公开政策有效改善了中小企业参与政府采购市场竞争所面临的实施过程信息公开环境，缓解了中小企业获取信息能力的劣势问题，使得中小企业可以更为及时地获知政府采购市场订单机会，更为公正地参与政府采购市场竞争。列(2)回归结果显示，*GPI*的回归系数在1%水平上显著为正，这表明政府采购意向公开政策实施有效提升了政府采购实施结果的信息披露质量，充分地保障中小企业公平参与政府采购市场竞争的知情权。总体上，围绕弥补政府采购市场竞争中的政企信息不对称问题，政府采购意向公开政策依托采购规划及市场调查的预告功能，有效破除中小企业参与政府采购市场竞争所面临的信息获取障碍，降低中小企业获取政府采购订单项目及政策支持信息的成本，确保参与及时性、事前准备的充分性，并以前瞻性的需求信息为引导，进一步提升政府采购全过程的信息公开质量，增加中小企业获取政府采购订单概率以及实施过程中的具体政策支持效果。

(二) 降低制度性交易成本机制分析

为验证政府采购意向公开的“降低制度性交易成本”作用路径，结合政府采购意向公开政策对中小企业参与政府采购程序效率效果的影响，本文定义机制变量“中小企业所面临的政府采购程序变更成本”(*Proc_change*)与“中小企业所面临的政府采购程序失败成本”(*Proc_failure*)，分别以“政府采购部门发布采购变更公告数量占全部采购公告数量比重”与“政府部门失败实施采购次数/(政府部门失败实施采购次数+政府部门成功签订合同的采购次数)”加以衡量。上述指标取值越大，表明中小企业参与竞争所面临的政府采购程序实施效率越低，中小企业实际付出的程序实施成本越高。同时，本文定义机制变量“中小企业参与政府采购市场竞争的门槛限制程度”(*Proc_standard*)，分别以“分配给中小企业且联合中标的订单金额占政府部门总体订单份额的比重”(*Standard_quali1*)、“(政府部门分配给中小企业的订单金额-政府部门所处行业分配给中小企业的订单金额均值)*100/政府部门所处行业分配给中小企业的订单金额均值”(*Standard_quali2*)作为衡量方式。上述两个变量指标值越大，表明中小企业参与竞争所面临的门槛限制程度越低，政策支持力度越强。

表3中列(3)-(6)展示了政府采购意向公开政策对中小企业参与政府采购市场竞争的程序执行成本与门槛限制程度的影响。列(3)(4)回归结果显示，*GPI*的回归系数显著为负，这表明政府采购意向公开政策实施有效抑制了政府部门实施采购过程中进行程序变更及失败频率，显著提升了政府采购部门实施采购程序的运行效率，从而使得中小企业得以规避繁杂的材料审核审查、反复协商沟通及无效参与成本投入，政府部门对中小企业公平竞争的整体支持效果得到提升。列(5)(6)回归结果显示，*GPI*的回归系数皆显著为正，这说明政府采购意向公开政策显著降低了中小企业参与政府采购市场竞争的门槛限制程度，通过将具体采购需求及中小企业支持特性有机结合起来，政府采购意向公开政策使得政府部门给予中小企业更多的联合中标机会及价格评审优惠，使得中小企业参与政府采购的市场公平竞争程度得到显著改善，有效地维护了中小企业公平、正当的生存发展空间。综合上述分析，本文假设2得以证实。

成功履行采购程序、中途失败的采购公告内容，具体识别采取了文本分析方法，判定标准为采购公告标题及内容中包含“失败、供应不足等”关键词字眼。

表3 机制检验

变量	缓解政企信息不对称		降低制度性交易成本			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Pre_disclosure</i>	<i>Post_disclosure</i>	<i>Proc_change</i>	<i>Proc_failure</i>	<i>Standard_quali1</i>	<i>Standard_quali2</i>
<i>GPI</i>	0.082*** (0.023)	0.036*** (0.007)	-0.003** (0.001)	-0.007*** (0.003)	0.031*** (0.006)	0.020** (0.010)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	248631	248631	248631	248631	248631	248631
调整 R ² 值	0.165	0.628	0.159	0.259	0.464	0.373

注：同表2。

五、政府治理层面因素调节影响分析

政府采购意向公开政策对中小企业公平竞争的影响，既涉及政府内部行为，也体现出紧密的政府与市场关系、政府执行与监督部门关系。为全面认识政府采购意向公开在政策制度方面的制约影响因素，本文聚焦地方政府财政压力、营商环境及政府采购监督三个方面进行调节影响分析。

（一）地方政府财政压力的影响分析

政府采购支持中小企业在一定程度上需要牺牲采购效率为代价来给予中小企业政策支持优惠，本质上隐含着公平与效率的价值冲突，与地方政府的财政资源调配空间存在紧密关联。现阶段，经济增速放缓叠加减税降费、土地财政萎缩以及民生支出刚性增长与债务付息压力加剧，各地政府普遍面临较大财政收支平衡压力，政府采购在压缩成本、提升效率时，易倾向选择大型供应商企业而挤压中小企业竞争发展空间，致使政府采购实施过程中的财政资金节约与促进市场公平的公共价值平衡难题更为突出。因此，本文预测地方政府财政压力会给政府采购意向公开政策的实施效果带来抑制性影响。

表4列（1）展示了地方政府财政压力对政府采购意向公开政策提升中小企业公平竞争能力效果影响的检验结果。在模型（1）的基础上加入财政压力水平（*Press*）以及交互项 $GPI \times Press$ 。其中，*Press* 借鉴孙开和张磊（2019）的研究，以“（一般公共预算支出-一般公共预算收入）/一般公共预算收入”来衡量。*Press* 指标值越大，地方政府财政压力越高。回归结果显示，交互项 $GPI \times Press$ 的回归系数显著为负，这表明地方政府财政压力越高，政府采购意向公开政策对中小企业公平竞争能力的提升效果相比越弱。因此，在强化政府采购意向公开政策功能时，应充分考虑地方政府所面临的财政收支平衡状况。

（二）营商环境的影响分析

良好的营商环境意味着公平透明的市场竞争环境，一方面可以发挥地区虹吸效应，吸引人才、资本和技术等发展要素集聚，保障有意愿、有能力的中小企业无障碍进入政府采购市场，激发中小企业参与政府采购积极性，为实现中小企业高质量发展营造良好的外部条件（Gaganis等，2019）。另一方面，良好的营商环境可以促进政府与市场有机融合，强化政府采购经济政策调控的实施效能，为中小企业在内的各类市场主体公平获得采购订单提供便利条件，平衡供应商之间的公平竞争权益。因此，本文预计营商环境的提高有利于强化政府采购意向公开对中小企业公平竞争能力的提升效果。

表4列（2）展示了营商环境对政府采购意向公开政策提升中小企业公平竞争能力效果影响的检验结果。在模型（1）的基础上加入营商环境（*MI*）以及交互项 $GPI \times MI$ 。其中，*MI* 采用中国各城市市场化进程相对指数总得分衡量。*MI* 指标值越大，地方营商环境越好。回归结果显示，交互项 $GPI \times MI$ 的回归系数显著为正，说明地方营商环境越好，政府采购意向公开政策实施对中小企业公平竞争能力的促进效果越显著。

（三）政府采购监督的影响分析

在政府采购支持中小企业发展过程中，地方政府囿于固有履职思维，往往缺乏内在积极性去主动调整公共权力运用方式，使得政府采购的竞争机制发挥不足、区域市场分割现象始终难以得到缓解。因此，从公共权力的外约束角度，为强化政府采购支持中小企业发展效果，营造良好的政府采购意向公开政策实施环境，政府采购监督要素必不可少。有力的政府采购监督可以配合政府采购意向公开政策实施，进一步改善政府部门支持中小企业发展的政策落实意识，使得政府部门在政府采购评审过程中更为注重维护中小企业公平竞争参与机会，弱化地方保护等政策歧视因素给中小企业发展带来的不利影响。因此，本文预计政府采购监督力度越强，则政府采购意向公开政策对中小企业公平竞争能力的改善效果就越显著。

表 4 列（3）展示了政府采购监督对政府采购意向公开政策提升中小企业公平竞争能力效果影响的检验结果。在模型（1）的基础上加入政府采购监督（*Law*）以及交互项 $GPI \times Law$ 。其中，借鉴谭常春等（2023）、祝继高等（2023）的研究，*Law* 以北大法宝法律数据库作为数据来源，采用“城市年度与政府采购相关的行政处罚事项数除以 100”指标加以衡量。*Law* 指标值越大，地区的政府采购监督力度越强。回归结果显示，交互项 $GPI \times Law$ 的回归系数显著为正，这说明政府采购监督水平越高，政府采购意向公开政策实施对中小企业公平竞争能力的提升效果越显著。

表 4 政策制度因素调节影响的回归结果

变量	政府财政压力 (1) <i>SEM</i>	营商环境 (2) <i>SEM</i>	政府采购监督 (3) <i>SEM</i>
$GPI \times Press$	-0.011** (0.005)		
$GPI \times MI$		0.005* (0.003)	
$GPI \times Law$			0.031* (0.017)
<i>GPI</i>	0.036*** (0.008)	-0.027 (0.030)	0.005 (0.009)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
样本量	248631	248631	248631
调整 R ² 值	0.441	0.441	0.441

注：同表 2。

六、对市场竞争结构特征的影响分析

（一）市场竞争运行效率层面的影响分析

中小企业公平参与政府采购市场竞争，除了表现为中小企业获取政府采购市场份额比例的增加，能否更有效率、更为开放地惠及中小企业也是重要特征体现。据此，本文就政府采购意向公开政策对市场竞争运行效率的影响展开分析。具体地，本文构建政府采购中小企业供应商更替率指标作为被解释变量，继续采用基准回归模型进行分析。其中，政府采购中小企业供应商更替率指标以政府部门采购活动中涉及的之前年度获取过政府采购订单的中小企业占总体中小企业供应商数量比重（*SEM_fluid*）加以衡量。*SEM_fluid* 指标值越小，表明政府采购市场竞争中的中小企业供应商的更替频率越快，中小企业所面临的政府采购市场竞争开放性越高。

表 5 列（1）中 *GPI* 的回归系数在 10% 的水平上显著为负。这表明，政府采购意向公开政策在动态竞

争意义上显著加快了政府采购部门中小企业供应商的中标入库更新频率，促使政府采购支持政策能够更为广泛地惠及新进入的中小企业。此举可以避免长期面向相同中小企业分配订单给政府采购市场竞争效率带来的不利影响，从而激发中小企业不断提升竞争实力来维护政府采购市场份额。

（二）市场竞争主体属性层面的影响分析

除了受资源储备、技术实力等方面因素所带来的抑制性影响，区域、产权等制度因素所带来的政府采购市场分割、有违公平的实施现象对中小企业参与政府采购市场竞争的影响更为突出，这使得中小企业受政府主观调控偏好影响而面临差异化的政策支持待遇，增加参与政府采购市场竞争的准入门槛，这从深层次上有违政府采购的政策统一性要求。据此，本文进一步就市场竞争主体属性因素给政府采购意向公开政策实施效果的影响展开分析。具体地，借鉴武威和刘玉廷（2020）、孙薇和叶初升（2023）等，通过匹配政府采购部门与中小企业供应商所处城市地区的一致性，以及判定中小企业供应商对应产权属性，本文筛选获取了异地中小企业支持力度（*Eproc*）和民营中小企业支持力度（*Penterp*）变量，前者以各政府部门中异地中小企业获取政府采购订单规模占政府部门总体订单份额的比值加以衡量，后者以各政府部门中民营中小企业获取政府采购订单规模占政府部门总体订单份额的比值加以衡量。通常 *Eproc* 与 *Penterp* 实际取值越大，说明政府采购市场的整合程度越高，地区政府更鼓励异地或民营中小企业参与政府采购市场竞争，更加注重制度约束来营造公平的政府采购市场竞争环境。

表 5 中列（2）（3）展示了政府采购意向公开政策对异地与民营中小企业支持力度的影响。回归结果显示，*GPI* 的回归系数均在 1% 水平上显著为正，这说明政府采购意向公开政策显著提高了政府部门采购预算中分配给异地中小企业和民营中小企业的支持份额，使得政府采购市场的整合程度逐步加深，也意味着试点政策为中小企业能够公平参与政府采购市场营造出了“公开、公平、公正”的竞争发展环境。这有效验证了政府采购意向公开政策不仅可以消除因信息公开不及时、不对称给中小企业竞标带来的不公正问题，也显著改善地区政府部门运用政府采购政策的履职风格，通过深化统一政府采购大市场建设来有效强化对中小企业发展的政策支持效果。

表 5 对中小企业参与市场竞争结构特征的影响分析

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>SEM_fluid</i>	<i>Eproc</i>	<i>Penterp</i>
<i>GPI</i>	-0.003*	0.031***	0.031***
	(0.002)	(0.006)	(0.006)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
样本量	248631	248631	248631
调整 R ² 值	0.273	0.693	0.613

注：同表 2。

七、研究结论与政策启示

在加快建设全国统一大市场建设背景下，政府采购规模逐步壮大、实施规则不断健全、政策功能日益完备。但不容忽视的是，政府采购市场广泛存在着违反统一大市场建设的规定和做法，给中小企业获取公平竞争机会、维持正当发展权益带来了不利影响。政府采购意向公开政策作为优化政府采购营商环境的重要举措，对政府部门支持中小企业发展的信息治理环境、内在履职动机及政策实施偏好均带来了深刻影响，为中小企业营造更为公平有序、竞争高效的市场发展环境奠定了基础。据此，本文以《关于开展政府采购意向公开工作的通知》的发布实施为准自然实验，运用多时点双重差分模型，就政府采购意向公开对中小企业公平竞争能力的影响进行了分析。研究发现，政府采购意向公开可以显著提升中小企业的公平竞争能力。机制分析表明，政府采购意向公开提升中小企业公平竞争能力主要通过缓解政企信息不对称与

降低制度性交易成本来实现。针对市场的政府治理因素影响而言，地方政府财政压力越低、营商环境越好、政府采购监督力度越强，则政府采购意向公开提升中小企业公平竞争能力的政策效果越突出。更进一步对市场竞争结构特征的影响分析发现，政府采购意向公开有效提升了中小企业参与竞争的开放性，且给异地及民营中小企业公平竞争均带来显著支持效果。

基于研究结论，本文得出如下政策启示：

第一，建立健全支持中小企业公平竞争发展的政府采购意向公开制度要求。在总结试点工作开展实施经验、稳步扩大政策实施力度基础上，应继续建立健全政府采购意向公开制度，以打破中小企业公平参与市场竞争所面临制约因素为核心，充分明确对中小企业支持份额等具体意向公开内容要求，优化公开规则，提升公开效率与质量，以政府采购意向公开制度体系的完善来有效弥补中小企业的资源禀赋劣势条件，强化支持中小企业、促进创新等方面的政策支持效果，切实维护中小企业的市场公平竞争地位。同时，以激发中小企业竞争动力、提升竞争效率、强化竞争实力为重点，不断加强政府采购意向公开制度制定、实施与市场竞争机制的有效结合，通过政府采购意向公开高效稳定向中小企业传递整体市场需求及政策支持机会，持续优化政府采购支持中小企业的制度环境。

第二，强化政府采购意向公开对中小企业参与政府采购市场竞争所面临的政企信息不对称及制度性交易成本问题的化解效果。其一，针对政府采购程序实施过程中所存在的中小企业公平竞争所面临的竞争机会与政策优惠支持信息获取障碍，应有效落实项目名称、需求概况、预算金额、预计时间等前瞻性的采购需求信息的披露要求，既要清晰准确地向中小企业传递政府采购市场竞争信息，提升中小企业参与及时性、事前准备充分性，也要精准高效传达预留市场份额等针对中小企业的政府采购支持优惠待遇，提升政府采购支持中小企业发展的政策针对性，切实改善中小企业在政府采购市场中的竞标结果；其二，以政府采购意向公开政策带来的制度变革契机，深入推进统一政府采购大市场建设，依托政府采购市场需求整合来着力破解中小企业公平竞争所面临的制度约束环境，有效化解政府采购支持中小企业发展过程中所面临的效率性及公平性价值冲突，强化对违反中小企业公平参与政府采购市场竞争行为的制度性约束作用，切实降低中小企业参与政府采购市场竞争所面临的制度性交易成本；其三，依托政府采购意向公开的规划预告功能来推动政府采购主体细化统筹安排政府采购预算，提高政府采购需求与中小企业支持诉求的精准匹配程度，通过改善政府采购程序实施效率效果，为中小企业高质量发展营造更为适宜的竞争参与条件、制定更为合理的评审支持标准。

