中国人民大学国际货币研究所

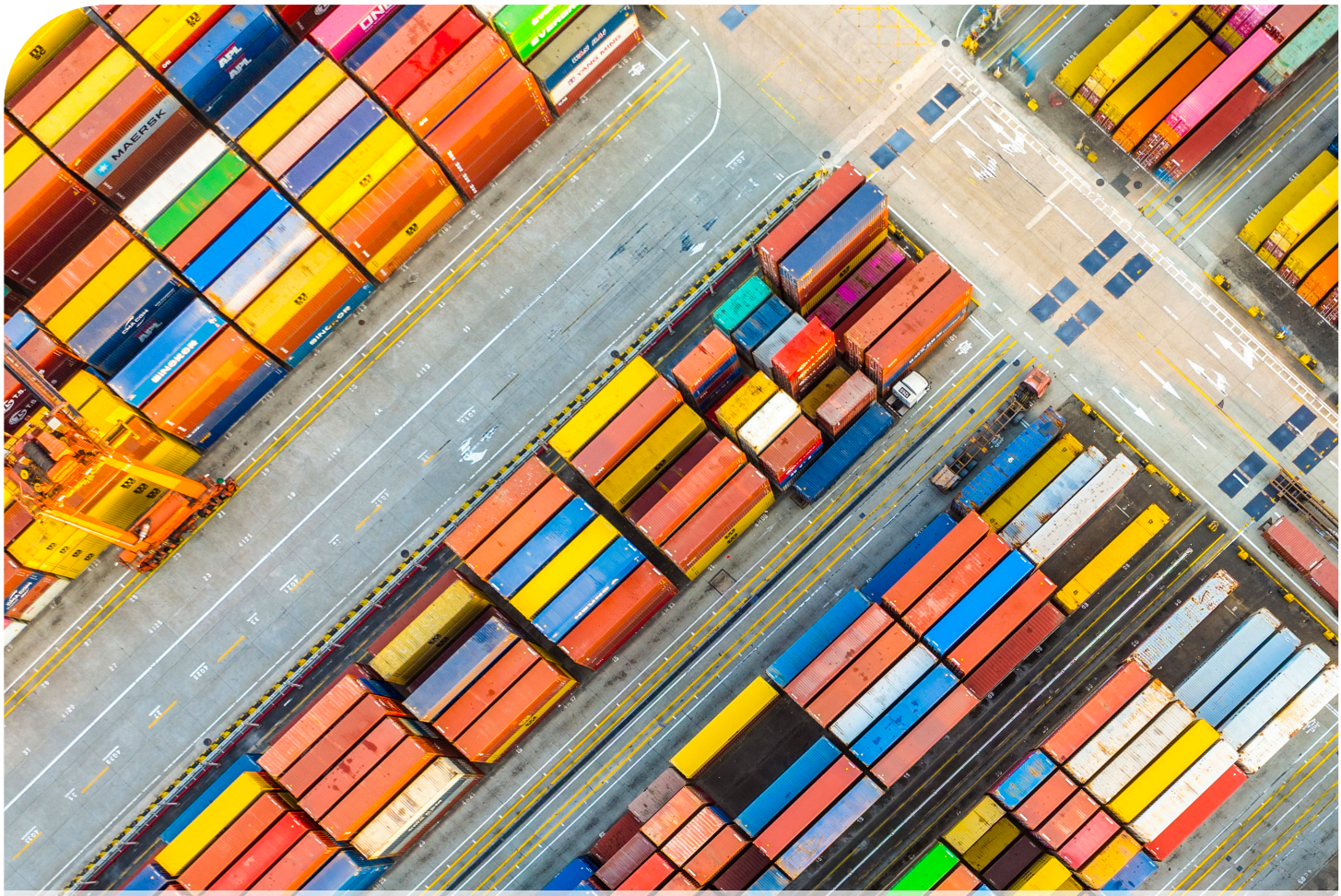
2025年 第5期 总第141期

刊发日期：2025年5月15日

国际货币评论

International Monetary Review

主编：张 杰



中国资本市场生态链：从四边形到五边形的扩展 吴晓求

构建辅助宏观决策的就业价格指数：理论、方法与应用 万海远、李帆、李强等

结构性货币政策如何缓解中小企业融资困境 王朝阳、闵逸杰、代伟

碳中和目标下低碳转型对银行风险的影响效应 连飞、吴寒冰、周国富

影子银行规制、银行理财资产配置调整与债券信用利差 邹文波、郑海员、倪中新

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　丁剑平　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：安冠男
美术编辑：陈一欣

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】

中国资本市场生态链：从四边形到五边形的扩展——吴晓求 01

构建辅助宏观决策的就业价格指数： 理论、方法与应用——万海远、李帆、李强、申萌、贺伟东04

结构性货币政策如何缓解中小企业融资困境

——基于异质性银行视角的解释——王朝阳、 闵逸杰、 代伟 33

碳中和目标下低碳转型对银行风险的影响效应

——来自我国上市银行的压力测试——连飞、 吴寒冰、 周国富 56

影子银行规制、银行理财资产配置调整与债券信用利差——邵文波、郑海贞、倪中新69

企业数字化转型与境外债券发行定价——吴云朗、袁梦、黄俊、彭剑飞 85

信贷专业化与企业数字化转型： 基于企业融资能力和风险承担视角——傅东平、顾邯沙 98

中国资本市场生态链：从四边形到五边形的扩展[1]

吴晓求[2]

【摘 要】中国资本市场的稳定和健康发展需要政策的适度引导，政策引导需要尊重市场规律和保护市场机制。近期，中国人民银行推出针对资本市场的结构化货币政策工具，标志着中国资本市场的生态链由四边形升级到五边形，此次创新性工具的出台也是中国人民银行向现代化中央银行转型的关键一步，对资本市场发展有着重大历史意义。在当前经济形势下，财政政策应发挥更大作用，通过减税和扩大支出来稳定经济预期。财政政策相较于货币政策，主要作用于经济结构的改善和经济长期增长，当前是财政政策发力的有利时期，要发挥好财政政策的作用，解决好地方政府债务问题，平衡中央与地方之间的财权与事权，并优化财政体制以提高地方政府经济建设积极性。

【关键词】资本市场；生态链；结构性货币政策；财政政策

一、中国资本市场现状

自 2024 年 9 月 24 日起，中国资本市场成为热门话题。A 股市场过去较长时期表现不佳及近期经济面临的挑战，促使中国人民银行、金融监管总局和中国证监会联合发布了一系列旨在稳定经济和市场预期的政策措施。2024 年 9 月 26 日中央政治局会议进一步提出了宏观政策措施，以稳定中国经济。2024 年 10 月 7 日后，各部门陆续发布政策解释并召开新闻发布会，财政部、国家发展改革委和国务院其他部门针对中国经济、房地产市场和资本市场出台了相关措施。

中国第三季度的经济增长率从第二季度的 4.7%略微下降至 4.6%，全年实现 5%的增长率将面临一定的挑战。我们不应过分执着于整数增长率，全年 4.8%左右的增长速度也是可以接受的。重要的是不要干扰市场秩序、市场机制和市场预期，应尊重市场规则和机制。我们可以采取必要措施促进经济回升，但应避免采取可能对未来产生负面影响的激进政策。中国经济的巨轮需要稳健前行，过快的政策调整可能会给巨轮上的所有乘客带来不适。政策的频繁变动和过度调整反映出我们对市场经济的理解尚显不足。在推进改革和发展的过程中，应该更加稳健，以确保各项措施能够顺利实施并取得预期效果。我们有充足的时间和机会来实现目标，因此，政策的制定和执行应当避免过于激进。此外，有效的政策沟通能够向市场和公众传递具有实质性和前瞻性的信息。我相信，本着实事求是的原则，通过开放和建设性的讨论，我们可以找到相应的政策措施，以更好地适应市场和公众的需要。

二、资本市场改革与政策演进

在近期推出的各项政策中，央行的举措对资本市场产生了尤为显著的影响。虽然其他政策同样具有重要意义，就资本市场而言，央行的政策调整才是其核心所在。央行的行动不仅仅局限于传统的货币政策操作，如降息、降准等，更关键的是引入了创新的针对资本市场的结构性货币政策工具。金融监管总局也在积极寻求解决如何使新工具释放的流动性可以进入资本市场的方式，特别是在调整商业保险资金的监管指标方面。目前，商业保险资金对市场的参与度相对较低，加之对商业保险公司资金的年度考核方式并不利

[1] 本文为作者在 2024 天府金融指数发布会暨“共建科技金融生态,做好五篇大文章”上的主旨演讲，原刊发于《新金融》2025 年第 1 期

[2] 吴晓求，国家一级教授，中国人民大学原副校长、国家金融研究院院长

于权益类投资的长期发展。因此，适当放宽这些限制，延长考核周期，并调整相应监管指标，将有助于优化投资组合，促进市场的健康发展。

历史上，我们对资本市场采取了较为谨慎的态度，这种态度与推动资本市场发展的目标之间存在一定的逻辑矛盾。如果市场风险被认为过高，那么个人投资者的参与可能会受到影响。然而，资本市场本质上是一个风险与收益匹配的场所，风险和收益都相对较高。因此，鼓励更多资金和投资者的参与，对于市场的成熟和多元化发展至关重要。我们应当努力创造一个更加开放和包容的市场环境，以吸引更广泛的投资者群体。培育对资本市场风险有深刻洞察力的专业人才是当前的一项重要任务。尽管这类专业人才目前相对匮乏，但资本市场的权益类投资对专业技能的要求很高，它需要投资管理人专业地把握，不仅涉及对宏观经济的深入理解、宏观经济政策的解读能力，还涉及对市场周期、产业发展趋势和企业生命周期的综合分析判断，其复杂程度远超债券投资。鉴于权益类投资的复杂性，我们有必要加速培养这方面的专业人才。

三、资本市场生态链的演变与象征意义

各部门在扩大流向资本市场的管道和拓展途径方面做出了重大努力，最关键的是央行创设了基于资本市场的工具，这一举措标志着中国资本市场生态链发生了变化。传统的资本市场生态链呈现四边形结构，包括上市公司、投资者、监管者和中介机构。需要监管者确保交易公平，上市公司信息披露透明，投资者不操纵市场，相关方不进行内幕交易，中介机构如会计师事务所和审计机构负责过滤虚假信息，保证市场透明度，维持市场秩序。

然而，过去这个四边形市场的每一边都存在或多或少的问题，导致市场发展停滞。现在，我们意识到市场成长需要更多支持，四边形在不断改进。上市公司的竞争力是市场成长的基础，但仅有竞争力而缺乏流动性支持是不够的。市场发展必须基于上市公司的竞争力和潜在流动性的支持。在·段时间内，中国市场的流动性是匮乏的。央行创设的新工具将资本市场生态从四边形转变为五边形，使央行成为关注资本市场新的一方。理论上，央行货币政策应关注资本市场资产价格的变化，现在央行有了实际影响市场的工具和手段。

过去，央行与资本市场之间犹如彼此分割的太平洋和大湖泊，我们正努力将两者连接起来，使资本市场的流动性活跃起来。央行创设的工具正是起到了这样的作用。现在，我们有了连接太平洋和大湖泊的河流，并且可以在需要时通过闸门控制流量。这与过去没有河流和闸门的情况截然不同。我们发现湖泊的水开始流动，与太平洋相连，这象征着央行的作用。

这就是中国资本市场生态链的根本性变化，从四边形到五边形的转变，这一转变具有两个重要的象征意义。一方面，中国的央行正在从传统央行转变为现代央行，其功能正逐步接近美联储。虽然在功能上并不完全相同，但在结构上已经非常接近，这标志着一个巨大的进步，具有历史性的意义。许多人还没有意识到这一点。央行必须拥有能够影响资本市场的工具。随着中国金融结构的变化，市场化金融已经占据了相当大的比重，股票、债券和基金的总规模达到了 160 万亿元。中国金融体系的稳定不再仅仅是金融机构和商业银行的稳定，还包括资本市场的稳定，这构成了中国金融市场稳定的双重标志。央行的职责是维护存款类金融机构的稳定，同时也要维护资本市场的稳定和整个金融体系的稳定。这种功能结构的转型，符合中国金融结构变化的要求。另一方面，这一变化能够极大地修复过去受损的全社会资产负债表，这是非常重要的。当资产方受损时，居民部门、金融机构和企业都会减少消费和投资。资产负债表的修复为消费和投资的扩展创造了有利条件。当然消费的扩展不仅仅是资产负债表的修复，更重要的是完善的法制、稳定的制度和符合预期的政策这些因素加上资产负债表的修复，有利于中国经济的回升，构成了一套完整且有效的组合。

四、财政政策的关键作用

财政在当前时期显得尤为重要，这可能是中国财政政策发挥最大作用的时期。过去，财政政策在经济调控中的作用并不显著。税收政策往往忽视经济周期，很少主动减税。然而，在经济不景气时期，减税是重要的财政政策工具，有时甚至比扩大支出更为关键，因为它能减轻市场主体的税收负担。过去，我们很少看到这样的主动减税措施，因此，我认为财政政策还有改进的空间，需要进一步遵循逆周期调节的原则。当前的时间窗口显示了财政政策在中国经济中的重要作用，在当前经济形势下，财政政策应发挥更大作用，通过减税和扩大支出来稳定经济预期。

财政政策相较于货币政策，其主要作用于经济结构的改善和经济长期增长，具有改变预期的能力，是一种长期有效的政策工具。然而，在中国的实践中，货币政策往往占据主导地位。中国经济遇到问题时，人们总是期望央行能够提供解决方案。过去四十多年来，中国央行在解决困难时确实走在前列，因为它拥有无限的流动性创造能力。现在，财政政策迎来了一个巨大的利好窗口，有机会让我们看到财政政策的巨大作用。

五、财政政策的挑战与展望

财政支出的口径和政府债务的优化规模至今尚不清楚，但我认为债务重组是一个关键的解决思路。中国地方政府的债务成本过高，迫切需要通过低成本债务来替换高成本债务。我们不能允许地方政府违约的情况发生，因为一旦地方政府违约，将对国家金融体系造成严重影响。因此，债务重组变得至关重要，中央政府在这一过程中必须发挥关键作用。我们必须避免地方政府在债务降低后再次扩张债务，这需要解决事权和财权的平衡问题。

在当前的财政体制下，地方政府在承担重要职责的同时，也面临着财政资源有限的挑战。为了有效推进工作，确保财权与事权之间的均衡显得尤为关键。在这种情况下，建立有效的激励机制以吸引和保留人才变得至关重要。目前，我们的制度可能过于侧重于约束，而相对缺乏激励措施。尽管我们有宏伟的目标，但如果缺乏实现这些目标的具体方法和工具，这些目标将难以达成。

回顾历史，中国在改革开放初期的成功探索，如深圳的快速发展，很大程度上得益于较少的约束和限制。然而，在当前环境下，探索和尝试往往伴随着责任，一旦有误便可能面临追责，这在一定程度上抑制了人们的积极性和创造性。这种状况在一定程度上也是中国经济下行的压力之一。因此，为了促进社会进步和经济发展，建立一个包含激励机制、宽松环境和容错机制的体制显得尤为重要没有这样的体制，实现现代化的目标可能会更加艰难。在财政政策方面，我们需要寻找更优的途径比如解决地方政府债务问题，改善低收入和贫困阶层的社会保障体系，以及探究中国经济信心不足的深层原因。对于未来的担忧，尤其是个人未来的不确定性，是人们普遍关心的问题。尽管社会保障体系正在逐步完善，但医疗保障仍然是公众担忧的重点。面对高昂的医疗费用，许多人感到力不从心。因此，优化财政支出结构，确保资金的有效利用，对于缓解公众的担忧、增强消费信心和推动经济增长具有重要意义。在这方面，财政政策的潜力值得期待，并有望在未来发挥更大的作用。

构建辅助宏观决策的就业价格指数：理论、方法与应用[1]

万海远[2] 李帆[3] 李强[4] 申萌[5] 贺伟东[6]

【摘 要】本文使用全样本的招聘平台大数据，基于搜寻匹配理论来构建具有前瞻性的就业价格指数，以及时反映总体经济形势，并更好服务于宏观决策。针对特定条件的具体岗位，在企业率先给出报价后，求职者随后申请对应岗位并提供出价，在多层多维供求匹配后估计均衡工资增长率，就得到岗位层面的就业价格指数。以平台成交工资、平台求人倍率、调查工资、调查失业率来检验，发现指数表现都非常稳健。以供求匹配后的极小岗位颗粒度作为底层数据，发现新指数能及时反映市场均衡工资变化，为研判总体价格走势提供参考，具有指示失业率和宏观经济的作用。就业价格指数是就业数量和工资价格的结合，可以更敏感捕捉量价分离现象。新指数具有明确的宏观指引、顺畅的中观传导，且在微观层面能真实可感，能先导性体现市场预期，前瞻性指示经济形势变化，有助于弥合宏观经济与微观感受温差，可作为宏观决策的辅助性指标。

【关键词】就业价格指数 岗位工资出价 供求匹配 空缺填补率 工作找寻率

引 言

促进高质量充分就业，是新时代新征程就业工作的新定位、新使命。加强就业理论研究、及时追踪就业形势，是就业工作的基础性工程，具有重要的理论意义和现实价值。习近平总书记高度重视就业这个最大的民生，强调“要加快建构中国就业理论体系，积极讲好中国就业故事”。[7]《中共中央 国务院关于实施就业优先战略促进高质量充分就业的意见》提出，要“把高质量充分就业作为经济社会发展优先目标”，“强化宏观调控就业优先导向”，“加强就业理论研究和咨询智库建设”，“建立健全高质量充分就业统计监测体系”。

失业率是各国政策制定和逆周期调节的重要依据。不过传统数量型的失业率指标在实践中会遇到挑战，如登记失业率长期保持稳定、调查失业率的时效性还有待提升，分行业岗位类型的交叉失业率缺乏，无法对区域行业市场有进一步指示作用，较难反映新业态领域、难以探知现实变化的背后成因等，这给宏观经济决策带来困扰。多马斯和萨默斯（2022）发现，仅基于供给侧获得的失业率指标，越来越背离真实的劳动力市场，甚至给宏观决策提供错误指引，必须要考虑企业需求端指标，才能给出对经济形势的正确判断。鉴于这些指标更频繁出现方向性差异，必须要比较不同指标给出的市场信号，由此才能用于宏观决策实践。

价格与数量是反映就业问题的一体两面，工资是劳动力市场的核心内容，也是研判宏观经济状态的关键指标。高质量就业监测体系既要包括以失业率为代表的就业数量指标，也应包含以工资薪酬为代表的就业价格指标。不过我国就业岗位调查制度尚不够完善，传统薪酬调查仅每年开展一次。城市劳动力调查内容相对固定、较难覆盖新兴行业，且大规模调查组织实施复杂，高频交叉结果没有公开。我国也

[1] 原载于《管理世界》2025 年第 4 期
[2] 万海远，北京师范大学经济与工商管理学院
[3] 李帆，国务院发展研究中心中国发展研究基金会
[4] 李强，北京网聘信息技术有限公司
[5] 申萌，首都经济贸易大学经济学院
[6] 贺伟东，北京师范大学经济与工商管理学院
[7] 习近平：促进高质量充分就业，《求是》，2024 年第 21 期。

开展农民工工资调查，但缺乏季度或月度的居民总体工资，且没有其他替代性指标比较。因此亟需开发新的就业价格类指标，以更好反映当前经济运行状况（赵、托马斯，2023）。

针对传统调查指标存在的问题，本文基于全样本的招聘平台大数据，首次提出劳动力市场的就业价格指数。它基于供求双方的岗位出价，来估计均衡工资及其增长率，并用来指示总体价格与失业率等宏观经济指标。本文使用具体岗位的供求价格来估算市场均衡工资，由此体现岗位供求双方的谈判能力，并反映劳动力市场变化。针对有特定要求的具体岗位，当企业率先出价后，求职者会根据自身条件提出申请并提供出价，在经过对特定岗位的多次精准匹配后，在任意指定的地区、行业、岗位类型等层面，估计供求匹配后的均衡工资增长率，就得到岗位层面的就业价格指数（Employment Price Index，简称EPI）。

就业价格指数以特定岗位这个极小的颗粒度作为底层数据，在双方匹配后估计均衡工资增长率，以考察最微观层面的就业市场变化。针对同一特定岗位，双方直接博弈并给定出价，能真实反映劳动力市场变化（罗斯耶，2024）。加总微观主体的出价信息，还可以有效规避个体策略性行为带来的偏差（卡兰萨等，2022）。建立在特定岗位上的就业价格指数，侧重求职者和企业的同对象比较，能方便解释市场形势变化背后的具体成因（戴维斯等，2013）。因为有极小的岗位颗粒度作为底层数据，就可以做到对这些信息的反复匹配，并能以求职者投递次数、岗位接收申请数、供求搜寻时长等来检验指数稳健性程度。

就业价格指数的本质是岗位层面的均衡工资增长率，它基于一般均衡条件下的搜寻匹配模型来估计，具有坚实的理论基础，并从根本上区别于多变量逐级降维汇总的方法。估计特定岗位的市场均衡工资，能为企业调整生产经营、确定职工工资提供依据，可解决企业工资的对外竞争力和对内公平性问题。及时估计各个维度的市场工资水平，可以指示同领域岗位工资价位和行业人工成本信息。基于招聘大数据平台及时提供岗位均衡工资，具有补充传统薪酬调查的作用，可以给市场主体提供微观定价指导，并辅助提供就业基本公共服务信息，这对支持宏观经济决策具有重要意义。

就业价格指数是就业数量和工资价格的结合，是微观与宏观的有效连接，它不仅能反映特定行业或岗位类型的供求关系，且能反映总体经济形势，可作为宏观决策的辅助性指标。[8]与传统指数相比，新指标涵盖了若干重要信息。一是该指标基于供求双方出价，是用主观体现客观的过程，能真实反映市场主体的发展预期。二是价格类指标的透明性和可验证性较好，它既有明确的宏观指引，又有畅通的中观传导，更能在微观层面真实可感，可解释微观感受与宏观经济的温差来源。三是从供求出价到最终成交还有个过程，出价指标一般前置于实际成交，具有显著的前瞻性和先导性；这对就业市场有预测作用，有助于政府及时响应市场变化，并迅速调整宏观决策。四是新指数的重要优势是实时更新，能在任何地区、行业、职业层面反复交叉，具有更及时、更精细的明显特点。五是岗位颗粒度极小的技术方案，使指数不仅能看到最终均衡结果，还能体现供求博弈过程，能解释形势变化的背后成因，有助于用微观数据来服务宏观决策。

一、劳动就业指数评述及拓展

国内外一般用紧缺性来反映就业市场运行状况，常用的综合景气指数有企业劳动力需求指数、职工劳动供给指数等，当然也包括与市场运行有关的指标，如供求匹配指数、工资薪酬指数、个体信心指数等。传统方法一般还会使用多层多级的劳动力市场指标体系，并通过逐渐降维的方式来简单加总合成新的指数。

（一）经典就业指数类型

[8] 在大数据背景下，基于大数据平台开发的新指标具有改善传统指数的方面，但并不是要替代传统就业数量指标和企业薪酬调查指标。事实上传统指标仍有很大优势，如统计过程简单、经济意义直接等，这是各国直到现在还主要使用该方法的重要原因。应该说，任何单个指标都无法反映市场的各个方面，需要借助不同指标或从不同角度去观察，结合起来才有可能全面了解真实的劳动力市场。

工资和失业率是宏观经济决策的核心指标。长期以来经济学家依赖名义工资增长率来预测失业率，也用总体失业率、求人倍率、离职率等来反映宏观经济表现。福尔曼和鲍威尔（2021）发现，新冠疫情前所有就业指标在预测劳动力市场时发挥基本一致的作用，但疫情后美国的经典数量型指数之间发生了很大背离，不同指标给出的经济形势判断有很大不同。失业率体现居民福利的最终结果，能反映劳动力市场运行的关键内容，由此成为各国宏观经济决策的核心目标。不过在广大发展中国家，及时准确估计失业率还存在较多挑战，如入户调查成本高昂、数据容易失真、微观可验证性不强、难以全面快速反映劳动力市场状况等，因此对开发其他补充性指标提出了很大需求。

求人倍率是需求人数与求职人数之比，用来反映就业数量的市场景气程度，是预测消费物价指数或通货膨胀率的核心指标。[9]不过戴维斯等（2013）发现，招聘需求人数并不能很好反映美国劳动力市场状况，因为企业招聘策略严重依赖其他方面而不是空岗规模，所以仅使用市场空缺职位指标是明显不够的。另外，离职率是离职人数除以非农就业总人数，它是预测美国名义工资增长率的最佳指标，比总体失业率指标还更加合理（福尔曼、鲍威尔，2021）。不过离职率指标需要长期追踪固定企业，对企业发展稳定性提出较高要求。实际上许多发展中国家的企业平均寿命较短，使用该指标时会面临企业频繁进入退出的挑战，样本的长期可追踪性较差，当前我国也没有该指标的专项统计。

保留工资来源于针对劳动者的市场调查，它是求职者接受某个特定工作的最低工资，当雇主给出的工资超过预定价位时就会接受该岗位，否则求职者就拒绝接受。一般认为，保留工资是就业决策的关键指标，也是劳动力市场紧缺性的重要体现，该指标增减变化能直接反映市场变化情况（卡利恩多等，2009）。不过它存在一定主观性，会受多种非经济因素影响，且远离真实的政策实践，仅能反映市场供给方感受，没有考虑需求侧对市场的判断情况，因此限制了其服务宏观决策的应用价值。

均衡工资是客观反映就业价格的核心指标，近年来我国积极开展企业薪酬试调查，发布不同岗位劳动者的工资报酬信息，这对指导市场确定工资水平具有重要意义。但目前薪酬调查的定期发布制度尚不够成熟，岗位工资的前瞻性不足，难以捕捉微观感受，对工资定价决策的微观指引作用不够强，为各地区、各行业、特定岗位提供工资参考的作用还有待提高。同时，其他住户调查数据的时间滞后，离实时监测工资形势、服务宏观调控的更高要求还有一定差距。这需要强化现有工资数据的挖掘应用，探索建立在线招聘平台的工资大数据系统，为服务宏观决策提供更及时的信息引导。

（二）传统指数面临的挑战

在美国劳动力市场，过去主要就业指标的发展趋势非常相似，但近年来不同指标间的表现却大相径庭。离职率比其他指标显示出更大的紧缩性，这与美国近期快速的工资增长趋势最为一致；而成年就业率几乎不变，其失业率甚至还略低于平均水平（福尔曼、鲍威尔，2021）。自新冠疫情发生以来，过去相互配合的就业指标之间发出了关于劳动力市场竞争程度的不同信号。虽然供给侧指标（如成年就业率）表明就业市场仍相对疲软，但需求侧指标（如职位空缺率）表明劳动力市场已非常紧缺（多马斯、萨默斯，2022）。鉴于这些不同的结果，必须要分析不同指标所释放的市场信号；特别是在我国替代性指标较少的情况下，亟需开发新的劳动力市场指标，以更好指示当前宏观经济形势。

传统就业指数大多在劳动者层面，以个体或家庭的行为决策为分析单元，没有考虑经济转型带来的岗位结构变迁，对新就业形态、新就业工种的代表性不足，容易引致就业监测偏差（陈琳等，2024）。传统指标基本注重整体，很少考虑内部结构性问题，难以在一般均衡框架下反映结构性错配问题。传统指标还存在存量和流量数据的不对应问题，增加职位数必须要扣除减少数才是净变化，故仅使用新增就业还不够。考虑到很难统计消失的岗位，难以获得辞退的岗位规模，这容易导致就业岗位的总增长和净增长存在差异。

传统指标只使用求职者或者企业的单方面数据，而多马斯和萨默斯（2022）认为仅考虑供给侧角度的失业率指标已然失效，对美国真实就业形势给出了错误指引，必须要同时考虑企业需求端的离岗率或

[9] 耿林和毛宇飞（2017）从就业数量角度构建了求人倍率指标，以反映市场上职位空缺与求职人数的比例变化，并监测就业市场景气程度。

空缺填补率才能更加合理。随着市场变化越来越快，实时了解经济比以往任何时候都更加重要，这对前瞻性指标也提出了更迫切需求。相对来看，传统指标的重要劣势是数据滞后，难以及时反映当下及未来就业市场情况，尤其是传统调查手段面临经济成本高昂的挑战，对频繁更新的形势跟踪工作造成了较大的成本压力。

虽然发展中国家广泛存在结构性分割问题，但在市场化转型日渐成熟的背景下，商品要素资源在更大范围内畅通流动，价格杠杆也逐渐在各类要素配置中起决定性作用，就业价格在政府决策中也越来越重要。特别是，传统数量型、总量型指标的统计透明性和可验证性不足，微观感受与宏观结果之间通常存在温差，无法解释广泛存在的量价分离现象，亟需补充价格型指数对就业市场的指示作用。

（三）创新性指数的拓展方向

传统方法都基于常规入户调查来获得有代表性的就业数量指标，如就业率或在职人员工作时长，但这种方法大多以年度方式呈现。在数字经济和人工智能时代，一种新的努力方向是基于在线招聘的平台大数据，快速获得月度甚至以周为单位的就业景气指数，这是以往方法所不能实现的。

使用平台搜寻时长是常用的方法，不过平台企业并没有积极性主动关闭已配对的招聘岗位，目的是增加企业广告的曝光时间，企业这种策略性行为会导致搜寻时长被高估，由此单纯使用平台搜寻时长并不是最好的选择（费伯曼、库德亚克，2019）。在线数据中的岗位紧缺度指标有较大参考价值，阿德里安和莱登（2019）基于此开发了岗位点击关注指数，使用职位发布数除以岗位点击数并取对数来定义；该指数的最大优势是，它不仅能反映就业数量，且能体现求职者搜寻强度，与持久性失业率的相关性较大。

部分行政数据也可以补充传统抽样调查方法的不足。如高校毕业生是青年失业群体的重要来源，可以从高等院校逐级上报的就业合同数据，来获得对当下青年失业率的额外比较。这类方法对于返乡人口、残疾人等群体的就业监测有较大补充作用，不过多层级的行政汇总有可能导致系统性失真，尤其是在业绩考核的压力下，相关部门有低报失业规模的激励动机。

随着数据来源的多样性增加，以企业需求荣枯度为代表的主观调查指标也有较大价值（赵、托马斯，2023）。大多数传统信心指数调查的是一般消费者或企业负责人，相比之下求职者的主观信心指数则侧重于员工，他们比入户调查的普通受访者更了解企业经营状况，监测员工对未来经营业绩持积极看法的比例就有更大价值。该数据的最大优势是，能直接询问关闭岗位的存量规模与结构比例，能主观调查退出劳动力市场的求职者占比，对市场退出率高的制造业青年失业指标有较大补充价值。

传统指数仅使用供给或需求方数据，没有考虑雇主、求职者的多方匹配。穆勒等（2024）指出，在控制供求多维度匹配前，成交工资与搜寻时间显著正相关，但在控制岗位、求职者和雇主特征后，两者关系则变成显著为负，这说明非匹配的直接加总方法可能会误导市场判断，并强调需要在岗位、企业、求职者层面进行匹配。本文结合创新型指数的共同优势，使用底层招聘大数据及供求出价指标，并基于经典的搜寻匹配模型，来估算各个岗位的市场均衡工资及其增长率，由此前瞻性反映就业市场变化，并辅助宏观经济决策。

（四）现实约束下的指数构建原则

任何指数构建都具有其特有的优劣势，不可能仅指望一个指标就能反映经济社会运行的所有方面，因此下文构建的就业价格指数，也只是研判劳动力市场运行的一种补充，并与失业率、通货膨胀率等一起指示就业市场变化。在有限目标下，构建新指数时应满足以下几个要求。

一是及时性与智能性。随着劳动力市场变化越来越快，实时了解经济比以往时候更加重要（耿林、毛宇飞，2017）。传统入户调查对新经济、新就业形态的捕捉不够，会低估经济转型中的就业结构转换问题，使用在线招聘平台可有效缓解这个难题。大规模劳动力抽样调查，运行环节繁杂多样、耗时耗力，而使用招聘平台大数据则可以大幅节省成本，尤其是设定机器格式后可自动监测工资就业形势，能及时给政府、企业、居民提供最新结果。

二是独特性与前瞻性。主观出价在一般数据来源中都没有，仅在少数在线招聘平台中才有，故能体现就业平台的独特优势（罗斯耶，2024）。提炼企业开始浏览和最终关闭岗位、求职者开始与结束搜寻日

期，也仅有互联网平台才能做到，故能分析就业价格指数背后的成因。在线招聘平台还能实时追踪特定岗位的最新变化，对分析未来就业形势、前瞻工资趋势具有独特价值。

三是岗位作为底层单元。为精准捕捉市场供求状况，以最小的岗位颗粒度作为底层分析单位，可以保证最好的数据质量（戴维斯等，2013）。过去所有汇总类指标都在地区或行业层面，本文以特定岗位的双方出价作为底层数据，这样能在任意指定的区域、行业、岗位类型等层面反复交叉，从而可以得到相应的就业价格指数。

四是匹配计算过程容易。为控制算力成本，需要适当限制样本的期限范围，仅在每个季度或月度内列出特定的活跃样本。考虑到求职者和企业出价都是同期同对象的可比数据，不存在多期错配问题，不需要主观设置基期时间，不用提前确定岗位篮子，能在任意指定的层面获得就业价格指数，故计算简单容易。

二、理论模型基础

构建就业价格指数的关键，是基于在线平台数据获取指定维度的均衡工资。但现实中要及时获得真实成交工资存在困难，尤其对于入户调查方式会存在较大挑战，而这恰好是在线招聘平台的优势。在我国就业搜寻平台中，通常是有用工需求的企业先发布岗位，其中包含了岗位要求及出价信息，之后求职者多次投递不同的意向岗位，并附带相应的出价信息。

（一）基于搜寻匹配理论的方法

下面基于经典的搜寻匹配理论[10]讨论均衡工资的决定方程。结合就业平台大数据的独有特点，我们沿用就业搜寻匹配的一般均衡模型。假设在劳动市场上，在时刻 t 有$U(t)$的失业人数和$V(t)$的空缺岗位进行匹配，两者满足以下关系：

$$M = M(U,V) \tag{1}$$

其中M代表成功匹配的数量，它是同期空岗数和失业者数的函数。在特定时间点上，定义失业者匹配得到岗位的概率为$\beta = \frac{M(U,V)}{U}$，即工作找寻率（Job finding rate）；同时假定空置岗位得到成功匹配的概率为$\alpha = \frac{M(U,V)}{V}$，即空缺填补率（Vacancy filling rate）：

与夏皮罗和斯蒂格利茨（1984）的模型类似，利用动态规划方法来刻画不同状态下的价值。对于任意时刻τ，劳动者都可能处于雇佣或失业状态，不妨用V_E代表劳动者暂时处于雇佣状态时的价值，V_U代表劳动者暂时处于失业状态时的价值。同样地，V_F代表岗位暂时处于雇佣状态时的价值，V_V代表岗位暂时处于空岗状态时的价值。当劳动者处于就业状态时，该问题可被看作为最优终结问题（Optimal stopping problem），企业岗位和求职者就业价值需要满足一系列贝尔曼方程，此时劳动者选择就业的价值V_E满足：

$$\rho V_E = w - b(V_E - V_U) \tag{2}$$

在上式中，稳态时市场中的岗位匹配数量应恰好等于离职数量；b为在职者在单位时间内的离职概率；[11]ρ为风险中性投资者的资本回报率。

同理，劳动者选择不就业的价值（或等待就业的价值）V_U满足下式，（其中B为求职者保留工资）：

$$\rho V_U = B + \beta(V_E - V_U) \tag{3}$$

对于任意岗位，假定维持岗位带来的成本为c；若该岗位处于雇佣状态，那么岗位填补价值V_F可表达为：

$$\rho V_F = (y - w - c) - b(V_F - V_V) \tag{4}$$

[10] 参见戴蒙德（1982）、莫滕森和皮萨里得斯（1994）、皮萨里得斯（1985）、何超和韩晗（2024）。
[11] 在经典搜寻匹配模型中，职位空缺都源于新的职位创造，雇主会将相当比例的职位空缺归类为离职驱动。

相应的，如果岗位处于空岗状态，则岗位空缺的价值V_V满足：

$$\rho V_V = -c + \alpha(V_F - V_V) \tag{5}$$

假设均衡工资由纳什议价过程确定，即存在外生参数φ，且$0 \le \varphi \le 1$；设定工人得到所得剩余中比例为φ的部分，企业得到剩下比例为$1-\varphi$的部分。工人选择就业而不继续搜寻的所得剩余为$V_E(w) - V_U$，企业在匹配后得到的剩余价值为$V_F(w) - V_V$。此时市场均衡工资可通过求解如下问题得到：[12]

$$w = arg\max_{w}[V_E(w) - V_U]^{\varphi}[V_F(w) - V_V]^{1-\varphi} \tag{6}$$

根据纳什议价假设，可得：

$$V_E - V_U = \frac{\varphi}{1-\varphi}(V_F - V_V), 0 \le \varphi \le 1 \tag{7}$$

通过(2)(3)(4)(5)(7)式，可以得到市场均衡工资的决定式：

$$w = \delta y + (1-\delta)B \tag{8}$$

其中$\delta = \frac{\varphi(\beta+b+\rho)}{\varphi\beta+(1-\varphi)\alpha+b+\rho}$，$\delta \in (0,1)$。$\delta$代表市场出清后的均衡工资权重参数，它越接近于 1，则工资越趋近岗位带给企业的价值y，否则越趋近于保留工资B。实际上只要能获得关键参数δ，根据在线招聘平台供求双方的出价数据和(8)式，就可以计算均衡工资及其增长率。

（二）指数估计方式与识别过程

利用招聘平台的底层大数据优势，本文研究对象为特定岗位层面，即把每个具体岗位作为底层单位，这样原始分析单元就具有最细的颗粒度，可以从微观层面反映岗位供需情况。出于平台设计考虑，我们用企业出价和求职者出价分别代理式(8)的y和B。当企业出价过低时员工投递且成功匹配的概率会下降，这对于求职者出价也同样如此，故双方出价一般会在均衡值附近波动（罗斯耶，2024）。纵然供求出价绝对值会偏离均衡值，但只要这种偏差在时间趋势上保持稳定，则采用相对变化率来估计就业价格指数就是准确的：

$$EPI_{t,c,k,i} = G\left(\delta_{t,c,k,i} * w^{f}_{t,c,k,i} + \left(1-\delta_{t,c,k,i}\right) * w^{e}_{t,c,k,i}\right) \tag{9}$$

在上式中，$G(\cdot)$是t期均衡工资增长率的函数，$w^{f}_{t,c,k,i}$是t期c地区k行业i岗位类型的企业出价；$w^{e}_{t,c,k,i}$是t期c地区k行业i岗位类型匹配到的所有求职者的平均出价。$\delta_{t,c,k,i}$为双方出价后随时间变化的均衡工资权重系数；之后估计供求出价加权后的工资增长率$EPI_{t,c,k,i}$，即t期c地区k行业i岗位类型的就业价格指数。为反映不同地区、行业、岗位类型的供需关系，可将数据指定在相应的交叉层级，先估计对应层级的$w^{f}_{t,c,k,i}$和$w^{e}_{t,c,k,i}$，并按对应权重$\delta_{t,c,k,i}$处理即可得到$EPI_{t,c,k,i}$。

计算就业价格指数的关键，在于估计均衡工资的权重参数$\delta(b,\alpha,\beta,\rho,\varphi)$。当求解$\delta$对离职率$b$的偏微分方程后发现，离职率$b$的相对大小不会显著改变$\delta$，且$b$一般会保持稳定（梅尔詹、谢弗尔，2020）。风险中性投资者的资本回报率ρ，用我国 5 年期贷款市场报价利率的季度均值代理。对于工人得到的剩余比例参数φ，参考冯明（2017）的设定为 0.5。后面也设定上述不同的固定参数值，检验后发现对指数估计结果没有影响。

空缺填补率α和工作找寻率β，是估计就业价格指数的核心。在给定大数据和其他条件不变的情况下，理论上给定时期内有多少岗位被填补，与岗位在给定时间内被填补概率是一致的；即给定时间内计算固定岗位被填补的比例，等同于岗位在给定时间内被填补的概率（弗林，2006）。基于季度内样本，用本季度企业发布的岗位平均填补时间的倒数来代理空缺填补率α，用本季度求职者平均找寻时间的倒数来代理工作找寻率β。采用弗林（2006）及卡兰萨等（2022）的常规做法来定义：

[12] 在不产生歧义的前提下，为方便起见，忽略时间角标t和劳动者角标w。假设劳动者同质，故可以忽略角标i。

$$\alpha_{t,c,k,i}=\frac{\mathrm{N}^{\mathrm{V}}_{t,c,k,i}}{\sum_{\mathrm{N}^{\mathrm{V}}_{t,c,k,i}}T_V};\quad \beta_{t,c,k,i}=\frac{\mathrm{N}^{\mathrm{E}}_{t,c,k,i}}{\sum_{\mathrm{N}^{\mathrm{E}}_{t,c,k,i}}T_E} \tag{10}$$

其中，$\mathrm{N}^{\mathrm{V}}_{t,c,k,i}$代表$t$期$c$地区$k$行业$i$岗位类型的空岗数，$T_V$代表每个空岗的搜寻匹配时长，空缺填补率用本季度所有岗位的平均填补时间倒数来代替。$\mathrm{N}^{\mathrm{E}}_{t,c,k,i}$代表$t$期$c$地区$k$行业$i$岗位类型的求职者数量，$T_E$代表每个求职者的搜寻匹配时长，工作找寻率用本季度找寻工作个体的平均找寻时间倒数来代替。

基于全样本的平台大数据，直接估计空缺填补率α和工作找寻率β后，加上给定的其他参数值，就可以估计(8)式中的均衡工资权重$\delta=\frac{\varphi(\beta+b+\rho)}{\varphi\beta+(1-\varphi)\alpha+b+\rho}$。在此基础上，就能得到供求博弈后的均衡工资水平，并基于(9)式得到就业价格指数。在实际操作时，我们先计算所有企业的平均出价，再估计匹配后所有对应求职者的平均出价，最后利用搜寻匹配理论与前面估计的均衡工资权重$\delta_{t,c,k,i}$，就可以估计任意层级的$EPI_{t,c,k,i}$指数。

（三）就业价格指数与失业率对应

估计就业价格指数的重要价值，是对宏观失业率的指示作用。为说明两者关系，在搜寻匹配模型基础上分析空岗价值，合并(4)式和(5)式得到：

$$\rho V_V=-c+\alpha\frac{y-w}{\alpha+b+\rho} \tag{11}$$

把(8)式关于均衡工资的决定方程代入式(11)，即可得到：

$$\rho V_V=-c+\frac{(1-\varphi)\alpha}{\varphi(\beta+b+\rho)}(w-B) \tag{12}$$

上式空缺填补率α和工作找寻率β会内生变化，都是就业率E的函数。在稳态时，就业率的动态变量$\dot{E}=0$。标准化工人数量为 1，即$E+U=1$。在稳态时$M(U,V)=bE$，即可解得β关于U的关系式：$\beta=\frac{M(U,V)}{U}=\frac{b(1-U)}{U}$。当失业率$U$上升时，$\beta$系数将下降，即求职者找寻工作的平均时间会拉长。

均衡失业率由企业自由进入条件$V_V=0$确定，进一步把β关于U的函数代入式(12)，即可求解得到均衡失业率方程，并给出失业率U与均衡工资w的对应关系：

$$w=B+\frac{c\varphi}{(1-\varphi)\alpha}(\frac{b}{U}+\rho) \tag{13}$$

由于系数$\frac{bc\varphi}{(1-\varphi)\alpha}$为正，故当失业率$U$上升时，则平台均衡工资$w$下降。在给定相关参数后，基于搜寻匹配模型可以直接模拟工资与失业率的定量关系。利用真实失业率对工作找寻率β进行校准[13]，就可得到校准后的工作找寻率。在式(13)中将市场均衡工资作为w，求职者出价作为B，得到校准后的c。参考冯明（2017）做法，将搜寻匹配方程设定为$M(U,V)=U^{0.5}V^{0.5}$，工人数量标准化为 1。

三、数据来源与关键参数

（一）平台底层数据

在数字经济时代，在线招聘平台已成为企业和求职者就业搜寻的重要渠道（董志强等，2023），如美国有 78%的新员工在求职过程中使用了招聘平台（马尔蒂诺、辛克莱，2019），且在线信息技术促进了更

[13] 这里用公式$\beta=\frac{b(1-U)}{U}$校准β参数。

有效率的供求匹配（普赖斯、罗格森，2022）。近年来国内在线招聘平台迅速发展，这很大程度上改变了求职生态与工作搜寻过程，催生了基于数字平台的就业搜寻新模式。[14]本文使用智联招聘平台大数据，在实际使用的平台底层数据库中，截至2024年底有累计注册企业1436万个，平台累计注册劳动者3.74亿。无论从企业还是求职者角度看，平台大数据都具有较高代表性，能指示全国总体就业情况。

本文以季度为单位提取平台底层大数据，如要估计2024年第3季度就业情况，则直接截取2024年7月1日至2024年9月30日新发布的工作岗位。在框定时间范围后，微观数据的匹配运算量会大幅下降。这样做的好处是减少算力成本，能反映岗位的最新供求状况，且样本能横向、纵向及交叉比较。[15]考虑到企业职位搜寻周期可能超过一个季度，这会导致样本的部分截取问题[16]；不过通过全平台数据发现，供求平均搜寻时长都在一个季度内，这说明季度样本的截取问题并不明显。[17]

全文以特定岗位作为底层分析单元，提取数据时是先固定岗位及对应企业，再把求职者分别站队匹配到对应岗位上。[18]本文强调不是简单提取平台内求职者，而是在固定岗位后区分求职者多次申请的情况，故单个求职者的出价信息会被多次记录使用。基于平台底层大数据优势，本文还收集每个岗位的申请人数、正向回复人数，提取供求双方职位搜寻时长等指标。经过企业-岗位-求职者的多维多层匹配后，删除所有实习、兼职、校园临时岗位，排除全年仅登录一次的意愿不足的参与者，删除未成年群体，仅保留正规全职就业样本，剔除岗位出价异常的观测值[19]

在上面基础上，本文实际使用的样本包括两类。一是在估算就业价格指数时，使用招聘平台有记录的全样本数据，包括2018年1月以来的所有可用样本，涵盖从2018年第1季度到2024年第3季度，跨期27个季度，累计共约56亿次的精准匹配样本。二是基于理论模型验证部分结论时，本文从总样本中按照行业类型、企业规模、企业性质为标准来抽取小样本；在2020~2023年间分别以概率比例规模的抽样方法，历年各提取1万家代表性企业及其匹配对应的信息，最终有928万条企业-岗位-求职者反复匹配的有效样本。

（二）出价变量处理

企业侧工资出价。工资价格可以给市场提供有效博弈信息（卡兰萨等，2022）。在招聘平台大数据中，一般是企业先提出岗位需求，并给定资格条件和相应出价。针对特定岗位的条件要求，企业出价低代表两种可能，一是经济形势不好，企业只好给出偏低的出价；二是劳动需求方的市场势力更大，企业可以给出更低的出价。虽然企业招聘存在策略性行为，但在实践中企业出价一般也相对稳定，不会明显过度偏离最后的成交工资，他主要由企业过去或当前同等岗位的工资均值所决定（卡里略-图德拉等，2023；穆勒等，2024）。

求职者工资出价。求职者出价一般是求职者上份工资一定比率的加成，如上份工资增加10%左右就得到下份工作的出价（雅格等，2024）。当劳动需求弹性小时，求职者一般会设定相对更高的工资出价。经济形势好时求职者会提供更高出价，但对于失业者来说更快找到工作也是重要考虑因素，因此同样可能会降低出价以减少岗位搜寻时长（普赖斯、罗格森，2022）。

工资出价数据处理。在企业发布特定岗位要求及出价后，求职者根据自身情况决定是否投递并提供出价信息，这样同岗位的所有申请者出价就构成了完整的工资分布（萨廷格，1991）。如企业要招聘有3年工作经验、具有英语四级证书的女性保姆，并给定9000元的工资出价；假设在该岗位发布后有200个

[14] 与直接提供生产服务类的平台不同（李世杰，2023），本文招聘平台主要是中介类，博弈双方是在平台上注册的企业和求职者，平台本身并不参与求职者与招聘企业的博弈过程，因此相对更加超脱。
[15] 只框定在本季度有活跃搜寻样本时，可能会减少季节性扰动因素，如春节时期的工作搜寻匹配规律与其他时期不同，框定季度内的更宽样本可缓解该问题，尤其是估计同比变化率则会更加有效。
[16] 若只使用季度内就成功找到工作的样本，那么半年以上才找到工作的个体就不在样本框内。
[17] 除直接框定季度内新发布的岗位外，也可以采用移动平均的方式，使用最近两个季度的样本，由此样本更大且具有移动平均的效果，但预测性和前瞻性效果会降低。
[18] 求职者投递方向是无规则的，可以跨地区、跨行业、跨岗位类型的反复投递，因此提取样本时必须要先固定岗位及对应企业；只要把岗位这个最小的分析单位先确定下来，然后就可以把反复投递的求职者站队匹配到对应岗位上。
[19] 即把岗位出价低于1000元或高于250000元的设为缺失值。

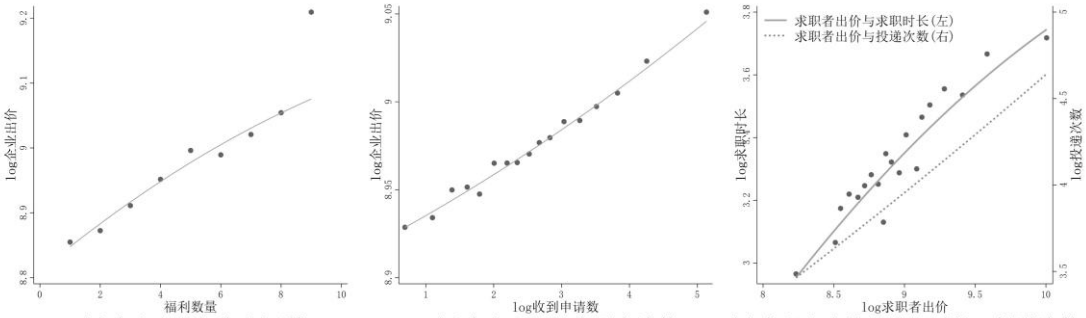
符合条件的求职者发出了申请，由此可计算该特定岗位所有求职者的平均出价[20]。为排除可能的异常值，限定仅使用全职岗位样本，并对月工资分布左右各缩尾 0.5%。

这里会面临出价是区间范围而不是固定值的问题，对此正文是以出价两端的均值来代替，后面也用出价区间的两端值分别做检验，发现结果没有差异。出价指标还会面临除工资外的综合福利问题，实际上工资与福利正相关。从平台提取企业给出的福利指标，图 1（a）发现企业出价与岗位福利有高度正相关性，工资出价可以代理背后的福利享有状况。当企业出价过低时，存在岗位条件太差而没有求职者投递的情况，此时正文只使用有投递的岗位样本[21]，但也使用没有投递的岗位数量占比来作权重，这样就能检验由此带来的估计偏差。

（三）主要指标关系

平台数据库具有企业岗位要求信息（学历、经验、岗位类型等），也具有求职者年龄、性别、学历等指标。基于平台底层数据的优势，还可以获得求职者投递次数、岗位接收申请数等独特指标，还能提取供求双方的职位搜寻时长。平台具有企业发布的岗位出价工资，也能获得求职者历史工作的实际工资及当前的出价工资，但缺乏本次就业搜寻成功后的真实成交工资。此外还能利用平台底层数据优势获得若干重要的结果类指标，如通过平台发送的面试通知及互动信息等，基于文本分析就能尝试识别搜寻成功的求职者与企业。根据行业类型、企业规模、企业性质抽取的小样本，发现平台中求职者平均年龄为 31 岁，说明样本主要以青年人为主；男性占比约为 54%。基于企业与求职者匹配的小样本，发现求职者出价均值略高于企业出价均值，说明针对相同特定岗位匹配后的求职者出价会相对更高。

基于企业-岗位-求职者匹配后的结果类指标，可验证市场搜寻过程和匹配质量，并检验本文关键指标的定性关系。图 1（b）描述了企业出价与收到求职者投递数的联系，发现两者高度正相关，说明企业高出价发出了积极信号并吸引更多求职申请，这与班菲和比耶纳-罗丹等（2019）、李世杰（2023）的结果相同。图 1（c）比较了求职者出价与求职时长、投递次数的关系，发现正向关联性也很显著，说明求职者高出价显示了高要求的信号，并导致更长时期的求职搜寻，这与戴维斯等（2013）的解释一致。总的来看，企业招聘强度、个体求职努力是影响市场搜寻结果的重要因素（加瓦扎等，2018；费伯曼、库德亚克，2019），需要在供求匹配时加以考虑。



(a) 企业出价与企业福利　(b) 企业出价与收到申请数　(c) 求职者出价与求职时长、投递次数

图 1 供求双方的工资出价与匹配结果

注：使用就业平台抽取的企业-岗位-求职者匹配的小样本数据。

（四）关键参数估计

获得式(8)中的关键参数δ，是估计就业价格指数的前提。虽然可以细分到地区、行业、岗位类型等更小层次，但考虑到宏观上缺乏更细致的可比较对象，因此仅展示随时间变化的全国层面的参数估计结

[20] 针对求职者的出价分布，也可以使用中位数来处理，得到的结果完全一致。
[21] 岗位没有投递记录的比例较低，由此带来的企业出价低估问题较小；尤其是，未投递的岗位比例随时间变化相对比较稳定，由此对出价工资增长率的影响就会更小。

果。图 2 显示我国工作找寻率在时间维度上相对稳定，表明在线招聘平台具有较高的搜寻匹配效率。[22]图 2 也报告了企业均衡工资权重δ_t的变化趋势，发现它在各个季度的变化幅度较小，基本在 0.6 上下浮动，这与罗斯耶和斯库德里（2024）对美国软件与信息技术行业的研究结论类似。一旦得到均衡工资权重δ_t，就可以基于式(9)来估计EPI_t。若要细化不同地区、行业、岗位类型的交叉就业价格指数，则可以基于更详细的$\delta_{t,c,k,i}$来估计对应层级的$EPI_{t,c,k,i}$。

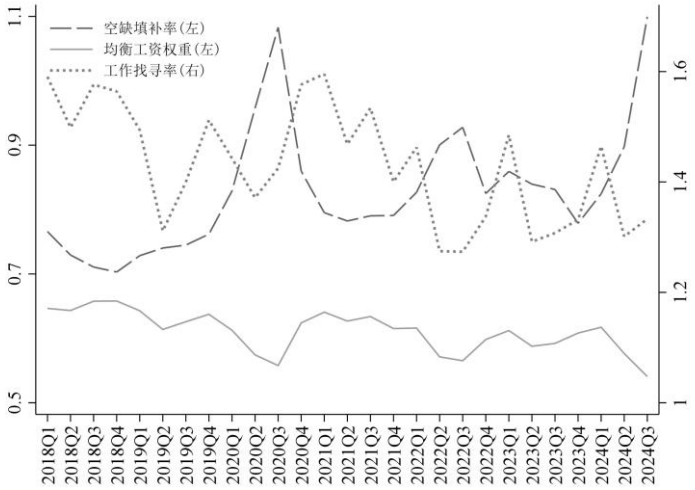


图 2 搜寻匹配理论估计均衡工资的权重参数

注：使用就业平台大数据的所有样本，涉及 2018 年 Q1~2024 年 Q3 约 27 个季度，累计约 56 亿次活跃投递匹配样本。图中空缺填补率和工作找寻率，分别为本季度所有岗位的平均填补时间和找寻工作个体的平均找寻时间倒数。

企业空缺填补率和求职者工作找寻率，是影响均衡模型的关键参数，它会直接影响就业价格指数准确性，这里也可以用其他方法来估算，并检验参数结果的稳健性。按照理论模型指出的方法，实际上既可以给定周期算岗位填补数量，也可以给定岗位数量算填补周期，两者存在同比例缩放关系。这里我们新定义空缺填补率为给定时间内的岗位填补比例，也新定义工作找寻率为给定时间内找到工作的人数比例。图 3（a）和图 3（b）发现，纵然使用不同方法，空缺填补率和工作找寻率的参数结果都非常接近，两种不同估计方式的参数结果几乎完全一致。在此基础上，图 3（c）进一步比较两个新定义基础上的均衡工资权重参数，发现它与正文使用的参数大小、变化趋势也很接近，由此说明估计的关键参数 δ 是比较可靠的。

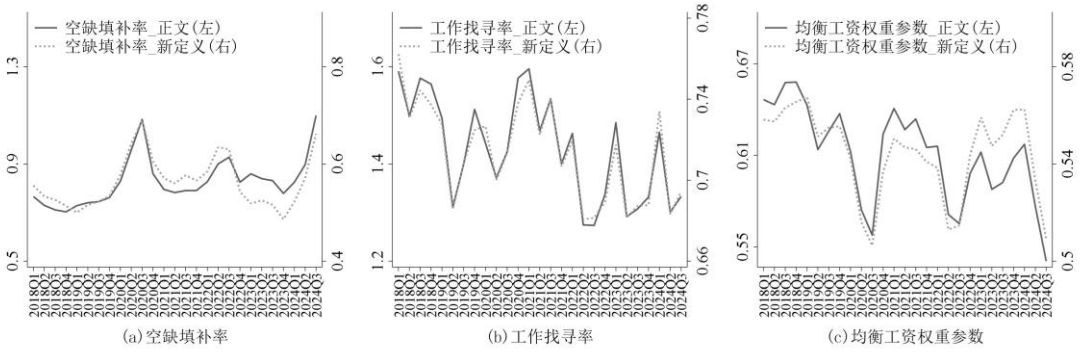


图 3 均衡工资关键参数的估计检验

注：关于空缺填补率和工作找寻率，正文定义分别为本季度所有岗位的平均填补时间和找寻工作个体的平均找寻时间倒数，新定义为给定时间内的岗位填补比例与给定时间内找到工作的人数比例。