第三，夯实政府采购意向公开政策支持中小企业的基础性保障条件。其一，应着力改善整体财政收支紧平衡压力，通过提升财政资金使用效率、优化财政资金配置结构，为政府采购意向公开政策支持中小企业营造更为有利的财政运行环境，有效强化政府采购支持中小企业发展的覆盖范围与支持力度；其二，应着力优化营商环境，营造更为有效的政府与市场协同关系，强化政府利用政府采购进行经济政策调控的实施效率，为中小企业在内的各类采购人公平获得采购招标项目提供便利条件，平衡供应商之间的公平竞争权益；其三，加大政府采购监督力度，以外在监督强化内在政策落实动力，促使政府部门在实际执行政府采购过程中，更为注重维护中小企业公平竞争参与机会，弱化地方保护等政策歧视因素给中小企业支持带来的不利影响。

参考文献

- [1] 曹虹剑,张帅,欧阳晓,李科.创新政策与“专精特新”中小企业创新质量[J].中国工业经济,2022,(11):135~154.
- [2] 龚晓菊,王朝才.中小企业“三级五翼”财政支持体系构建[J].财政研究,2012,(3):67~71.
- [3] 胡凯,蔡红英,吴清.中国的政府采购促进了技术创新吗?[J].财经研究,2013,(9):134~144.
- [4] 黄玖立,李坤望.吃喝、腐败与企业订单[J].经济研究,2013,(6):71~84.
- [5] 江鑫,胡文涛,许文立,李光龙.政府绿色采购如何激发企业绿色创新活力[J].数量经济技术经济研究,2024,(11):200~220.
- [6] 姜爱华,费堃策,张鑫娜.政府采购,营商环境与企业创新——基于A股上市公司的经验证据[J].中央财经大学学报,2022,(9):3~15.
- [7] 姜爱华,刘乙岑.政府采购意向公开现状及主要问题分析[J].中国政府采购,2020,(12):75~78.
- [8] 金陈飞,董宇洁.中小企业政府采购的“维稳促新”效应——基于双重网络视角[J].技术经济,2025,(6):17~27.
- [9] 梁平汉,郭宇辰.我国政府采购支出质量的评价及影响因素研究——基于政府采购信息披露质量的视角[J].宏观质量研究,2025,(3):16~30.
- [10] 梁平汉,郭宇辰.中国政府采购公告数据的使用和潜在问题[J].产业经济评论,2023,(1):68~80.
- [11] 林汉川,夏敏仁,何杰,管鸿禧.中小企业发展中所面临的问题——北京、辽宁、江苏、浙江、湖北、广东、云南问卷调查报告[J].中国社会科学,2003,(2):84~94+206.
- [12] 林菁璐.政府研发补贴对中小企业研发投入影响的实证研究[J].管理世界,2018,(3):180~181.知网未查询到
- [13] 林毅夫,孙希芳.信息、非正规金融与中小企业融资[J].经济研究,2005,(7):35~44.
- [14] 刘志彪.建设国内统一大市场:影响因素与政策选择[J].学术月刊,2021,(9):49~56+84.
- [15] 吕劲松.关于中小企业融资难、融资贵问题的思考[J].金融研究,2015,(11):115~123.
- [16] 马理,吴金光.政府采购与企业自主创新[M].北京:经济管理出版社,2012.
- [17] 孟晔.政府采购意向公开的国际经验及启示[J].中国财政,2021,(18):76~78.
- [18] 潘越,柯进军,宁博.不确定性冲击、政府采购与企业发展韧性[J].数量经济技术经济研究,2024,(4):193~212
- [19] 申志轩,祝树金,文茜,汤超.政府数字采购与企业数字化转型[J].数量经济技术经济研究,2024,(5):71~91.
- [20] 孙开,张磊.分权程度省际差异、财政压力与基本公共服务支出偏向——以地方政府间权责安排为视角[J].财贸经济,2019,(8):18~32.
- [21] 孙薇,叶初升.政府采购何以牵动企业创新——兼论需求侧政策“拉力”与供给侧政策“推力”的协同[J].中国工业经济,2023,(1):95~113.
- [22] 谭常春,王卓,周鹏.金融科技“赋能”与企业绿色创新——基于信贷配置与监督的视角[J].财经研究,2023,(1):34~48+78.
- [23] 王丛虎,刘巧兰,刘闻博.政府采购支持中小微企业的理论逻辑、政策演进及发展[J].中国行政管理,2022,(8):67~74.
- [24] 王伟楠,王凯,严子淳.区域高质量发展对“专精特新”中小企业创新绩效的影响机制研究[J].科研管理,2023,(2):32~44.
- [25] 武威,曹畅,王馨竹.政府采购与“专精特新”中小企业创新——基于产业链供应链现代化视角[J].数量经济技术经济研究,2024,(7):113~133.
- [26] 武威,刘玉廷.政府采购与企业创新:保护效应和溢出效应[J].财经研究,2020,(5):17~36.
- [27] 武威,王敏,曹畅.政府采购意向公开与企业跨区竞争[J].经济管理,2025,(2):84~102.
- [28] 谢漾,洪正.城市群金融集聚是否缓解了中小企业融资问题[J].财贸经济,2023,(4):106~122.
- [29] 徐倪妮,郭俊华.政府研发资助如何影响中小企业创新绩效[J].科学学研究,2022,(8):1516~1526.
- [30] 许远.打造透明、高效、开放的公共资源交易新高地——对政府采购意向公开制度的深层探讨[J].招标采购管理,2022,(5):27~29.
- [31] 游家兴,吕可夫,于明洋.市场型政策工具下的绿色创新效果研究——基于政府绿色采购清单的视角[J].经济管

理,2023,(3):148~169.

- [32] 詹新宇,于明哲.组合式财税政策何以有效推动中小企业科技成果转化?[J].管理世界,2024,(8):191~208.
- [33] 张超,张晓琴.专利权质押融资影响出质企业绩效的实证研究[J].科研管理,2020,(1):142~151.
- [34] 张国胜,刘政.属地经营、省际市场扩张与产能过剩治理[J].财贸经济,2016,(12):116~132.
- [35] 张堂云,韦秀才.我国政府采购意向公开的实践探索与制度完善[J].中国招标,2020,(9):28~31.
- [36] 张文文,景维民.政府采购与中小企业稳就业[J].山西财经大学学报,2025,(2):1-14.
- [37] 张晓玫,伏倚天,张倩倩.“有备无患”还是“本末倒置”——普惠金融政策与中小企业金融资产配置[J].财贸经济,2021,(7):82~96.
- [38] 张一林,郁芸君,陈珠明.人工智能、中小企业融资与银行数字化转型[J].中国工业经济,2021,(12):69~87.
- [39] 赵绍阳,李梦雪,余楷文.数字金融与中小企业融资可得性——来自银行贷款的微观证据[J].经济动态,2022,(8):98~116.
- [40] 赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,(10):65~76.
- [41] 赵岳,谭之博.电子商务、银行信贷与中小企业融资——一个基于信息经济学的理论模型[J].经济研究,2012,(7):99~112.
- [42] 朱青,郭雨萌.促进中小企业发展的减税降费政策研析[J].税务研究,2023,(2):107~112.
- [43] 祝继高,朱佳信,李天时,宫迪.政府会计监督与银行信贷行为研究——基于财政部会计信息质量随机检查的证据[J].管理世界,2023,(1):157~176+189+177~179.
- [44] Amezcua A.S., Grimes M.G., Bradley S.W., Wiklund J., 2013, *Organizational Sponsorship and Founding Environments: A Contingency View on the Survival of Business-incubated Firms, 1994-2007* [J], *Academy of Management Journal*, 56 (6), 1628~1654.
- [45] Aschhoff B., Sofka W., 2009, *Innovation on Demand: Can Public Procurement Drive Market Success of Innovations* [J], *Research Policy*, 38 (8), 1235~1247.
- [46] Beraja M., Yang D. Y., Yuchtman N., 2023, *Data-intensive Innovation and the State: Evidence from AI Firms in China* [J], *The Review of Economic Studies*, 90 (4), 1701~1723.
- [47] Borusyak K., Jaravel X., Spiess J., 2024, *Revisiting Event-study Designs: Robust and Efficient Estimation* [J], *The Review of Economic Studies*, 91 (6), 3253~3285.
- [48] Cengiz D., Dube A., Lindner A., Zipperer B., 2019, *The Effect of Minimum Wages on Low-Wage Jobs* [J], *The Quarterly Journal of Economics*, 134 (3), 1405~1454.
- [49] Coate S., Morris S., 1995, *On the Form of Transfers to Special Interests* [J], *Journal of Political Economy*, 103 (6), 1210~1235.
- [50] Eckersley P., Flynn A., Lakoma K., Ferry L., 2023, *Public Procurement as a Policy Tool: the Territorial Dimension* [J], *Regional Studies*, 57 (10), 2087~2101.
- [51] Flynn A., 2018, *Investigating the Implementation of SME-friendly Policy in Public Procurement* [J], *Policy Studies*, 39 (4), 422~443.
- [52] Gaganis C., Pasiouras F., Voulgari F., 2019, *Culture, Business Environment and SMEs' Profitability: Evidence from European Countries* [J], *Economic Modelling*, 78 (5), 275~292.
- [53] Goldstein I., Jiang W., Karolyi G.A., 2019, *To FinTech and Beyond* [J], *The Review of Financial Studies*, 32 (5), 1647~1661.
- [54] Gongalves A.B., Schiozer R.F., Sheng H.H., 2018, *Trade Credit and Product Market Power during a Financial Crisis* [J], *Journal of Corporate Finance*, 49 (1), 308~323.
- [55] Hansson P., Henrekson M., 1994, *What Makes a Country Socially Capable of Catching up?* [J], *Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv)*, 130 (4), 760~783.
- [56] Hoekman B., Tas B.K.O., 2022, *Procurement Policy and SME Participation in Public Purchasing* [J], *Small Business Economics*, 58, 383~402.
- [57] La Ferrara E., Chong A., Duryea S., 2012, *Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil* [J], *American Economic Journal: Applied Economics*, 4 (4), 1~31.
- [58] Loader K.E., 2005, *Supporting SMEs through Government Purchasing Activity* [J], *The International Journal of*

Entrepreneurship and Innovation, 6 (1), 17~26.

[59] Mann W., 2018, *Creditor Rights and Innovation: Evidence from Patent Collateral* [J], Journal of Financial Economics, 130 (1), 25~47.

[60] Ozili P.K., 2018, *Impact of Digital Finance on Financial Inclusion and Stability* [J], Borsa Istanbul Review, 18 (4), 329~340.

[61] Rambachan A., Roth J., 2023, *A More Credible Approach to Parallel Trends* [J], The Review of Economic Studies, 90 (5), 2555~2591.

[62] Slavtchev V., Wiederhold S., 2016, *Does the Technological Content of Government Demand Matter for Private R&D? Evidence from US States* [J], American Economic Journal: Macroeconomics, 8 (2), 45~84.

[63] Vecchiato R., Roveda C., 2014, *Foresight for Public Procurement and Regional Innovation Policy: The Case of Lombardy* [J], Research Policy, 43 (2), 438~450.

Disclosure of Government Procurement Intentions and Fair Competition with Small and Medium-sized Enterprises ——Evidence from the Municipal Government Departments

WU Wei WANG Min JI Fuxing

Summary: The disclosure of government procurement intention is the core measure to optimize the business environment of the government procurement market, which is of great significance to maintaining fair competition among small and medium-sized enterprises. Taking the implementation of the pilot policy of government procurement intention as the natural experiment, this paper analyzes the influence of the disclosure of government procurement intention on the development of small and medium-sized enterprises by using the multi-point dual difference model.

The study finds that the disclosure of government procurement intentions can significantly enhance the fair competitiveness of small and medium-sized enterprises (SMEs). The mechanism analysis shows that the intention of government procurement to improve the fair competition ability of small and medium-sized enterprises is mainly realized by alleviating the information asymmetry between government and enterprise and reducing the institutional transaction cost. In terms of the influence of government governance factors on the market, the policy effect of the disclosure of government procurement intentions in enhancing the fair competitiveness of SMEs is more prominent when local governments have lower fiscal pressure, a better business environment, and stronger supervision over government procurement. Further analysis of the influence on the characteristics of market competition structure shows that the intention to open government procurement effectively improves the openness of small and medium-sized enterprises to participate in competition, and brings significant support effects for the fair competition of small and medium-sized enterprises in different places and private enterprises.

The research contributions of this paper may lie in: First, closely combining with the emerging policy practice of disclosing government procurement intentions, based on a comprehensive summary and extraction of the functional boundaries and practical characteristics of disclosing government procurement intentions, taking the support behavior of government departments for fair competition of SMEs as the research object, providing empirical evidence for the implementation effect of the policy of disclosing government procurement intentions, identifying key restrictive influencing factors, and enriching the empirical research on the implementation effect and mechanism of the policy of disclosing government procurement intentions; Second, from the dimension of government department actions, the study on the influencing factors of support for SMEs not only overcomes the limitation of difficult data collection on SMEs, but also more accurately matches the policy targets of government procurement intention disclosure in terms of empirical testing strategies, providing a novel analytical approach for deeply depicting the operational characteristics of government procurement markets at the government department level and comprehensively identifying policy effects, effectively deepening the theoretical understanding of the relationship between proactive government policies and the fair development needs of SMEs, and providing policy insights for further strengthening the effectiveness of government procurement policies to support SMEs; Third, from the perspective of government procurement system reform, this paper for the first time operationalizes the disclosure of government procurement intentions at the prefecture-level city level and the measurement of SME procurement indicators, and makes full use of the basic research conditions provided by the large sample data of national government procurement order agreements published on the China Government Procurement Network. By effectively matching the manually crawled and organized government procurement order agreement data with the national provincial and municipal government department directory data and the national enterprise

credit inquiry system (Qichacha) database, it lays a solid empirical foundation for further research on the effectiveness of government procurement policies.

This paper draws the following policy enlightenment: Firstly, we should continue to establish and improve the disclosure system of government procurement intention, focus on the effective support of government departments for fair competition of small and medium-sized enterprises, fully clarify the specific requirements of disclosure intention such as support share of small and medium-sized enterprises, optimize the disclosure rules, and improve the efficiency and quality of disclosure. Secondly, we should strengthen the government procurement intention public policy information management, institutional constraints and policy support function, including relying on the government procurement intention public policy implementation to break the small and medium-sized enterprises fair competition barriers, strengthen the violation of small and medium-sized enterprises fair participate in government procurement market competition of institutional constraints, and enhance the support of the development of small and medium-sized enterprises. Thirdly, we should strengthen the basic guarantee conditions for the disclosure of government policies to support SMEs, including improving the overall transparency of the government, optimizing the business environment, and strengthening supervision over government procurement.