[22] 戴维斯等（2013）构建了动态多期模型，并使用美国劳工局月频数据发现，每日职位空缺填补率为 0.05，每月职位空缺填补率约为 0.71，季度层面的空缺填补率一般为 0.9 以上。

四、就业价格指数估计与检验

上文已给出估算就业价格指数的估计方法和关键参数，本部分从实证上给出具体应用结果，且从样本结构等角度来讨论模型的合理性。考虑到缺乏交叉细分的宏观经济指标，作为对理论方法的直接检验，下文先估计比较全国总体层面的结果，之后再给出分区域、行业等交叉细分指数的结果。

（一）指数实际估计结果

本文使用招聘平台自 2018 年以来的总体数据来估计同比 *EPI* 指数。图 4 展示了企业出价工资均值增长率、对应的求职者出价工资均值增长率，也估计了岗位匹配后双方出价的均衡工资增长率（即就业价格指数）。[23]从中可以发现，求职者出价变化更占先导，也就是说求职者更能先感知到形势变化，并迅速传导至劳动力市场。需要注意的是，企业出价可以体现企业经营状况，求职者出价可以反映劳动者工作预期，故基于此估计的均衡工资增长率，实际上就能起到以主观反映客观的作用。由于招聘平台仅是事前出价工资，离实际成交通常还有时间距离，这说明就业价格指数更可能指示未来市场情况；如在以季度为单位时，它不仅能说明当前季度的情况，更有可能指示下季度的就业形势。

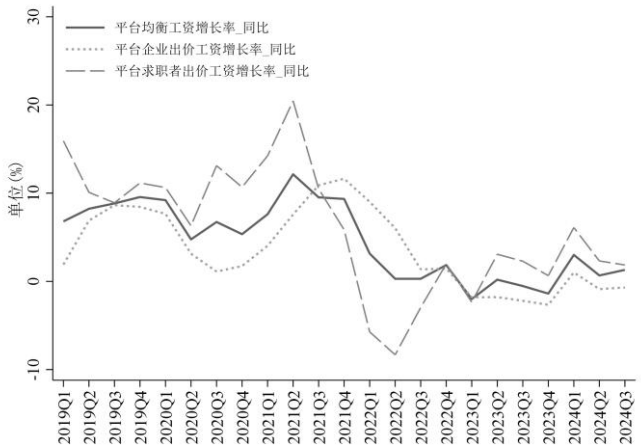


图 4 就业价格指数与供求出价增长率

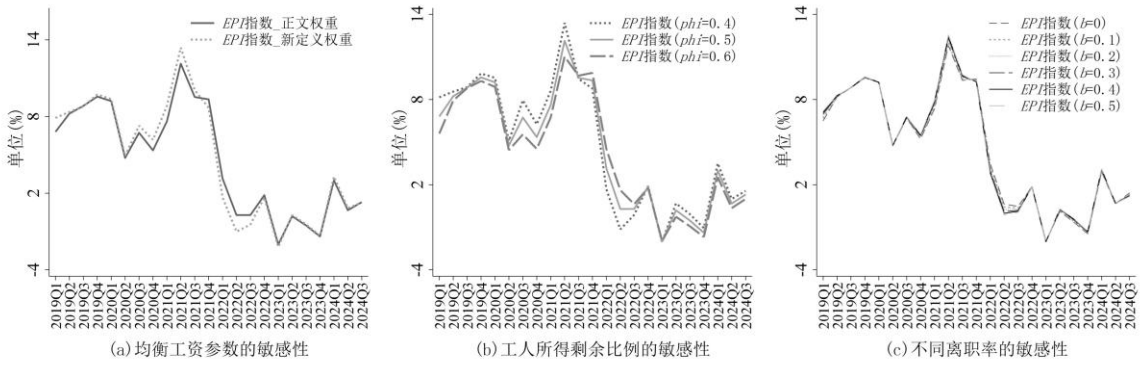
注：使用就业平台大数据所有样本，涉及 2018 年 Q1 至 2024 年 Q3 约 27 个季度，累计约 56 亿次活跃投递匹配样本。图中展示同比指数，缺失 2018 年值。

一般认为，环比指数受季节性影响较大，这是因为市场存在周期性差异；这类因素导致相邻季度的出价差异较大，故环比就业价格指数的波动更大。《管理世界》网络发行版附录附图 A1 展示了环比和同比 *EPI* 指数的变化趋势，发现同比指数能更好反映周期性变化，且波动频率明显较小；虽然环比指数波动频繁，但具有更好的预测性。应该说，环比指数和同比指数各有优劣，反映数据的不同特征，故需要综合考虑两类指数的变化情况。[24]以 2024 年 1 季度为例，就业价格指数出现反弹，这既可能是 2024 年 1 季度出现工资明显上涨，也可能是 2023 年 1 季度基数明显偏低，故需要综合比较环比与同比指数，才能得到合理的经济解释。

准确估计就业价格指数的前提，是得到稳健的均衡工资权重参数，包括空缺填补率、工作找寻率、工人所得剩余比例和离职率，接下来对这些参数的影响进行敏感性检验。基于前文空缺填补率和工作找寻率的不同定义，图 5（a）展示了新参数设定下的就业价格指数，发现不同方法估计的指数结果几乎完全一致。前文工人所得剩余比例和离职率是基于文献给出的固定参数，若设定不同的工人所得剩余比例、

[23] 在实际估算时，除正文对所有申请者的出价工资求平均外，使用中位数方法的结果也很稳健。
[24] 如无特别说明，正文仅报告同比指数分析结果，环比增长率结果见附录。

不同的离职率参数，图 5（b）和图 5（c）发现，无论怎样改变固定参数的设定，就业价格指数的变化趋势与本文基准结果几乎完全一致。



(a)均衡工资参数的敏感性　(b)工人所得剩余比例的敏感性　(c)不同离职率的敏感性

图 5 均衡工资影响指数结果的检验

注：新定义空缺填补率为给定时间内的空缺填补比例，新定义工作找寻率为给定时间内找到工作的人数比例。设定不同工人所得剩余比例φ（*phi*）与不同离职率b，不会影响指数估计结果。

（二）样本结构与退出偏差

1.样本结构检验

虽然在线平台数据有明显优势，可及时分析不同工种、行业的职位空缺和求职情况，但潜在问题是要检验数据代表性问题。[25]若在线招聘平台的行业或群体结构与总体分布存在差异，可能会对数据代表性与指数准确性产生影响。不过将 2023 年在线招聘平台与总体调查数据比较后，赵和托马斯（2023）发现，在线招聘平台中的性别、民族分布与住户调查没有显著差异；虽然信息科技行业在平台的代表性偏高，但其他行业在平台数据中也有近似比例地体现。分析不同行业的就业结构发现，平台数据的岗位分布与第七次人口普查的就业分布较为接近。图 6（a）进一步根据普查数据的行业结构重新加权，以提供具有代表性的估计结果，发现就业价格指数没有明显变动，故由样本结构偏差带来的指数影响会相对有限。

企业和求职者在平台的进出行为，也可能会影响就业价格指数。当前新产业、新业态和新模式快速发展，这类产业和职位一般处于行业前沿，需求量较大并最先体现在企业招聘中，但劳动者无法提前做出反应，这就容易产生较大供需缺口，导致短时间内这类岗位的薪资偏高。此外供求双方结构性退出市场的行为也可能会产生影响，经济环境较差后期望薪资较高的求职者会退出劳动力市场，由此低估供给端出价；生存困难的小微企业会停止招人或仅招聘刚需的高薪岗位，这就使得有招聘需求的岗位工资会被高估，并导致指数出现偏差。下面检验因供求行为调整带来的指数影响。行业结构变化主要体现为招聘薪资和需求数量的结构性调整，图 6（a）先用各行业发布岗位数量作为权重，后用各行业发布岗位的工资总额占比作为权重，将各行业 *EPI* 指数加权得到总体 *EPI* 指数，发现加权后指数与原指数非常接近。即各行业发布岗位数量与结构变化并不会显著影响指数，利用全平台构建的就业价格指数，能捕捉各行业的结构性变化。

[25] 如在线平台用户群更加年轻，也更可能留下出价工资信息，但马林斯库等（2021）比较撰写与未撰写过在线评论的受访者发现，不同个体提供了同比例的工资出价信息。前面基于平台数据抽取的小样本检验也发现，这种选择性偏差的比例较小，不会影响定性结果。

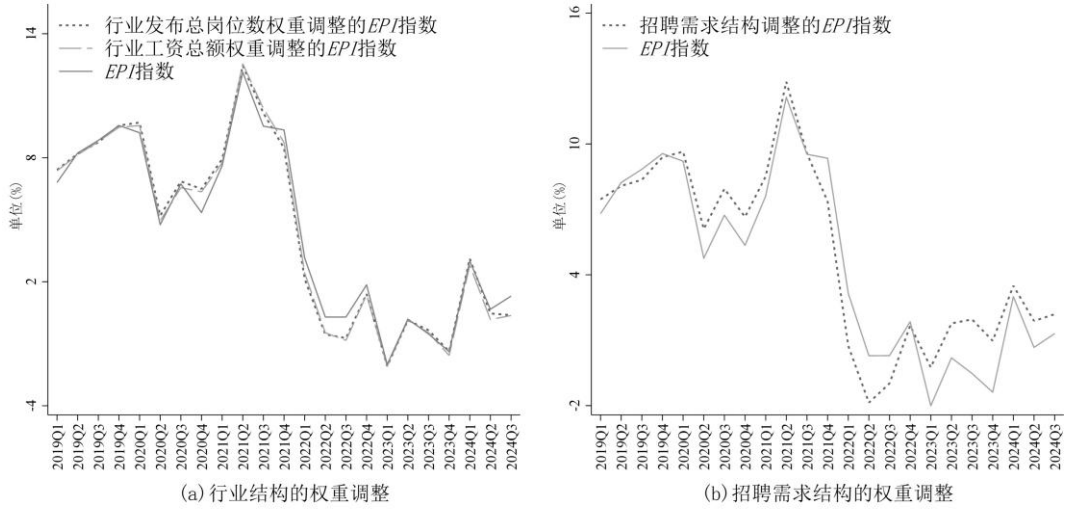


图 6 样本结构权重和招聘结构调整检验

注：图 6a 用各行业发布岗位数量、各行业发布岗位工资总额占比作为权重，将各行业 *EPI* 指数加权得到总体 *EPI* 指数。图 6b 虚线根据《中国人口和就业统计年鉴》2022 年实际就业人数比例作为招聘需求权重，重新计算得到 *EPI* 指数。

2.招聘方式结构的检验

在线招聘平台并不是劳动者工作搜寻的全部方式，根据《中国人口和就业统计年鉴》，在所有工作寻找方式构成中，2022 年有 44.5%的求职者主要使用招聘网站或广告；且随着受教育程度的提升，劳动者基于招聘网站找工作的比例会明显增加。《管理世界》网络发行版附录附图 A4 从时间趋势上发现，各类求职者都在越来越多使用招聘网站来寻找工作，在线招聘平台对总体样本的代表性也明显更强。这说明基于在线招聘平台大数据构造的就业价格指数，能越来越反映整体劳动力市场状况。

根据宏观总体数据，中小微企业、民营企业都贡献了 80%以上的劳动就业[26]，而在线平台中的招聘需求占比分别为 76%与 79%，两种数据来源的结果相对接近，说明平台需求结构与全国总体情况基本一致。为纠正招聘需求结构变化给指数带来的影响，本文把宏观统计的实际就业人数占比作为招聘需求权重来调整 *EPI* 指数，以检验招聘需求结构差异带来的指数影响。图 6（b）发现，纵然逆向加权总体招聘方式占比，考虑不同招聘需求结构的影响后，也不会显著改变指数结果，指数水平和方向仍然比较稳健。

（三）工资策略性出价行为

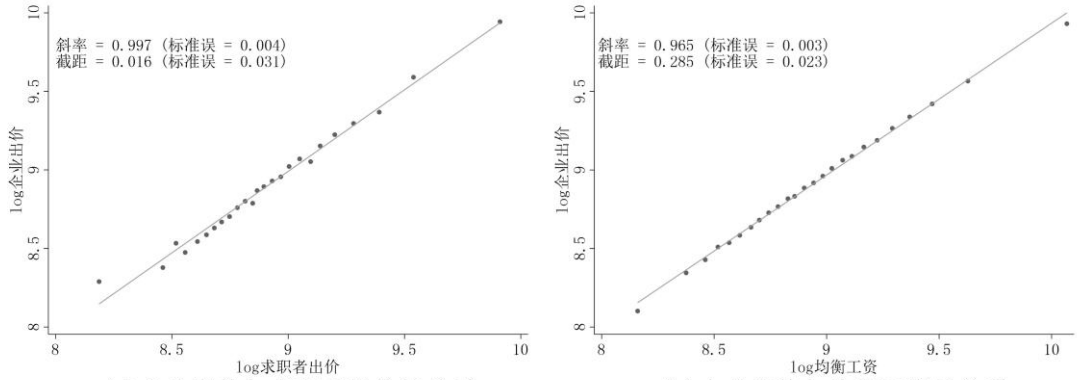
1.工资出价准确性

穆勒等（2024）分析了求职者工资出价的形成过程，发现一般是其上份职位工资的稳定增幅。卡利恩多等（2009）发现求职者出价与家庭负担有关，若配偶有稳定工作和收入来源，则求职者出价相对会高于最后成交工资。霍根（2004）发现，在其他条件不变的情况下，求职者失业时间越长，则重新工作搜寻时的工资出价会越低。但总的来看，求职者出价并不会显著偏离实际工资。在所有求职者中，市场均衡工资与出价工资的比重约为 90%，即求职者出价仅会偏离均衡工资 10%左右（卡利恩多等，2009）。

企业策略性行为也可能导致出价偏差，如企业为更快招聘到合适的求职者，可能会策略性提高工资出价至不合理水平。不过根据穆勒等（2024）的研究，企业几乎不会仅以工资出价来作为招聘策略的最核心指标，而是会优先改变其他条件来优化招聘策略，如放宽雇佣标准（塞德拉克，2014；卡里略-图德拉等，2023）、招聘有失业经历的人员等（李晓光，2024），故企业出价是相对稳定的。马林斯库和沃尔夫（2020）使用在线平台数据发现，岗位性质或工作特征能解释企业出价的 90%以上，策略性出价仅会

[26] 数据来自 https://www.gov.cn/guowuyuan/2018-08/20/content_5315204.htm; http://www.npc.gov.cn/npc/c2/c30834/202406/t20240627_437798.html。

使均衡工资偏离约 10%[27]，故这类策略性出价行为带来的影响也比较有限。



(a) 企业出价与求职者出价的关系　　(b) 企业出价与均衡工资的关系

图 7 供求出价偏差与均衡工资检验

注：使用就业平台抽取的企业-岗位-求职者匹配的小样本数据。均衡工资是仅正向回复的求职者出价区间最小值和企业出价区间最大值的均值，萨廷格（1991）证明该方法得到的理论均衡工资会趋近于岗位正式签署合同时的均衡工资。

为验证求职者和企业的出价偏差，图 7（a）展示了企业出价和对应求职者出价的关系，发现两者回归系数接近 1，即求职者并没有针对企业出价作显著策略性调整。图 7（b）是企业出价与该岗位最终均衡工资的关系，发现两者回归系数同样接近 1，即企业出价与均衡工资之间也没有系统性偏离。综合来看，求职者和企业出价不会进行过度策略性调整，他们与均衡工资之间存在相对稳定的关系，在平均意义上不会发生明显偏离。经济形势好时个体会有提高出价的激励，不过更快找到工作也是重要因素，故策略性求职者也会考虑降低出价。当然雇主也会提前观察市场情况，适当调整出价以跟上市场形势变化（阿德里安、莱登，2019）。另外，我国就业平台都是企业先出价，再有求职者的针对性投递及出价，天然的供求出价顺序，再加上多层多次的供求出价平均，就一定程度会抵消两者的策略性行为。且纵然供求出价水平存在高估，但只要这类偏差随时间保持相对稳定，则基于增长率计算的就业价格指数就不会受到明显影响。

2.出价工资的因果关联

根据指数构建原则，针对特定的工作岗位，本文是先将企业出价信息提取出来，然后计算特定岗位所有投递者的出价均值。这样求职者出价在较大程度上与企业出价有正向关联，并强调是基于同一特定岗位对象的直接比较，故理性的供求双方针对同对象的出价工资值应相对接近，由此将这两个出价加权后，就基本能确认供求出价的同向变动关系，更容易得到真实状态下的市场均衡工资。

不过以加权平均的方式来构建就业价格指数，可能会面临供求出价的因果关联问题。如在积极的经济信号激励下，供求双方可能都提升了出价预期，并导致两个出价的同向变动。本文认为，虽然企业和求职者的出价博弈确实存在正向关联，但只要不是简单直接的因果关系即可。尤其是，平台中企业和求职者出价存在先后顺序，企业出价仅是求职者出价的影响因素之一，两者并不是简单的一一对应关系，故指数受到的影响有限。

为进一步验证求职者出价是否显著受企业出价影响，我们在平台中随机抽取 1000 个求职者，提取自注册以来的所有投递行为。观察这些求职者的历次出价变化，发现求职者在同季度内反复调整出价的概率很低，它更多与求职者自身特征有关。这可能与招聘平台的机制设计有关，罗斯耶（2024）使用的美国就业搜寻平台是求职者先提供出价和简历特征，企业在浏览个体信息后再给出竞价，这与我国在线招聘平台的流程设计正好相反。从实际结果看，我国求职者季度出价的变化幅度较小，说明求职者出价与企业出价之间并不存在简单的因果关系。

（四）供求反复匹配检验

[27] 对比平台出价工资与成交工资，探究供求出价是否接近最终均衡工资，发现结论类似。

一个经常被忽视的问题是，企业会发布异质性工作岗位，其对应的求职者投递情况会有很大差异，过去用爬虫技术截取的部分样本会存在系统性结构偏差（莱斯特，2010）。本文基于平台底层数据，能区分企业发布岗位数量与投递数量的权重调整，由此可检验岗位结构差异带来的指数稳健性影响（阿尔布雷克等，2006）。加瓦扎（2018）发现，企业会投入更多招聘资源以更快填补岗位空缺，求职者也会增加求职努力以尽快找到工作；沃尔夫（2018）认为企业招聘强度是顺经济周期的，对搜寻时长不作控制会直接影响结果。与罗斯耶（2024）相比，本文重要优势是可以使用平台底层数据进行多维多层的反复匹配，企业和求职者出价工资求平均的方式也有多种，由此能检验不同干扰来源对指数估计结果的影响。

本文加总获得企业招聘努力程度与求职者搜寻强度，也获得独特的职位搜寻时长等结果类指标。正文中已使用求职者投递数作为权重，同一求职者多次投递至不同岗位，求职者的多次投递记录会被反复使用，由此能体现求职者的市场处境和求职努力。[28]当然也可以同时考虑求职者努力和企业招聘强度的一对一匹配方法。它是针对每个具体投递，先计算每个岗位供求出价的加权均值（使用前文估算的均衡权重），之后将所有投递频次的均衡工资求算术平均及增长率；这种方式是以求职者投递次数、岗位接收申请数为权重，同时考虑了双方处境和形势感知，由此结果也会更加敏感。另外，还可以进一步用岗位招聘时长和求职者找寻时长为权重，使用搜寻时长替换投递数量的方法，也能体现求职者和企业双方的结果处境。

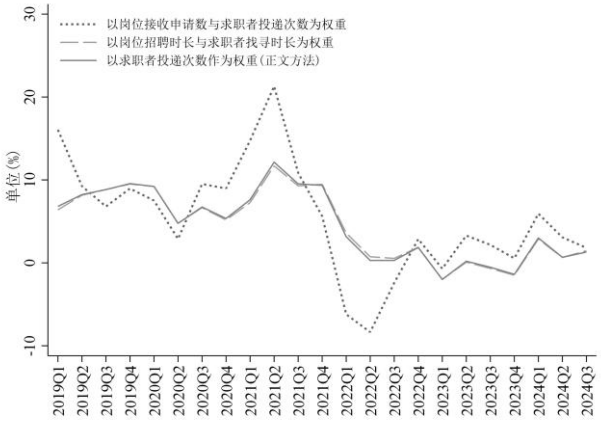


图 8 不同求和方式的就业价格指数比较

注：图中展示同比指数，缺失 2018 年估计值。正文采用实线的定义方式，仅以求职者投递次数作权重。

图 8 展示了上述 3 种方式得到的 *EPI* 指数，实线是正文所用方法，短虚线为一对一匹配方法得到，长虚线是双方搜寻时长作为权重，发现 3 种方法得到的指数变化趋势和波动频率几乎一致。值得注意的是，用双方搜寻时长作为权重得到的指数与正文指数基本一致，说明以双方搜寻时长作为权重不会改变正文结果，这也是正文仅使用投递次数作为权重的重要原因。进一步观察一对一匹配方法得到的短虚线，发现以求职者投递次数、岗位接收申请数作为权重后的波动幅度明显更大，但也能确认正文指数方向的稳健性。

五、就业价格指数验证与宏观应用

（一）平台与调查工资验证

1.平台成交工资验证

要判断就业价格指数优劣，可直接使用平台出清的成交工资来验证。不过平台目前并不直接掌握这

[28] 与传统线下方式不同，在线招聘平台的搜寻匹配更可能是多次匹配博弈，其中有部分是兼职岗位，所以在初期样本处理时仅保留全职就业岗位，并检验一份和多份工作搜寻匹配的结果差异。

个数据，而在线调查询问企业成交工资既面临成本高企的难题，又面临数据真实性的担忧。实际上基于供求双方特征及在平台上的交流记录，通过文本大数据也能推断最可能配对的双方及其成交工资。在实践中，平台底层数据可以提取供求博弈过程中的文本信息，基于平台算法就能获得搜寻匹配后的各轮次定性结果，并锁定复试者或终试者的出价工资（卡兰萨等，2022）。

萨廷格（1991）提出，在限定缩小匹配范围的数据配对后，可以更加接近获得事后成交工资；他证明了正向回复的求职者出价最小值和企业出价最大值的均值，会趋近岗位合同签署时的成交工资。在本文中，我们基于在线记录文本和平台算法得到最终正向回复指标，之后仅追踪双方正向交互样本，使用收到正向回复的求职者出价低值与企业出价高值求加权平均（前面搜寻匹配模型的权重参数），由此来代理平台成交工资。

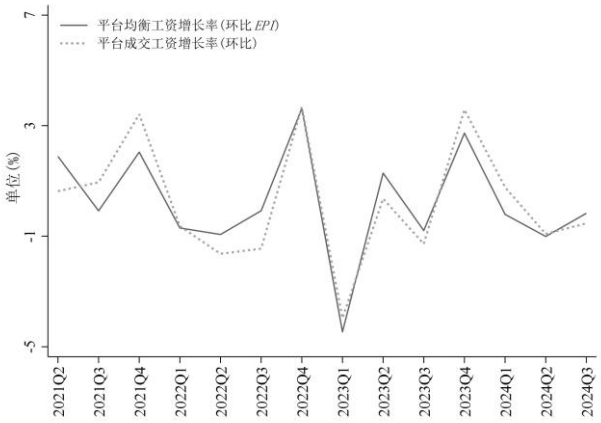


图 9 就业价格指数与平台成交工资增长率

注：平台正向回复的变量在近年才上线，导致指数观测值减少。环比 *EPI* 指数是实线，环比成交工资变化率是短虚线。

图 9 展示了平台成交工资和理论均衡工资的环比增速关系（由于平台正向回复变量近年才上线，故这里仅关注环比变化），实线为基于搜寻匹配理论估计的均衡工资增长率（*EPI* 指数），短虚线为基于大数据与文本分析估计的平台成交工资增长率。从中发现，两者变化趋势和波动频率一致，表明 *EPI* 指数具有很好稳定性。[29]

2.与现实调查工资比较

实际上最有验证价值的指标是外部来源的现实工资，也是检验本文就业价格指数质量的关键。下面直接比较 *EPI* 指数和调查工资增长率的变化趋势。考虑到平台数据以中青年为主，这里使用更能反映中青年变化、且季度层面有数据来源的农民工监测数据，它更能反映市场供求关系变化。当然我们也使用城镇居民人均可支配工资性收入来检验，它同时包括青年人与中老年群体，在家庭层面平均后该指标可能会更加平滑。这两类调查工资都来源于权威机构的入户调查，可以较好反映总体现实情况。

从图 10 结果看，平台均衡工资增长率与农民工调查工资增长率趋势非常一致，且平台均衡工资增长率的波动幅度显著更小，现实指示性也更强。城镇居民人均工资性收入包括社会保险缴费的延期支付部分，故该指标的变化幅度会更小，图 10 的结果也验证了这一点。总体来看，无论是农民工专项调查还是城镇住户调查，*EPI* 指数都较好拟合了调查工资增长率情况，现实调查工资增长率都与本文就业价格指数有稳定一致的变化方向[30]，拐点的变化幅度也基本一致。

[29] 除上述方式外，可在小样本基础上随机调查部分企业，询问实际成交工资，验证指数稳健性。
[30] 《管理世界》网络发行版附录附图 A2 展示了环比均衡工资与调查工资增长率的关系，发现两者也非常一致。

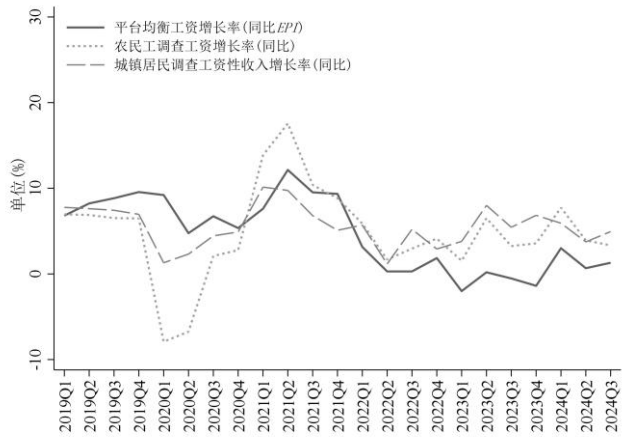


图 10 就业价格指数与调查工资增长率

注：图中展示同比指数，缺失 2018 年值。调查数据来自全国农民工季度监测和城镇居民住户调查。

总的来看，基于搜寻匹配模型可以合理估计均衡工资水平，使用平台底层数据检验也给出了稳健性结果。而且从增长率看，无论是使用平台成交数据还是外部调查数据，都合理验证了就业价格指数。因此说，基于理论方法估计的就业价格指数合理反映了均衡工资增长率，无论是在工资增长率的变化方向、增长幅度还是变化拐点上，就业价格指数都具有较好的拟合效果。

（二）失业率与求人倍率

1.均衡失业率

对于决策者来说，实时准确获得短期失业率数据面临较大挑战，而通过平台渠道及时掌握工资增长率是可能的。在短期分析框架下，货币工资变动率与失业率之间存在逆向变动关系，若名义工资增长率下降，则失业率上升（菲利普斯，1958）。[31]利用我国最近数据的研究表明，短期菲利普斯曲线刻画的经济周期对工资价格的驱动作用仍然保持稳定（万光彩等，2024）。法耶纳等（2022）发现，平台在线职位的工资出价与失业率之间也存在显著负相关，其对失业率的指示作用甚至比传统调查工资的表现还更好，这反过来能进一步验证就业价格指数的稳健性与应用价值。

上文理论部分已建立就业价格指数与均衡失业率的关系，接下来基于搜寻匹配模型来直接估计均衡状态下的失业率，并与调查失业率比较，由此讨论就业价格指数的现实意义。图 11 给出了利用搜寻匹配模型估计的平台均衡失业率，同时还展示了青年调查失业率[32]。从中发现，两者整体趋势与数值大小比较接近，尤其是每个拐点的变化节奏和趋势几乎相同。在没有滤波的情况下，这种拐点转折与起承吻合说明两者具有高度相似性。两者在前期非常一致，在中期两者差异有所扩大，但调查机构在 2023 年第 3 季度修正青年调查失业率后，两者又回到非常吻合的程度，这说明本文估计的就业价格指数是可信的。

[31] 在新凯恩斯主义框架下，在短期总供给没有遭受重大外生冲击时，高失业率与低总需求密切相关，而低总需求会给经济带来工资下降压力，由此会出现工资变动率与失业率的逆向变动。
[32] 我国登记失业率比较稳定，且招聘平台数据以中青年求职者为主，故下面侧重用青年调查失业率作比较。



图 11 理论估计失业率与调查失业率

注：平台样本主要是青年群体，故主要关注青年失业率。将调查公布的月度青年失业率在季度内取平均，得到季度青年失业率。2023 年 7 月到 2023 年 11 月由于口径调整，青年失业率暂停公布，该时间段用季度滞后一期的调整后青年失业率替代（即 2023 年 12 月替代 2023 年 Q3），同时用 2024 年 Q1 均值替代 2023 年 Q4。利用一般均衡条件下的搜寻匹配模型得到理论估计的均衡失业率。

考虑到 2020 年第 4 季度至 2023 年第 2 季度还处在新冠疫情封闭期间，疫情防控政策显著降低了从业者复工可能性，就业招聘市场也受到很大冲击。特别是疫情封闭后，线下实体的就业搜寻匹配受到很大限制，个体使用在线招聘网站找工作的比例有非正常的大幅提升，这可能导致更多成年人进入在线招聘平台，由此拉低了基于搜寻匹配理论和平台数据估计的平均失业率，并导致疫情期间两条曲线存在一定差异。[33]

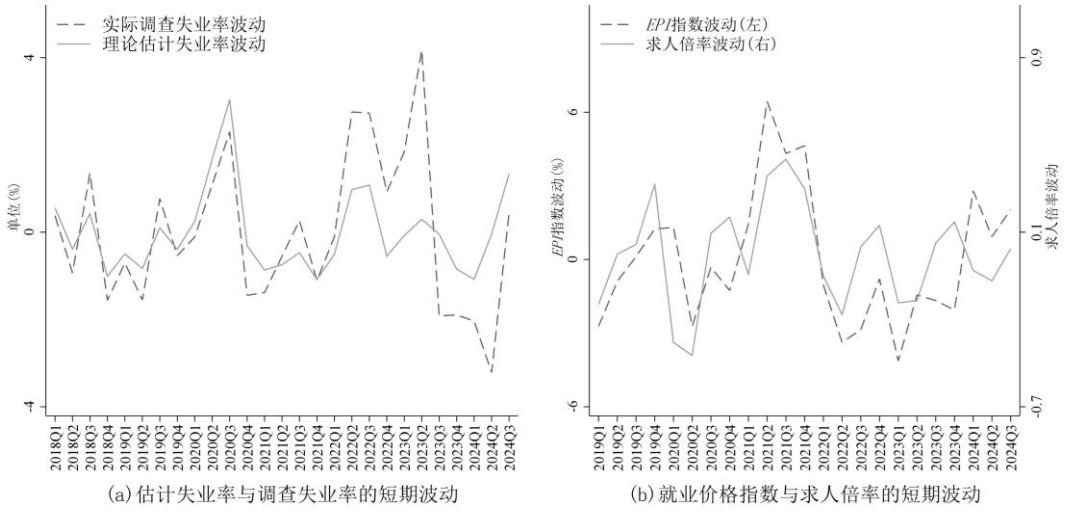


图 12 失业率与求人倍率的短期波动

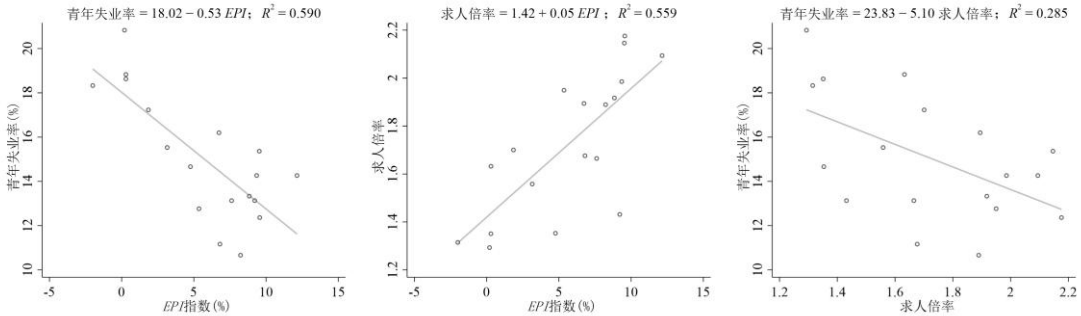
注：平台均衡失业率估计值与调查值、求人倍率的短期波动，均经过 HP 季度滤波得到。

将平台均衡失业率估计值与调查失业率实际值进行滤波，由此可以更好观察两者之间的短期波动关系。图 12（a）发现滤波之后两条曲线的变动趋势几乎完全一致，指标变化的方向、拐点、幅度等都基本相同，这再次说明就业价格指数对现实调查失业率的短期波动具有很好指示作用。

2.求人倍率

[33] 根据《中国人口和就业统计年鉴》，疫情前（2019 年）20~24 岁失业者中有 27.1%是查询招聘网站来找工作，疫情第一年（2020 年）该比例迅速大幅上升为 32.8%，疫情第二年（2021 年）该比例反倒有所下降为 32.5%。

平台无法记录不找工作或不在平台找工作的样本，难以捕捉全部在职人员数量，无法直接计算失业率和离职率指标。不过基于平台数据可以构建求人倍率指标作为对照，由此能进一步检验就业价格指数的合理性。求人倍率等于市场招聘需求人数除以求职申请人数，数值越大表明就业需求越旺盛。图 12（b）展示了滤波后求人倍率和就业价格指数之间的短期波动关系，发现两者显著正相关且契合程度很高。也就是说，纵然基于同一个在线招聘平台的数据，也能发现就业价格与就业数量之间具有很好的吻合程度，即本文提出的就业价格指数可以较好反映就业景气程度。



(a) 就业价格指数与青年调查失业率拟合　(b) 就业价格指数与求人倍率拟合　(c) 求人倍率与青年调查失业率拟合

图 13 就业价格指数与求人倍率及青年调查失业率比较

注：将调查公布的月度青年失业率在季度内取平均，得到季度青年失业率。

图 13 比较就业价格指数与求人倍率、青年调查失业率的关系。图 13（a）发现同比 *EPI* 指数与青年失业率明显负相关，两者简单相关系数高达-0.53，单个指标线性拟合的 R^2 为很高的 0.59，说明 *EPI* 指数对青年调查失业率具有较大解释力度，这与短期菲利普斯曲线的判断一致。[34]图 13（b）发现同比 *EPI* 指数与求人倍率显著正相关，仅单个指数对求人倍率的解释占比也能达到 0.56。图 13（c）是平台求人倍率与青年调查失业率之间的简单线性关系，发现拟合效果大幅下降。对比图 13（a）和图 13（c）发现，就业价格指数可以更好指示青年调查失业率变化（有更大的解释力度），它对调查失业率的指示作用甚至比传统求人倍率指标的表现还更好，体现就业价格指标相比就业数量指标具有优势。

（三）指示总体价格波动

就业价格指数可以解释传统数量型就业指标，可以解释广泛存在的量价分离现象，能达到从就业数量转向就业价格的目的。就业价格指数基于供需双方的工资出价得到，在要素市场上是价格传导的重要体现，是影响总体价格变化和通货膨胀率的关键环节，故下面继续讨论就业价格指数在宏观价格领域的应用。

居民消费价格指数（*CPI*）是反映居民消费环节的价格变动，而工业生产者出厂价格指数（*PPI*）侧重反映生产环节的价格变动情况。本文基于劳动要素价格的就业价格指数（*EPI*）与 *PPI* 关联性更高，故图 14 展示季度同比 *PPI* 与就业价格指数 *EPI* 的关系，发现两者整体变动趋势一致，且相比于 *PPI* 来说，*EPI* 的波动幅度更小，尤其还能提前约 2 个季度变动，即 *EPI* 是 *PPI* 的先导性指标。

[34] 平台求职者以中青年为主，*EPI* 指数与青年调查失业率趋势相同。菲利普斯（1958）使用的是对数线性拟合，若使用类似方法来拟合 *EPI* 指数与青年失业率的关系，发现 R^2 会达到显著更高的 0.74。

中外文人名（机构名）对照：多马斯（Domash）；萨默斯（Summers）；赵（Zhao）；托马斯（Thomas）；罗斯耶（Roussille）；卡兰萨（Carranza）；戴维斯（Davis）；福尔曼（Furman）；鲍威尔（Powell）；卡利恩多（Caliendo）；费伯曼（Faberman）；库德亚克（Kudlyak）；阿德里安（Adrjan）；莱登（Lydon）；穆勒（Mueller）；夏皮罗（Shapiro）；斯蒂格利茨（Stiglitz）；梅尔詹（Mercan）；谢弗尔（Schoefer）；弗林（Flinn）；马尔蒂诺（Mamertino）；辛克莱（Sinclair）；普赖斯（Pries）；罗格森（Rogerson）；卡里略-图德拉（Carrillo-Tudela）；雅格（Jäger）；萨廷格（Sattinger）；班菲（Banfi）；比耶纳-罗丹（Villena-Roldán）；加瓦扎（Gavazza）；斯库德里（Scuderi）；霍根（Hogan）；塞德拉克（Sedlacek）；马林斯库（Marinescu）；沃尔夫（Wolthoff）；莱斯特（Lester）；阿尔布雷克（Albrecht）；菲利普斯（Phillips）；法耶纳（Faryna）；戴蒙德（Diamond）；莫滕森（Mortensen）；皮萨里得斯（Pissarides）。

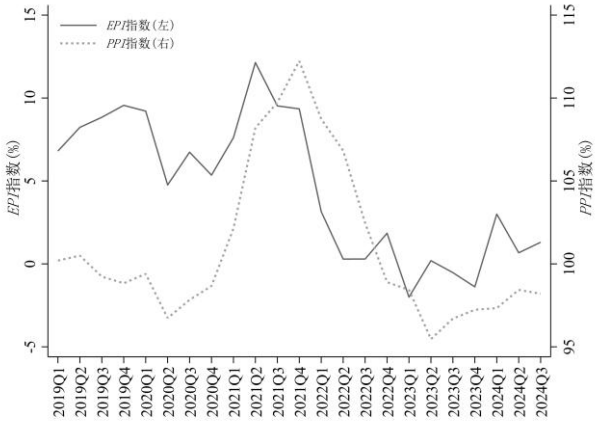


图 14 就业价格指数与 *PPI* 指数

注：将月度 *PPI* 在季度内平均得到季度 *PPI*，涉及 2019 年 Q1 至 2024 年 Q3 约 23 个季度。

表 1 进一步实证检验就业价格指数与 *PPI* 的关系，先分行业估算季度 *EPI*，并对 *PPI* 进行 *OLS* 回归，控制季节效应和行业固定效应。列（1）结果显示 *EPI* 指数与 *PPI* 存在显著正相关。列（2）与列（3）利用 *HP* 滤波方法继续分离波动性和趋势性，发现无论是波动还是趋势因素，*EPI* 指数均与 *PPI* 存在显著正相关关系。由于本文底层数据是供需双方的主观出价，它包含市场主体的发展预期，尤其是从工资出价到市场成交还有时间差，因此指数会具有显著前瞻性。列（4）~列（5）进一步分析指数滞后项与 *PPI* 的关系，发现滞后 2 期的 *EPI* 指数还能解释 *PPI* 变动，这与图 14 的结论相验证。所以说，就业价格指数能为宏观决策提供先导性指标，为提前把握宏观价格走势提供依据，企业和求职者据此也可以提前调整经营方向或求职策略。

表 1 就业价格指数与 *PPI* 指数

	(1) *PPI*	(2) *PPI* 波动	(3) *PPI* 趋势	(4) *PPI*	(5) *PPI*
EPI	0.337***				
	(0.116)				
EPI 波动		0.327*			
		(0.191)			
EPI 趋势			0.337***		
			(0.055)		
EPI 滞后一期				0.390***	
				(0.121)	
EPI 滞后两期					0.353***
					(0.090)
季节效应	是	是	否	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
样本量	184	184	184	176	168
R^2	0.146	0.026	0.617	0.158	0.140

注：*、**、***表示在 10%、5%和 1%水平显著，括号内为稳健标准误。就业价格指数和工业生产者出厂价格指数的短期波动经过 HP 季度滤波后得到。列（4）-列（5）由于滞后项样本减少。

（四）重要宏观指标应用

表 2 进一步检验 *EPI* 指数与主要宏观经济指标间的关联性，并展示就业价格指数的宏观应用价值。*GDP* 增速是宏观经济运行的总体指标，列（1）显示指数对 *GDP* 增速有很好指示作用。在线招聘平台是依赖市场力量的就业搜寻行为，基于此开发的 *EPI* 指数可能更接近市场化力量占主导的宏观指标。考虑到企业类指标更偏市场化，能更有效指示市场形势变化，适合与本文就业价格指数比较。列（2）显示 *EPI*

指数与企业景气指数显著正相关，列（3）~列（5）显示 *EPI* 指数能较好解释工业企业营业利润、工业企业营业成本、民间固定资产投资的变化。

表 2 就业价格指数对宏观经济指标的指示作用

u	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	GDP 增速	企业景气指数	工业企业营业利润	工业企业营业成本	民间固定资产投资
EPI	0.341***	0.997***	3.095**	0.739***	0.491*
	(0.130)	(0.201)	(1.461)	(0.235)	(0.269)
季节效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
样本量	207	190	161	161	184
R^2	0.147	0.388	0.136	0.081	0.110

注：*、**、***表示在 10%、5%、1%水平显著，括号内为稳健标准误。宏观数据来自 CEIC 数据库和统计年鉴。GDP 指标包括全行业数据，民间固定资产投资指标缺乏金融业、住宿和餐饮业，营业利润和营业成本指标仅涉及工业企业；企业景气指数的部分行业仅公布到 2022 年第 3 季度或 2023 年第 4 季度，故样本量有差异。

为进一步区分 *EPI* 指数对宏观经济变量的趋势性和波动性影响，下面通过 *HP* 滤波来处理相关变量，并解释 *EPI* 指数对宏观经济波动的指示作用。表 3 显示，纵然剔除趋势性因素，*EPI* 指数也能很好解释 *GDP*、工业企业营业利润、工业企业营业成本、民间固定资产投资的短期波动，*EPI* 指数对宏观变量波动的影响比较稳定。所以说，就业价格指数能有效反映当前我国主要宏观经济指标的长期趋势和短期波动。

表 3 就业价格指数与宏观变量的波动

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	GDP 增速-波动	*GDP* 增速-趋势	营业利润-波动	营业利润-趋势	营业成本-波动	营业成本-趋势	固定资产投资-波动	固定资产投资-趋势
EPI 波动	0.426**		5.224**		1.051***		1.030***	
	(0.177)		(2.317)		(0.323)		(0.359)	
EPI 趋势		0.240***		0.819**		0.488***		0.317**
		(0.076)		(0.402)		(0.080)		(0.132)
季节效应	是	否	是	否	是	否	是	否
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	207	207	161	161	161	161	184	184
R^2	0.031	0.590	0.101	0.693	0.082	0.409	0.062	0.518

注：*、**、***表示在 10%、5%和 1%水平显著，括号内为稳健标准误。宏观数据来自 *CEIC* 数据库和统计年鉴。*GDP* 指标包括全行业数据，民间固定资产投资指标缺乏金融业、住宿和餐饮业，营业利润和营业成本指标则仅涉及工业企业。

总的来看，具有微观基础的就业价格指数能较好反映宏观经济运行情况，可以指示宏观景气程度，能用来辅助对宏观经济走向的判断。尤其是，指数可以快速且前瞻性地监测经济形势，为及时了解经济运行走向提供重要信息。新指数还能先导性反映未来经济运行的预期结果，可作为短期经济预测的重要依据，能为企业生产经营、投资决策、用工计划设定或调整提供依据。特别是，就业价格指数有助于政府及时响应市场变化，迅速调整并做出决策，有助于各类市场主体更好平衡宏观判断和微观感受，有利于稳定市场发展预期。

六、结论与政策讨论

（一）主要结论

以就业数量为代表的宏观指标在实践应用中遇到一些挑战，这给经济决策带来困扰，需要从就业价格角度来弥补传统数量型经济指标的不足。基于全样本的招聘平台大数据，本文使用企业出价与多层多

维匹配的求职者出价，基于理论模型估计均衡工资增长率，并构建新的就业价格指数。它从就业价格而不是就业数量角度、从供求双方而不是单侧角度，全面反映宏观经济的新变化，为研判经济形势与制定政策提供参考。

就业价格指数的本质是均衡工资增长率，它能反映总体工资价格变化。新指数较好契合了调查工资与平台成交工资增长率，变化方向与转折点都能很好吻合。基于多层多次的供求反复匹配检验，发现用企业搜寻强度、求职者搜寻努力、供求搜寻时长作为权重来检验，都表明新指数具有很好稳健性。纵然考虑工资出价准确性、样本结构偏差、行业代表性等问题，也不会显著改变指数估计结果。

以极细的岗位颗粒度来估计，使就业价格指数既有明确的宏观指引，又有畅通的中观传导，更能在微观层面真实可感。尤其是，过去少有从企业和求职者双方来观察市场变化，对比同一特定岗位的两个出价能更加精准，求职者比一般住户更清楚自身就业条件，特定用工单位也比普通企业会更加准确。简单汇总的单侧指标容易存在偏差，岗位、求职者和企业层面高精度匹配后会更加精细，更能接近市场均衡工资；出价工资偏离实际工资的比例较低，基于此再估计均衡工资增长率，就更能得到准确的指数估计结果。

基于搜寻匹配模型估计的就业价格指数，具有坚实的理论基础，在补充企业空缺填补率与求职者工作找寻率等参数后，能建立就业价格指数与均衡失业率的直接联系，可及时指示宏观总体失业率变化。尤其是，它比平台求人倍率的变化幅度更小，能与青年调查失业率相匹配，其对失业率的指示作用更优于传统求人倍率的表现。就业价格指数能直接反映总体劳动价格变化，可指示*PPI*指标的动态调整，能稳定体现宏观价格的短期波动。新指数还与工业企业营业利润、固定资产投资的变化等有一致变动，得到主要宏观经济指标的较好验证，可以用来辅助宏观经济决策。

就业价格指数不仅能看到最终结果，还能看到市场博弈过程，能更加精准、细化地解释形势变化成因。与传统指标不同的是，新指数基于主观出价反映客观情况，包含供需双方的发展预期，能更好体现市场情绪变化；且价格指标的可验证性、透明可感性较强，可以观察从微观到宏观的合成过程，有助于理解重大结构变化引致的宏观经济与微观感受温差。岗位出价通常前置于实际成交，指数具有从当期映射未来的特征，对市场变化有显著先导性，可为政策提供前瞻性信息，有助于政府及时响应并迅速调整宏观决策。

（二）应用讨论

价格是市场经济条件下宏观经济管理的核心，是准确全面衡量经济运行状况的最佳指标，是政策工具发挥有效作用的关键核心。近年来宏观和微观对经济的感知存在差别，其根源在于普遍出现的量价分离现象；市场主体对价格的敏感程度比对数量要更加明显，这突显就业价格比就业数量的优势。当前传统失业率指标越来越难以适应宏观政策分析的需要，我们提出要从就业数量转向就业价格，并基于供求关系获得对市场竞争程度和经济形势的判断。本文提出的就业价格指数，同时考虑了就业价格和就业数量的一体两面，可给宏观决策提供两个同等重要侧面的证据，以综合反映宏观经济运行态势。当前经济运行面临一些困难，打破反向螺旋机制的关键是温和提升价格水平，建议要加强就业价格指数监测，更好发挥其服务宏观经济决策的现实价值。

虽然搜寻匹配理论和菲利普斯曲线使用不同的分析框架，但都发现名义工资增长率与失业率有对应关系。不过宏观供给侧的菲利普斯曲线在实践中一般使用居民消费价格作为决策依据，而本文是基于平台大数据与搜寻匹配理论获得的工资增长率来判断，更加符合名义工资的直接设定，且具有显著前瞻性、及时性、交叉性的优势。货币政策上的泰勒规则是使用短期利率来逆向指示通胀率与产出变化，而本文就业价格指数则从就业市场的供求价格来反映宏观经济变动，两者具有较大互补性。与菲利普斯和泰勒规则不同的是，就业价格指数对行业、区域经济决策也有重要的指示作用。

就业价格指数具有广泛的现实应用价值。在决策应用方面，新指数具有新行业、新岗位、新就业形态的全覆盖，可及时提供分城市、行业的交叉就业信息，能快速反映总体工资变化，具有指示经济波动的明确含义。掌握总体工资分配信息，是就业基本公共服务的重要内容，对合理配置人力资源和支持宏观决策具有重要意义。在形势分析上，它能观察供求博弈过程，可以研究出价工资的定价策略，讨论就

业搜寻匹配的背后决定机制；交叉提供人工成本及工资指导线信息，可为行业协会提供指导，为修订职业分类大典提供依据。在市场应用方面，岗位工资信息可以为了解商业前景提供参考，给市场主体提供微观定价指导，为个体工作规划或职业选择提供参考，为企业招聘定薪、定期调薪等提供决策依据。

就业价格指数计算方便，在季度或月度结束时可立即获得，能快速反映就业市场和总体经济形势变化，且更前瞻、更高频率和更精细化。但也存在一些局限，这与在线招聘平台用户群体的代表性有关。如平台用户主要是年轻群体，年龄大且不善使用智能手机的求职者比例偏低。在线求职者的学历水平偏高，发布的岗位主要在大中城市，小城市或者农村地区的岗位相对较少。由于大数据的记录存储特征，难以长时间追踪特定企业的招聘过程或求职者行为，较难追踪长期失业、退出市场或长期没有招聘成功的岗位。

参考文献：

[1] 陈琳、高悦蓬、余林徽:《人工智能如何改变企业对劳动力的需求——来自招聘平台大数据的分析》,《管理世界》，2024年第6期。

[2] 董志强、彭娟、刘善仕:《平台灵工经济中的性别收入差距研究》,《经济研究》，2023年第10期。

[3] 冯明:《农民工与中国高储蓄率之谜——基于搜寻匹配模型的分析》,《管理世界》，2017年第4期。

[4] 耿林、毛宇飞:《中国就业景气指数的构建、预测及就业形势判断——基于网络招聘大数据的研究》,《中国人民大学学报》，2017年第11期。

[5] 何超、韩晗:《搜寻匹配理论的发展和在宏观经济学中的应用》,《经济学(季刊)》，2024年第1期。

[6] 李世杰:《互联网平台企业定价策略与用户获取—来自中国外卖行业的经验证据》,《经济研究》，2023年第6期。

[7] 李晓光:《教育失配经历对企业雇佣决策的影响：来自简历投递实验和在线招聘职位的证据》,《管理世界》，2024年第4期。

[8] 万光彩、田涵晖、张成思:《菲利普斯曲线迷失了吗？—基于通胀动态和预期形成机制的分析》,《管理世界》，2024年第3期。

[9] Adrjan, P. and Lydon, R., 2019, "Clicks and Jobs: Measuring Labour Market Tightness Using Online Data", *Economic Letters*, 68(6), pp.1~17.

[10] Albrecht, J., Gautier, A. and Vroman, S., 2006, "Equilibrium Directed Search with Multiple Applications", *Review of Economic Studies*, 73(4), pp.869~891.

[11] Banfi, S. and Villena-Roldán, B., 2019, "Do High-Wage Jobs Attract More Applicants? Directed Search Evidence from the Online Labor Market", *Journal of Labor Economics*, 37(3), pp.715~746.

[12] Caliendo, M., Gambaro, L. and Haan, P., 2009, "The Impact of Income Taxation on the Ratio between Reservation and Market Wages and the Incentives for Labour Supply", *Applied Economics Letters*, 16(9), pp.877~883.

[13] Carranza, E., Garlick, R., Orkin, K. and Rankin, N., 2022, "Job Search and Hiring with Limited Information about Workseekers' Skills", *American Economic Review*, 112(11), pp.3547~3583.

[14] Carrillo-Tudela, C., Gartner, H. and Kaas, L., 2023, "Recruitment Policies, Job-Filling Rates, and Matching Efficiency", *Journal of the European Economic Association*, 21(6), pp.2413~2459.

[15] Davis, J., Faberman, J. and Haltiwanger, C., 2013, "The Establishment-Level Behavior of Vacancies and Hiring", *Quarterly Journal of Economics*, 128(2), pp.581~622.

[16] Diamond, A., 1982, "Wage Determination and Efficiency in Search Equilibrium", *Review of Economic Studies*, 49(2), pp.217~227.

[17] Domash, A. and Summers, H., 2022, "How Tight Are U.S. Labor Markets?", NBER Working Paper No. 29739.

[18] Faberman, J. and Kudlyak, M., 2019, "The Intensity of Job Search and Search Duration", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11(3), pp.327~357.

[19] Faryna, O., Pham, T., Talavera, O. and Tsapin, A., 2022, "Wage and Unemployment: Evidence from Online Job Vacancy Data", *Journal of Comparative Economics*, 50(1), pp.52~70.

[20] Flinn, J., 2006, "Minimum Wage Effects on Labor Market Outcomes under Search, Matching, and Endogenous Contact Rates", *Econometrica*, 74(4), pp.1013~1062.

[21] Furman, J. and Powell, W., 2021, "What is the Best Measure of Labor Market Tightness?", www.piie.com/blogs/realtime-economics/2021/what-best-measure-labor-market-tightness, November 22, 2021.

[22] Gavazza, A., Mongey, S. and Violante, G. L., 2018, "Aggregate Recruiting Intensity", *American Economic Review*, 108(8), pp.2088~2127.

[23] Hogan, V., 2004, "Wage Aspirations and Unemployment Persistence", *Journal of Monetary Economics*, 51(8), pp.1623~1643.

[24] Jäger, S., Roth, C., Roussille, N. and Schoefer, B., 2024, "Worker Beliefs About Outside Options", *Quarterly Journal of Economics*, 139(3), pp.1505~1556.

[25] Lester, B., 2010, "Directed Search with Multi-Vacancy Firms", *Journal of Economic Theory*, 145(6), pp.2108~2132.

[26] Mamertino, M. and Sinclair, M., 2019, "Migration and Online Job Search: A Gravity Model Approach", *Economics Letters*, vol.181, pp.51~53.

[27] Marinescu, I., Chamberlain, A., Smart, M. and Klein, N., 2021, "Incentives Can Reduce Bias in Online Employer Reviews", *Journal of Experimental Psychology: Applied*, 27(2), pp.393~407.

[28] Marinescu, I. and Wolthoff, R., 2020, "Opening the Black Box of the Matching Function: The Power of Words", *Journal of Labor Economics*, 38(2), pp.535~568.

[29] Mercan, Y. and Schoefer, B., 2020, "Jobs and Matches: Quits, Replacement Hiring, and Vacancy Chains and Vacancy Chains", *American Economic Review: Insights*, 2(1), pp.101~124.

[30] Mortensen, T. and Pissarides, A., 1994, "Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment", *Review of Economic Studies*, 61(3), pp.397~415.

[31] Mueller, I., Osterwalder, D., Zweimüller, J. and Kettemann, A., 2024, "Vacancy Durations and Entry Wages: Evidence from Linked Vacancy–Employer–Employee Data", *Review of Economic Studies*, 91(3), pp.1807~1841.

[32] Phillips, W., 1958, "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957", *Economica*, 25(100), pp.283~299.

[33] Pissarides, A., 1985, "Short-Run Equilibrium Dynamics of Unemployment, Vacancies, and Real Wages", *American Economic Review*, 75(4), pp.676~690.

[34] Pries, J. and Rogerson, R., 2022, "Declining Worker Turnover: The Role of Short-Duration Employment Spells", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 14(1), pp.260~300.

[35] Roussille, N., 2024, "The Role of the Ask Gap in Gender Pay Inequality", *Quarterly Journal of Economics*, pp.1557~1610.

[36] Roussille, N. and Scuderi, B., 2024, "Bidding for Talent: A Test of Conduct in a High-Wage Labor Market", Working Paper.

[37] Sattinger, M., 1991, "Consistent Wage Offer and Reservation Wage Distributions", *Quarterly Journal of Economics*, 106(1): 277~288.

[38] Sedlacek, P., 2014, "Match Efficiency and Firms' Hiring Standards", *Journal of Monetary Economics*, vol.62, pp.123~133.

[39] Shapiro, C. and Stiglitz, E., 1984, "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device", *American Economic Review*, 74(3), pp.433~444.

[40] Wolthoff, R., 2018, "Applications and Interviews: Firms' Recruiting Decisions in a Frictional Labour Market", *Review of Economic Studies*, 85(2), pp.1314~1351.

[41] Zhao, D. and Thomas, L., 2023, "Introducing the Glassdoor Employee Confidence Index", www.glassdoor.com/research/glassdoor-employee-confidence-index-launch.