Keywords: Government Procurement; Open Intention; Small and Medium-sized Enterprises; Fair Competition

“十五五”时期人民币国际化之方略¹

王国刚²

党的二十届四中全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》明确指出：要“推进人民币国际化，提升资本项目开放水平，建设自主可控的人民币跨境支付体系”。³做强人民币居加快金融强国建设的六个关键核心要素的首位。“十五五”是基本实现社会主义现代化的关键时期，也是推进人民币国际化迈上新台阶、充分发挥人民币在国际货币体系中话语权和影响力的关键时期。

一、“十五五”时期人民币国际化的主要原则和基础条件

人民币国际化是指在国际货币体系中人民币逐步成为国际贸易、国际储备、国际投资和国际金融等主要货币的进程。改革开放 40 多年来，人民币在中越、中缅等边贸中广泛使用，在国际货币基金组织的特别提款权（SDR）货币篮子中所占比重已上升至 12.28%，就此而言，人民币已是国际货币。但要成为国际货币体系中的“主要货币”，人民币在国际贸易、国际储备等领域中所占比重应进入世界前三行列，鉴于此，人民币国际化依然任重道远。2008 年美国金融危机爆发以后，美元一币独霸的局面受到严重挑战。在美联储多次采取量化宽松政策的条件下，美元持续贬值。如今，借助美元稳定币的扩展，美国希冀重现美元的昔日辉煌。在各国和地区去美元化的操作中，国际黄金价格飙升，每盎司黄金交易价格突破了 4000 美元，按此计算，1 美元的含金量已不足 1971 年 8 月 15 日之前的 1 美分。人民币国际化的目标，不在于取代贯彻单边规则实行一币独霸的美元，而在于践行多边规则，提高国际货币体系中的多极化效能，成为国际主要货币中的重要一极，给国际主要货币的使用者以更多的选择权，对美元走弱趋势加以国际市场机制的约束，维护国际货币体系的稳定性和公平性。

“十五五”时期是为基本实现社会主义现代化夯实基础、全面发力的关键时期，要实现经济社会发展的各项主要目标，续写经济快速发展和社会长期稳定两大奇迹新篇章，必须坚持党的全面领导，坚持人民至上，坚持高质量发展，坚持全面深化改革，坚持有效市场和有为政府相结合，坚持统筹发展和安全六项原则。人民币国际化是中国加大金融制度型开放、推进金融高质量发展的一项重要举措，必须遵循和贯彻这六项原则。

人民币国际化首先得益于中国经济的高质量发展。内在逻辑是，一国货币要成为国际货币体系中举足轻重的主要货币，货币数量必须足以满足持续扩大的国际贸易、国际储备、国际投资、国际金融交易等需求。不论从历史看还是从现实看，一些国家的货币虽曾在国际贸易和国际投资中发挥重要作用，但终因体量不足而退出了国际货币体系的主要地位（或未能进入国际货币体系的主要地位）。进入 21 世纪以来，中国 GDP 总量从 2000 年的 10.03 万亿元增加到 2024 年的 134.91 万亿元，自 2010 年以后稳居世界第二大经济体，有力支持了人民币国际化。一是货币体量逐步扩大。2024 年中国 M2 达到 314 万亿元人民币，大于美国 M2 和欧元区 M2 之和。二是国际贸易快速增长。2024 年对外贸易总额达到 43.85 万亿元。三是人民币汇率相对稳定。2005 年 7 月汇率改革以后，人民币兑美元的比值从 8.27:1 上升到 7.07:1（虽然区间有所波动）。四是构建了人民币跨境支付系统（CIPS）。2025 年 5 月，CIPS 系统已有 174 家直接参与者和 1509 家间接参与者，业务覆盖全球 187 个国家和地区的 4900 余家法人银行机构（外资银行占比约为 85%）。

“十五五”时期中国经济高质量发展将取得显著成效。一是科技自立自强水平将大幅提高，不仅基础

¹ 原载于《经济研究》2025 年第 11 期

² 王国刚，中国人民大学国际货币研究所(IMI)学术委员，中国人民大学财政金融学院一级教授

³ 《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》，《人民日报》2025 年 10 月 29 日。

研究和原始创新能力显著增强，重点领域关键核心技术快速突破，并跑领跑领域明显增多，而且科技创新和产业创新深度融合，创新驱动作用明显增强。二是新质生产力发展将取得重大突破，新型工业化、信息化、城镇化、农业现代化快速发展。三是全要素生产率将稳步提升，经济增长潜力在充分释放中经济效益明显提高。四是经济增长将保持在合理区间。到 2030 年，中国 GDP 总量将迈上新台阶，中美经济实力的差距将进一步缩小，实现社会主义现代化的阶梯式递进。中国经济在高质量发展中质的有效提升和量的合理增长，持续提高国际竞争力，扩大国际影响力，将为人民币国际化的阶梯式跃升打下坚实良好的基础。

二、“十五五”时期人民币国际化面临的挑战

资本项目开放是指放松或取消资本项目下各子项目的交易管制和外汇自由兑换管制，对外开放本国金融市场。资本项目开放是支持人民币国际化的重要机制。人民币进入国际经济金融领域后，对持有人民币的非居民（境外政府、企业和个人等，下同）而言，在尚未将持有的人民币用于购买以人民币标价的商品和服务时，常常需要将这些人民币用于金融操作，以保障自身的利益。如果难以展开以人民币标价的金融产品（和金融服务，下同）的操作，他们从一开始就可能不愿接受人民币，由此，将严重限制人民币进入国际经济金融领域。要推进人民币国际化就需要有对应的资本项目开放。党的十八届三中全会之后，中国加快了资本项目的开放步伐。2014 年 11 月 17 日和 2016 年 12 月 5 日分别开通了“沪港通”和“深港通”，打通了 A 股和港股的市场交易渠道，使得两地股市投资者可以直接进入对方股市交易股票。2017 年 7 月 3 日和 2021 年 9 月 24 日分别开通了“债券通”的“北向通”和“南向通”，使得符合条件的境外机构投资者和内地公开市场业务一级交易商等可以直接进入对方债市从事相关交易活动。2019 年 9 月 10 日，国家外汇管理局宣布，全面取消对境外投资者参与中国金融市场的投资额度限制，境外机构投资者只需完成登记即可自主汇入资金，开展证券投资。2024 年 1 月 25 日，国家金融监督管理总局表示，中国已经取消了银行保险机构的外资股份比例限制，大幅降低了外资数量型准入门槛。2025 年 6 月 18 日，中国人民银行宣布在上海设立数字人民币国际运营中心、在临港新片区开展离岸贸易金融服务综合改革试点、发展自贸离岸债、推进人民币外汇期货交易等多项金融开放新举措。这一系列资本项目开放的举措有力地支持了人民币国际化。

中国经济已进入高质量发展的新时代，在构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局过程中，资本项目开放进入了深化制度型开放的新阶段。从制度管制看，中国已实现资本项下 90% 左右的子项目基本开放或部分开放；从推进力度看，在深化制度型开放过程中，落实“渐进可控”的原则，中国正在加快资本项目相关子项目的制度型开放步伐；从工作重心看，在统筹开放与安全的过程中，中国积极推进跨境投融资便利化、规则对接及风险防控。需要指出的是，中国的资本项目开放需要根据中国经济高质量发展和改革开放深化的具体要求展开，不可陷入“就开放论开放”的逻辑误区，更不可陷入“开放度越大越好”的认识误区。迄今全球并无一国实现了资本项目的完全开放。德国保留 1 个子项目未开放，美国保留 4 个子项目未开放，鉴于此，对中国而言，并不存在资本项目完全开放的国际条件。提升资本项目开放水平，有利于扩展非居民进入中国金融市场的操作空间，能够更好地满足他们多层次多样化的人民币资金运作要求，提高他们对人民币的需求，推进人民币国际化。随着非居民使用人民币进入中国金融市场操作的各类需求显现，资本项目开放也将进一步细化，由此形成资本项目开放与推进人民币国际化之间的良性互动。

“十五五”时期，人民币国际化面临着一系列挑战，主要表现在：

第一，人民币在国际货币体系中的话语权和影响力有待提高。虽然多年来中国进出口总额位居全球第一（2025 年预计将继续保持全球第一大货物贸易国地位，出口占比有望稳定在 18% 左右）。2005 年汇率改革之后，人民币国际化的步伐明显加快，但短板依然明显。从全球贸易融资看，SWIFT 发布的数据显示，2025 年 9 月，人民币在全球贸易融资中所占的份额达到 5.8%（同比上升了 1.6 个百分点），成绩斐然，但明显低于美元占比的 47.5%。从全球国际支付份额的占比看，2025 年 9 月，人民币在全球支付中占比为 3.17%，明显低于美元的 47.79%、欧元的 22.77% 和英镑的 7.38%。从全球外汇储备占比看，2025

年 6 月，人民币仅为 2.12%，远低于美元的 52%、欧元的 20%、英镑的 5.19% 和日元的 6.13%。这些数字表明，在国际货币体系中人民币的影响力依然有着较大的提升空间。

第二，管道式开放有待完善。债市、股市的管道式开放的优势在于可控性，不仅每日进入管道的资金量、交易频率和交易价格等可监控，还可根据交易情势扩大或缩减通过管道进行交易的规模，在异常交易情况下甚至可暂时关闭管道，由此，管道式开放有利于把控风险的传递。通过管道式开放引入海外投资者，可以在一定程度上提高中国境内金融市场的国际化程度，有利于提升中资金融机构与海外金融机构同台竞争的能力，提高监管部门的国际监管能力。但也需要看到，管道式开放易受到人为因素的干扰，不易形成发挥市场机制决定性作用的条件，也不易促进海外投资者形成相对稳定的投资预期，由此，不利于加快推进人民币国际化进程，也不利于提升资本项目开放水平。

期货市场是资本市场的重要组成部分。中国期货市场交易规模位居全球前列，每年的商品期货成交量占全球商品类期货市场的 70% 以上，其中农产品成交量占据了全球前 10，金属、能源等期货中也有多个品种交易量位于全球前列，但由于缺乏国际投资者的入市交易，交易价格、市场行情缺乏国际影响力和国际定价权。这在一定程度上限制了资本项目开放水平的提升和人民币国际化的进程。

第三，人民币国际化的资产基础有待夯实。历史上，英镑、美元等均以持有的黄金储备量为国际化的货币基础。布雷顿森林体系瓦解后，黄金不再与信用货币挂钩，退出了国际货币体系。长期以来，人民币国际化以外汇储备为资产基础，引致利益外送的内在矛盾，即在国际贸易、国际投资和国际金融交易中，只有在人民币稳值、升值或贬值程度低于美元、欧元等国际主要货币的条件下，交易对手方才愿意接受人民币为对价货币，由此，中国在将币值较高且有着升值潜力的人民币持续交付给交易对手方的同时，将币值较低且有着贬值趋势的外汇留存于手中。这一矛盾如果不能有效破解，就意味着进入国际经济金融领域的人民币数量越多，中国损失的利益就越大。

第四，特里芬难题有待破解。1960 年，面对美元成为国际货币体系的核心货币趋势，美国经济学家罗伯特·特里芬提出了美元国际化面临的两难选择，即由于美元成为国际核心货币，各国的国际贸易要以美元作为交易货币和储备货币，必然引致美元持续流出美国并在海外不断沉淀，由此，必然引致美国的国际贸易从而国际收支将长期逆差，美元币值的不稳定；但美元作为国际货币核心，必须维护美元币值稳定，这在客观上要求美国必须维护国际贸易从而国际收支的长期顺差。60 多年来，美国未能解决这一难题，贸易逆差不断扩大。对中国而言，国际贸易顺差是增加外汇储备的主要机制。在推进人民币国际化进程中，完善统筹国内国际“两个大局”的宏观调控机制，构建破解特里芬难题的体制机制，形成应对国际贸易长期逆差乃至国际收支长期逆差的政策工具库，是一个严峻挑战。

第五，国际货币竞争。推进人民币国际化意味着在国际贸易、国际储备、国际投资和国际金融交易中美元等国际主要货币的占比下降。二战后的几十年间，国际主要货币已成为相关国家的重要核心竞争力，国际主要货币的地位下降，难免引致它们的强烈反应。一个突出的现象是，在美元国际影响力日渐式微的背景下，美国以所谓的“对等关税”为借口，与全球 100 多个国家和地区开打关税战，要求金砖国家之间的贸易以美元结算，试图改变去美元化的国际趋势。人民币国际化推进中需要直面此类挑战。

第六，国际经济金融的不确定性。在百年未有之大变局加速演变、国际力量对比深刻调整中，不确定难预料因素增多，人民币国际化的推进将面对风高浪急甚至惊涛骇浪的重大考验，其中，既有新一轮科技革命加速突破提出的新要求，也有全球产业体系加速变革提出的新课题，还有地缘政治变化提出的新挑战。有效应对这些挑战，直接关系着人民币国际化进程的快慢、覆盖面和效能。

三、“十五五”时期推进人民币国际化的新理念新举措

人民币国际化是一个长期复杂的过程，需要赓续努力，久久为功。1894 年，美国经济实力超过了德国和英国，跃居世界第一。此后，历经两次世界大战、1918 年欧洲大流感和 20 世纪 30 年代大危机等事件的冲击，50 年间欧洲各国经济几经严重摧残（甚至是近乎毁灭性打击），美国赚得盆满钵满，为美元成为国际核心货币奠定了坚实的基础。这是一条以邻为壑、充满战火之路。人民币国际化不可能走美元国际

化的老路，必须在坚持和平发展中推进。“十五五”时期，推进人民币国际化应践行新理念，采取新举措。

第一，以构建人类命运共同体理念为指导思想。2013年3月23日，习近平总书记首次提出了构建人类命运共同体的新理念，得到了国际社会的热烈响应；2017年2月以后，这一新理念连续8年写入联合国决议，成为国际社会高度认可的全球经济社会发展的指导理念。构建人类命运共同体理念是“以人民为中心”的价值取向向国际经济社会拓展的逻辑延伸，它贯彻着利益共享、互学包容、互利共赢、多边主义等诸多内在关联的新理念，既是推进新时代国际经济治理和发展的理念，也是推进全球化进程中国际金融新规则形成的基本理念，还是推进人民币国际化的基本遵循。

第二，积极扩大自主开放。在扩大制度型开放过程中，一要对国际高标准经贸规则，加大债市股市的管道式开放规模，适时推进期市和金融衍生品市场的管道式开放，扩展和丰富海外人民币资金的应用场景。二要坚持双向开放，在推动各类金融机构专注主业、完善治理、错位发展的基础上，提高海外中资金融机构业务与国际金融发展要求的适配性，锻造具有强大国际竞争力的中资金融机构。三要构建防范化解国际金融风险冲击的体制机制。

第三，坚持多边主义原则。应以加快“一带一路”建设为基本抓手，发挥上海合作组织、南方国家合作、金砖国家合作等机制，贯彻多边主义规则和互利共赢原则，通过双边贸易（乃至多边贸易）、货币互换、多边贷款、共同投资等扩展人民币国际化的空间，提高人民币在国际经济金融领域的使用频率和储备比例。

第四，强化多元股权投资。20世纪以来，随着生产资本输出替代借贷资金输出成为国际资本流动的主要方式，股权投资就成为发达国家抢占全球经济资源配置高地的主要机制。美国虽为全球最大的债务国，但依然维持着全球最大股权资本输出国的地位。股权资本输出与借贷资金输出有着三个明显的区别：一是与资本输入国（或地区，下同）的经济关系紧密程度不同。在借贷资金场合，随着还本付息完毕，资金输出国与资金输入国之间建立在借贷资金基础上的经济关系也就基本结束了；在股权资本场合，由于股权具有长期性、共担风险、共享收益等特点，所以，股权资本输出国与股权资本输入国之间建立在股权资本基础上的合作关系既紧密又将长期延续。二是配置资源的能力不同。在市场经济条件下，股权资本是配置经济资源的基本机制，借贷资金依据股权资本的数量、产业和盈利而作用，由此，股权资本输出国介入股权资本输入国的经济资源配置能力远高于借贷资金，在项目竞争、国际经济合作和国际金融运作等方面，股权资本输出国常常占据优势地位。三是风险—收益不同。股权资本输出不仅面临着较大的经济金融风险，而且面临着较大的地缘政治风险，与此相比，借贷资金面临的风险较小。这些差别是引致一些实力较弱的国家不轻易展开股权资本输出的主要原因。中国的经济实力已位居全球前列，要提高全球经济资源的配置能力，引导国际经济金融合作，就必须增强股权资本的输出能力。

多元股权投资是指对同一国际投资项目或国际经济合作项目，由多个国家共同进行股权投资的机制。其优势是，在增强与股权资本输入国的经济金融合作的同时，有利于在较高程度上弱化地缘政治的风险，保障股权资本输出国的权益。100多年来，西方国家的股权资本输出主要借助双边机制展开，与此不同，中国的股权资本输出可以践行多边规则，借助上海合作组织、南方国家合作、金砖国家合作等机制以多元股权投资方式展开，闯出一条新的国际经济金融合作路径，为人民币国际化构建新机制、打通新路径，增大人民币国际化的应用场景。

第五，着力推进“一带一路”沿线国家的基础设施建设。基础设施建设具有资金需求大、周期长、效益低等特点，既是相关国家的短板，也是发达国家不愿介入的领域，但它却是改善“一带一路”沿线国家经济社会发展条件和民生条件所必需的，有着很强的正外部经济效应。介入国际贸易竞争，是拓展人民币国际化的重要路径，但这一领域的竞争既激烈又已是发达国家200多年深耕之地，与此相比，开展“一带一路”沿线国家的基础设施建设投资和贸易，有着另辟蹊径之效。一是这些基础设施在建设中和竣工后，并不直接增加相关国家的生产能力从而出口能力，不容易形成对中国国际贸易的直接冲击，且有利于增加中国对沿线国家的商品、服务等出口，有助于破解人民币国际化面临的特里芬难题。二是与货物贸易相比，这些基础设施投入使用后有着长期的经济效益和社会效益，同时，需要持续维护，由此，可以成为维系中国与“一带一路”沿线国家长期经济社会合作的重要平台，有利于扩大人民币国际化的影响力。三是这些

基础设施建设的投资在很大程度上涉及相关国家的资本项目开放，有利于中国与这些国家资本项目开放水平的提升。

第六，逐步调整人民币国际化的资产基础。以外汇资产支持人民币国际化是一种有着较大利益损失的权宜之计，不利于提升中国金融在全球的资源配置能力和配置效率，也不利于人民币国际化的长期拓展。要改变这种被动局面，需要在强化多元股权投资、在开展“一带一路”沿线国家基础设施建设过程中，逐步将外汇储备资产转化为中国在海外的金融资产，将人民币国际化的资产基础从外汇储备转变为海外金融资产及其收益。

第七，加快建设自主可控的人民币跨境支付体系。人民币跨境支付体系是支撑人民币国际化的基础设施。它的安全可靠程度不仅直接关系着人民币国际化的进程，而且关系着中国对外经济金融活动的安全性、便利性和覆盖面。在现代信息技术加速创新的条件下，人民币跨境支付体系要做到自主可控，既要使得原创性技术（从硬件到软件）、设备等的自主研发、生产、升级、维护等整体可控，保障全体系安全、稳定、可靠地运行，又要不断对标国际先进的支付体系，持续迭代提升人民币跨境支付体系的技术水准和适配程度，使其长期处于全球领先地位，还要根据人民币国际化的要求，因地制宜、与时俱进地创新发展具有中国特色的支付功能。

公司内部治理与贸易摩擦： 制裁压力下企业的市值管理机制¹

涂永红² 王俊淇³ 朱文字⁴

【摘要】在2018年中美贸易摩擦以来美国对中国企业实施实体清单制裁的背景下，本文研究全球价值链冲击对中国上市公司的间接影响及其应对机制。基于实体清单与A股上市公司关联构建准自然实验，结合2009—2023年A股数据，本文识别了未被直接制裁的同行业企业面临的风险外溢效应，并进一步评估内部治理的调节作用。研究发现，美国制裁显著扩大了企业市场估值与基本面之间的偏离，治理质量更高的企业在制裁冲击下表现出更小幅度的错误定价。机制分析显示，内部治理通过调整价值链结构与经营布局缓解外部业务受损，也通过减弱市场悲观预期的影响改善市场定价效率。内部治理的调节作用在制度环境较成熟和处于成长期的企业中更显著。进一步分析表明，在市场深度下跌阶段，内部治理提升对抑制市值下滑和降低股价崩盘风险具有更强影响。本文揭示了外部政策冲击下企业金融韧性的形成机制，为理解外部风险向资本市场的传导提供新的经验证据。

【关键词】公司内部治理；错误定价；市值管理；贸易摩擦

引言

经济全球化进程的持续演进深刻重构了全球价值链分工体系。作为全球第二大经济体，中国自1978年改革开放以来不断深化对外开放，建立起覆盖150多个国家和地区的贸易网络，产品出口遍及全球，连续多年保持全球货物贸易第一大国地位，与世界各国形成了紧密的国际贸易联系。根据海关总署统计，2024年，我国货物贸易进出口总值43.85万亿元，其中，将近一半来自长江经济带11省市。工信部数据显示，“十四五”期间，中国制造业增加值约占全球比重的30%，大多数主要工业品产量位居全球首位。强大的制造能力巩固了中国在全球产业链中的关键地位，中国也通过原材料采购、中间品贸易与技术合作等渠道与全球各国形成了深度嵌套、相互依存的共生格局。在资本市场领域，中国自20世纪90年代初建立现代市场体系以来，始终以渐进式创新推动制度型开放。在准入机制上，先后引入合格境外机构投资者(QFII)与人民币合格境外机构投资者(RQFII)等过渡性安排，为境外资本构建了有序的参与路径；2014年，“沪港通”启动，标志着资本市场互联互通机制取得突破。此后，A股被纳入MSCI、富时罗素等国际重要指数。叠加各项开放举措陆续推进，中国股票市场已逐步形成与国际接轨的双向开放架构，这一系列制度演进不仅体现了中国对外开放从实体经济向金融领域的纵深拓展，而且标志着中国的全球化战略进入全方位、深层次、制度型的新阶段。在此背景下，中国资本市场的价格形成机制被深刻重塑，国际资本流动、汇率变动等因素的影响力日益增强，外部冲击的传导路径更趋多元，程度也显著加深，凸显了开放经济下我国应对外部冲击、抵御跨境风险传导的研究价值与实践需求。

近年来，地缘政治冲突与国际贸易争端加剧已对经济全球化进程造成显著冲击。自2018年起，美国推行的单边贸易保护政策引发了全球经贸秩序重构，特朗普政府多次借助实体清单管制对中国高新技术产业实施系统性遏制。2025年9月，湖北上市公司闻泰科技遭到荷兰政府施压冻结资产、丧失子公司安世半导体控制权并面临运营中断，这凸显了国际贸易争端下中国企业面临的风险。一方面，实体清单制裁不仅直

¹ 本文系中国人民大学国际货币研究所(IMI)工作论文，编号 IMI Working Paper No.2610

² 涂永红，中国人民大学国际货币研究所(IMI)副所长、中国人民大学长江经济带研究院院长

³ 王俊淇，中国人民大学财政金融学院

⁴ 朱文字，中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心

接制约受制裁中国企业的原料与技术获取，更有可能通过行业供应链、战略合作网络等路径对同行业未被直接列入清单的企业形成溢出效应，迫使上下游主体重新评估与其合作的风险；另一方面，实体清单制裁将重塑市场预期，干扰投资者对行业成长性的判断，加剧悲观情绪与负面预期。当贸易摩擦与科技制裁的影响由实体经济向金融系统传导时，市场定价机制容易出现过度反应，部分企业虽面临经营压力，但股价大幅下跌可能显著偏离其基本面，形成错误定价。如图 1 和图 2 所示，实体清单不仅使受制裁中国企业的股价产生波动，更催发整个市场的定价偏离。2025 年，特朗普开始第二任期，上任不足三月即宣布对所有贸易伙伴加征对等关税，对华关税措施呈现强化态势。制裁政策的延续性与升级态势印证了中美结构性矛盾的长期特征，研究以往中美贸易摩擦对我国金融市场的影响，对未来强化国内金融体系韧性，促进金融行业健康发展具有深刻的现实意义。

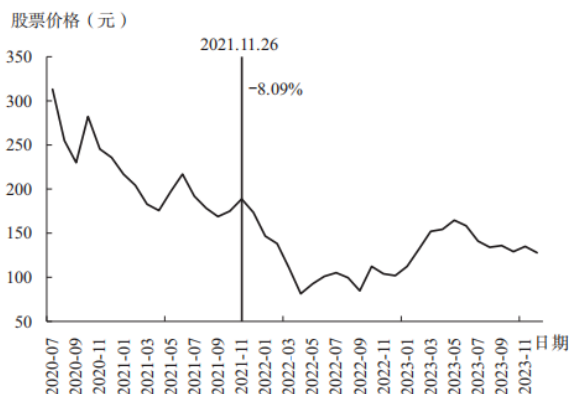


图 1 2021 年 11 月 26 日美国制裁国盾量子 (688027)

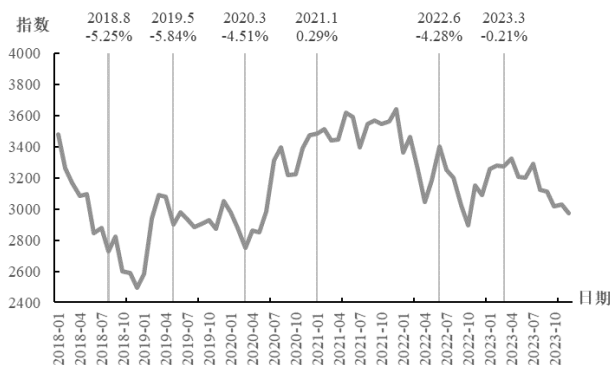


图 2 美国部分制裁对 A 股指数产生影响情况

在此背景下，平抑外部冲击所引发的股票错误定价，实现上市公司的市值管理，对维护我国金融系统稳定具有重要战略意义。2005 年，市值管理概念由施光耀在股权分置改革中首次提出后，制度地位与实践要求不断强化。2024 年 11 月，《上市公司监管指引第 10 号——市值管理》（证监会公告（2024）14 号）⁵正式施行，标志着我国市值管理步入规范化发展的新阶段。该指引严格划定了市值管理的定义，即上市公司以提高公司质量为基础，为提升公司投资价值和股东回报能力而实施的战略管理行为。作为中国资本市场的本土化制度创新，市值管理的核心是上市公司在监管框架与政策引导下，通过主动管理手段调节市场价格与内在价值的动态平衡，在应对外部政策冲击时强化我国资产定价权的内生稳定性，为维护国家经济安全构筑市场化的安全屏障。

公司治理对上市公司市值管理的影响机制如图 3 所示。市值管理是上市公司通过内部运作抵御外部冲击、促进内在价值与市场定价良性互动的主动模式，内部治理优化是上市公司质量提升的核心路径，与市值管理的理念高度契合。由此引致本文的核心研究命题：企业强化内部治理能否通过激活价值创造与价值

⁵ 《上市公司监管指引第 10 号——市值管理》，<https://www.csrc.gov.cn/csrc/c100028/c7519048/content.shtml>。

实现的联动机制，有效缓释因美国制裁而引发的错误定价冲击，达到市值管理效果。现有研究多聚焦受制裁企业的经营绩效与技术创新等显性经济后果（罗宏等，2023），对同行业企业受到的溢出影响缺乏足够关注，而此类企业也是受冲击的主体。不同于受制裁企业业务受损的确定性，同行业企业在受损与否以及受损程度上具备双重不确定性，受投资者情绪变化导致定价效率波动的影响更大，对同行业企业受到实体清单制裁的溢出效应研究将更充分反映制裁对我国金融市场的影响。研究发现，实体清单制裁对同行业未受制裁企业存在显著溢出效应，扩大了企业市场估值与基本面之间的偏离；治理质量更高的企业在制裁冲击下表现出更小幅度的错误定价。机制分析显示，内部治理一方面通过调整价值链结构与经营布局缓解外部业务受损，另一方面通过改善信息环境和提升定价效率减弱市场悲观预期的影响。内部治理的调节作用在制度环境较成熟和处于成长期的企业中更显著。进一步分析表明，在市场深度下跌阶段，治理提升对抑制市值下滑和降低股价崩盘风险具有更强影响。本文的边际贡献主要体现在：一是立足贸易摩擦与逆全球化背景，聚焦实体清单制裁的间接溢出效应，补充同行业企业群体受影响的经验证据；二是将公司治理、错误定价与市值管理纳入统一分析框架，拓展错误定价驱动因素的理论研究维度；三是揭示内部治理抵御跨国风险传染的对冲作用，为强化资本市场治理提升金融体系韧性提供了实践思路。

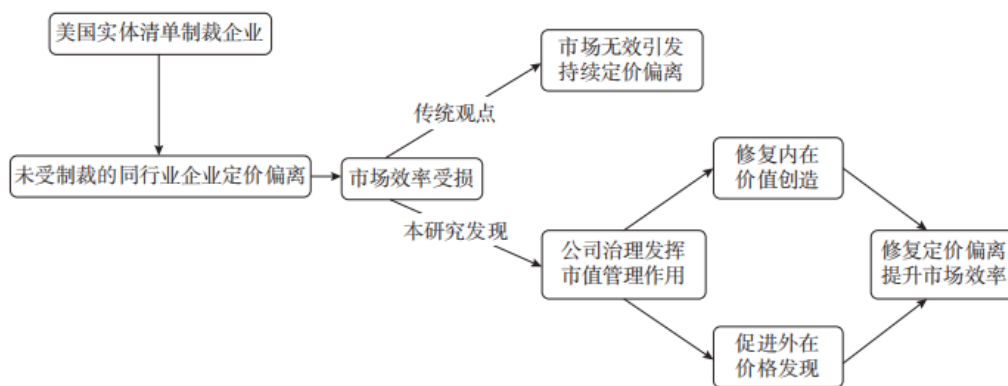


图 3 公司治理对上市公司市值管理的影响机制

余文内容为：第二部分为文献综述；第三部分为理论分析与研究假设；第四部分为研究设计；第五部分是回归结果与分析；第六部分考察影响机制与异质性分析；第七部分为监管视角下公司治理的市值管理效果的拓展研究；第八部分为研究结论和相关政策建议。

一、文献综述

（一）错误定价产生的后果与驱动因素

现有研究表明，资本市场错误定价对宏观产业结构与微观企业行为均具有显著影响。宏观层面可推动产业结构调整（陆蓉等，2017）；微观层面深度作用于企业融资、并购与资本结构决策（李君平和徐龙炳，2015；Campello & Graham，2013）、驱动并购活动（何德旭等，2022；Rhodes-Kropf *et al.*，2005）以及影响向目标杠杆率的调整速度（Warr *et al.*，2012）。有鉴于资本市场错误定价产生的广泛影响，2018 年以来，中美贸易摩擦作为典型的宏观负面冲击，对中国资本市场错误定价的诱发机制与具体表现仍有讨论空间，本文针对这一特定情境的研究将构成对该领域的补充。

已有研究证实驱动错误定价的因素具有多元性，分析师分歧（Sadka & Scherbina，2007）、缺乏卖空机制（李科等，2014）等原因都有可能导致错误定价。从核心逻辑看，错误定价指市场机制偏离企业基本价值，投资者作为定价行为主体的非理性特征是错误定价最主要的驱动维度。完全理性投资者假设在现实中难以成立，投资者易受认知偏差、情绪波动及信息处理能力的限制影响定价效率。第一，信念趋同引发的羊群效应直接导致错误定价（李悦雷和夏瑞萌，2022）。陆蓉和陈凯（2025）发现抑制羊群效应与高杠杆投机可减少错误定价，反证投资者非理性特征的驱动作用。第二，对既有信息的有限注意力与错误处理引发

错误定价。崔宸瑜等（2022）指出，投资者在决策时存在选择性处理信息的非理性倾向导致对公司产生错误预期，对已有信息的错误处理也能引发错误定价（Chi *et al.*, 2014）。第三，投资者的情绪加剧错误定价。罗琦等（2021）对社交媒体情感分析发现，投资者盈余乐观情绪显著放大 A 股定价偏差。机构投资者同样存在过度自信的情况（Scheinkman & Xiong, 2003；王磊和孔东民，2017）。