附录一：参数设定与失业率模拟

表 A1 求解均衡失业率的参数设定

定义	参数	数值变化	数据来源
离职率	b	固定值	离职与调薪调研报告
空缺填补率	α	动态变化	平台数据
工作找寻率	β	动态变化	平台数据
维持一个岗位带来的成本	c	参数校准后得到	平台数据校准
工人所得剩余比例	φ	固定值	冯明（2017）
风险中性投资者的资本回报率	ρ	5 年期贷款市场报价利率季度均值	Wind 数据库

注：基于搜寻匹配模型来估计均衡失业率。

附录二：环比与同比价格指数

在实际计算 EPI 指数时，还会遇到同比和环比的取舍问题，如周期性行业会在不同时期减少或者增加岗位发布，导致指数出现周期性变动。以季度数据为例，环比季度$EPI_{H,q}$为：$\frac{w_q-w_{q-1}}{w_{q-1}} \approx \ln\frac{w_q}{w_{q-1}}$，同比季度 $EPI_{T,q}$ 为：$\frac{w_q-w_{q-4}}{w_{q-4}} \approx \ln\frac{w_q}{w_{q-4}} = \ln\left(\frac{w_{q-3}}{w_{q-4}}\frac{w_{q-2}}{w_{q-3}}\frac{w_{q-1}}{w_{q-2}}\frac{w_q}{w_{q-1}}\right) = \ln\left(\frac{w_{q-3}}{w_{q-4}}\right) + \ln\left(\frac{w_{q-2}}{w_{q-3}}\right) + \ln\left(\frac{w_{q-1}}{w_{q-2}}\right) + \ln\left(\frac{w_q}{w_{q-1}}\right) = EPI_{H,q-3} + EPI_{H,q-2} + EPI_{H,q-1} + EPI_{H,q} = \sum_{i=0}^{3} EPI_{H,q-i}$

从上式可以看出，同比 EPI 指数是环比 EPI 指数的加总。相邻两期环比$EPI_{H,q}$指数的变化为：

$$\Delta EPI_{H,q} = EPI_{H,q} - EPI_{H,q-1} = \ln\frac{w_q}{w_{q-1}} - \ln\frac{w_{q-1}}{w_{q-2}}$$

相邻两期同比$EPI_{T,q}$指数的变化等于：

$$\Delta EPI_{T,q} = EPI_{T,q} - EPI_{T,q-1} = \ln\frac{w_q}{w_{q-4}} - \ln\frac{w_{q-1}}{w_{q-5}} = \ln\frac{w_q}{w_{q-1}} - \ln\frac{w_{q-4}}{w_{q-5}}$$
$$= EPI_{H,q} - EPI_{H,q-4}$$

从上式发现，季度同比$EPI_{T,q}$指数变化，是当期环比$EPI_{H,q}$指数与上年同期$EPI_{H,q-4}$指数的差，环比$EPI_{H,q}$指数变化能反映当期环比$EPI_{H,q}$指数与上季度$EPI_{H,q-1}$指数的差。季度同比$EPI_{T,q}$可避免季节性波动带来的指数不稳定问题，更能反映周期性变化；但季度环比$EPI_{H,q}$指数可捕捉某时间段的变化趋势，反映指标的周期性变化，劣势是受季节性波动影响较大。

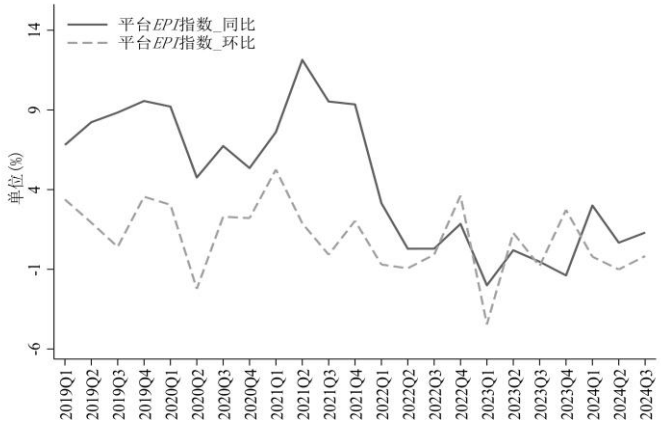
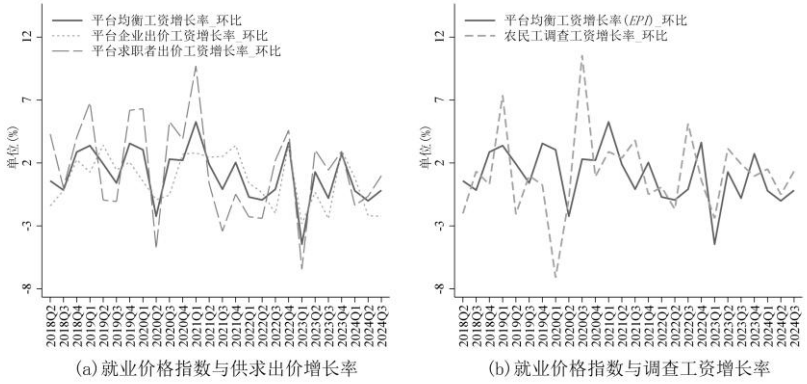


图 A1 环比和同比的就业价格指数比较

注：使用就业平台大数据所有样本，由于展示同比指数，故缺失 2018 年估计值。



(a)就业价格指数与供求出价增长率　　(b)就业价格指数与调查工资增长率

图 A2 环比就业价格指数

注：使用就业平台大数据的所有样本，由于展示环比指数，故缺失 2018 年 Q1。

附录三：招聘需求结构

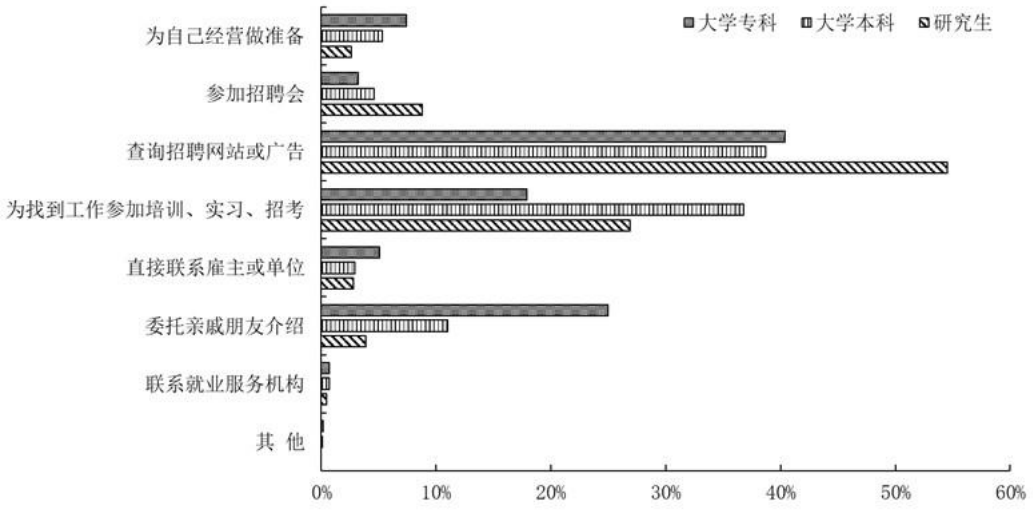


图 A3 在 2022 年不同学历者寻找工作的方式占比

注：数据来源为 2023 年《中国人口和就业统计年鉴》。其中展示 2022 年不同学历找寻工作方式的占比，发现通过招聘网站方式找寻工作的比重很高，尤其是学历层次越高，则招聘网站找工作的比例就越大。

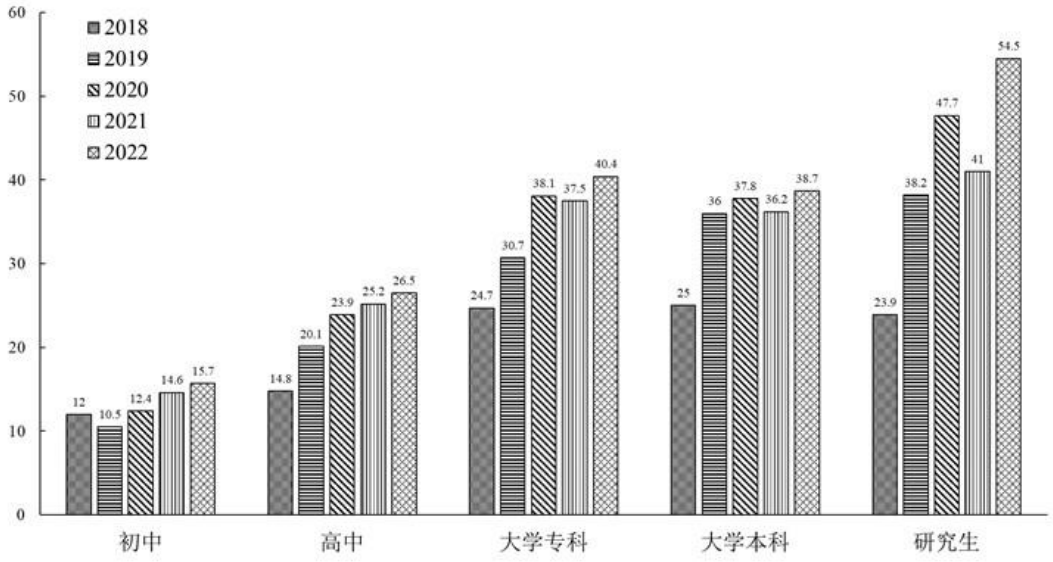


图 A4 求职者主要以招聘网站找寻工作的占比趋势

注：数据来源为《中国人口和就业统计年鉴》。发现相比于疫情前后，在疫情期间求职者以招聘网站方式找寻工作的比例明显增长，表明在疫情期间更多人进入在线招聘平台找寻工作。

Constructing the Employment Price Index to Assist Macroeconomic Policy: Theory, Method, and Application

Wan Haiyuan, Li Fan, Li Qiang, Shen Meng and He Weidong

Abstract: This paper utilizes a recruitment platform big data, and constructs a new employment price index based on search and matching theory to dynamically monitor the macroeconomy, better serving macro decision-making. For specific job positions with particular conditions, after enterprises providing the initial wage offer, job seekers apply for corresponding positions based on their own conditions and submit their wage bids. The equilibrium wage growth rate is estimated based on the supply-demand matched wage bids, allowing us to construct the employment price index at the job level. The robustness of this index is confirmed through testing against platform turnover wages, platform vacancy rates, surveyed wages, and surveyed unemployment rates. By utilizing the granular data of job positions after supply-demand matching, the index can reflect real-time changes in market wages, providing a reference for analyzing macro-price trends and serving to monitor the unemployment rate and the macroeconomy. The employment price index combines employment quantity and wage price, which can capture the phenomenon of volume-price divergence. It provides clear macroeconomic guidance, facilitates smooth transmission at the meso level, and has tangible applications at the micro level. By proactively reflecting market expectations, it helps bridge the gap between macroeconomy conditions and individual perceptions, serving as an auxiliary indicator for macroeconomic decision-making.

Keywords: employment price index; wage bidding; supply-demand match; vacancy filling rate; job finding rate

结构性货币政策如何缓解中小企业融资困境
——基于异质性银行视角的解释[1]

王朝阳[2]　闵逸杰[3]　代伟[4]

【摘　要】本文构建了一个包含银行异质性和捆绑融资困境的动态随机一般均衡模型，解释结构性货币政策如何缓解中小企业融资困境。在面临风险冲击时，相比于经营更加稳健的大型银行，中小银行的存款稳定性更低，其资产负债表状况的恶化将降低中小银行给中小企业的信贷投放规模、推高对中小企业的信贷利率，从而加剧中小企业的“融资难、融资贵”问题。此时，旨在为中小银行提供流动性的结构性货币政策可以改善中小银行的信贷投放能力，从而缓解中小企业的融资困境。本文还发现，由于银行异质性，宽松的总量型货币政策将产生不利于中小企业的结构性效应。因此，应更加有针对性地实施结构性货币政策，更加注重总量型与结构性货币政策的协调配合，切实改善中小企业的融资困境。

【关键词】结构性货币政策　中小企业融资困境　异质性银行模型

引　言

2024 年 7 月召开的党的二十届三中全会审议通过的《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》（后文简称《决定》）指出，要健全中小企业增信制度，加强中小企业金融支持，构建中小企业发展壮大机制。中小企业“融资难、融资贵”的困境是个老问题，也是一个需要持续跟踪研究并加以解决的新问题。作为老问题，是因为中小企业一直在国民经济中占有重要地位，也一直在融资可得性和融资成本方面存在困难。工业和信息化部等部委联合发布的《促进大中小企业融通发展三年行动计划（2018）》指出：“中小企业是国民经济和社会发展的生力军，是建设现代化经济体系、推动经济实现高质量发展的重要基础”。世界银行（2017）[5] 的研究表明，中国中小微企业潜在融资需求达 4.4 万亿美元，而融资供给仅 2.5 万亿美元，缺口比重高达 43.18%。作为需要跟踪研究的新问题，是因为党中央高度重视中小企业融资问题，并一直致力于在政策上解决问题。

现有文献从多方面研究了中小企业融资困境的根源和应对措施。党的十九大报告和二十大报告提出，要深化金融体制改革，加强对中小微企业创新和发展的支持。习近平总书记在中央金融工作会议上强调，要坚持深化金融供给侧结构性改革，着力营造良好的货币金融环境，充实货币政策工具箱，引导金融机构把更多金融资源用于中小微企业。为了缓解中小企业融资困境，中国人民银行近年来创设了多种助企纾困的政策组合，先后推出了定向降准、定向再贷款、普惠小微贷款减息支持工具等一系列创新型结构性货币政策工具。对于这类结构性货币政策工具，能否缓解中小企业的融资困境？具体通过什么样的机

[1] 原载于《数量经济技术经济研究》2024 年第 8 期
[2] 王朝阳，研究员，中国社会科学院大学博士生导师
[3] 闵逸杰，博士研究生，中国社会科学院大学应用经济学院
[4] 代伟，博士研究生，中国社会科学院大学应用经济学院
[5] 网址为：http://documents.worldbank.org/curated/en/653831510568517947/MSME-finance-gap-assessment-of-the-shortfalls-and-opportunities-in-financing-micro-small-and-medium-enterprises-in-emerging-markets.

制发挥作用？都是必须从理论上做出回答的新问题。

现有研究指出，中小企业所面临的融资难题主要源于其固有的高风险性和信息不对称性，同时金融体系的发展水平和结构特征也限制了其为中小企业提供有效服务的能力（林毅夫等，2023）。一方面，中小企业由于信息不透明、缺乏充足抵押物、经营风险较高、容易受经济周期和不利冲击的影响（王正位等，2020），难以获得大型国有商业银行的信贷支持（Berger 和 Udell 2002；张一林等，2021）。此外，在中国的制度背景下，大型企业和大型银行之间的密切联系、政府对银行经营的干预等因素，导致大型国有商业银行更倾向于向大型企业提供贷款，难以满足中小企业的融资需求（姚耀军和董钢锋，2015；Cull 等，2015）。

“中小银行优势理论”认为，中小银行与中小企业之间具有地理距离接近、内部组织功能匹配、信息沟通顺畅、层级结构简单、信贷决策灵活等优势，能够为中小企业提供更多的关系型贷款（Stein，2002），进而缓解中小企业的融资约束（林毅夫和李永军，2001；刘畅等，2017），改善中小企业在负面冲击下的生存能力（胡秋阳和李文芳，2023）。一系列其他因素（例如高投资增长模式和宏观经济失衡）也可以通过金融体系本身的结构性特征和运作机制对中小企业融资环境施加影响。由于与国家有联系的企业获得的隐性政府担保在经济衰退期间和政府推动的大规模投资计划的过程中变得更加突出，中央政府推动的大规模投资计划（即“四万亿”计划，参见 Cong 等（2019））和地方政府参与的大量固定资产投资（刘畅等，2020）驱动的信贷扩张不成比例地偏爱国有企业，挤出了国有大型商业银行发放的中小企业贷款（葛晶和李翠妮，2023）。

但是，中小银行与大型银行相比存在显著的异质性，在经营发展中面临诸多挑战。第一，由于资本充足率和拨备覆盖率普遍低于大型国有商业银行，资产质量和盈利能力相对较差，风险管理水平相对较低，抵御风险能力相对较弱，中小银行更容易受到经济波动和金融危机的影响（范小云和荣宇浩，2021；许友传，2020）。第二，中小银行的内部控制水平和公司治理体制建设存在明显短板，经营效率较低（张晓燕，2021）。监管者与中小银行之间的信息不对称更加严重，导致中小银行更容易面临道德风险和腐败问题（林毅夫等，2023）。因此，虽然存款人的市场约束（Demirgüç-Kunt 和 Huizinga, 2004）有助于强化银行的效率，但也导致风险更高的中小银行在存款市场上面临更强的融资约束和更高的融资成本。第三，中小银行在存款市场上受到更强的竞争压力。由于缺乏品牌效应和客户忠诚度，相比于大型国有银行，第三方支付和互联网金融产品冲击对中小银行的负面影响更加严重。当受到风险冲击时，家庭更加倾向于将存款从风险较高的中小银行中转出，并重新配置于安全性更高的大型国有银行。此时，存款稳定性较低而经营风险较高的中小银行会大幅度地调整其贷款组合或收缩贷款规模，必然给本与其亲近的中小企业造成融资冲击（Duygan-Bump 等，2015）。这种被称为捆绑融资困境（周开国等，2022）的现象，不仅会强化中小企业的融资约束，改变货币政策的传导机制和传导效率，也会加剧金融系统和实体经济的波动。

由于以上原因，中小银行在存款市场上面临更强的金融摩擦。相比于大型银行，中小银行经营活动更容易受到风险冲击（张勇等，2022），其存款获取能力更弱、成本更高、稳定性更低——我们把这种现象称作存款市场上的银行异质性。研究表明，存款和贷款活动具有极强的协同性（Drechsler 等，2017），银行负债管理的困难增加会通过降低银行信贷供给来减少企业信贷获取（周开国等，2022）。其他的间接证据包括，在金融危机期间，更加依赖于核心存款和股权资本融资（从而融资来源更为稳定）的“零售银行”的贷款受冲击更小（Cornett 等，2011），而更依赖于从其他金融机构借款（从而融资更容易受到风险冲击的影响）的“批发银行”的信贷投放能力趋于崩溃（Gertler 等，2016）。因此，在“中小银行优势理论”和捆绑融资困境理论的基础上，本文将存款市场上的银行异质性纳入新凯恩斯模型框架（New Keynesian，NK），构建了一个包含家庭、大型银行、中小银行、中间品生产商、批发商、最终品生产商、

资本品生产商和中央银行 8 个部门的动态随机一般均衡（Dynamic Stochastic General Equilibrium，DSGE）模型，以刻画异质性企业的外部融资成本和外部融资能力受到金融体系自身结构和融资能力的影响。由于大型银行和中小银行对货币政策的响应存在差异，存款市场上的银行异质性使得货币政策对大型企业和中小企业具有异质性影响，即货币政策具有结构性效应。对此，中央银行可以通过结构性货币政策将资金投放到特定的金融机构，从而改善中小企业的融资约束。

在传统的总量型货币政策有效性下降（陈小亮等，2023；张向达和刘冬冬，2020）的背景下，中国人民银行创设了大量结构性货币政策工具。国内已有大量文献讨论结构性货币政策工具的有效性和传导机制。在实施效果方面，有研究认为定向降准政策有利于增强政策扶持企业的银行信贷可得性（郭晔等，2019），疏通小微企业通过正规金融体系进行融资的渠道，优化企业债务的期限结构；也有观点认为，定向降准政策释放的流动性未精确流入目标企业，政策效果不佳（林朝颖等，2016；黎齐，2017）。因此，一些文献开始尝试分析商业银行的策略性行为对于结构性货币政策有效性的影响（马理等，2015；冯明和伍戈，2018），认为结构性货币工具的政策收窄不同经济部门的信贷利差，但其政策效果受到定向部门贷款需求利率弹性和贷款管理成本差异的影响，在特定的区间内可能无法达到政策目标。从传导机制来看，结构性货币政策可以通过信息效应和预期管理、改变商业银行对定向部门贷款的收益和成本、收益率曲线控制、协调配合微观审慎管理、最后贷款人职能等机制进行传导（潘敏和刘姗，2018；楚尔鸣等，2019）。此外，在总量型货币政策对中小企业和大型企业融资具有非对称影响的背景下，结构性货币政策还可以通过优化银行信贷结构调节紧缩性货币政策对中小企业的过度冲击，降低中小企业的融资约束，提高货币政策的传导效率（李建强和高宏 2019；江振龙，2021）。这些代表性文献大都认为结构性货币政策可以通过多种机制缓解中小企业融资困境，但都没有考虑大小银行的融资可得性差异和中小银行的比较优势，也没有涉及此二者在结构性货币政策缓解中小企业融资困境的传导机制中扮演的角色。

与现有文献不同，本文着眼于中小银行与大型银行的异质性，从中小银行风险冲击的传导渠道对结构性货币政策如何缓解中小企业融资困境提出了理论解释。中小银行的风险管理和处置能力弱于大型银行，一些中小银行风险持续暴露，对中小企业融资产生不利影响。本文发现，风险冲击会迫使家庭将存款从中小银行转移至大型银行，恶化中小银行的核心负债管理，从而加剧中小企业融资约束。此时，结构性货币政策工具能够改善中小银行的资产负债表，降低风险冲击给中小银行带来的不利影响，从而缓解中小企业的融资约束。

与已有研究相比，本文的边际贡献体现在三个方面：第一，将存款市场上的银行异质性引入异质企业模型。2008 年金融危机后，宏观经济学及其主流的 DSGE 模型受到质疑，陈彦斌和陈惟（2017）回顾宏观经济学百年简史后对罗默提出的“宏观经济学的麻烦”做出回应，认为应将“产业、金融和异质性等更多贴近现实的元素纳入宏观经济学模型，并使用数值模拟的方式对模型的数值解进行分析”，从而破解宏观经济理论与现实脱节的难题。现有文献强调了银行存款对于货币政策传导的影响（Gertler 和 Karadi，2011；Drechsler 等，2017），以及贷款市场上的银行异质性对于异质性企业的外部融资成本的影响（战明华等，2023）。在这两支文献的基础上，本文将大型银行和中小银行在存款市场上的异质性和捆绑融资困境纳入 DSGE 模型，丰富了宏观金融理论的研究视角，提高了宏观经济学对现实的解释力。第二，将银行风险与中小企业融资困境联系起来，为结构性货币政策的作用提供了新的理论阐释。本文提出了结构性货币政策的风险冲击传导渠道，即结构性货币政策工具能够缓解风险冲击对中小银行的不利影响，从而改善中小企业的融资困境。在捆绑融资困境理论（周开国等，2022）的基础上，本文强调了在金融风险冲击下，结构性货币政策稳定经济和改善中小企业融资困境的重要作用，为结构性货币政策如何发挥作用提供了一个新的视角。第三，利用中国 2010~2019 年间的数据对模型进行贝叶斯估计，并利用估计得到的参数对结构性货币政策的政策效果进行定量评估，为结构性货币政策的实施提供了有力

的理论支持和实证依据。

一、银行存款市场异质性的现实证据

与大型银行相比，中小银行面临资本充足率和拨备覆盖率低、内部控制管理水平不高、公司治理机制建设存在短板、在存款市场上受到更强的竞争压力等挑战。当受到风险冲击时，家庭可能倾向于将存款从风险较高的中小银行中转出，并重新配置于安全性更高的大型银行，这将抑制中小银行的存款获取，也使得大银行在存款市场上对风险并不敏感，从而导致风险冲击对于不同规模银行的存款吸纳能力存在异质性影响。对此，本部分将予以检验，为后续基于异质性的分析提供现实证据。

本文按照中国人民银行和国家金融监督管理总局发布的系统重要性银行名单[6]，将其中 20 家银行作为大型银行，将其他存款类金融机构（包括地方性银行、农商行、信用社等）作为中小银行，从 CSMAR 数据库收集整理了中国商业银行 2010~2019 年的非平衡面板数据，构建如下估计模型予以检验：

$$DepositGrowth_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Risk_{i,t} + \beta_2 X_{i,t}^{D} + \mu_i^{D} + v_t^{D} + \varepsilon_{i,t}^{D} \quad (1)$$

其中，$DepositGrowth_{i,t}$为商业银行 i 在 t 期的存款的同比增长率，$Risk_{i,t}$为商业银行 i 在 t 期的风险，包括操作风险，道德风险，市场风险等风险。本文主要用破产风险作为银行风险的代理变量进行回归。$\beta_0, \beta_1, \beta_2$为待估参数，$\mu_i^{D}$为个体效应，$v_t^{D}$为固定时间效应，$\varepsilon_{i,t}^{D}$为随机扰动项。

本文的指标选取。现有文献关于银行风险的衡量主要使用 Z 指数（蒋海等，2021；马理等，2020）、不良贷款率（项后军等，2018）、来衡量银行的风险，银行风险 Z 值通常用来测度银行破产风险（李俊青等，2017），不良贷款率度量的是银行事后风险，侧重反映银行贷款资产的质量，风险加权资产占比表示银行的风险承担意愿。本文使用不良贷款率来衡量银行风险冲击。另外，除了时间效应和个体效应外，本文还控制了注册资本（Register Capital），公司存款占比（Corp Deposit Ratio），核心资本充足率（Cor Capital Adequacy Ratio），息税前利润与资产比例（EBIT To Asset），净利差（NIS），净息差（NIM），资产周转率（Asset Turnover）等变量。

基准回归结果见表 1。列（1）是全样本回归的结果，列（2）是中小银行的回归结果，列（3）是大银行的回归结果，回归结果表明，银行风险显著降低了银行的存款吸收能力。分样本来看，银行风险显著降低了中小银行的存款获取，但对大型银行的存款获取的影响不显著。这意味着当面临风险冲击时，银行规模异质性导致存款市场存在异质性，中小银行在存款市场上受到的负向影响更大。本文进行了系列稳健性检验：首先，本文使用商业银行资本增长率代替商业银行存款增长率进行回归；其次，分别使用 Z 指数、商业银行不良贷款增长率作为被解释变量作为稳健性检验；最后，为了防止极端值扰动，进行了 1%，99%两侧缩尾重新进行回归，回归结果均表明存款市场存在异质性[7]。

[6] 系统重要性银行名单包括：中国光大银行、中国民生银行、平安银行、华夏银行、宁波银行、江苏银行、广发银行、上海银行、南京银行、北京银行、中信银行、浦发银行、中国邮政储蓄银行、交通银行、招商银行、兴业银行、中国工商银行、中国银行、中国建设银行、中国农业银行。

[7] 限于篇幅未在正文中展示，回归结果见附件。

表 1 存款市场异质性：基准回归

变量	(1)	(2)	(3)
	全样本	中小银行	大银行
银行风险	-0.030***	-0.025***	-0.038
	(0.007)	(0.008)	(0.029)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
观测值	487	385	102
调整 R2	0.345	0.397	0.224

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为标准误。下同。

银行风险与存款获取关系之间可能存在反向因果问题，导致基准回归结果有偏。为了解决这一问题，我们采用工具变量法和动态面板系统 GMM 估计两种方法来进行内生性检验（高嘉璘等，2024），从而增强研究结果的稳健性。

首先，我们采用了银行风险的一阶滞后项作为银行风险的工具变量。一方面，银行风险的滞后项与银行风险的当期值有较强的关联性，满足工具变量相关性的要求；另一方面，当期的银行风险不会对上期的银行存款获取产生影响，满足外生性条件。表（2）中的面板 A 展示了工具变量回归结果。列（1）中的银行风险显著为负，说明银行风险对银行存款获取具有不利影响；列（2）中大型银行风险对银行存款获取的影响不显著，而中小银行风险则显著为负，说明考虑内生性因素后，中小银行在存款市场上受到的负向影响更大，中小银行在存款市场上的异质性结论稳健。

其次，为了进一步控制过去的银行风险与存款获取之间的动态关系造成的内生性问题，我们控制了存款获取的滞后项，并采用了动态面板系统 GMM 估计进行回归分析。表 2 中的面板 B 列出了动态面板回归的结果。Arellano-Bond 检验的结果表明，扰动项的一阶差分存在一阶自相关，但扰动项的二阶差分不存在二阶自相关，因此符合扰动项不存在自相关的前提。结果再次表明，风险冲击对中小银行存款获取的影响高于大型银行的结论具有稳健性。

表 2 存款市场异质性：工具变量法和动态面板回归

变量	A: 工具变量法		B: 系统 GMM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
银行风险	-0.106*		-0.011**	
	(0.055)		(0.006)	
中小银行风险		-0.107*		-0.011**
		(0.054)		(0.006)
大型银行风险		-0.011		-0.022
		(0.038)		(0.039)
L.存款增长率			0.482***	0.480***
			(0.116)	(0.115)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	否	否
个体固定效应	是	是	是	是
观测值	454	454	463	463
Anderson-Rubin Wald 检验	25.059***	13.085***		
Cragg-Donald Wald F 检验	38.453***	19.258***		
Hansen P 值			0.120	0.108
Arellano-Bond AR(1) 检验			-3.203***	-3.210***
Arellano-Bond AR(2) 检验			-0.509	-0.520

中小银行的管理者一般以本地人为主，平常能够主动与当地客户接近，可通过多种渠道收集客户的真实信息并据此监测贷款风险。这种基于软信息进行信息识别和风险控制的能力构成了地区性中小银行的独特优势，能够与其他银行进行差异化竞争，抵御其他银行的竞争冲击。为此，地区性中小银行普遍深耕本地市场，大多采用线下人工方式开展信贷业务，通过线下网点为经营区域内的中小企业提供服务（张一林等，2021），因此中小银行在服务中小企业上更具有优势（林毅夫等，2009）。存款市场上的异质性会抑制中小银行的盈利能力，恶化中小企业的融资。为此，需要采取一些具有行业或机构倾向性的货币政策来实现结构目标（彭俞超和方意，2016）。央行创设了多种结构性货币政策工具，比如支小再贷款，就是针对中小企业融资创设的结构性货币政策工具。支小再贷款自 2014 年起向城市商业银行、农村合作银行、村镇银行和民营银行等中小金融机构发放。对符合要求的贷款，按贷款本金的 100%予以资金支持。当中小金融机构获得支小再贷款支持时，支小再贷款是否可以弥补存款市场的异质性，下文将予以验证。

设定回归方程如下：

$$DepositGrowth_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SMP_t + \beta_2 X_{i,t}^S + \mu_i^S + v_t^S + \varepsilon_{i,t}^S \quad (2)$$

其中，$DepositGrowth_{i,t}$为银行 i 在 t 期受到的风险冲击，SMP_t为 t 期的结构性货币政策，使用支小再贷款的增长率来衡量，结构性货币政策支持力加大，支小贷款同比增加。和（1）一致，我们同时控制了注册资本（Register Capital）、公司存款占比（Corp Deposit Ratio）、核心资本充足率（Cor Capital Adequacy Ratio）、息税前利润与资产比例（EBIT To Asset）、净利差（NIS）、净息差（NIM）、资产周转率（Asset

Turnover）等变量。$\beta_0, \beta_1, \beta_2$为待估参数，$\mu_i^S$为个体效应，$v_t^S$为固定时间效应，$\varepsilon_{i,t}^S$为随机扰动项。

回归结果见表 3。其中列（1）是全样本回归结果，列（2）是小银行的回归结果，列（3）是大银行的回归结果。回归结果表明，结构性货币政策显著促进了商业银行存款，对中小企业的促进效应在 1%水平显著，而对大型银行不显著，意味着当中小银行面临风险冲击时，结构性货币政策可以弥补中小银行在存款市场上的异质性影响。

表 3　结构性货币政策对存款增长的影响

变量	(1) 全样本	(2) 中小银行	(3) 大银行
结构性货币政策	0.544***	0.619***	-0.177
	(0.185)	(0.195)	(0.795)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
观测值	379	308	71
调整.R2	0.236	0.306	0.114

注：结构性货币政策实施时间为 2014 年，导致回归样本少于表 1 的样本数量。

由于中小银行存款吸纳对于银行风险更为敏感，风险冲击将降低中小银行的信贷投放能力，恶化中小企业的融资困境。下文将通过建立一个具有银行异质性的 DSGE 模型，进一步研究风险冲击对中小银行存款吸纳以及中小企业融资的不利影响，并在此基础上分析结构性货币政策能否通过中小银行风险冲击渠道缓解中小企业融资困境。

二、基于异质性银行的理论模型

为了探究结构性货币政策能否通过中小银行风险传导机制缓解中小企业融资困境，本文在 Gertler 和 Karadi（2011）、熊琛和金昊（2021）、Sun 等（2021） 等研究的基础上做出如下扩展：第一，假设大型银行和中小银行均在存款市场上吸纳存款。现有文献通常通过银行间市场上的行为区分大型银行和中小银行，将中小银行简化为仅仅通过银行间市场进行融资（Sun 等，2021），或者认为在银行间市场上充当资金拆入方的银行为中小银行（田国强和赵旭霞，2019）。但是，银行的核心负债管理对于银行的贷款具有更强的支持作用，批发融资无法替代存款的作用（Dagher 和 Kazimov，2015；周开国等，2022）。因此，本文的假设更贴近中国经济的现实。第二，假设大型银行和中小银行在存款市场上面临不同强度的融资约束。由于中小银行内部控制薄弱、风险承担行为更为激进、部分中小银行经营风险事件爆发等因素，储户对于中小银行的信任较低，中小银行在存款市场上面临更紧的融资约束，这与现实情况也是比较吻合的。因此，本文假设能更准确地刻画中小银行和中小企业融资困境之间的相互联系。

本文的模型共包括八个部门：家庭、大型银行、中小银行、中间品生产商、批发商、最终品生产商、资本品生产商和中央银行。

(一) 家庭部门

参考 Gertler 和 Karadi（2011） 的设定，假设经济体中有一个连续统的代表性家庭。假设在每个家庭中有三种类型的成员：工人、管理大型银行的银行家和管理中小银行的银行家。其中，工人向中间品生产商提供劳动力，并获得工资。我们假设，本期是管理大型（中小）银行的银行家在下期仍然为管理大型（中小）银行的银行家的概率是 θ，在下期退出银行管理者群体并成为工人的概率是 $1-\theta$。我们假定，对于每一种类型的银行管理者，有等量的工人成为银行管理者补充进来，以保持银行管理者的总量不变。

代表性家庭通过选择消费 C_t 和劳动供给 L_t来最大化预期效用[8]

$$\max \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\log(C_t - hC_{t-1}) - \chi \frac{L_t^{1+\phi}}{1+\phi}\right] \tag{3}$$

我们假设家庭可以在大型银行和中小银行存款，存款利率均为无风险实际利率 R_t，因此家庭的预算约束可以表示为：

$$C_t + B_t = w_t L_t + \Pi_t + T_t + R_t B_{t-1} \tag{4}$$

其中，B_t 为家庭在银行体系中的总存款，包括在大型银行中的存款 B_{st}，和在中小银行中的存款 B_{pt}；w_t 为实际工资；Π_t 为家庭因持有对非金融企业和银行体系的所有权而获得的净支付；T_t 为一次性总量税收。

令 ϱ_t 表示 t 期消费的边际效用，则家庭部门对劳动的一阶条件为 $\chi L_t^{\phi} = \varrho_t w_t$。即家庭多提供一单位劳动带来的负效用等于将新增收入用于消费所带来的正效用。家庭部门的欧拉方程为 $\mathbb{E}_t\left[\Lambda_{t,t+1} R_{t+1}\right] = 1$。其中，$\Lambda_{t,t+1} = \beta \varrho_{t+1}/\varrho_t$ 是随机贴现因子。

(二) 中间品生产商

我们假设经济中有大型企业和中小企业生产中间品，分别标记为 s 和 p。每种类型的企业均使用柯布-道格拉斯生产函数生产同质的中间品：

$$Y_{jt}(i) = A_{jt} K_{jt}(i)^{\alpha_j} L_{jt}(i)^{1-\alpha_j},\ \log A_{jt} = \rho_j^A \log A_{jt-1} + \epsilon_{jt}^A \tag{5}$$

由于同一部门中的中间品生产商具有对称性，以下省略标记中间品生产商的记号 i. 在每期末，中间品生产商和银行签订贷款合同，从而为下一期所需的资本投入获取资金。假设每份合同的贷款利率为 R_{jt+1}^K，可用于购买一单位资本。令中间品生产商与银行签订的贷款合同数量为 S_{jt}，因此，我们有 $Q_t^K K_{jt+1} = Q_t^K S_{jt}$，其中 $Q_t^K K_{jt+1}$ 是所购买的资本的价值，$Q_t^K S_{jt}$ 是贷款合同的价值。为了简单起见，我们假设在中间品生产商从银行融资的过程中不存在摩擦。因此，模型中只有银行在吸收存款时面临资产负债表约束。

(三) 银行部门

模型中存在两种类型的银行：大型银行 s 和中小银行 p。两类银行均在存款市场上从家庭部门吸纳存款，并向企业提供贷款。

在银企匹配结构设定上，考虑到大型企业通常从大型银行获得信贷，而中小微企业主要从中小银行获得信贷的典型事实，本文遵循战明华等（2023）的设定，假设“大银行服务大企业，小银行服务小企业”。现有研究表明，大型企业更容易获得大型银行的信贷支持，而中小金融机构能够更好地满足中小企业的

[8] 该假设意味着存款市场为竞争性市场，即大型银行和中小银行均不存在市场势力。在附录中，我们进一步将银行在存款市场上的市场势力纳入模型。具体而言，我们采用了 DIU (Deposits-in-Utility) 的设定，这使得银行可以按照低于无风险利率的存款利率吸纳存款。结果表明，除银行存款渠道（Drechsler 等，2017）所蕴含的差异外，企业信贷和产出与正文的竞争性存款市场模型呈现相似的动态性质。

融资需求。例如，刘畅等（2017）计算发现，股份制商业银行、城商行和农村金融机构贷款单位新增贷款中流向中小企业的比例分别高出国有大型银行约 76%、250%和 337%。这种融资约束差异对中小企业（靳来群，2015）以及在经济衰退时期（Cong 等，2019）更加明显。尽管在国家政策引导和金融科技技术的支持下，大型银行为中小企业贷款具有越来越多的优势，从而增加了对中小企业的贷款，但是，“中小型银行优势”仍然是一个非常典型的现象。例如，王修华和刘锦华（2023）研究发现，大型银行服务重心下沉主要撬走了农村金融机构的大型客户，产生“掐尖效应”。因此，我们假设大型银行仅仅向大型企业提供贷款（Chang 等，2019）。现实的融资困境迫使中小企业向中小银行寻求关系型贷款来满足融资需求。此外，由于中小银行资产规模较小，在做完贷款分散化后难以为大型企业提供大额贷款（林毅夫等，2023）。因此，我们假设中小银行仅向中小企业提供贷款。这种特征使得我们能够分析，结构性货币政策的中小银行风险冲击渠道，以及对中小企业融资困境的政策效应。

在每一个时期末，类型 $j=s,p$ 的银行管理者使用累积的自有资本 n_{jt} 以及从家户吸收的储蓄 b_{jt} 作为营运资本。假设企业资产价格为 Q_t^K，银行持有的向对应企业的贷款合同量为 s_{jt}，因此银行管理者面临资产负债表等式约束为：$Q_t^K s_{jt}=n_{jt}+b_{jt}$。随着时间的推进，银行管理者通过资产收益与负债利息支付之间的利差积累自有资本：$n_{jt}=R_{jt}^K Q_{t-1}^K s_{jt-1}-R_t b_{jt-1}$。只要银行管理者能够获得的风险调整后回报率大于或等于家庭在银行存款上能够获得的回报率，银行管理者就有动力继续积累自有资本直至离开这个行业。因此，银行管理者的目标是最大化预期的净资产贴现值 V_{jt}：

$$V_{jt}=\max \mathbb{E}_t\sum_{i=0}^{\infty}\theta_B^i(1-\theta_B)\Lambda_{t,t+i+1}n_{jt+i+1} \tag{6}$$

为了刻画银行在存款市场上所面临的融资约束，我们参照 Gertler 和 Karadi（2011） 的设定引入家庭部门在存款市场上的信息不对称问题：银行在存款市场上受到如下的激励相容条件的约束：

$$V_{jt}\geq\lambda_{jt}Q_t^K s_{jt} \tag{7}$$

其中，λ_{jt} 反映了银行风险。该约束限制了银行从存款市场上吸纳存款的能力，因为银行必须积累更多的资本才能从家庭部门吸纳更多的存款。银行风险 λ_{jt} 越大，意味着银行在存款市场上面临的约束更强，银行吸纳存款的能力越低。我们假设该激励相容约束总是紧的。在 Gertler 和 Karadi（2011）框架下，银行风险是一个固定的参数，而 Gertler 等（2012）进一步将银行风险推广为一个依赖于银行资产负债表结构的函数。类似地，为了刻画银行所受到的风险冲击或者银行在存款市场上所面临的融资约束的变动，我们银行风险视为一个变量而不是一个固定的参数，并引入外生银行风险冲击。参考金融加速器模型（Bernanke et al., 1999）对资本回报率的风险冲击的建模方式，我们在这里引入大型银行和中小银行风险冲击项 e_{st}^{λ} 和 e_{pt}^{λ}，并采用下列简约式的方式刻画对银行风险的冲击：

$$\lambda_{st}=\left(1-\rho_s^{\lambda}\right)\lambda_s+\rho_s^{\lambda}\lambda_{st-1}+e_{st}^{\lambda} \tag{8}$$

$$\lambda_{pt}=\left(1-\rho_p^{\lambda}\right)\lambda_p+\rho_p^{\lambda}\lambda_{pt-1}-\left(1-\rho_p^{\lambda}\right)\kappa_p^{\lambda}\log\left(\frac{Y_t}{Y}\right)+e_{pt}^{\lambda} \tag{9}$$

这类正向冲击将加剧银行在存款市场上面临的信息不对称问题，降低银行吸纳存款的能力，使得家庭减少在银行的存款。从效果上来说，冲击在存款市场上产生的效果等同于银行风险增加。因此，我们将这样一个外生冲击视为对银行风险冲击的一种简化的建模方式。我们引入的一阶自回归项表明，银行风险冲击是一种噪声冲击（郑挺国等，2023），其影响会逐渐衰减，而不会对实际经济变量产生永久性的影响。我们对银行的异质性做出如下假设：

第一，存款人约束的相关文献表明，如果银行承担过多的风险，那么客户将通过转移他们的存款来对银行进行约束（Hasan 等，2013）。如前所述，银行风险与存款增长率负相关。由于中小银行更容易面临道德风险和腐败问题的困扰、大型银行的治理体制更加完善等因素的影响，我们假设 $\lambda_p>\lambda_s$，即中小银行在存款市场上面临更紧的融资约束，吸纳存款的能力低于大型银行。

第二，在经济下行期，家庭规避风险的倾向增加、对经济前景的预期变得更加悲观、经济不确定性上升（Bloom，2009）以及中小金融机构风险事件的发生和传播对公众预期带来不利影响。因此，在经济衰退期，中小银行在存款市场上面临更强的融资约束，即 $\kappa_p^{\lambda} > 0$。这将产生一种加速器效应：当中小银行受到风险冲击后，家庭会将存款转移出中小银行。由于中小银行服务中小企业，这加剧了中小企业的融资困境，造成资源错配和产出下降。产出的下降将强化中小银行在存款市场上的融资约束，反过来又加剧资源错配和产出下降。同时，因为公众更相信大型国有银行“大而不能倒”（王永钦等，2018），为了简单起见，我们假设大型银行的融资约束不受到经济周期的影响。

银行管理者在净值积累方程和存款市场激励相容约束的限制下，选择最优的贷款规模以最大化自身的预期净资产贴现值。因此，银行部门的一阶条件为

$$\mathbb{E}_t\left[\Omega_{jt+1}\left(R_{jt+1}^K - R_{t+1}\right)\right] = \mu_{jt}\lambda_{jt} \tag{10}$$

其中，μ_{jt}为金融机构的约束乘子，v_{jt}为单位净资产的价值（即增加单位银行净值给银行管理者终身净资产贴现值带来的增加量），Ω_{jt+1} 为金融中介的随机贴现率。激励相容约束限制了银行的杠杆率 $\phi_{jt} = Q_t^K s_{jt}/n_{jt} = v_{jt}/\lambda_{jt}$。由于银行的杠杆率与银行风险呈反比关系，银行的风险越高，其杠杆率就越低。在存款市场上，家庭认为中小银行的风险更高，所以中小企业可以获得的融资量相对更少、融资约束相比大型企业更紧。

银行部门的一阶条件意味着，银行的贷款-存款利差与银行在存款市场上面临的融资约束有关。当存款市场上无摩擦时，银行可以无限制地从存款市场上吸纳存款。此时，银行部门可以无摩擦地将资金从家庭部门转移到企业部门，家庭部门的储蓄收益率就是企业的资本收益率，银行的贷款-存款利差为 0。当存款市场上存在摩擦时，银行部门从存款市场上吸纳存款的能力有所限制，因此不能无摩擦地将资金从家庭部门转移到企业部门。此时，银行的贷款-存款利差与银行在存款市场上面临的融资约束有关。当银行在存款市场上面临的融资约束变得更强时，银行的贷款-存款利差将变得更大。由于中小银行在存款市场上面临更强的融资约束，中小银行的贷款-存款利差比大型银行更大。因此，中小企业的融资成本高于大型企业。

每种类型银行的总净值 N_{jt} 包括两个部分：现存银行的净值总和，以及进入银行的净值总和。假设新加入的银行管理者会从各自的家庭获得启动资金作为初始的银行资本。我们假设，家庭给予新银行管理者的启动资金相当于退出银行管理者在最后一个运营期间银行资产价值的 $\omega/(1-\theta_B)$ 部分。鉴于退出概率是独立同分布的，退出银行管理者在期间 t 的总最终资产价值为 $(1-\theta_B)Q_t^K S_{jt-1}$，因此，每期进入银行管理者获得的启动资金为 $\omega Q_t^K S_{jt-1}$. 其中，S_{jt-1} 时类型 j 银行持有的企业资产总量。因此，每种类型银行的总净值的动态方程为

$$N_{jt} = \theta_B\left[\left(R_{jt}^K - R_t\right)Q_{t-1}^K S_{jt-1} + R_t N_{jt-1}\right] + \omega Q_t^K S_{jt-1} \tag{11}$$

(四) 最终品生产商、批发品生产商和资本品生产商

最终品市场被假定为完全竞争市场。在给定的零售品价格 $P_t(i)$ 和最终品价格 P_t 下，最终品生产商从批发品生产商那里购买差异化的零售品 $Y_t^W(i)$，并通过 CES 生产函数将其打包为单一最终产品。

批发品生产者使用来自大型和中小中间品生产商生产的中间品，以 CES 函数将其打包为差异化的批发品。批发品生产者作为垄断的卖者，除了选择要素投入以外，还需要进行定价决策。我们采用 Calvo (1983) 的交错定价机制：在任意时期每一个批发品生产者有固定的概率 $(1-\theta)$ 能够重新定价。不允许自由调整价格的厂商按照滞后的通货膨胀 $\Pi_{t,t+s} = \prod_{k=0}^{s-1}\pi_{t+k}^{\gamma_p}$ 调整价格：$\overline{P}_{t+s}(i) = P_t(i)\Pi_{t,t+s}$。其中，通胀率 $\pi_t = P_t/P_{t-1}$。在重新定价时，批发品生产者最大化其预期贴现实际利润和。

资本品生产商通过购买最终投资品和中间品厂商反售的经折旧后的资本，采用下列资本积累技术生

产新的资本品:

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + \left[1 - \frac{\varphi}{2}\left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - 1\right)^2\right] I_t \quad (12)$$

其中，φ 表示投资调整系数，$\delta \in [0,1]$ 表示资本折旧率，I_t 表示资本投资支出。资本品生产商在给定资本品价格 Q_t^K下选择最优投资支出以最大化预期贴现利润和。

(五) 中央银行

本文将中央银行的常规货币政策设定为具有利率平滑特征的简单泰勒规则[9]。令 i_t 为名义利率，i^* 为稳态名义利率，Y^* 为稳态产出水平。根据泰勒规则，中央银行盯住通货膨胀和产出水平，并依据通胀变化和产出变化调整名义利率，即

$$\log\left(\frac{i_t}{i^*}\right) = \rho_i \log\left(\frac{i_{t-1}}{i^*}\right) + (1-\rho_i)\left[\kappa_\pi \log\left(\frac{\pi_t}{\pi^*}\right) + \kappa_y \log\left(\frac{Y_t}{Y^*}\right)\right] + \epsilon_t^i \quad (13)$$

其中平滑参数 ρ_i 位于 0 和 1 之间，ϵ_t^i 是货币政策的外生冲击。名义利率和实际利率之间的关系由下列 Fisher 方程给出：$i_t = \pi_t R_t$。

(六) 竞争性均衡

经济系统面临技术冲击、货币政策冲击和银行风险冲击共五种外生冲击。经济的竞争性均衡为：家庭在给定的工资和无风险利率下选择最大化其效用的消费、劳动供给和银行存款；银行在给定的无风险利率下选择最大化其终身价值的贷款量；最终品生产商、批发品生产商和中间品生产商选择最小化其成本的要素投入；资本品生产商在给定的资本品价格下选择最大化其利润的投资；存款市场出清：$B_t = B_{st} + B_{pt}$；贷款市场出清：对于 $j = \{s,p\}$，$S_{jt} = K_{jt+1}$；劳动力市场出清：$L_t = L_{st} + L_{pt}$；资本市场出清：$K_t = K_{st+1} + K_{pt+1}$；以及最终产品市场出清：$Y_t = C_t + [1 - \varphi(I_t/I_{t-1} - 1)^2/2]I_t$。

三、参数估计和校准

本文采取文献中通用的做法赋值部分模型参数。对于家庭部门，本文将家庭的主观贴现因子设定为 0.99（孟宪春等，2020），这意味着无风险年度利率约为 4%。家庭消费习惯因子取 0.815（Gertler 和 Karadi，2011）。劳动供给的 Frisch 弹性设定为 1（Sun 等，2021）。劳动的负效用系数校准为 6.12，使得稳态时劳动供给总量为 1/3，即代表 8 小时工作制。

对于企业部门，本文取大型企业的稳态技术水平为 1。文献中中小企业的稳态技术水平通常设定为 1.42（江振龙，2021），本文将其也设定为 1.42。我们将大型企业和中小企业的资本-产出弹性分别校准为 0.5 （孟宪春等，2020）和 0.45（李建强和高宏，2019）。参照 Chang 等（2016），国企与民企的产品替代弹性设定为 3 ，最终产品的替代弹性设定为 10。本文将 Calvo（1983）定价中不能调整价格的概率和通货膨胀价格调整指数分别设为 0.779 和 0.241（Gertler 和 Karadi，2011）。

对于金融部门，本文将家庭对新进入商业银行的转移比例和银行外生退出的概率分别设定为 0.0102 和 0.05（侯成琪和黄彤彤，2020）。由于大型银行在存款市场上的风险较小，本文参照侯成琪和黄彤彤（2020）将其风险系数设定为 0.2815。根据国家金融监督管理总局的统计数据，大型商业银行的资产规模占比由 2007 年第一季度的 55.2% 下降到 2023 年 6 月的 41.5%。本文取其中间值 48.5% 校准中小银行在存款市场上的风险系数，该系数取值为 0.442。中经网的宏观数据表明，商业银行存贷比自 2011

[9] 在附录中，我们将泰勒规则替换为 Chang 等（2019）以广义货币供应量（M2）为中介目标进行调整的数量规则，作为稳健性检验。结果表明，数量规则和利率规则的脉冲响应曲线形状类似，因此本文结论具有稳健性。

年第 1 季度的 64.1% 上升至 2023 年第 2 季度的 77.7%。在稳态下，模型中大型银行的存贷比为 73.2%，中小银行的存贷比为 65.6%，二者均位于商业银行存贷比的正常区间。

本文选取 2010 年第 1 季度至 2019 年第 4 季度的季度数据对模型中的其他进行参数贝叶斯参数估计。估计的观测变量为家庭部门在大银行的存款（B_{st}）、总产出（Y_t）、消费（C_t）和通胀率（π_t）。其中，家庭部门在大型银行中资全国性大银行的存款数据来自中经网宏观月度数据库的人民币各项存款余额（期末）；产出数据来自中经网宏观月度数据库的国内生产总值（GDP）；消费数据来自中经网宏观月度数据库的社会消费品零售总额；通胀数据来自中经网宏观月度数据库的居民消费价格指数。本文对原始数据进行了下列处理：第一，使用居民消费价格指数将上述观测变量转换为以 2001 年 1 月为基准的真实值；第二，用 X-12 方法对上述时间序列进行季节调整，去掉季节效应；第三，使用单边 Hodrick-Prescott 滤波器去除时间序列中的趋势项，获得其周期性波动项。由于大型银行为系统重要性金融机构，在先验上，本文假设大型银行风险冲击的持久性比中小银行更强。在先验分布的选择上，按照文献中的惯例，本文对 AR(1) 过程的滞后项系数采用 Beta 分布，对标准差参数采用 Inverse Gamma 分布，对其他参数采用 Gamma 分布。参数的先验和后验估计结果见表 4。

表 4 贝叶斯估计结果

参数	参数含义	先验			后验		
		分布	均值	标准差	均值	众数	90% 置信区间
ρ_s^A	大型企业技术冲击持久系数	Beta	0.8	0.1	0.722	0.725	[0.567, 0.881]
ρ_p^A	中小企业技术冲击持久系数	Beta	0.8	0.1	0.725	0.756	[0.520, 0.891]
ρ^i	货币政策冲击持久系数	Beta	0.8	0.1	0.807	0.846	[0.715, 0.901]
ρ_s^λ	大型银行风险冲击持久系数	Beta	0.85	0.05	0.988	0.991	[0.9813, 0.9949]
ρ_p^λ	中小银行风险冲击持久系数	Beta	0.75	0.05	0.902	0.897	[0.8525, 0.9526]
κ_π	货币政策对通胀响应系数	Gamma	1.5	0.1	1.490	1.435	[1.2980, 1.7083]
κ_y	货币政策对产出缺口响应系数	Gamma	0.125	0.1	0.530	0.503	[0.2534, 0.7830]
κ_p^λ	中小银行风险对产出响应系数	Gamma	0.5	0.1	0.491	0.454	[0.3248, 0.6518]
σ_s^A	大型企业技术冲击的标准差	Inv-Gam	0.1	2.0	0.108	0.129	[0.0335, 0.1762]
σ_p^A	中小企业技术冲击的标准差	Inv-Gam	0.1	2.0	0.059	0.040	[0.0253, 0.0909]
σ_i	货币政策冲击标准差	Inv-Gam	0.1	2.0	0.059	0.044	[0.0301, 0.0847]
σ_s^λ	大型银行风险冲击标准差	Inv-Gam	0.1	2.0	0.148	0.140	[0.1182, 0.1766]
σ_p^λ	中小银行风险冲击标准差	Inv-Gam	0.1	2.0	0.136	0.121	[0.1003, 0.1724]

四、中小银行风险冲击与中小企业融资困境

受内部治理体系不健全、战略定位不清、盈利能力不强等内部因素驱动，以及商业周期波动、经济结构转型等外部因素影响，相比于大型国有银行，中小银行风险管理和处置能力较弱、风险聚集水平较高，并且一些中小银行接连曝出风险事件（盛雯雯，2023）。为分析存款市场上中小银行的风险冲击如何影响中小企业融资和产出，我们构建了两种模型：一种是包含有异质性银行的基准模型，其中银行的风

险水平不同。作为基准模型，相关参数我们沿用前文设定的参数值。另一种是 GK 模型（Gertler 和 Karadi，2011），其中所有银行的风险水平相同，银行风险冲击没有自回归性并且与宏观经济状态无关，并且，我们设定两类银行的风险参数为 0.3591，使得稳态下两类模型的总产出相等。我们使用数值方法求解两类模型，并进行脉冲响应分析。

图 1 给出了中小银行受到一个标准差的正向风险冲击时的脉冲响应函数。其中，企业贷款利差是指小型企业与大型企业之间的贷款利率差额的变动。风险冲击加剧了中小银行的融资约束，导致家庭将存款从中小银行转移到大型银行。这种转移限制了中小银行对中小企业的信贷供给，加剧了中小企业的融资难题。同时，根据银行的信贷投放量的一阶条件，当受到更严重的融资约束时，中小银行会提高贷款-存款利差，以增加自身的收益和净值，但这也导致中小企业面临更高的贷款利率。资本从中小企业向大型企业的转移，由于后者的生产率相对较低（Song 等, 2011），会造成资源错配（Hsieh 和 Klenow, 2009），降低总产出。

与 GK 模型相比，无风险利率和总存款水平在基准模型中经历了持续的下降趋势，这一现象与家庭存款在大型银行和中小银行之间的分配变化密切相关。在中小银行遭受风险冲击后，其存款获取能力出现了持久地下降，导致存款恢复过程缓慢。中小银行资产负债表的恶化对其信贷能力构成了严重制约，这不仅限制了它们对中小企业的贷款投放，而且加剧了中小企业与国有企业在贷款利率上的差异。融资困境的增加进一步导致了中小企业贷款和产出的长期下滑，使得总产出的下降幅度更为显著，持续时间也更为长久。值得注意的是，家庭为了平滑消费，在预期未来产出下降的情况下，增加了对无风险资产的需求，这进一步推动了无风险利率的持续下降。相比之下，在 GK 模型中，由于风险冲击被视为一次性事件，中小银行的存款获取能力在冲击结束后能够迅速恢复。这种快速恢复导致了资产组合调整的持续时间较短，从而使得总产出的下降幅度相对较小，影响的持续时间也较短。