宏观经济条件与政策环境亦是错误定价的重要驱动力。关伟和张晓龙（2017）发现，中国 A 股的错误定价水平受货币供给量与融资结构的解释力较强。Pástor & Veronesi（2013）指出，政治不确定性产生风险溢价，引发上市公司定价偏差，这也与本轮中美贸易摩擦产生的宏观层面冲击对中国资本市场波动的影响契合。从内部治理维度看，黄志忠和郑依林（2022）基于代理成本观发现，管理者与大股东的高代理成本加剧商誉引致的错误定价。内部人员内幕交易与机会主义盈余管理也导致股价偏离内在价值（Beneish & Vargus, 2002）。

（二）中美贸易摩擦产生的影响

近年来，美国对华经济制裁呈现绝对数量增加、覆盖领域扩张的趋势，对中国产业升级和全球供应链均造成广泛消极影响（李跟强和潘文卿，2022）。既有研究围绕中美贸易摩擦已形成较为系统的分析框架。宏观层面，美国对华关税上升对中国实际 GDP 存在负面冲击（樊海潮等，2024），推高中国零售品价格并造成消费者福利损失（田巍等，2023），削减制造业就业（谭莹等，2022），中美贸易政策不确定性对人民币在岸与离岸汇率形成非对称性尾部冲击（刘阳和韩立岩，2024）。资本市场方面，中美贸易摩擦引发显著风险溢出效应，周颖刚和肖潇（2022）发现，双边汇率变动因贸易摩擦对两国股票市场的影响更显著，加剧沪深股市系统性风险（李延双等，2021），抗风险能力减弱（Li *et al.*, 2020）。Beckmann *et al.*（2024）的跨国研究拓展了资本市场风险溢出地理视角，中美贸易冲突的媒体报道对德国、法国、意大利、西班牙四国的宏观经济预期、股票价格及工业生产均产生显著影响，进一步印证中美贸易摩擦产生的资本市场风险溢出。

具体到企业运营上，中美贸易摩擦挤压了中企生存空间。Benguria *et al.*（2022）发现，中美贸易战引发的贸易政策不确定性每提升 1 单位标准差，将导致企业投资与研发支出下降 2.3%，企业利润下滑 11.5%。美国出口管制通过压缩海外业务和切断关键技术造成的供应链不确定性对中国企业的创新活动形成负面冲击（潘玉坤等，2025；Chen *et al.*, 2023）。企业经营层面受损进一步向资本市场表现传导，表现为股价波动加剧与投资者预期恶化。Huang *et al.*（2023）认为，市场预期深度参与中美贸易的企业会因贸易冲突引发出出口受阻挤压利润，导致股价表现受到冲击。实体清单作为中美贸易摩擦美方更精准的制裁手段，相关研究进一步深化了微观层面的分析。研究表明，在经营成本维度，实体清单增加企业经营波动（罗宏等，2023），提高企业权益资本成本（程小可等，2021）。

（三）同行业企业的风险传染

同行业企业间的相互影响具有普遍性。企业环境绩效等表现为通过市场网络在行业内相互传导，尤其是竞争对手间的传导效应更显著（Asgharian *et al.*, 2024；张晟义和谢亚红，2024）。在负面事件冲击下，这种行业内的影响更易表现为风险传染，未直接遭受冲击的企业同样受到溢出效应的间接影响。例如，环境处罚对同一城市及同一行业的未受罚企业产生负向溢出，抑制其生产率（王正位等，2024）；自然灾害发生后，邻近受灾区域的行业内企业通过调整自身披露以应对投资者风险感知变化（Huang *et al.*, 2022）。中美贸易摩擦这一典型负面冲击中，行业内风险传染的特征更明显，贸易摩擦加剧了沪深股市行业板块的系统性风险，使各行业风险溢出效应发生显著变化（李延双等，2021；Lietal., 2020）。汇率波动通过行业间生产网络带来的溢出效应对股市收益率的影响在贸易摩擦期间显著增强（周颖刚和肖潇，2022），市场环境的不确定性导致行业内企业风险整体同向变动（李政等，2024）。实体清单引发的供应链风险外溢至同群企业，这类企业虽未直接遭受冲击，但面临潜在断供风险，形成寒蝉效应（魏龙等，2025），这意味着，贸易摩擦场景下，行业内未直接受到制裁的企业面临的间接风险传染具备普遍性。

（四）市值管理的发展脉络

市值管理是一项通过长效机制稳定公司市值、促进价值最大化的战略管理行为。与发达国家提出的侧

重内在价值提升的价值管理概念相近但存在差异，市值管理兼顾了企业的市场定价和内在价值，促进两者的共同上升和动态匹配。这与传统的 Tobin's Q 理论并不相同，Tobin's Q 在实践中多被用于表征企业经营业绩和市值表现（郑志刚等，2018；陈运佳等，2020），难以完全容纳市值管理强调的内在价值与市值表现相匹配的内涵。早期中国的市值管理实践受限于资本市场法规不完善、投资者教育不充分，基本是以直接提升股价为需求，例如，发布虚假股票回购预案（沈红波等，2022），迎合国家政策进行伪转型（张倩倩等，2024）。本文认为，尽管市值管理最终呈现的结果是股价调整，但内核并不等同于股价管理，操纵股价既不符合国家政策文件颁布的初衷，也严重影响了我国金融体系的正常发展。随着国资委出台对央企国企“一利五率”的考核体系开始，强调要深入推进提高央企控股上市公司质量，充分体现企业真实价值，这对市场形成了较强的指导意义。因此，现阶段中国上市公司开始逐渐关注到市值管理应当从优化自身核心竞争力出发。现有研究中，市值管理长期与股权操作绑定，是上市公司推动股权激励的重要动机。陈运佳等（2020）验证了员工和高管股权激励对市值管理的正向影响，良好的信息沟通也能起到市值管理的作用（全怡，2018）。何德旭等（2022）的研究发现，市值管理是上市公司发起并购的重要动机，李旒等（2018）提出良好的市值管理能促进企业投资水平。从现有研究来看，市值管理的实证研究可拓展领域较宽广。

（五）企业内部治理的优化效果

学界对公司治理领域的研究已极为深入，本文重点梳理公司内部治理在调节市场效率与促进内在价值创造两方面的作用。一方面，公司内部治理机制对市场定价效率有显著调节功能。Ferreira & Laux（2007）认为，公司治理水平提升可增强股价信息含量，雷光勇等（2012）认为，投资者信心因公司治理质量形成溢价，影响股票回报，但也有研究认为，治理水平提升反而会增加与市场的同步性（周林洁，2014）。在抑制股价崩盘风险方面，Boubaker *et al.*（2014）发现，控股股东超额控制权会降低企业信息透明度并提升股价崩盘风险，独立董事与多股东结构对股价崩盘风险有抑制作用（梁权熙和曾海舰，2016）。但是，梁上坤等（2020）提出，董事会断裂带会因激励管理层隐匿负面信息加剧崩盘风险。Kim *et al.*（2011）、顾小龙等（2015）分别从 CFO 期权激励与现金股利政策角度识别了公司治理缺陷对股价风险的放大效应。李维安等（2012）认为，治理改善不仅直接降低股票风险，还通过缓解投资者异质信念间接提升市场稳定。另一方面，内部治理对企业价值创造有关键影响。李文贵等（2017）基于中国央企样本发现，董事会试点通过优化治理结构降低代理成本提升经济增加值。Jameson *et al.*（2014）对印度公司的研究则显示，控股股东进入董事会反而损害公司价值，反映出治理机制产生不同效果的情境依赖性。在公司内部治理中的股权结构方面，邵帅和吕长江（2015）指出，实际控制人直接持股优于金字塔持股结构，有助于提升会计与市场业绩。祝继高等（2020）发现，第一大股东持股比例提高可强化企业经营业绩与偿付能力。许年行等（2019）发现，特定亲属共治模式对企业绩效有促进作用。高管团队方面，Kato & Long（2006）发现，CEO 更替与企业业绩呈弱负相关，Landier *et al.*（2013）揭示高管团队独立性不足将削弱企业盈利与并购绩效，凸显高管团队内部制衡的独立价值。除直接影响外，内部治理还通过优化盈余管理（Cheng *et al.*，2016）、调节资本结构（李正，2025）以及控制多元化程度（周建等，2017）等经营要素为价值创造提供保障。

现有研究已从内外部因素双重视角探讨错误定价的成因与影响，但对外部负面冲击与内部治理的互动机制以及宏观冲击下错误定价的形成与修正路径探讨较少。本文通过聚焦实体清单制裁的溢出效应补充同行业企业的经验证据，完善贸易摩擦影响的研究脉络，将公司治理、错误定价与市值管理纳入统一分析框架，拓展了错误定价驱动因素的理论维度，揭示了外部政策冲击下企业金融韧性的形成机制，为理解外部风险向资本市场的传导提供新的经验证据。

二、理论分析与研究假设

（一）中美贸易摩擦、错误定价与公司治理的缓解作用

2018 年以来，美国对华实施实体清单制裁作为中美经贸脱钩的关键事件，不仅直接冲击受制裁企业，更通过供应链风险外溢对未受制裁的同行业公司产生显著间接影响（魏龙等，2025）。一方面，实体清单制裁导致投资者难以清晰认知并准确评估制裁对这类企业的间接影响程度，无法精准判断其真实风险状况。另一方面，制裁引发的行业整体不确定性放大投资者的悲观情绪与负面预期，促使其做出非理性投资决策（罗琦等，2021；陆蓉和陈凯，2025），这些因素共同推升错误定价水平。公司治理质量提升能有效降低上述负面影响。良好的公司治理可通过规范决策流程，强化内部监督与常态化投资者关系管理等措施，提升企业经营能力和效率，帮助投资者更清晰认知实体清单的间接影响边界，扭转投资者悲观情绪和负面预期。综上所述，中美贸易摩擦背景下非受制裁同行业企业的错误定价可能因投资者认知偏差与非理性决策加剧，公司治理质量提升可通过改善投资者对间接影响的认知引导其理性决策，对冲外部冲击的负面作用。由此，本文提出假说 1：

假说 1 实体清单对同行业未受直接制裁的企业存在风险溢出效应，使其错误定价程度显著提升，高质量公司内部治理能缓解这一负面影响，即公司治理水平越高，实体清单制裁导致的错误定价程度越轻。

（二）价值创造、价值实现与错误定价形成及修正的机制

施光耀等（2008）将市值管理解构为价值创造、价值实现与价值关联度三维度，张济建和苗晴（2010）认为，市值管理应包括价值创造、价值经营与价值实现三环节。二者共同明确了市值管理应以价值创造为内核来夯实基础，价值实现为支撑实现弥合市场定价偏差，错误定价是市场估值与基本面之间的偏离。在中美贸易摩擦引发的跨国冲击情境下，实体清单制裁作为关键冲击的外溢风险将对同行业未受直接制裁企业的错误定价产生显著影响，这一效应通过削弱价值创造基础与干扰价值实现渠道实现。从价值创造视角出发，依据公司价值理论，企业内在价值取决于未来自由现金流的贴现。实体清单引发的产业链风险可能传导至同行业非直接制裁企业，提升其经营不确定性，进而降低现金流稳定性损害内在价值。实体清单制裁也引发行业价值链结构性重组（丁浩员等，2024），同行业公司虽未直接遭受制裁，但受产业链关联传导同样会面临上游供应网络不稳定、海外客户因忌惮次级制裁终止合作等风险，导致生产稳态被打破、销售渠道收缩，使市场对这类企业的估值基准发生偏移。从价值实现视角出发，实体清单引发的政治不确定性与行业受制裁带来的整体性负面预期将共同催生市场悲观情绪，直接削弱投资者的理性定价能力，导致资产内在价值与市场价格产生偏离，进而引致错误定价。

在中美贸易摩擦的大背景下，公司内部治理优化能从内在价值和市场价格两个渠道缓解外部

冲击引发的错误定价，最终实现市值管理。在价值创造层面，强化内部治理能依托专业化决策机制推进供应链与市场的多元化布局，降低对受制裁关联网络的依赖，修复价值链稳态，遏制收入下滑，为市场提供稳定估值基准。在价值实现层面，内部治理质量提升将打破悲观情绪和负面预期的传导链条，平抑投资者的非理性行为，疏通价值实现渠道，推动市场价值向内在价值回归。基于以上论述，本文提出假说 2 和假说 3：

假说 2 实体清单制裁会引发同行业未受直接制裁企业的价值链断裂，削弱公司价值创造基础，加剧错误定价，而高质量的公司内部治理能通过调整重构价值链，修复价值创造基础，缓解业务受损来减轻错误定价。

假说 3 实体清单制裁会加剧投资者对同行业未受直接制裁企业的负面情绪，阻塞公司价值实现渠道，加剧错误定价，而高质量的公司内部治理能通过稳定外部预期，改善投资情绪，疏通价值实现渠道来减轻错误定价。

三、研究设计

（一）样本选择与数据来源

本文以 2009—2023 年期间所有 A 股上市公司的年度数据作为研究样本，遵循已有研究惯例和本文的研究特点对样本进行如下处理，最终获得 42783 条“公司一年份”观测值。第一，除所有金融行业的上市公司；第二，剔除了所有非正常交易状态（*ST、ST、退市整理等）的上市公司；第三，去除出现明显错误的上市公司；第四，剔除核心变量缺失的上市公司；第五，剔除在样本内仅有一条数据的上市公司样本；第六，剔除直接受到实体清单制裁的企业；第七，对连续变量进行上下 1% 的缩尾。上市公司数据均来自 CSMAR 数据库和 CNRDS 数据库。公司治理是一个多维度、系统性的庞大概念，现阶段许多学者都在公司治理背景下集中讨论某一特定指标，例如，董事会规模（周建等，2017）、股权结构（周林洁，2014）等。企业在应对实体清单制裁这类重大“黑天鹅”事件时，能有效应对不仅取决于某一方面的治理优势，更依赖整体治理体系的稳健性与协调性。因此，本文遵循白重恩等（2005）、李维安等（2012）的研究思路，选用华证公司治理综合评分度量上市公司治理质量。该指标系统整合了股东权益保护、治理结构与治理风险等核心维度，将其合成为综合指标，能更系统和科学地反映企业的整体治理水平，从而更准确地评估其在应对外部冲击时的综合能力。

（二）模型构建和变量定义

为检验实体清单制裁对上市公司错误定价水平的影响以及公司治理的市值管理效果，本文构建如下双重差分（DID）模型。

$$Misprice_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Sanction_{i,t} + \beta_2 Gov_{i,t} + \beta_3 Sanction \times Gov_{i,t} + \beta_4 X_{i,t} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中，下标 i 表示公司，下标 t 表示年份， $\varepsilon_{i,t}$ 表示残差项， $X_{i,t}$ 表示控制变量， μ_i 和 v_t 分别为公司固定效应和年份固定效应，本文主要关注 $Sanction \times Govern_{i,t}$ 的系数。

$Sanction_{i,t}$ 为虚拟变量，是根据美国商务部产业与安全局依照《出口管理条例》管控向特定最终用户出口以实现维护美国国家安全及外交利益目标构建的实体清单（Entity List）来确定的，具有历年多批次的特点。本文通过企查查平台对清单内的制裁实体进行逐家检索，追踪其最终关联的上市公司。本文以中国证券监督管理委员会发布的《上市公司行业统计分类与代码》为基准，将经过人工核验确认的受制裁上市公司所属行业整体界定为受美国出口管制影响的范围，回归样本中剔除了直接受到制裁的企业，聚焦受制裁企业所处行业内的其他上市公司，主要研究行业层面的间接溢出效应。这一处理主要基于以下考量：从实际经营层面来看，制裁冲击经由供应链与合作网络的关联性实现传导，导致同行业未直接受制裁企业同样面临经营稳定性受损的隐性风险；在资本市场定价层面，制裁引发的行业整体负面预期更易主导市场行为，即使企业未被直接列入制裁清单，只要所属行业受冲击，就可能引发投资者的非理性恐慌与情绪溢出，最终导致行业内企业股价出现同质性错误定价。对同行业未受直接制裁企业受到实体清单制裁溢出效应的研究将更充分反映制裁对我国金融市场的影响。本文按照《中国上市公司协会上市公司行业统计分类指引（2023）》中的大类代码（两位数字）对公司所属行业分类。

$Misprice_{i,t}$ 为被解释变量，衡量上市公司的错误定价程度，本文参考何德旭等（2022）、陆蓉等（2017）、Rhodes-Kropf *et al.*（2005）的研究，计算企业错误定价情况作为市值管理的表征。一方面，避免了将市值管理概念粗略地划定为做大市值，另一方面，也体现了市值管理以内在价值为底的管理理念。具体计算方法是，利用市值账面比的分解来探究股票错误定价情况。

$$\frac{M}{B} = \frac{M}{V} \times \frac{V}{B} \quad (2)$$

式中， M 表示公司的市场价值， B 表示公司的账面价值，通过引入表示股票真实价值的变量 V ， M/B 可以分解成两个部分： $M/B = M/V \times V/B$ ， M/V 表示上市公司错误定价， V/B 表示公司真实成长性，将式（2）左右两边同时做对数处理，可得到式（3）：

$$m - b = (m - v) + (v - b) \quad (3)$$

式中，将上市公司总错误定价 ($m-b$) 继续分解为两部分。一部分反映公司股票价格与该时期同行业平均估值水平的差异，即企业层面的错误定价；另一部分是该行业整体估值水平与行业长期真实价值的偏差，即行业层面的错误定价。因此，对第 t 年的公司 i 来说，市值账面比可依次划分为式 (4) 右侧的三个部分，即公司错误定价 $[m_{i,t} - v(\theta_{i,t}; \alpha_{j,t})]$ 、行业错误定价 $[v(\theta_{i,t}; \alpha_{j,t}) - v(\theta_{i,t}; \alpha_j)]$ 和企业真实成长性 $[v(\theta_{i,t}; \alpha_j) - b_{i,t}]$ 。

$$m_{i,t} - b_{i,t} = [m_{i,t} - v(\theta_{i,t}; \alpha_{j,t})] + [v(\theta_{i,t}; \alpha_{j,t}) - v(\theta_{i,t}; \alpha_j)] + [v(\theta_{i,t}; \alpha_j) - b_{i,t}] \quad (4)$$

式中， v 为公司财务信息 $\theta_{i,t}$ 和财务信息估计系数 α 的线性函数， $v(\theta_{i,t}; \alpha_{j,t})$ 表示基于同期 t 同行业 j 估计系数 $\alpha_{j,t}$ 测算得出的当期估计值， $v(\theta_{i,t}; \alpha_j)$ 表示基于同行业 j 长期估计系数 α_j 测算得出的长期估计值， $v(\theta_{i,t}; \alpha_{j,t})$ 和 $v(\theta_{i,t}; \alpha_j)$ 的具体估算方法如式 (5) 所示：

$$m_{i,t} = \alpha_{0j,t} + \alpha_{1j,t} b_{i,t} + \alpha_{2j,t} \ln(NI)_{i,t}^+ + \alpha_{3j,t} I_{(<0)} \ln(NI)_{i,t}^+ + \alpha_{4j,t} LEV_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

式中， $m_{i,t}$ 表示公司 i 在 t 年末的总市值， $b_{i,t}$ 表示公司 i 在 t 年末的总资产， $\ln(NI)_{i,t}^+$ 表示公司 i 在 t 年末净利润绝对值的对数， $I_{(<0)} \ln(NI)_{i,t}^+$ 表示公司 i 在 t 年末净利润为负值时的指示性函数，当 $NI \geq 0$ 时， $I=0$ ；反之， $I=1$ ； $LEV_{i,t}$ 表示公司 i 在 t 年末的杠杆比率。将 t 年末所有公司的数据代入式 (4) 进行回归，可以得到 $\alpha_{j,t}$ 的回归系数，进而可以求得 $m_{i,t}$ 的拟合值，即公司基于同期同行业的估计值 $v(\theta_{i,t}; \alpha_{j,t})$ ，在此基础上，可以进一步求出公司长期价值的估计值，具体方法为，将公司 i 每季度的回归系数平均，将 $\bar{\alpha}_j$ 再将该均值代入式 (5)，求得的拟合值即为公司长期价值的估计值 $v(\theta_{i,t}; \alpha_j)$ 。

企业的市值管理目标是收敛内在价值和市场价值的差距，本文研究的公司治理更多体现企业的主观管理意志，本文将研究视角聚焦到企业层面的错误定价，即市值账面比分解法中的第一项。市值管理并非一味地炒高股价形成泡沫，并且错误定价存在高估和低估的方向之分，表 3 的错误定价原始值的数据结构也显示，处于受影响行业但未受直接制裁上市公司的错误定价溢出效应并非单边扩大，而是围绕 0 点两侧波动增大，体现投资者对受到实体清单制裁间接影响企业的定价分歧。因此，本文参考游家兴和吴静 (2012) 的做法，对该项取绝对值，即 $Misprice = |m_{i,t} - v(\theta_{i,t}; \alpha_{j,t})|$ ，数值越小，距离 0 的差距越小，上市公司内在价值和市场定价的偏离越小，市值管理的效果越好。

$Gov_{i,t}$ 为核心解释变量，衡量上市公司的治理表现，华证评级涵盖了全部 A 股上市公司，每季度评级一次，本文将量纲调整为 0~10 的标准分，结合本文研究特点和研究内容，将本年度平均值作为上市公司该年度的公司治理表现指标纳入模型。

$X_{i,t}$ 为控制变量，本文参考何德旭等 (2022)、李君平和徐龙炳 (2015)，包括资产负债率 (LEV)、公司股票年换手率 ($Turnover$)、公司持有现金情况 ($Cash$)、公司规模 ($Scope$)、企业性质 (SOE)、是否存在海外收入 ($Overseas$)。变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量	变量名	变量定义
被解释变量	<i>Misprice</i>	见前文计算过程
解释变量	<i>Sanction</i>	衡量制裁行业溢出效应的虚拟变量，公司与受制裁企业处于同一行业时取 1，其他行业企业取 0
	<i>Gov</i>	公司该年度华证内部治理评分
控制变量	<i>LEV</i>	公司资产负债率，等于负债总额除以总资产
	<i>Turnover</i>	公司股票年换手率
	<i>Cash</i>	公司持有现金情况，等于现金总额除以总资产
	<i>Scope</i>	公司雇员情况，等于员工总数除以总资产的自然对数
	<i>SOE</i>	企业性质，1 为国企，0 为非国企
	<i>Overseas</i>	是否存在海外业务，1 为存在，0 为不存在

四、实证结果与分析

（一）变量描述性统计

变量的描述性统计和样本中错误定价情况分别如表 2 和表 3 所示。样本期间，上市公司的市场定价和企业内在价值普遍存在偏离现象，市值管理需求旺盛。超过三分之一的样本数据受到美国制裁政策的影响。企业的公司治理评分的平均值为 7.930，50%分位数为 8.055。

表 2 描述性统计

变量	观测数量	平均值	标准差	10%	25%	50%	75%	90%
<i>Misprice</i>	42 783	0.337	0.280	0.049	0.127	0.273	0.472	0.706
<i>Sanction</i>	42 783	0.371	0.483	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>Gov</i>	42 783	7.930	0.644	7.139	7.669	8.055	8.334	8.550
<i>Scope</i>	42 761	-14.565	0.948	-15.734	-15.062	-14.470	-13.953	-13.500
<i>LEV</i>	42 783	0.414	0.210	0.139	0.245	0.404	0.569	0.700
<i>Turnover</i>	42 783	0.590	0.758	0.099	0.177	0.347	0.701	1.313
<i>Cash</i>	42 783	0.047	0.095	-0.035	0.008	0.047	0.088	0.131
<i>SOE</i>	42 783	0.332	0.471	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>Overseas</i>	42 765	0.609	0.488	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000

表 3 错误定价情况

	制裁情况	观测数量	平均值	标准差
错误定价绝对值	受制裁影响	15 865	0.394	0.317
	非受制裁影响	27 411	0.303	0.250
错误定价原始值	受制裁影响	15 865	-0.003	0.506
	非受制裁影响	27 411	-0.001	0.393

（二）基准回归

为检验实体清单对同行业未受直接制裁的企业存在风险溢出效应以及上市公司强化内部治理对错误定价程度的缓释效应，本文对式（1）进行回归估计，结果如表 4 所示。表 4 列（1）为实体清单冲击对同行业未受直接制裁企业错误定价程度的影响，可以看出，处于同行业受制裁间接影响企业相比完全未受制裁影响企业的错误定价程度提高了 0.021，系数在 1% 的显著性水平上为正，实体清单制裁在行业内出现显著风险溢出效应。事前平行趋势检验的结果如图 4 所示。

表 4 列（2）为同行业企业强化内部治理在实体清单制裁冲击下对自身错误定价情况的影响效果， $Sanction \times Govern_{i,t}$ 系数在 5% 的水平上显著为负，说明强化内部治理能对错误定价水平有一定减轻效果，缓解实体清单制裁政策风险溢出的负面效应，实现市值管理目的。假说 1 得到初步实证支持。

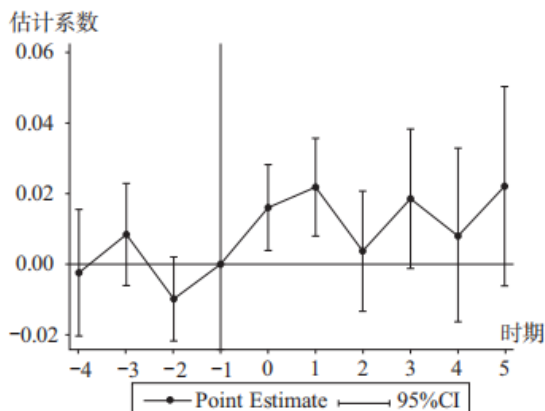


图 4 事前平行趋势检验

表 4 基准回归：公司强化内部治理的市值管理效果影响

变量	<i>Misprice</i>	<i>Misprice</i>
	(1)	(2)
<i>Sanction</i>	0.021*** (0.007)	0.117** (0.049)
<i>Sanction</i> × <i>Gov</i>		-0.012** (0.006)
<i>Gov</i>		0.002 (0.004)
常数项	0.416*** (0.072)	0.402*** (0.078)
控制变量	Yes	Yes
公司固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
观测值	42 413	42 413
R ² 值	0.420	0.420

注：括号内为聚类到公司层面的稳健标准误，*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平，以下各表同。

(三) 稳健性检验

为确保结果的可靠性，本文做了替换核心解释变量、倾向得分匹配法和工具变量法等一系列稳健性检验。第一，考虑到上市公司可能采取其他市值管理措施对公司错误定价水平产生影响的混杂，本文参考陈运佳等（2020）的研究，在回归中进一步控制企业股票回购、员工持股计划和股权激励的因素进行研究。第二，本文额外以每年各季度的公司治理评分数据的年末值作为上市公司该年的公司治理表现指标（*Gov_2*）。第三，为进一步缓解选择性偏误对研究结论的干扰，本文参考黄勃等（2023），通过倾向得分匹配方法（PSM）对样本进行调整。明确处理组为受实体清单制裁溢出效应影响的企业，对照组为未受任何制裁相关影响的企业，匹配样本范围限定于制裁事件首次发生前的年度观测值，选取基准回归的控制变量作为协变量，采用 1:3 不放回近邻卡尺匹配法（卡尺为 0.01）进行匹配，匹配后满足平衡性假设。经过以上匹配过程，处理组与对照组企业在制裁发生前的基础特征相似，使后续基于匹配样本的回归结论更具因果解释力。以上稳健性检验结果如表 5 所示。

表 5 稳健性检验：额外增加控制变量、替换核心解释变量和 PSM-DID 方法

变量	增加额外控制变量	替换核心解释变量	PSM-DID 方法
	(1)	(2)	(3)
	<i>Misprice</i>	<i>Misprice</i>	<i>Misprice</i>
<i>Sanction</i>	0.115** (0.049)	0.110** (0.044)	0.132** (0.052)
<i>Sanction</i> × <i>Gov</i>	-0.012* (0.006)		-0.014** (0.007)
<i>Sanction</i> × <i>Gov_2</i>		-0.012** (0.006)	
<i>Gov</i>	0.002 (0.004)		0.004 (0.005)
<i>Gov_2</i>		0.001 (0.003)	
常数项	0.401*** (0.078)	0.406*** (0.076)	0.393*** (0.087)
控制变量	Yes	Yes	Yes
公司固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
观测值	42 413	42 413	33 948
调整R ² 值	0.420	0.420	0.428

第四，为减轻公司治理与市值管理可能存在的内生性问题，本文还选取工具变量进行两阶段最小二乘法（2SLS）回归。唐跃军和李维安（2009）发现，第一大股东持股比例对公司治理有正向影响；李越冬和严青（2017）发现，机构持股比例越高，企业存在内部控制缺陷的可能性越小。因此，为满足工具变量外生性要求，排除这些因素可能对上市公司的错误定价产生影响，本文选择所在行业其他企业的大股东持股比例（*First_ind*）、机构持股比例平均数（*Institute_ind*）作为工具变量，并且本文预计同行业上市公司的公司治理表现会对样本企业产生同侪压力，促使同行业上市公司的公司治理表现趋同演变，满足相关性要求。工具变量检验结果如表 6 所示，2SLS 回归结果与基础回归结果一致，支持本文的关键结论。

表 6 稳健性检验：工具变量法

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>First_ind</i>		<i>Institute_ind</i>	
	<i>Gov</i>	<i>Misprice</i>	<i>Gov</i>	<i>Misprice</i>
<i>Sanction</i>		0.153*** (0.058)		0.159*** (0.052)
<i>Sanction</i> × <i>Gov</i>		-0.017** (0.008)		-0.019*** (0.007)
<i>IV</i>	0.005** (0.002)		0.005*** (0.001)	
<i>Gov</i>		-0.048 (0.183)		-0.133 (0.109)
常数项	7.969*** (0.201)	0.800 (1.491)	7.931*** (0.191)	1.497* (0.892)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	42 413	42 413	42 413	42 413
R^2 值	0.529	0.420	0.529	0.421
F 统计量	87.951		90.333	

五、影响机制探究和异质性分析

(一) 竞争性解释讨论

本文衡量的错误定价为企业内在价值与市场定价的偏离度，但错误定价收敛路径存在三类情境：第一，两者同步上升，高估时内在价值升幅高于市场定价，低估时市场定价升幅高于内在价值，均能缩小偏离度；第二，两者同步下降，高估时市场定价降幅大于内在价值，低估时内在价值降幅大于市场定价，均会推动偏离收敛；第三，两者反向变动，高估时市场定价下降而内在价值上升，低估时内在价值下降而市场定价上升，直接促成偏离消失。企业错误定价缩小情况如表 7 所示，在不同理论视角和实际情况下，内在价值和市场定价的多种变化组合都可能导致两者收敛的结果。张国清等（2015）认为，内部控制质量高的公司与质量低的公司相比，财务绩效没有更好，但市场绩效更好。李风和董艳（2017）也认为，公司强化内部治理对海外业务产生 U 形影响。为探究此问题，本文将公司当年股权账面价值的对数值（*BV*）和股权市场价值的对数值（*MV*）分别作为上市公司内在价值和市场定价的代理变量进行回归，结果如表 8 所示。列（1）和列（2）是公司治理对账面价值的回归结果，列（3）和列（4）是公司治理对市场价值的回归结果，可以看出，所有结果都显示公司内部治理表现与上市公司内在价值和市场价值均呈现正相关关系，而实体清单制裁的溢出效应同时损害企业内在价值和市场定价，系数在 1%的水平上显著为负。以上结果综合表明，公司改善治理表现使内在价值和市场定价同步增长，实现两者趋近，达到市值管理效果，有效减轻受外部冲击引起的市场波动情况。