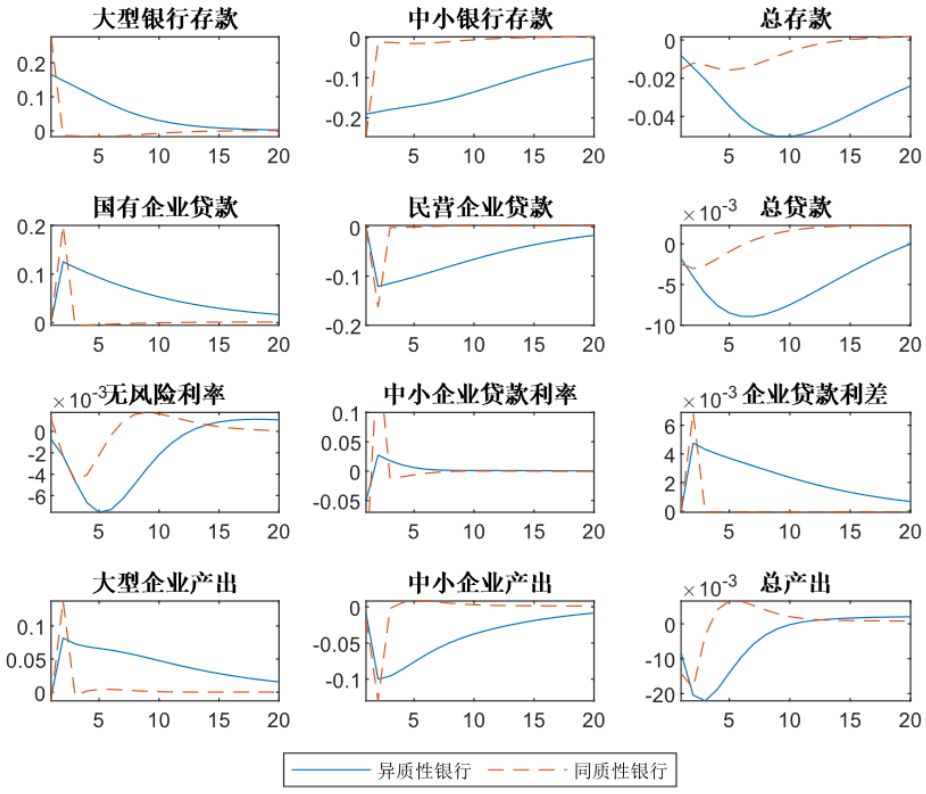


图 1　中小银行风险冲击对中小企业融资困境的影响

可以认为，风险冲击和存款市场上银行异质性对于中小企业的融资行为造成了不利影响：它既降低了中小企业的融资能力，又增加了中小企业的融资成本，造成了中小企业“融资难、融资贵”的困境。风险冲击会加剧中小银行在存款市场上面临的信息不对称问题，促使家庭从中小银行转移存款至大型银行，从而减少了中小银行的可贷资金，恶化了中小企业的融资环境。与 GK 模型相比，基准模型情境下中小银行存款恢复得更加缓慢，导致中小企业融资困境更加突出。

五、异质性银行模型中的货币政策传导

(一) 总量型货币政策的结构性效应

一些文献注意到中国人民银行的货币政策对于不同所有制和不同规模的企业有不对称的影响（Chen 等，2018；Chen 等，2019）。这可能与不同类型的企业面临的金融摩擦和融资约束不同有关（林东杰等，2022）。因此，有必要探讨当银行风险存在异质性时，总量货币政策对中小企业的不利影响。

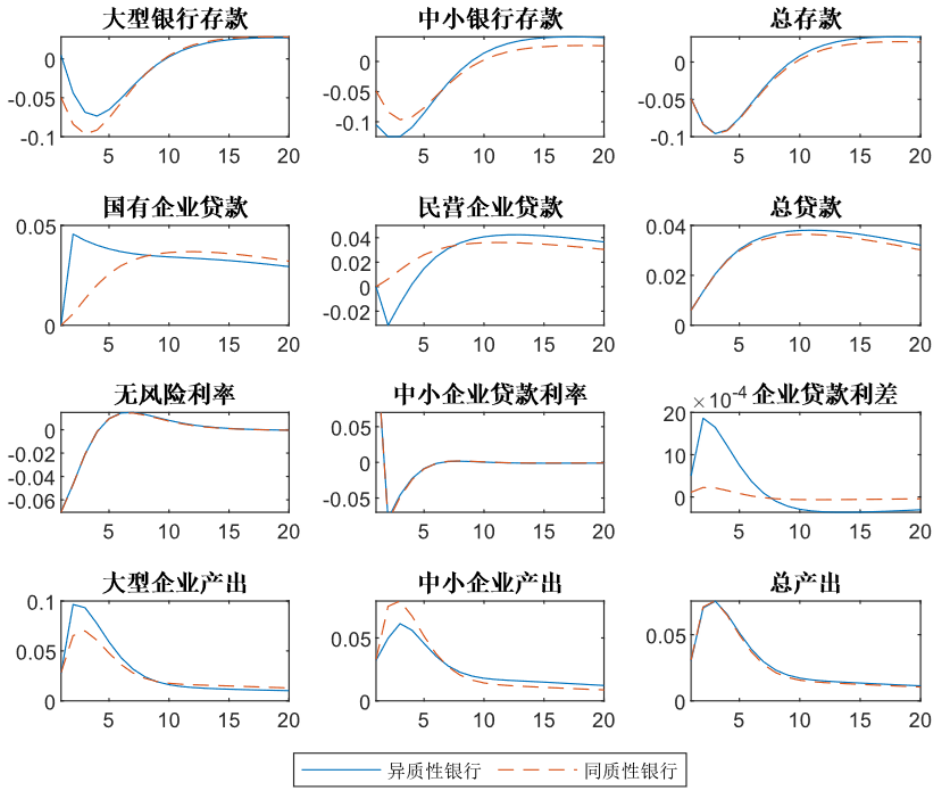


图 2　宽松总量型货币政策冲击的结构性效应

图 2 展示了一个标准差的负向名义利率冲击（即货币政策宽松）对各个变量的脉冲响应函数。其中，企业贷款利差是指小型企业与大型企业之间的贷款利率差额的变动。可以看出，在 GK 模型中，总量型货币政策会降低银行存款，增加企业贷款，刺激总产出增加。在异质性银行模型中，虽然总量型货币政策也会降低银行存款，增加企业贷款，刺激总产出增加，但是会使得中小企业相对受损。主要原因是与 GK 模型相比，在异质性银行模型中，宽松的总量货币政策会使存款市场上风险较低的大型银行相对受益。因为当货币政策宽松导致银行存款利率下降时，家庭会减少在银行的存款，大型银行存款的减少幅度低于小型银行的减少幅度，大型企业贷款增加幅度大于中小企业贷款的增加幅度，大企业的产出增长

幅度高于中小企业的产出增长幅度。换言之，大型银行在存款市场上的优势和中小银行在存款市场上吸纳存款能力的顺周期性使得宽松的总量型货币政策宽松具有经济结构调整的效果，即大型企业比中小企业在货币政策宽松时期更强劲地扩张。这与 Sun 等（2021）的结果一致，即大型企业的投资对货币扩张非常敏感，而中小企业投资对货币扩张的反应则较弱。

(二) 结构性货币政策的有效性：中小银行风险冲击渠道

2008 年全球金融危机后，由于传统的货币政策工具受到零下限的约束，许多国家和地区开始采用非传统的货币政策工具来应对危机的冲击和经济的衰退。例如，美联储实施了量化宽松（Quantitative Easing ，QE）和前瞻性指引（Forward Guidance，FG）；欧央行实施了长期再融资操作（Long-Term Refinancing Operation，LTRO）和负利率政策（Negative Interest Rate Policy，NIRP）等非传统的货币政策工具。在这种背景下，结构性货币政策成为中国人民银行创新的非传统政策工具，其主要特点是通过激励相容机制引导金融机构信贷投向，以此促进商业银行信贷结构做出针对性调整，加大金融对实体经济重点领域和薄弱环节的支持力度。

探讨结构性货币政策对缓解中小银行风险冲击的有效性，需要关注其两个突出特点：首先，结构性货币政策工具可以改变银行的资产负债表约束，从而引导银行的贷款行为发生变化；其次，在实施结构性货币政策工具时，不同类型的金融机构参与度和效果可能会有所不同。例如，在现行的旨在支持小微企业、中小企业的结构性货币政策工具中，支小再贷款自 2014 年起向地方法人金融机构发放，普惠小微贷款支持工具自 2021 年 12 月起向地方法人金融机构。我们假设，中央银行将直接向中小银行发放贷款（借贷便利）。在获得央行提供的流动性 s_{gt} 后，中小银行的资产负债表变为$Q_t^K s_{jt} = n_{jt} + b_{jt} + s_{gt}$。假设中央银行对中小银行的贷款利率为 R_t^g，则银行净值演化方程变为

$$n_{jt+1} = \left(R_{jt+1}^K - R_{t+1}\right)Q_t^K s_{jt} - \left(R_t^g - R_{t+1}\right)s_{gt} + R_{t+1}n_{jt} \tag{14}$$

参考侯成琪和黄彤彤（2020），假设中央银行能够更有效地监督中小银行的资金使用情况，因此来自中央银行的信贷资金面临更低的银行风险。在纳入中央银行对中小银行提供的借贷便利后，中小银行的激励相容约束变为：

$$V_{pt} \geq \lambda_{pt}\left(Q_t^K s_{pt} - \omega_g s_{gt}\right) \tag{15}$$

其中，ω_g 反映中央银行对于中小银行的监督状况。ω_g 越大，表明中央银行对于中小银行的监督越强。同样，我们将该参数取值 0.25。再次求解银行的最优化问题，可以得到中小银行向中央银行最优借贷的一阶条件：

$$\mathbb{E}_t\left[\Omega_{pt+1}\left(R_t^g - R_{t+1}\right)\right] = \omega_g \mu_{pt}\lambda_{pt} \tag{16}$$

参考 Gertler 和 Karadi（2011），我们假设中央银行向中小银行提供的借贷便利取决于中小银行的总资产：

$$Q_t^K s_{gt} = \psi_t Q_t^K s_{pt} \tag{17}$$

其中，ψ_t 是反映借贷便利政策的一个参数。该值越大，说明中央银行的借贷便利额度越大。我们假设借贷便利政策规则为：

$$\psi_t = \psi + \nu\mathbb{E}_t\left[\left(R_{pt+1}^K - R_{t+1}\right) - \left(R_p^K - R\right)\right] \tag{18}$$

即中央银行盯住中小银行信贷利差相对于稳态的偏离程度。ν 为中央银行结构性货币政策的实施强度。ν 越大，表示结构性货币政策实施强度越高。

图 3 汇报了结构性货币政策对于中小银行风险冲击的调节作用。可以看出，结构性货币政策工具能够改善中小企业的融资问题。其主要传导渠道是，当中小银行受到风险冲击时，中央银行对中小银行提供借贷便利部分抵消了家庭在中小银行存款的下降，改善了中小银行资产负债表受到的不利冲击，增强

了中小银行向中小企业的信贷投放能力，缓解了中小企业产出的下降幅度，降低了中小银行风险冲击对于总产出的不利影响。由于在萧条时期，家庭对于中小银行的不信任度更高，中小银行在存款市场上面临的融资约束更紧，经济衰退程度的改善能延缓中小银行存款的下降程度，从而进一步弱化中小企业的融资约束。同时，家庭将存款从中小银行向大型银行转移行为有所削弱，缓解金融资源从中小企业向大型企业的再配置过程，从整体上降低了资源错配和产出减少程度。因此，针对中小银行的借贷便利政策，在缓解中小企业融资和资源错配问题上是有效的。

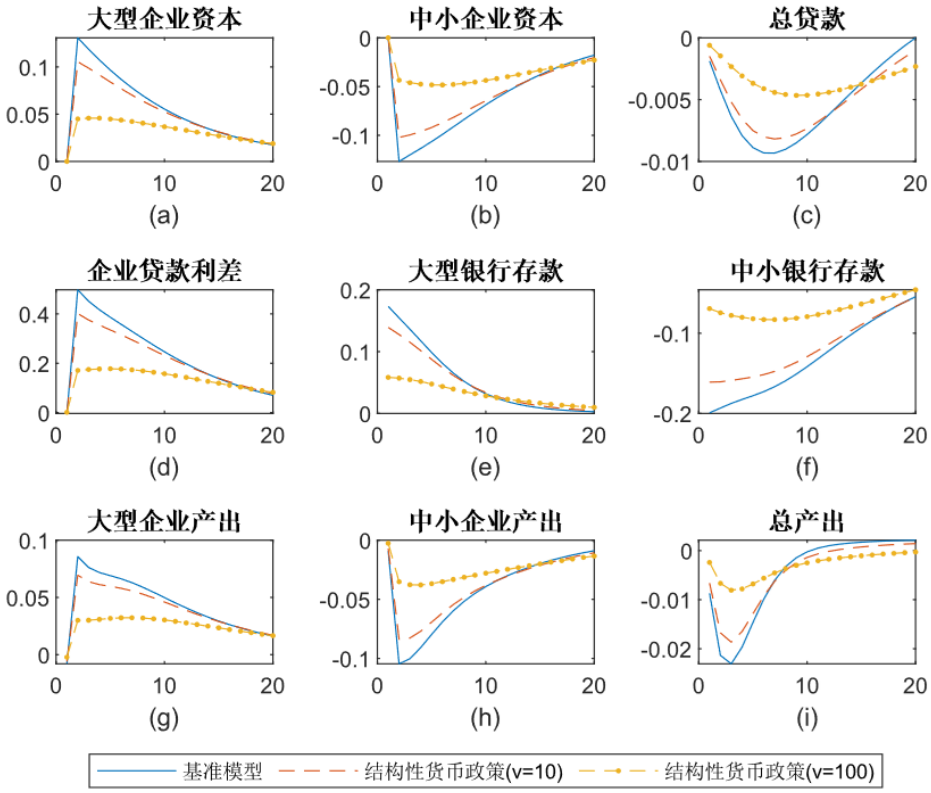


图 3　结构性货币政策对中小银行风险冲击的调节作用

此外，图 3 还展示了不同强度的结构性货币政策的有效性。虚线对应于结构性货币政策实施强度 $v = 10$ 的情形；带点虚线对应于 $v = 100$ 的情形。结果表明，更高强度的结构性货币政策，更有助于降低风险冲击对于中小企业融资和资源配置的不利影响，更有利于熨平经济波动。

六、结论及建议

本文将异质性银行纳入新凯恩斯模型框架（NK），构建了一个包含家庭、大型银行、中小银行、中间品生产商、批发商、最终品生产商、资本品生产商和中央银行 8 个部门的动态随机一般均衡（DSGE）模型，研究了存款市场上的银行异质性对中小企业融资约束的影响，并在此基础上分析了结构性货币政策的有效性。

本文发现：第一，银行在存款市场上的异质性导致企业融资约束存在异质性，既降低了中小企业的融资能力，又提高了中小企业的融资成本，导致了中小企业“融资难、融资贵”问题。第二，当货币政策宽松导致银行存款利率下降时，家庭会减少在银行的存款，大型银行存款的减少幅度低于中小银行的

水平，使中小银行面临更紧张的融资约束，意味着中小银行的存贷款利差更高，将扩大中小企业和大型企业之间的贷款利率差。第三，风险冲击会加剧中小银行在存款市场上面临的信息不对称问题，促使家庭从中小银行转移存款至大型银行，从而减少了中小银行的可贷资金，恶化了中小企业的融资环境。第四，结构性货币政策部分抵消了家庭在中小银行存款的下降，增强了中小银行向中小企业的信贷投放能力，能够缓解中小企业面临的融资约束。第五，实施更高强度的结构性货币政策，有助于更大程度上降低中小银行风险冲击对于中小企业融资和资源配置的不利影响，有助于更好熨平经济波动。

基于以上结论，本文提出建议：

第一，加强中小银行的自身建设是提升其竞争力和抵御风险能力的关键。中小银行应该通过加强内部管理、加大科技投入、加强合规性建设等方式提高竞争力和自身的风险抵御能力。首先，中小银行需构建和完善现代银行治理机制，确保决策过程的透明性和效率。这不仅涉及到明确银行的发展目标和市场定位，而且要求银行在内部管理上下功夫，通过优化人力资源、财务管理和运营流程来有效控制成本并提高服务质量。进一步地，中小银行应引入先进的风险评估模型和信贷审批流程，这将增强其对市场变化的敏感度和对潜在风险的识别能力，从而加强风险控制。同时，加大对科技金融的投入，利用大数据、人工智能等现代信息技术，提高服务效率和风险管理能力，是中小银行提升竞争力的一种重要途径。通过数据分析优化信贷决策，使用机器学习算法提高欺诈检测的准确性，都是实现这一目标的有效手段。此外，中小银行还应通过金融科技为客户提供更加个性化和便捷的服务，这不仅能够增强客户满意度和忠诚度，而且有助于提高客户黏性。投资于员工培训和发展，尤其是在金融科技领域的专业技能，是确保中小银行能够跟上金融创新步伐的重要措施。在合规性建设方面，中小银行需要加强合规性管理，确保银行业务符合监管要求，降低法律和监管风险。同时，制定应对市场波动和突发事件的预案，建立应急机制，确保在面对风险冲击时能够迅速有效地响应，是保障中小银行稳健运营的必要条件。

第二，通过实施结构性货币政策、优化监管政策、降低中小企业资金成本和建立风险补偿机制等方式，多措并举缓解中小银行的融资约束。中小银行在为中小企业提供资金支持方面扮演着至关重要的角色，然而，它们在存款市场上面临的融资约束限制了可贷资金的规模，这不仅影响了自身的发展，也加剧了中小企业融资难和融资贵的问题。首先，在确保金融安全的前提下，适当降低中小银行的存款准备金率、开展面向中小银行的定向中期借贷便利操作或者定向再贷款操作可以增加中小银行体系的流动性，从而提高中小银行的信贷投放能力。这一措施有助于释放更多的资金，直接支持中小银行的贷款活动。其次，优化监管政策，为中小银行提供更加灵活的监管环境，是促进其业务创新和风险管理能力提升的关键。这不仅能够激发中小银行的活力，还能帮助它们更好地适应市场变化，提高对风险的应对能力。通过发行专项金融债券和设立中小银行发展基金，政府可以为中小银行提供低成本的长期资金，增强资金的稳定性和可预测性。这有助于中小银行扩大业务规模，增强风险抵御能力。此外，实施优惠税收政策可以降低中小银行的运营成本，提高其盈利能力。这为中小银行提供了增加吸收存款和扩大信贷投放的空间，从而更好地服务中小企业。最后，建立信贷风险补偿机制，可以降低中小银行因风险担忧而限制贷款的倾向。这种机制鼓励中小银行向中小企业提供更多贷款，有助于解决中小企业的融资难题。

第三，强化监管机构和中小银行之间的合作，稳妥处置中小银行金融风险，提高家庭部门对中小银行存款安全的信心，维护宏观经济稳定。二十届三中全会将中小金融机构风险和房地产风险、地方政府债务风险并列，要求落实好各项举措，防范化解这些重点领域风险。中小银行的金融风险可能会加剧其在吸引存款方面的困难，并影响其信贷供给能力，这不仅限制了银行自身的发展，也对整个经济的流动性和信贷资源分配产生了不利影响。为了缓解这一问题，首先必须建立健全的风险预警和应对机制。例如，通过建立联合信贷审查机制，实现跨机构的信贷审查，可以有效防止信贷风险的集中爆发，降低系统性风险。此外，提高中小银行财务报告和风险管理的透明度，可以帮助存款人更好地了解银行的运营

状况，从而增强他们的信心。这包括定期发布详细的财务报告，以及采用国际认可的风险管理标准和实践。同时，政府需要高度重视并不断完善金融机构破产制度和存款保险制度，为存款人提供坚实的法律保障。这不仅能够保护存款人的利益，还能够在银行面临困境时提供必要的支持。加强对中小银行的监管也是关键。监管机构需要确保中小银行的资本充足率和流动性覆盖率等关键指标符合监管要求，以维护银行体系的稳定性。这包括定期进行压力测试，评估银行对潜在风险的抵御能力，并确保它们有足够的资本来吸收损失。

第四，在确保流动性合理充裕的基础上，中央银行应当积极运用并不断丰富其结构性货币政策工具箱，以实现货币政策的精准调控。《决定》指出要畅通货币政策传导机制，加强对薄弱环节的优质金融服务。尽管总量型货币政策能够为市场提供广泛的流动性支持，但其结构性经济效应可能会对中小企业的融资能力和成本造成不利影响。为了解决这一问题，结构性货币政策工具能够发挥关键作用。这些工具能够更直接地针对特定领域，如中小银行，缓解其融资约束，增强其信贷供给能力。这不仅能够直接解决中小企业的融资难题，还能够提高金融服务的可获得性和适应性。中央银行应当灵活运用结构性货币政策工具，如定向降准和定向再贷款，这些措施可以支持特定金融机构增加对中小企业的信贷投放。通过这种方式，中央银行能够针对性地解决中小企业融资难的问题，同时保持整体经济的流动性合理充裕。此外，中央银行还可以考虑引入新的结构性工具，例如信贷风险缓释工具。这类工具可以通过降低信贷风险，激励金融机构开发适应中小企业需求的金融产品和服务。这不仅能够提高金融机构向中小企业提供贷款的积极性，还能够促进实体经济的关键领域和薄弱环节的发展。

参考文献

[1] 陈小亮,陈伟泽,陈彦斌.全要素生产率对货币政策有效性的影响研究——理论机制与数值模拟[J].数量经济技术经济研究,2023,40(04):203-224.

[2] 陈彦斌,陈惟.从宏观经济学百年简史看“宏观经济学的麻烦”[J].经济学动态,2017,(01):4-13.

[3] 楚尔鸣,曹策,李逸飞.结构性货币政策：理论框架、传导机制与疏通路径[J].改革,2019(10):66-74.

[4] 丁宁,吴晓.存贷比监管改革与银行风险承担——来自中国商业银行的准自然实验[J].金融研究,2023,(02):96-114.

[5] 范小云,荣宇浩,段月姣.系统性风险传染机制中的级联故障研究——兼论“多而不能倒”与“大而不能倒”[J].经济学动态,2021(09):48-60.

[6] 冯明,伍戈.定向降准政策的结构性效果研究——基于两部门异质性商业银行模型的理论分析[J].财贸经济,2018,39(12):62-79.

[7] 高嘉璘,王雪标,高西.存贷比对银行风险的影响及其机制分析——基于中国银行业的实证研究[J].经济体制改革,2024(03):132-139.

[8] 葛晶,李翠妮.信贷扩张、逆向选择与企业杠杆率分化[J].数量经济技术经济研究,2023,40(08):178-199.

[9] 郭晔,徐菲,舒中桥.银行竞争背景下定向降准政策的“普惠”效应——基于 A 股和新三板三农、小微企业数据的分析[J].金融研究,2019(01):1-18.

[10] 侯成琪,黄彤彤.流动性、银行间市场摩擦与借贷便利类货币政策工具[J].金融研究,2020(09):78-96.

[11] 胡秋阳,李文芳.银行内部组织的功能距离与危机冲击下的中小企业生存损失——兼论中小型银行优势和现代信息技术[J].中国工业经济,2023(09):155-173.

[12] 蒋海,张小林,唐绅峰,等.货币政策、流动性与银行风险承担[J].经济研究,2021,56(08):56-73.

[13] 江振龙.破解中小企业融资难题的货币政策选择与宏观经济稳定[J].国际金融研究,2021(04):23-32.

[14] 靳来群.所有制歧视所致金融资源错配程度分析[J].经济学动态,2015(06):36-44.

[15] 黎齐.中国央行定向降准政策的有效性——基于双重差分模型的实证研究[J].财经论丛,2017(04):37-46.

[16] 李建强,高宏.结构性货币政策能降低中小企业融资约束吗？——基于异质性动态随机一般均衡模型的分析[J].经济科学,2019(06):17-29.

[17] 李俊青,李双建,赵旭霞.社会信任、收益率波动与银行风险[J].财贸经济,2017,38(11):55-69.

[18] 林朝颖,黄志刚,杨广青等.基于企业视角的定向降准政策调控效果研究[J].财政研究,2016(08):91-

[19] 林东杰,崔小勇,龚六堂.金融摩擦异质性、资源错配与全要素生产率损失[J]. 经济研究,2022,57(01):89-106.

[20] 林毅夫,李永军.中小金融机构发展与中小企业融资[J].经济研究,2001(01):10-18+53-93.

[21] 林毅夫,徐佳君,杨子荣等.新结构金融学的学科内涵与分析框架[J].经济学(季刊),2023,23(05):1653-1667.

[22] 林毅夫,孙希芳,姜烨.经济发展中的最优金融结构理论初探[J].经济研究,2009,44(08):4-17.

[23] 刘畅,曹光宇,马光荣.地方政府融资平台挤出了中小企业贷款吗?[J].经济研究,2020,55(03):50-64.

[24] 刘畅,刘冲,马光荣.中小金融机构与中小企业贷款[J].经济研究,2017,52(08):65-77

[25] 马理,何云,牛慕鸿.对外开放是否导致银行业的风险上升?——基于外资持股比例与海外资产占比的实证检验[J].金融研究,2020,(04):91-111..

[26] 马理,娄田田,牛慕鸿.定向降准与商业银行行为选择[J].金融研究,2015(09):82-95.

[27] 孟宪春,张屹山,张鹤,冯叶.预算软约束、宏观杠杆率与全要素生产率[J].管理世界,2020,36(08):50-65.

[28] 潘敏,刘姗.中央银行借贷便利货币政策工具操作与货币市场利率[J].经济学动态,2018(03):48-62.

[29] 彭俞超,方意.结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定[J].经济研究,2016,51(07):29-42+86.

[30] 田国强,赵旭霞.金融体系效率与地方政府债务的联动影响——民企融资难融资贵的一个双重分析视角[J].经济研

究,2019,54(08):4-20.

[31] 盛雯雯.新形势下稳妥化解中小银行风险[J].宏观经济管理,2023,(10):59-67.

[32] 王永钦,陈映辉,熊雅文.存款保险制度如何影响公众对不同银行的信心?——来自中国的证据[J].金融研究,2018(06):109-122.

[33] 王修华,刘锦华.大型银行服务重心下沉对农村金融机构信贷行为的影响[J].中国农村经济,2023(08):102-125.

[34] 王正位,李天一,廖理,等.疫情冲击下中小微企业的现状及纾困举措——来自企业经营大数据的证据[J].数量经济技术经济研究,2020,37(08):3-23.

[35] 项后军,郜栋玺,陈昕朋.基于“渠道识别”的货币政策银行风险承担渠道问题研究[J].管理世界,2018,34(08):55-66.

[36] 熊琛,金昊.地方政府债务的宏观经济效应——基于信贷错配视角的研究[J].经济学(季刊),2021,21(05):1545-1570.

[37] 许友传.主要商业银行的表内类信贷活动及其隐性风险[J].数量经济技术经济研究,2020,37(11):119-138.

[38] 姚耀军,董钢锋.中小企业融资约束缓解:金融发展水平重要抑或金融结构重要?——来自中小企业板上市公司的经验证据[J].金融研究,2015(04):148-161.

[39] 张向达,刘冬冬.经济高质量发展背景下货币政策操作测度分析[J].数量经济技术经济研究,2020,37(02):90-108.DOI:10.13653/j.cnki.jqte.2020.02.005.

[40] 张晓燕.中国商业银行：统筹发展与安全[J].数量经济技术经济研究,2021,38(06):66-87.

[41] 张一林,林毅夫,龚强.企业规模、银行规模与最优银行业结构——基于新结构经济学的视角[J].管理世界,2019,35(03):31-47+206.

[42] 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.

[43] 张勇,阮培恒,梁焱焱,等.宏观经济不确定性与银行流动性创造分化[J].数量经济技术经济研究,2022,39(12):132-152.

[44] 战明华,李帅,吴周恒.数字金融、严重负向冲击与非常规货币政策[J].中国工业经济,2023(11):24-42.

[45] 郑挺国,靳炜,方匡南,等.媒体信息、预期冲击与经济周期波动——基于中文财经类报刊数据[J].数量经济技术经济研究,2023,40(02):202-220.

[46] 周开国,邢子煜,杨海生.银行负债结构与企业信贷获取[J].经济研究,2022,57(08):191-208.

[47] Berger A.N., Udell G.F., 2002, Small Business Credit Availability and Relationship Lending: The Importance of Bank Organisational Structure[J], The economic journal, 112(477), F32-F53.

[48] Bernanke, B.S., Gertler, M. and Gilchrist, S., 1999. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework [B], Handbook of macroeconomics, 1, pp.1341-1393.

[49] Bloom N., 2009, The Impact of Uncertainty Shocks[J], Econometrica, 77(3), 623-685.

[50] Chang C., Liu Z., Spiegel M.M., Zhang J., 2019, Reserve Requirements and Optimal Chinese Stabilization Policy[J], Journal of Monetary Economics, 103, 33-51.

[51] Chen H., Li R., Tillmann P., 2019, Pushing on a String: State-Owned Enterprises and Monetary Policy Transmission in China[J], China Economic Review, 54, 26-40.

[52] Chen K., Ren J., Zha T., 2018, The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China[J], American Economic Review, 108(12), 3891-3936.

[53] Cong L.W., Gao H., Ponticelli J., Yang X., 2019, Credit Allocation Under Economic Stimulus: Evidence From China[J], The Review of Financial Studies, 32(9), 3412-3460.

[54] Cornett, M.M., McNutt, J.J., Strahan, P.E. and Tehranian, H., 2011. Liquidity risk management and credit supply in the financial crisis [J] Journal of financial economics, 101(2), pp.297-312.

[55] Cull R., Li W., Sun B., Xu L.C., 2015, Government Connections and Financial Constraints: Evidence From a Large Representative Sample of Chinese Firms[J], Journal of corporate finance, 32, 271-294.

[56] Dagher J., Kazimov K., 2015, Banks' Liability Structure and Mortgage Lending During the Financial Crisis[J], Journal of Financial Economics, 116(3), 565-582.