表 7 企业错误定价缩小情况分析

错误定价类型	市场定价	内在价值	错误定价结果
高估 市场定价大于内在价值	上升	上升幅度更大	缩小
	下降	下降幅度更小	缩小
	下降	上升	缩小
低估 市场定价小于内在价值	上升	上升幅度更小	缩小
	上升	下降	缩小
	下降	下降幅度更大	缩小

表 8 竞争性解释讨论：公司强化内部治理对上市公司内在价值和市场价值的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>BV</i>	<i>BV</i>	<i>MV</i>	<i>MV</i>
<i>Sanction</i>	-0.534*** (0.115)	-0.532*** (0.107)	-0.600*** (0.104)	-0.625*** (0.103)
<i>Sanction</i> × <i>Gov</i>	0.074*** (0.014)	0.074*** (0.014)	0.082*** (0.013)	0.086*** (0.013)
<i>Gov</i>	0.090*** (0.011)	0.079*** (0.010)	0.056*** (0.009)	0.042*** (0.009)
常数项	21.243*** (0.086)	16.838*** (0.295)	22.085*** (0.071)	19.659*** (0.220)
控制变量	No	Yes	No	Yes
公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	42 453	42 413	42 453	42 413
R ² 值	0.864	0.880	0.838	0.846

(二) 作用机制探究

公司内部治理强化，对实体清单制裁引发的上市公司内在价值与市场定价负面溢出效应，具备显著正向缓冲作用，为进一步验证假说 2 和假说 3 中的价值创造渠道和价值实现渠道，本文在式 (1) 基础上用以下两组模型进行机制检验：

$$Val_Cre_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Sanction_{i,t} + \beta_2 Gov_{i,t} + \beta_3 Sanction \times Gov_{i,t} + \beta_4 X_{i,t} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$Val_Rea_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Sanction_{i,t} + \beta_2 Gov_{i,t} + \beta_3 Sanction \times Gov_{i,t} + \beta_4 X_{i,t} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

受实体清单制裁溢出效应企业的价值链存在断裂风险。本文聚焦企业下游销售作为公司价值创造维度 (*Val_Cre*) 的衡量标准，以客户集中度 (*Consumer_Con*) 作为代理变量，探究是否存在“实体清单制裁溢出效应导致公司出现断链—损害价值创造基础—公司强化内部治理缓解制裁负面效果—上市公司错误定价收敛—实现市值管理”的作用链条。考虑到断链有可能受实体清单制裁溢出效应后的被动收缩，也有可能公司主动战略优化的主动调整，本文进一步以上市公司的海外收入 (*Overseas_Inc*) 对价值创造维度进行验证，若上市公司的海外收入因客户集中度上升而下降，则排除断链是主动战略优化调整的竞争性假说

由于实体清单制裁对同行业上市公司的溢出效应大小在短期内并不清晰，且处于受制裁企业同行业的上市公司仍存在受扩大制裁的可能，在价值实现维度 (*Val_Rea*)，投资者的定价效率有可能因为悲观情绪而受到部分影响。因此，本文聚焦企业与外部利益相关者的互动作为公司价值创造维度的衡量标准，将上市公司本年披露的受监管问询公告数量 (*Supervise*) 作为公司价值实现维度的代理变量。监管机构作为市场管理者对企业经营或治理相关问题的问询一定程度体现了上市公司内部情况与外部投资者之间的不信任情绪，本文据此探究是否存在“实体清单制裁产生的复杂溢出效应导致外部投资者产生悲观情绪和负面

预期而降低市场定价效率—阻塞价值实现渠道—公司改善治理修复投资者理性定价效率—上市公司错误定价收敛—实现市值管理”的作用链条。考虑到监管问询本身可能是信息透明度提升的表现，本文进一步以沪深交易所判定上市公司的信息透明度（*Disclosure*）对价值实现维度进行补充验证，若上市公司的信息透明度并没有因监管问询的发生而提升，则排除其通过信息透明度发生作用的竞争性假说。

表 9 报告了实体清单制裁与公司强化内部治理在价值创造渠道和价值实现渠道的作用情况。表 9 列（1）结果表明，实体清单显著增加同行业未受直接制裁企业的断链风险，提升企业的价值链集中度，列（2）排除了上市公司的断链是面对实体清单制裁风险的主动战略调整解释，而强化内部治理使企业在面临外部冲击的时候，更有可能及时调整自身产品结构和开拓新的合作关系，增强下游销售的稳定性，假说 2 得以证实。列（3）结果表明，实体清单显著增加同行业未受直接制裁企业受到的监管机构问询，增加市场不信任情绪，列（4）排除了问询函对企业信息透明度产生正向影响的解释，良好的公司治理能修复投资者的悲观情绪和负面预期，改善因寒蝉效应而受损的定价效率，进而实现市值管理目的，假说 3 得以证实。

表 9 影响机制探究

变量	价值创造		价值实现	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Consumer_Con</i>	<i>Overseas_Inc</i>	<i>Supervise</i>	<i>Disclosure</i>
<i>Sanction</i>	8.120*** (2.764)		6.380*** (0.829)	
<i>Sanction</i> × <i>Gov</i>	-1.016*** (0.346)		-0.821*** (0.104)	
<i>Gov</i>	-0.019 (0.242)		-0.566*** (0.052)	
<i>Consumer_Con</i>		-0.132 (0.122)		
<i>Supervise</i>				-0.018*** (0.001)
常数项	-15.201** (6.966)	-13.981 (79.525)	3.724*** (0.813)	1.860*** (0.199)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	40 109	24 651	42 413	32 477
<i>R</i> ² 值	0.814	0.644	0.295	0.483

（三）异质性分析

本文从制度环境支撑与企业自身属性两个关键情境出发，遵循由外部环境到内部特征的逻辑，系统考察基准结果在不同条件下的边界与差异，旨在揭示在外部冲击下企业内部治理对股票错误定价程度的调节效果如何随情境变化而呈现异质性。研究结果表明，改善治理所产生的市值管理效果存在显著的维度异质性特征，具体表现在制度环境更优以及处于成长期样本的调节效应更显著。

在制度环境方面，焦豪等（2017）认为，地方政府质量与公司治理结构的互动情况对企业的投资决策产生影响；周建和许为宾（2016）发现，政府治理水平改善能对民营企业生产率有积极影响。地方政府治理表现构成了企业生产经营的基础制度背景，直接影响企业内部治理机制的落地与执行效果。本文依据清华大学全球可持续发展研究院发布的中国地方政府公司治理环境评级报告，手动整理 2014—2020 年间各省份公司治理制度环境数据，将 AAA 至 CCC 等级依次赋值为 6.75 至 1.25，计算各省份在样本期间的平均得分，以此作为地方政府制度环境的代理变量，并以中位数划分为高制度环境、低制度环境两组分别回归。

表 10 列 (1) 和列 (2) 结果显示, 无论所处制度环境如何, 上市公司均受到实体清单制裁的负面溢出效应而产生错误定价, 位于高制度环境省份的上市公司其公司治理的纠正作用更显著。这说明, 良好的地方公司治理氛围为企业实施有效的内部治理提供了必要的制度保障与执行环境, 强化了外部冲击下的市值管理能力。

企业所处生命周期阶段作为内在属性, 深刻影响对外部制度与经济环境的敏感度及治理需求。Hribar & Yehuda (2015) 认为, 企业不同生命周期阶段的股价信息含量存在显著差异。参考李云鹤等 (2011), 本文将样本划分为成长型与非成长型进行分组回归。表 10 列 (3) 和列 (4) 结果显示, 成长型企业更易受到外部冲击的负面影响, 公司治理的缓解作用也更显著。这可能因为, 成长型企业风险承受能力弱, 制裁冲击引发的错误定价更严重, 但治理结构能快速适配外部环境变化, 规避组织惯性导致的滞后问题, 最终呈现更显著的市值管理效应。

表 10 异质性分析

变量	制度环境		企业生命周期	
	低制度环境	高制度环境	非成长型	成长型
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Misprice</i>	<i>Misprice</i>	<i>Misprice</i>	<i>Misprice</i>
<i>Sanction</i>	0.112 (0.069)	0.146** (0.072)	0.060 (0.059)	0.227*** (0.089)
<i>Sanction</i> × <i>Gov</i>	-0.011 (0.009)	-0.017* (0.009)	-0.004 (0.008)	-0.027*** (0.012)
<i>Gov</i>	0.005 (0.005)	-0.001 (0.006)	-0.000 1 (0.004)	0.002 (0.007)
常数项	0.528*** (0.101)	0.256** (0.114)	0.416*** (0.089)	0.328** (0.151)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	22 632	19 739	31 178	9 716
R ² 值	0.412	0.446	0.447	0.487

六、进一步分析

(一) 监管视角

本文已从企业视角讨论了强化公司治理能抵御实体清单制裁带来的负面冲击, 而监管部门更着重整体金融系统的稳定性和潜在风险, 因此, 本将从监管视角对市场定价持续不佳、投资者持续受损、可能引发金融风险的公司进行探讨。以《上市公司监管指引第 10 号——市值管理》(证监会公告(2024)14号)明确的股价短期连续或大幅下跌情形作为分组标准, 具体包括两个维度, 一是连续 20 个交易日内上市公司股票收盘价格跌幅累计达到 20%, 二是上市公司股票收盘价格低于最近一年股票最高收盘价格的 50%。本文以上述两个标准进行组别划分开展分样本分析, 结果如表 11 所示。在下跌样本中, 受到实体清单制裁溢出效应的企业提升内部治理质量能更有效缓解因制裁引发的错误定价, 说明改善治理能在极端市场条件下推动市场保持相对理性的定价秩序。

表 11 进一步分析：股价下跌的影响

变量	短期下跌	非短期下跌	大幅下跌	非大幅下跌
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Misprice</i>	<i>Misprice</i>	<i>Misprice</i>	<i>Misprice</i>
<i>Sanction</i>	0.119** (0.052)	0.146 (0.127)	0.168*** (0.064)	0.102 (0.070)
<i>Sanction</i> × <i>Gov</i>	-0.012* (0.007)	-0.015 (0.016)	-0.018** (0.008)	-0.011 (0.009)
<i>Gov</i>	0.001 (0.004)	-0.009 (0.009)	-0.000 4 (0.005)	0.002 (0.006)
<i>Misprice</i>				
常数项	0.374*** (0.085)	0.518*** (0.166)	0.337*** (0.095)	0.432*** (0.113)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	33 607	7 208	19 744	21 540
<i>R</i> ² 值	0.424	0.571	0.446	0.499

(二) 经济后果分析

对上市公司而言，市值管理带来的错误定价收敛能优化融资环境，降低资本成本，为市场传递出企业真实正面的信息；对投资者而言，市值管理能保护投资者利益，推动更准确的价值发现。本文将讨论上市公司市值管理是否增强市场的抗风险韧性以及减少极端波动对金融体系的冲击，为资本市场高质量发展铺设坚实道路。股价崩盘风险产生的主要原因是，在信息不对称的情况下，市场由于各种原因没能对上市公司的真实价值进行定价，随着时间推移，负面消息不断的积累，风险集中释放后，对公司股价产生极大的负面冲击，最终导致崩盘。因此，公司强化内部治理的市值管理操作能从根源上抑制如实体清单制裁等负面信息的累积，减轻股价崩盘风险。为验证以上猜想，本文参考许年行等（2013）构建的股价崩盘风险指标（NCSKEW），设定式（8）进行回归。结果如表 12 所示，改善内部治理的市值管理手段能有效缓释个股负面信息的累积，降低股价崩盘风险，更好保护投资者，维护金融系统的稳定。

$$NCSKEW_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Misprice_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

表 12 进一步分析：市值管理效果对股价崩盘风险的影响

变量	(1)	(2)
	股价崩盘	股价崩盘
	<i>NCSKEW</i>	<i>NCSKEW</i>
<i>Misprice</i>	0.042** (0.019)	0.044** (0.018)
常数项	-0.425*** (0.006)	-0.472*** (0.152)
控制变量	No	Yes
公司固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
观测值	39 548	39 512
R^2 值	0.165	0.181

七、研究结论和政策建议

本文通过对 2009—2023 年 A 股上市公司的数据进行实证研究，探讨了实体清单制裁溢出效应下企业公司治理与错误定价之间的关系，并揭示公司优化内部治理能通过价值创造与价值实现双轮驱动所形成的闭环机制实现市值管理效果的重要路径。

本文研究发现，美国制裁显著扩大了企业市场估值与基本面之间的偏离，治理质量更高的企业在制裁冲击下表现出更小幅度的错误定价。机制分析显示，内部治理一方面通过调整价值链结构与经营布局缓解外部业务受损，另一方面通过改善信息环境和提升定价效率减弱市场悲观预期的影响。内部治理的调节作用在制度环境较成熟和处于成长期的企业中更显著。进一步分析表明，在市场深度下跌阶段，治理提升对抑制市值下滑和降低股价崩盘风险有更强影响。据此本文提出以下政策建议：

在当前复杂多变的国际经济环境下，面对美国制裁冲击与贸易摩擦的持续挑战，中国资本市场应立足自身发展逻辑，将定价基准锚定于国内基本面与长期价值。为此，应着力完善市场基础制度，强化本土市场的价值发现能力，确保资产价格能充分准确地反映国内企业的内在价值与宏观经济韧性，减轻外部冲击下的短期情绪与非理性行为的影响。培育壮大本土长期机构投资者力量，使其成为稳定市场定价的重要组成部分，遏制跨境负面舆情的过度炒作从而阻断外部风险的传染链条。通过构建更具深度、效率与韧性的本土定价体系，进而抵御跨国冲击，维护国家金融安全，为实现高质量的稳健发展奠定基础。

强化内部治理是在不确定性中获得市场信任、实现市值稳定的基石。企业不应仅在股价下跌时被动应对，而应主动将公司治理提升至战略高度。在价值创造端，强化公司治理对价值链稳定与风险管控的战略引领与制度保障作用，主动修复与增强抵御外部制裁的业务韧性；在价值实现端，面临负面舆情时应快速响应，扭转投资者的悲观预期和负面情绪，将治理优势转化为确切的定价效率提升。

参考文献

- [1] 白重恩、刘俏、陆洲、宋敏、张俊喜，2005：《中国上市公司治理结构的实证研究》，《经济研究》第2期。
- [2] 陈运佳、吕长江、黄海杰、丁慧，2020：《上市公司为什么选择员工持股计划？——基于市值管理的证据》，《会计研究》第5期。
- [3] 程小可、沈昊昊、高升好，2021：《贸易摩擦与权益资本成本》，《会计研究》第2期。
- [4] 崔宸瑜、何贵华、谢德仁，2022：《A股投资者忽视扣非业绩信息的异象研究》，《管理世界》第8期。
- [5] 丁浩员、董文娟、余心玓，2024：《贸易政策冲击下的跨国供应链断裂与重构研究》，《经济研究》第8期。
- [6] 樊海潮、丁关祖、张丽娜，2024：《外部经贸冲击、国内要素流动与中国经济增长》，《经济研究》第7期。
- [7] 顾小龙、李天钰、辛宇，2015：《现金股利、控制权结构与股价崩溃风险》，《金融研究》第7期。
- [8] 关伟、张晓龙，2017：《A股市场错误定价的度量及影响因素研究》，《经济理论与经济管理》第7期。
- [9] 何德旭、曾敏、吴育辉、刘蕴霆，2022：《股票错误定价、市值管理与上市公司并购行为》，《中国工业经济》第10期。
- [10] 黄勃、李海彤、刘俊岐、雷敬华，2023：《数字技术创新与中国企业高质量发展——来自企业数字专利的证据》，《经济研究》第3期。
- [11] 黄志忠、郑依林，2022：《商誉、利润可预测性与股票错误定价——基于代理成本观的实证检验》，《会计研究》第7期。
- [12] 焦豪、焦捷、刘瑞明，2017：《政府质量、公司治理结构与投资决策——基于世界银行企业调查数据的经验研究》，《管理世界》第10期。
- [13] 雷光勇、王文、金鑫，2012：《公司治理质量、投资者信心与股票收益》，《会计研究》第2期。
- [14] 李旒、蔡贵龙、郑国坚，2018：《企业成长的螺旋：市值管理与企业投资决策》，《会计研究》第10期。
- [15] 李凤、董艳，2017：《大股东私有收益对海外上市决策的影响——基于内地赴港上市企业的实证研究》，《经济学（季刊）》第1期。
- [16] 李跟强、潘文卿，2022：《中美贸易摩擦、全球价值链分工与福利效应》，《统计研究》第1期。
- [17] 李君平、徐龙炳，2015：《资本市场错误定价、融资约束与公司融资方式选择》，《金融研究》第12期。
- [18] 李科、徐龙炳、朱伟骅，2014：《卖空限制与股票错误定价——融资融券制度的证据》，《经济研究》第10期。
- [19] 李维安、张立党、张苏，2012：《公司治理、投资者异质信念与股票投资风险——基于中国上市公司的实证研究》，《南开管理评论》第6期。
- [20] 李文贵、余明桂、钟慧洁，2017：《央企董事会试点、国有上市公司代理成本与企业绩效》，《管理世界》第8期。
- [21] 李延双、庄新田、王健、宫晓莉，2021：《中美贸易摩擦对中国沪深股市行业板块的影响》，《管理科学学报》第10期。
- [22] 李越冬、严青，2017：《机构持股、终极产权与内部控制缺陷》，《会计研究》第5期。
- [23] 李悦雷、夏瑞萌，2022：《异质信念投资者的交互行为对资产价格的影响》，《系统工程理论与实践》第12期。
- [24] 李云鹤、李湛、唐松莲，2011：《企业生命周期、公司治理与公司资本配置效率》，《南开管理评论》第3期。
- [25] 李正，2025：《建构中国特色内部控制理论与实践体系研究》，《江南大学学报（人文社会科学版）》第4期。
- [26] 李政、李薇、李丽雯，2024：《美国三类不确定性冲击、生产网络传导与中国行业尾部风险》，《金融研究》第8期。
- [27] 梁上坤、徐灿宇、王瑞华，2020：《董事会断裂带与公司股价崩盘风险》，《中国工业经济》第3期。
- [28] 梁权熙、曾海舰，2016：《独立董事制度改革、独立董事的独立性与股价崩盘风险》，《管理世界》第3期。
- [29] 刘阳、韩立岩，2024：《关注尾部风险：贸易政策不确定性、预期与人民币汇率变动》，《管理科学学报》第5期。
- [30] 陆蓉、陈凯，2025：《金融强监管与股票错误定价：来自资管新规的经验证据》，《经济理论与经济管理》第1期。
- [31] 陆蓉、何婧、崔晓蕾，2017：《资本市场错误定价与产业结构调整》，《经济研究》第11期。
- [32] 罗宏、黄婉、王治，2023：《贸易政策不确定性与企业成本粘性》，《会计研究》第2期。

- [33] 罗琦、吴乃迁、苏愉越、喻天琦, 2021:《投资者盈余乐观情绪与管理者迎合——基于社交媒体情感分析的证据》,《中国工业经济》第11期。
- [34] 潘玉坤、杜茜茜、龚强、叶奎成, 2025:《供应链不确定性与中国企业创新——基于中美供应链微观企业数据的分析》,《金融研究》第8期。
- [35] 全怡, 2018:《IPO公司董秘职业背景、分析师首次跟踪与公司市值管理》,《经济管理》第2期。
- [36] 邵帅、吕长江, 2015:《实际控制人直接持股可以提升公司价值吗?——来自中国民营上市公司的证据》,《管理世界》第5期。
- [37] 沈红波、洪康隆、支露静, 2022:《控股股东高质押率下的公司股份回购——“伪市值管理工具”还是“价值信号”》,《金融监管研究》第4期。
- [38] 施光耀、刘国芳、梁彦军, 2008:《中国上市公司市值管理评价研究》,《管理学报》第1期。
- [39] 谭莹、李昕、杨紫、张勋, 2022:《加征关税如何影响中国劳动力市场》,《世界经济》第9期。
- [40] 唐跃军、李维安, 2009:《大股东对治理机制的选择偏好研究——基于中国公司治理指数(CCGINK)》,《金融研究》第6期。
- [41] 田巍、徐铭稔、余森杰, 2023:《贸易关税和中国零售品价格》,《中国工业经济》第12期。
- [42] 王磊、孔东民, 2017:《应计信息、机构投资者反应与股票错误定价》,《管理科学学报》第3期。
- [43] 王正位、朱怡哲、张弘, 2024:《环境处罚对企业生产率的溢出效应研究》,《金融研究》第2期。
- [44] 魏龙、王翼祥、蔡培民, 2025:《跨境供应链风险外溢与企业边界调整——基于美国对华实体清单的证据》,《国际贸易问题》第9期。
- [45] 许年行、谢蓉蓉、吴世农, 2019:《中国式家族企业管理:治理模式、领导模式与公司绩效》,《经济研究》第12期。
- [46] 许年行、于上尧、伊志宏, 2013:《机构投资者羊群行为与股价崩盘风险》,《管理世界》第7期。
- [47] 游家兴、吴静, 2012:《沉默的螺旋:媒体情绪与资产误定价》,《经济研究》第7期。
- [48] 张国清、赵景文、田五星, 2015:《内控质量与公司绩效:基于内部代理和信号传递理论的视角》,《世界经济》第1期。
- [49] 张济建、苗晴, 2010:《中国上市公司市值管理研究》,《会计研究》第4期。
- [50] 张倩倩、唐卓思、何潇潇、张晓玫, 2024:《“蹭热点”式转型路:企业热点信息披露与高质量创新》,《财贸经济》第8期。
- [51] 张晟义、谢亚红, 2024:《供应链关系对重污染行业制造业企业环境绩效的影响》,《江南大学学报(人文社会科学版)》第4期。
- [52] 郑志刚、刘思敏、黄继承, 2018:《我国上市公司策略性股票更名:战略转型还是高位套现?》,《金融研究》第10期。
- [53] 周林洁, 2014:《公司治理、机构持股与股价同步性》,《金融研究》第8期。
- [54] 周建、罗肖依、张双鹏, 2017:《公司内部治理能阻止财务多元化战略吗》,《南开管理评论》第1期。
- [55] 周建、许为宾, 2016:《政府治理影响民营企业生产率的机制:市场效应还是代理成本效应?》,《经济理论与经济管理》第1期。
- [56] 周颖刚、肖潇, 2022:《汇率波动、生产网络与股市风险——基于中美贸易摩擦背景的分析》,《金融研究》第7期。
- [57] 祝继高、苏嘉莉、黄薇, 2020:《股权结构、股权监管与财务业绩——来自中国寿险业股权监管的经验证据》,《会计研究》第6期。
- [58] Asgharian, H., M. Dzielinski, Z. Hashemzadeh, and L. Liu, 2024, "Green Links: Corporate Networks and Environmental Performance", *Review of Finance*, 28(3): 1027-1058.
- [59] Beckmann, J., R. L. Czudaj, and M. Murach, 2024, "Macroeconomic Effects from Media Coverage of the China-U.S. Trade War on Selected EU Countries", *European Journal of Political Economy*, 85: 102611.
- [60] Beneish, M. D., and M. E. Vargus, 2002, "Insider Trading, Earnings Quality, and Accrual Mispricing", *The Accounting Review*,

4(77): 755-791.

[61] Benguria, F., J. Choi, D. L. Swenson, and M. J. Xu, 2022, "Anxiety or Pain? the Impact of Tariffs and Uncertainty on Chinese Firms in the Trade War", *Journal of International Economics*, 137: 103608.

[62] Boubaker, S., H. Mansali, and H. Rjiba, 2014, "Large Controlling Shareholders and Stock Price Synchronicity", *Journal of Banking & Finance*, 40: 80-96.

[63] Campello, M., and J. R. Graham, 2013, "Do Stock Prices Influence Corporate Decisions? Evidence from the Technology Bubble", *Journal of Financial Economics*, 107(1): 89-110.

[64] Chen, Y., S. Zhang, and J. Miao, 2023, "The Negative Effects of the US-China Trade War on Innovation: Evidence from the Chinese ICT Industry", *Technovation*, 123: 102734.

[65] Cheng, Q., J. Lee, and T. Shevlin, 2016, "Internal Governance and Real Earnings Management", *The Accounting Review*, 91(4): 1051-1085.

[66] Chi, S. S., M. Pincus, and S. H. Teoh, 2014, "Mispricing of Book-Tax Differences and the Trading Behavior of Short Sellers and Insiders", *The Accounting Review*, 89(2): 511-543.

[67] Ferreira, M. A., and P. A. Laux, 2007, "Corporate Governance, Idiosyncratic Risk, and Information Flow", *Journal of Finance*, 62(2): 951-989.

[68] Hribar, P., and N. Yehuda, 2015, "The Mispricing of Cash Flows and Accruals at Different Life - Cycle Stages", *Contemporary Accounting Research*, 32(3): 1053-1072.

[69] Huang, Q., Y. Li, M. Lin, and G. A. Mcbrayer, 2022, "Natural Disasters, Risk Salience, and Corporate ESG Disclosure", *Journal of Corporate Finance*, 72: 102187

[70] Huang, Y., C. Lin, S. Liu, and H. Tang, 2023, "Trade Networks and Firm Value: Evidence from the U.S.-China Trade War", *Journal of International Economics*, 145: 103811.

[71] Jameson, M., A. Prevost, and J. Puthenpurackal, 2014, "Controlling Shareholders, Board Structure, and Firm Performance: Evidence from India", *Journal of Corporate Finance*, 27: 1-20.

[72] Kato, T., and C. Long, 2006, "CEO Turnover, Firm Performance and Enterprise Reform in China: Evidence from New Micro Data", *Journal of Comparative Economics*, 34(4): 796-817.

[73] Kim, J., Y. Li, and L. Zhang, 2011, "Cfos Versus Ceos: Equity Incentives and Crashes", *Journal of Financial Economics*, 101(3): 713-730.

[74] Landier, A., J. Sauvagnat, D. Sraer, and D. Thesmar, 2013, "Bottom-Up Corporate Governance", *Review of Finance*, 17(1): 161-201.

[75] Li, Y., X. Zhuang, J. Wang, and W. Zhang, 2020, "Analysis of the Impact of Sino-US Trade Friction on China's Stock Market Based on Complex Networks", *North American Journal of Economics and Finance*, 52: 101185.

[76] Pastor, L., and P. Veronesi, 2013, "Political Uncertainty and Risk Premia", *Journal of Financial Economics*, 110(3): 520-545.

[77] Rhodes-Kropf, M., D. T. Robinson, and S. Viswanathan, 2005, "Valuation Waves and Merger Activity: the Empirical Evidence", *Journal of Financial Economics*, 77(3): 561-603.

[78] Sadka, R., and A. Scherbina, 2007, "Analyst Disagreement, Mispricing, and Liquidity", *The Journal of Finance*, 5(62): 2367-2403.

[79] Scheinkman, J. A., and W. Xiong, 2003, "Overconfidence and Speculative Bubbles", *Journal of Political Economy*, 111(6): 1183-1220.

[80] Warr, R. S., W. B. Elliott, J. Koeter-Kant, and O. Oeztekin, 2012, "Equity Mispricing and Leverage Adjustment Costs", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 47 (3): 589-616.

Corporate Governance and Trade Frictions: Firm Market Value Management under Sanction Pressure

TU Yonghong WANG Junqi ZHU Wenyu

Summary: This paper examines how external policy shocks propagate through global value chains and affect corporate market valuations by distorting information transmission. Using the Entity List restrictions imposed on Chinese firms since 2018 as an exogenous shock during the China-US trade conflict, the study investigates whether and how sanction-induced risks spill over to non-sanctioned peer firms and distort their market valuations.

The analysis exploits a quasi-natural experiment that links Entity List-sanctioned enterprises to Chinese A-share listed companies through industry-level connections. Drawing on firm-level data from 2009 to 2023, the paper documents significant indirect effects of sanctions on non-sanctioned firms operating in the same industries as targeted entities. Specifically, exposure to Entity List sanctions leads to a pronounced widening between firms' market valuations and their underlying fundamentals, indicating a rise in mispricing driven by heightened uncertainty and pessimistic investor expectations rather than by contemporaneous changes in firm performance alone.

A central contribution of the paper lies in demonstrating that corporate governance plays a critical moderating role in this process. Firms with stronger governance structures experience significantly smaller valuation distortions following sanction shocks. Mechanism analyses reveal two complementary channels. First, governance mitigates real economic exposure by facilitating adjustments in value-chain structure and operational layout, such as reducing dependence on vulnerable customers or foreign markets, thereby stabilizing firms' value creation capacity. Second, stronger governance mitigates market pessimism, reduces regulatory inquiries into companies, and breaks chains of distrust, thereby improving pricing efficiency in capital markets.

The moderating effect of governance is shown to be heterogeneous across institutional and firm-level contexts. It is more pronounced in regions with more developed institutional environments, where governance mechanisms are better supported by external enforcement and market discipline. It is also stronger among firms in the growth stage, which are more sensitive to external shocks but also more flexible in adapting governance and strategic responses. Further analyses indicate that during periods of sharp market decline, governance improvements have an amplified effect in limiting valuation losses and reducing stock price crash risk, underscoring their importance for financial stability under stress.

Overall, the paper sheds light on the firm-level mechanisms underpinning financial resilience to external policy shocks. By integrating global value-chain risk, corporate governance, mispricing, and market value management into the empirical framework, it advances understanding of how geopolitical shocks transmit into capital markets and how governance can serve as a buffer against such transmission.

Key words: corporate governance; mispricing; market value management; trade frictions

征稿启事



《国际货币评论》系中国人民大学国际货币研究所主办的学术交流内刊。以兼容中西的战略思维与严谨求实的学术精神为指导,《评论》重点研究人民币国际化、国际货币体系改革以及中国国际金融战略等宏观金融领域的前沿问题。

自2010年度创刊以来,得到了社会各界人士的广泛认同和大力支持。刊热诚欢迎专家、学者以及广大金融从业人员踊跃投稿。投稿文章应紧密围绕宏观金融领域的重点、难点问题,论证严密,方法科学,并符合相关要求和学术规范。刊欢迎基于扎实数据分析与理论模型的高质量稿件,也欢迎有较强思想性同时行文规范的高质量稿件。

作品要求:

- 1、稿件要求选题新颖、积极健康、表述鲜明、具有一定的学术交流价值。
- 2、作者确保稿件不涉及保密、署名无争议,文责自负。刊有权对来稿进行必要的删改,如不同意删改者,请在投稿时说明。因编辑部工作量较大,请作者自留底稿,恕不退稿。
- 3、题名(文章标题)应简明、确切、概括文章要旨,一般不超过20字,必要时可加副标题名。文标明作者单位及联系地址、邮编、电话、传真、电子邮箱。如为基金资助项目应加以注明,并提供项目编号。
- 4、来稿最低不少于6000字以上。文内计量单位、数字和年代表示等请采用国际标准或按国家规定书写,如有引文请注明出处。文章内容摘要、注释与参考文献等要求请参见“《经济理论与经济管理》投稿格式要求”。

投稿方式:

来稿请首选E-mail,请通过电子邮箱将论文电子版(word格式)发送至 imi@ruc.edu.cn,并在邮件标题上注明“投稿”字样和作者姓名及文章标题。如条件受限,可邮寄。投稿请使用A4纸打印注明“《国际货币评论》投稿”,并注明作者姓名、联系地址、邮编、电话。

邮寄地址:

北京市海淀区中关村大街59号中国人民大学文化大厦605室 邮编:100872

《国际货币评论》编辑部

HDFH
瀚信网



Global FinTech Lab
全球金融科技实验室

HDFH
瀚德科技

国金ABS云



FINCHAIN
金融联盟链



扫码关注