[57] Demirgüç-Kunt A., Huizinga H., 2004, Market Discipline and Deposit Insurance[J], Journal of monetary economics, 51(2), 375-399.
[58] Duygan-Bump B., Levkov A., Montoriol-Garriga J., 2015, Financing Constraints and Unemployment: Evidence From the Great Recession[J], Journal of Monetary Economics, 75, 89-105.
[59] Gertler M., Karadi P., 2011, A Model of Unconventional Monetary Policy[J], Journal of monetary Economics, 58(1), 17-34.
[60] Gertler, M., Kiyotaki, N. and Queralto, A., 2012. Financial crises, bank risk exposure and government financial policy[J], Journal of monetary economics, 59, S17-S34.
[61] Drechsler, I., Savov, A. and Schnabl, P., 2017. The deposits channel of monetary policy[J], The Quarterly Journal of Economics, 132(4), pp.1819-1876.
[62] Gertler, M., Kiyotaki, N. and Prestipino, A., 2016. Wholesale banking and bank runs in macroeconomic modeling of financial crises[B], Handbook of macroeconomics,Vol. 2, pp. 1345-1425. Elsevier.
[63] Hasan I., Jackowicz K., Kowalewski O., Kozłowski, Ł., 2013, Market Discipline During Crisis: Evidence From Bank Depositors in Transition Countries[J], Journal of Banking & Finance, 37(12), 5436-5451.
[64] Hsieh C.T., Klenow P.J., 2009, Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J], The Quarterly journal of economics, 124(4), 1403-1448.
[65] Song Z., Storesletten K., Zilibotti F., 2011, Growing Like China[J], American economic review, 101(1), 196-233.
[66] Stein J.C., 2002, Information Production and Capital Allocation: Decentralized Versus Hierarchical Firms[J], The journal of finance, 57(5), 1891-1921.
[67] Sun G., Zhang J., PBCSF T., Zhu X., 2021, Monetary Policy Transmission with Heterogeneous Banks and Firms: The Case of China[R], CICM working paper.

How Structural Monetary Policy Would Ease the Financing Difficulties of SMEs?

WANG Chaoyang　MIN Yijie　DAI Wei

Summary: Small and medium-sized banks differ significantly from large banks and encounter many difficulties in their operation and development. On the one hand, small and medium-sized banks have generally lower capital adequacy ratio and provision coverage ratio than large state-owned commercial banks. Their asset quality and profitability are relatively poor. Their risk management level is relatively low, and their ability to withstand risks is relatively weak. Therefore, small and medium-sized banks are more susceptible to the impact of economic fluctuations and financial crises. On the other hand, they lack brand effect and customer loyalty, and they are more adversely affected by third-party payment and internet financial products than large state-owned banks. When facing risk shocks, households tend to withdraw deposits from small and medium-sized banks with higher risks and re-allocate them to large state-owned banks with higher security. Because of their high operating risk and low deposit stability, risk shocks lead on to a contraction of loan by small and medium-sized banks, which will inevitably cause financing shocks to small and medium-sized enterprises (SMEs) that have a closer connection to them. This phenomenon, called the binding financing dilemma, will not only intensify the financing constraints of SMEs, but also alter the transmission mechanism and efficiency of monetary policy, and exacerbate the fluctuations of the financial system and the real economy.

We develop a dynamic stochastic general equilibrium model that incorporates banks with heterogeneous binding financing constraints, which help explain how structural monetary policy can alleviate the financing constraints of SMEs. This paper makes two marginal contributions: Firstly, it incorporates the heterogeneity and binding financing dilemma of large banks and small and medium-sized banks in the deposit market into the DSGE model, which further enriches the macro-financial theory and enhances the explanatory power of macroeconomics for reality. Secondly, it proposes the risk shock transmission channel of structural monetary policy, that is, structural monetary policy tools can alleviate the adverse impact of risk shocks on small and medium-sized banks, and thus improve the financing dilemma of small and medium-sized enterprises.

Our main conclusions are: Firstly, the heterogeneity of banks in the deposit market results in the heterogeneity of financing constraints for enterprises, which impairs the financing capacity and raises the financing cost of SMEs, intensify the financing constraints of SMEs.

Secondly, when the monetary policy is relaxed and the bank deposit interest rate declines, households will reduce their deposits in banks, and the reduction of deposits in large banks is less than that of small and medium-sized banks, which imposes more stringent financing constraints on small and medium-sized banks, implying that the deposit-loan interest rate spread of small and medium-sized banks is higher, which will enlarge the loan interest rate gap between SMEs and large enterprises. The risk shock undermines the confidence of households in the deposits of small and medium-sized banks, inducing households to transfer deposits from small and medium-sized banks to large banks, thereby diminishing the loanable funds of small and medium-sized banks and deteriorating the financing environment of SMEs.

Thirdly, structural monetary policy partially counteracts the decline of household deposits in small and medium-sized banks, enhances the credit delivery ability of small and medium-sized banks to SMEs, and can

mitigate the financing constraints faced by SMEs. Furthermore, implementing a higher intensity of structural monetary policy can help alleviate the adverse impact of small and medium-sized bank risk shocks on the financing and resource allocation of SMEs, and help smooth economic fluctuations better.

Based on the above conclusions, we put that structural monetary policy should be implemented more effectively and coordinated with aggregate monetary policy, so as to improve the financing environment of SMEs.
Keywords：: Structural Monetary Policy; Financing of SMEs; Heterogeneous Banks

碳中和目标下低碳转型对银行风险的影响效应
——来自我国上市银行的压力测试[1]

连　飞[2]　吴寒冰[3]　周国富[4]

【摘　要】本文首先对碳中和目标下低碳转型对银行风险的传导机制做定性分析，然后以能源升级为代表构建低碳转型风险因子，采用我国上市银行 2007—2021 年的面板数据建立模型进行压力测试，评估低碳转型压力因素对银行风险的影响。研究发现，低碳转型呈现出明显的“资产搁浅”效应，是银行风险的冲击来源，随着企业资产损失的提高，低碳转型恶化了企业的财务状况，增加了银行所面临的风险。压力测试表明，银行不良贷款率在假设情景下的压力测试结果均比现实数据数值高；在假设情景的中、重度冲击下，低碳转型对银行不良贷款率的影响相比于轻度冲击表现更显著；大型商业银行受到的低碳转型风险较小，股份制商业银行面临比大型商业银行更大的低碳转型风险，低碳转型对城市商业银行和农村商业银行的风险影响最为显著。

【关键词】碳中和　低碳转型　银行风险　影响效应　压力测试

引　言

为应对全球气候变化带来的挑战，2020 年习近平总书记在联合国大会上宣布“中国二氧化碳排放力争于 2030 年前达到峰值、努力争取 2060 年前实现碳中和”，这一承诺随后被写入我国的“十四五”规划和 2035 年远景目标中。“双碳”目标意味着我国将要向低碳生产方式过渡，能源、材料和公用事业部门将受到较大影响，进而给银行业带来低碳转型风险。比如，化石燃料等高碳行业的投资者可能面临很大的资产搁浅风险，从而对金融稳定和长期经济繁荣造成威胁。因此，低碳转型风险在当前银行体系风险管理议程中变得愈加突出，廓清低碳转型对企业经营的影响路径，进而评估低碳转型对银行系统的影响，是加强低碳转型风险管理的关键。

从实践看，一些国家的中央银行已将低碳转型风险纳入宏观审慎管理框架，开展针对银行等金融机构或整个经济体的低碳转型风险压力测试，以评估低碳转型风险对金融稳定的影响，为资产定价和信贷资源配置提供支撑。比如，荷兰央行是第一个开展低碳转型风险压力测试的央行，于 2018 年针对银行等金融机构开展了能源转型压力测试。但受制于历史数据参考价值有限、数据缺乏可比性等因素，现行的银行风险管理框架无法较好地评估低碳转型风险。低碳转型风险同样受到了部分学者的关注，诸多研究聚焦于低碳转型可能给银行业带来的影响，但此类研究同样面临重要数据缺口且依赖一些假设，仍有较大的改进空间。那么，为实现碳中和目标，我国经济向低碳转型将会对银行体系产生怎样的影响？低碳转型对银行风险影响的传导路径是什么？银行机构对低碳转型可能带来风险的抗压能力如何？本文将试图解决上述问题。具体地，本文拟首先对碳中和目标下低碳转型对银行风险的传导机制做定性分析，然后以能源结构的转型升级为核心构建低碳转型风险因子，采用我国上市银行 2007—2021 年的面板数据建立模型进行压力测试，评估低碳转型压力因素对银行风险的影响，从而为避免低碳转型引发银行风险提供政策依据。

本文的边际贡献可能在于：第一，提供分析碳中和目标下低碳转型对银行风险影响效应的理论框架，

[1] 原载于《国际金融研究》2025 年第 3 期
[2] 连飞，经济学博士，吉林财经大学金融学院副教授，硕士生导师
[3] 吴寒冰，吉林财经大学金融学院硕士研究生
[4] 周国富，经济学博士，天津财经大学统计学院教授，博士生导师

展现低碳转型和银行部门之间的内在联系与传导路径图景，丰富对不同情景下的讨论，为加强低碳转型风险管理提供政策依据。第二，从压力测试视角拓展碳中和目标下低碳转型风险传播领域的量化问题，刻画低碳转型对于银行风险的影响效应，提供新的经验证据和操作性强的方法体系，使之成为未来研究的有益工具。第三，对低碳转型风险的影响进行更加细致的区分，研究低碳转型风险对我国不同类型银行机构的影响，以帮助监管机构区分不同类型银行机构在面对低碳转型风险时的差异，为应对低碳转型风险提供重要参考。

一、文献综述

学术界已普遍认同低碳转型会给金融体系带来诸多风险，且很多风险呈现出规模更大、发生可能性和相互关联度更高等新特征。低碳转型对金融体系的冲击来源于气候政策、技术转变等，受此影响，实物资产价值可能被破坏而出现大量搁浅资产[5]，进而形成金融风险（张帅等，2022）；低碳转型过程可能使建筑和运输等更多行业面临新的风险，若风险积累到一定程度将导致挤兑、金融机构倒闭等情形出现，进而造成市场恐慌，引发金融危机（Van Der Ploeg & Rezai，2020）。王博和宋玉峰（2020）通过构建 SFC 模型发现，低碳转型会对金融稳定产生负面影响。马骏和孙天印（2020）测算了煤电行业贷款违约率，发现从 2020 年到 2030 年煤电贷款违约率将由 3%左右升至 20%以上，这主要是由于碳中和将减少煤电需求，而增加光伏、风电等新能源的使用，同时技术进步将大幅降低新能源的发电成本，这些压力会导致煤电企业出现较高的违约率。

目前一些国家的金融监管部门已鼓励金融机构披露低碳转型风险头寸，通过压力测试评估其稳健性与清偿力（Campiglio et al.，2018；Battiston et al.，2017）。Roncoroni et al.（2020）以墨西哥金融体系为研究对象，通过设计低碳转型风险压力测试框架，量化向低碳经济迟缓、无序转型情景下产生的直接和间接影响，发现在不利情景下会产生约为初始总资产的 2.5%至 4%的系统性损失。中国工商银行也较早展开低碳转型风险压力测试，探索“环境—企业—银行”的压力传导路径，研究低碳转型因素对银行信用风险的影响（马骏，2018）。2021 年下半年，中国人民银行针对 23 家重点银行开展低碳转型风险压力测试试点工作，覆盖火电、水泥、钢铁三大行业（刘桂平，2022），采用了操作上较为简单直接的单一碳价敏感性测试方法，做出了有益的尝试。但该试点工作存在一定的局限性，如情景设置缺乏明确、透明的科学依据，且项目仍停留在单个银行机构风险分析层面，缺乏系统性的风险分析。

综上可见，各国央行和国内外学者对低碳转型风险及其对金融体系的影响已进行了诸多有益的研究，但仍存在需要进一步探索的空间：首先，目前国内的研究主要集中于对低碳转型相关风险的定性分析，但对碳中和目标下低碳转型风险的动态传导路径仍缺乏清晰和系统的论述；其次，现有文献对低碳转型相关风险的定量研究相对较少，特别是缺少从压力测试的角度分析不同情境下的低碳转型对银行风险影响的差异性；最后，国外对低碳转型风险的研究大都把所有银行作为单一整体来研究，这不适合我国银行差异较大的特殊国情，不利于区分低碳转型风险对我国不同类型银行的影响。

二、理论分析与研究假设

（一）低碳转型与效益提升

低碳转型成为企业效益提升和发展转型的重要驱动力。如果企业能够稳妥有序地推进低碳转型，将有助于提升企业的生产效率，相应的补偿效应可以显著压缩企业在原材料和能源要素方面的成本投入，保障

[5] 国际能源署将搁浅资产定义为：在其正常使用寿命前结束使用、不再产生经济效益的投资，包括矿产开采权、化石燃料储备或可能导致高碳排放的基础设施等。

企业日常运营的稳定有序，从而有助于抵消低碳转型高额的生产成本（Rassier & Earnhart，2015）。同时，企业的创新绩效受融资成本和创新理念影响。低碳转型意味着高污染、高耗能企业项目通过技术改造实现向低碳环保、绿色清洁转型，这些企业将大多成为高技术企业，往往具有较强的创新能力和较高的技术水平，生产率较高（谢东江和胡士华，2023）。低碳转型的核心在于促进企业全要素生产率的提升，其为企业原有的生产模式和生产体系引入了全新的生产要素，提高了能源的利用效率和要素的边际生产率。低碳转型也有助于增强企业开发新产品的动能，可以帮助增量资源的注入和存量资产的优化调整，通过推动企业的转型升级，改善企业的资源配置效率，提高以产品质量为核心的企业市场竞争力，扩大产品的有效供给，在此基础上提升企业的盈利能力，从而助力形成新的利润增长点，进一步增加企业的价值，最终达到改善企业的生产经营绩效、降低企业的生产经营风险的效果。随着以盈利能力提升为代表的企业生产经营绩效的改善，低碳转型对银行风险的抑制效应得到显著增强。总之，低碳转型具有显著的效益提升效应，可以减少低碳转型给银行机构带来的风险。

（二）低碳转型与资产搁浅

低碳转型风险容易形成资产搁浅，即因为低碳转型，有关行业的大量高碳资产将提前在使用周期中冲销，或者加速人为折旧，资产价值下跌，导致资产拥有者的资本和收入遭受双重损失，同时提高了债权方的信用风险。在向低碳经济转型的过程中可能会导致企业财务成本上升，其中最易面临转型风险的行业包括化石燃料开采或生产行业，以及排放大量温室气体的行业。此外，转型风险以及社会行为变化将对很多使用化石燃料的服务和生产行业产生更为普遍的影响，例如非电动汽车销售、由于保温材料有限需要消耗大量能源的房产。同样，严重依赖化石燃料的基础设施和公共事业企业未来无疑也将受到禁令和需求下降的影响。如果化石燃料企业基于目前的国内减排政策目标运营，不考虑全球气候升温目标，到 2025 年可能面临 1.6 万亿美元投资浪费的风险。据估计，如果政府执行更激进的碳减排政策，全球大型石油和天然气企业将损失约三分之一的资产价值，金额高达 9000 亿美元。在 2 摄氏度的升温目标下，煤炭开采等能源生产商一半的化石燃料储备将成为搁浅资产，在 1.5 摄氏度的升温目标下，80%的高碳资产将被搁置。即便采用碳储存技术，由于目前全球高碳资产潜在的排放规模远高于控制适度升温水平所对应的排放限额，仍有大量化石能源储备面临搁浅风险（Schoenmaker et al.，2016）。除化石能源企业外，在低碳转型过程中，其他行业（农业、电力、碳密集工业技术等）及相关实物资产也将面临价值重估风险。由于低碳转型，中短期内化石能源等高碳产品价格将上升。化石能源企业上下游产业链较长，能源成本上升将影响许多企业，而为这些企业提供融资的银行可能面临较大的未预期损失。低碳转型风险导致的高碳企业财务状况恶化、还款能力下降、违约概率上升，会影响银行持有高碳企业的信贷质量下降，从而引发银行信用风险。Safarzyńska & van den Bergh（2017）证实，对可再生能源的投资可能降低银行间互联性，提高银行破产可能性。过快地向低碳经济转型可能会影响银行机构的稳健性，这是因为向造价高昂的可再生能源发电厂融资，可能会冲击现有天然气发电站的盈利能力。低碳转型风险通过资产端、企业端向银行机构传导，最终可能影响整个银行系统的稳定性。

综上所述，低碳转型对银行风险的影响有正反两方面效应，基于此，本文提出如下竞争性假设：

假设 1：低碳转型具有效益提升效应，随着企业盈利能力的提升，低碳转型改善了企业的经营绩效，进而降低了银行机构的风险。

假设 2：低碳转型具有资产搁浅效应，随着企业资产损失的提高，低碳转型恶化了企业的财务状况，进而增加了银行机构的风险。

三、实证研究设计

（一）模型构建

为了验证上述研究假设，本文采用如下基准面板回归模型，探究低碳转型对银行风险的影响：

$$Risk_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1 Risk_{i,t-1}+\alpha_2 Cte_{r,t}+X+\delta_i+\lambda_t+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，i、r、t 分别代表银行、地区、时间。被解释变量 $Risk_{i,t}$ 表示银行 i 在时间 t 的风险指标。被解释变量的一阶滞后项 $Risk_{i,t-1}$ 作为解释变量包含在了模型中，因为当期的银行风险容易受到前期的银行风险潜在的动态影响，所以银行风险通常会存在一定的持续性。核心解释变量 $Cte_{r,t}$ 为地区 r 在时间 t 的低碳转型指标，r 代表银行总行所在的地区。X 代表银行、宏观等层面的一系列控制变量，λ_t 、δ_i 、$\varepsilon_{i,t}$ 分别表示时间固定效应、银行个体固定效应和随机误差项。

（二）变量选取

1. 被解释变量

本文选择银行的不良贷款率（NPL）和 Z-score 指数（Zs）作为银行风险 $Risk_{i,t}$ 的代理变量，分别代表银行所承担的被动风险和资不抵债风险。Z-score 指数是一个综合指标，考虑了银行业务的稳定性、财务杠杆和盈利能力（蒋海等，2021），其表达式为 $Zs_{i,t}=\left(ROA_{i,t}+EA_{i,t}\right)/\sigma\left(ROA_{i,t}\right)$。其中，$EA_{i,t}$ 是银行资本与总资产的比值，$ROA_{i,t}$ 是银行资产收益率，$\sigma\left(ROA_{i,t}\right)$是银行资产收益率的标准差。显然，Z-score 指数越高，银行破产的风险就越小。由于不良贷款率和 Z-score 指数的密度分布都具有尖峰、厚尾和高度偏态分布的特征，因此对这两个变量取自然对数。

2. 核心解释变量

本文借鉴经济合作与发展组织（OECD）关于“国家能源转型”的一项新测度（Lau et al.，2023），即“能源组合绿色质量（Greenq）”，作为衡量低碳转型的指标。这是因为，低碳转型要以能源结构的转型升级为核心，能源结构的转型升级对二氧化碳排放的影响存在“替代效应”，即随着可再生能源的增加并逐步取代化石能源，将减少二氧化碳的排放。计算能源组合绿色质量（Greenq）的公式如下：

$$Greenq=1\Big/\left(\frac{x_{1r,t}}{x_{r,t}}*1.0121+\frac{x_{2r,t}}{x_{r,t}}*0.9513+\frac{x_{3r,t}}{x_{r,t}}*0.4107\right) \quad (2)$$

其中，$x_{r,t}$ 表示 r 地区 t 年的一次能源总消耗量；$x_{1r,t}$、$x_{2r,t}$ 和 $x_{3r,t}$ 表示 r 地区 t 年不同化石能源（煤炭、石油、天然气）的消耗量。每个能耗比重后面的系数 1.0121、0.9513、0.4107 分别表示煤炭、石油、天然气的碳排放系数。

3. 控制变量

为了有效地识别低碳转型对银行风险的影响，参考以往文献的设定（Klomp，2014；陈国进等，2023），并兼顾数据可得性，本文选取了一系列宏微观层面的控制变量反映可能对银行风险产生的影响。银行层面控制变量包括：银行贷存比、银行净息差水平、银行资本充足率、银行拨备覆盖率、银行存款占比、银行流动性比率、银行经营效率。宏观层面控制变量包括：信贷增长率、信贷 GDP 比、经济增长率、M2 增长率、房价增长率、失业率、财政收入[6]。

（三）数据说明

本文银行的微观数据来自各银行年报、CSMAR 数据库、BankFocus 数据库、同花顺 IFind 数据库；宏观数据来自国家统计局、中国人民银行、国家金融监管总局、同花顺 IFind 数据库等。本文选取的样本时

[6] 当地区经济增长状况运行良好时，银行不良贷款率将下降。当 M2 增长率上升时，则货币供应量增加，银行信贷规模扩大，从而影响银行的信用风险。房地产市场是资金涌入的重要领域，其运行稳健与否直接关系到银行系统的稳定，采用省域平均房价增长率来衡量房地产状况。失业会导致居民收入水平的下降，进而导致偿债能力降低。地方财政收入能够衡量财政状况，以此来反映财政的稳固状态。

间跨度为 2007—2021 年。为了保证结果的有效性，采用非平衡面板数据，排除了缺少关键信息的银行样本。最终获得了我国 409 家商业银行的数据，包括大型商业银行、股份制商业银行、城市商业银行和农村商业银行，保证了其代表性[7]。

四、实证结果分析

（一）基准回归分析

本文运用系统广义矩（SYS－GMM）方法对动态面板模型进行估计，从而可以有效克服运用最小二乘法（OLS）进行估计可能产生的偏差。表 1 给出了基准回归低碳转型对银行风险影响的主要结果。其中，第（1）列没有加入任何控制变量，第（2）列只是加入银行层面控制变量，第（3）列只是加入宏观层面控制变量，第（4）列加入所有宏微观控制变量。由回归结果可知，在上述四种情形下，核心解释变量能源组合绿色质量（Greenq）对银行不良贷款率（NPL）的影响系数均显著为正，所以从银行角度来看，低碳转型会导致银行面临的风险显著上升，与本文理论分析提出的研究假设 2 的结论一致。原因可能在于，随着国家大力倡导绿色发展与实现碳中和目标，相关企业纷纷响应国家的号召，购置或研发新型设备、淘汰落后技术、使用清洁能源，高碳资产价值下降，出现资产搁浅效应，进而影响银行风险。

表 1　基准回归结果

变量	NPL （1）	NPL （2）	NPL （3）	NPL （4）
NPL（-1）	0.4954*** （6.7645）	0.4071*** （5.0850）	0.4693*** （5.6711）	0.4152*** （5.1188）
Greenq	0.4940* （1.7221）	1.4885** （2.4299）	0.5627* （1.7863）	1.2039*** （2.6088）
银行层面控制变量	未控制	控制	未控制	控制
宏观层面控制变量	未控制	未控制	控制	控制
银行固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
N	2421	2421	2421	2421
AR(2)	0.327	0.938	0.727	0.494
Hansenp	0.0744	0.1381	0.6496	0.1465

注：（）内为 t 值，*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著；AR（2）代表二阶自相关检验的 p 值，Hansenp 代表对模型工具变量过度识别检验的 p 值。下同。

（二）稳健性检验

1. 替换被解释变量

使用银行的 Z-Score 指数来替代银行不良贷款率（NPL）度量银行风险，相应的回归结果如表 2 第（1）列所示。估计结果显示，稳健性分析的 Z-Score 指数对能源组合绿色质量（Greenq）的回归系数在 1%的显著性水平上为负，与基准回归结果保持一致，即低碳转型会增加银行风险，因此替换银行风险的度量方法并不改变基准回归的主要结论。

2. 替换解释变量

使用非化石能源占比（Nfe）作为核心解释变量替换能源组合绿色质量（Greenq）度量低碳转型，表 2 第（2）列呈现了相应的回归结果。回归结果表明，替换后的核心解释变量非化石能源占比（Nfe）对银行

[7] 文章篇幅有限，各变量的描述性统计结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

不良贷款率（NPL）的影响系数在 1%的显著性水平上为正，支持了基准回归的主要结论，佐证了本文基准回归结果的稳健性。

3. 剔除特殊时间

剔除 2008—2009 年间和 2020—2021 年间的样本，以避免金融危机和新冠疫情对银行风险产生的影响，估计结果如表 2 中的第（3）列。由回归结果可知，在剔除特殊时间的样本后，本文的基准回归结论同样成立，即能源组合绿色质量（Greenq）对银行不良贷款率（NPL）仍有显著影响，结果保持稳健。

4. 剔除全国性银行

借鉴王遥和王文蔚（2021）的做法，剔除业务遍及全国的国有商业银行和股份制商业银行等全国性银行，即以城市商业银行和农村商业银行等地方性银行作为研究样本，探讨低碳转型冲击对银行风险的影响效应，相应的回归结果如表 2 第（4）列所示。由回归结果可知，低碳转型提升银行风险的效应在地方性银行中同样存在。

表 2　稳健性检验结果

变量	Zs （1）	NPL （2）	NPL （3）	NPL （4）
NPL（-1）		0.5915*** （7.8758）	0.3731*** （4.2117）	0.5170*** （4.4748）
Greenq	-0.4089*** （-3.1631）		1.9139*** （3.6922）	1.2903*** （2.6490）
Zs（-1）	0.3214*** （8.7401）			
Nfe		0.2917*** （2.5930）		
控制变量	控制	控制	控制	控制
银行固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
N	2410	1934	1732	2185
AR(2)	0.732	0.186	0.464	0.323
Hansenp	0.6907	0.3135	0.1117	0.1461

（三）内生性检验

1. 工具变量检验

由于可能存在一些无法被观察的遗漏变量，导致回归结果存在内生性问题，因此，本文采取工具变量法进行内生性检验。选取人均民用汽车拥有量（Carown）作为能源组合绿色质量（Greenq）的工具变量，之所以可以选择这一工具变量缓解内生性的原因在于：一般来说，低碳转型（以能源组合绿色质量为代表）与交通运输水平（以人均民用汽车拥有量为代表）之间有显著的正向关联关系，交通运输水平越高，能源消耗越大，越迫切需要能源结构升级，即交通运输水平的提高会促进一个地区的低碳转型；与此同时，从本文的研究内容来看，人均民用汽车拥有量并没有与银行不良贷款率之间存在直接意义上的联系，满足排他性约束。因此，运用工具变量 2SLS 方法进行内生性检验，回归结果如表 3 所示。

表 3　工具变量检验结果

变量	Greenq （1）	NPL （2）
Carown	0.0384*** （10.6968）	
Greenq		4.0994*** （3.0584）
控制变量	控制	控制
银行固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
识别不足检验（P）	0.0000	
弱工具变量检验（F）	114.42	
N	2986	2986
R^2	0.257	0.059

表 3 第（1）列为工具变量第 1 阶段的回归结果，第（2）列为工具变量第 2 阶段的回归结果。第 1 阶段的回归结果表明，工具变量人均民用汽车拥有量（Carown）对能源组合绿色质量（Greenq）的影响系数在 1%的水平上显著为正，且 F 值为 114.42，远大于 10，通过了弱工具变量检验，表明工具变量满足了相关性的要求，解释力较好；同时，还通过了识别不足检验（P 值为 0.0000），说明工具变量较为合理。第 2 阶段的回归结果表明，核心解释变量能源组合绿色质量（Greenq）对银行不良贷款率（NPL）的影响系数在 1%的显著性水平上为正，这与基准回归结果基本保持一致。综上所述，本文选择的工具变量有效，在考虑了内生性问题后，研究结论依然成立。

2. 断点回归分析

为了避免参数估计的内生性，本文借鉴蒋海等（2022）的研究，利用精确断点回归（SRD）方法进行分析。将 2015 年《巴黎协定》正式提出全球碳中和目标（低碳转型程度提高）看作一项突发政策，在断点处，能源组合绿色质量（Greenq）上升，每家银行受到该政策处置影响的概率从 0 上升到 1，设定模型如下：

$$Y_d = \alpha + \beta d + \rho D_d + \gamma X + \mu_d \tag{3}$$

其中，ρ 为政策平均处置效应估计参数；α、β、γ 均为模型估计参数；Y_d 为银行不良贷款率（NPL）；X 为控制变量；驱动变量 d 为能源组合绿色质量（Greenq）离观察到的断点的距离（大于或等于断点值时，d≥0；小于断点值时，d<0）；虚拟变量 D_d 用来衡量提高低碳转型程度前后的变化，$D_d = \begin{cases} 1, & d \geq 0 \\ 0, & d < 0 \end{cases}$。

对式（3）进行局部线性非参数回归，采用最小化均方误差选择最优带宽 h，通过三角核函数计算局部沃尔德估计量，得到最小化目标函数如下：

$$Lwald = \min_{\{\alpha,\beta,\rho,\gamma\}} \sum_{d=1}^{n} K(d/h)\left[Y_d - \alpha - \beta d - \rho D_d - \gamma X\right]^2 \tag{4}$$

其中，K（•）为核函数，表示在断点领域 h 内进行加权最小二乘估计，权重由核函数计算，离断点越近的点权重越大。

本文以低碳转型指标能源组合绿色质量（Greenq）作为断点，进行断点回归分析。按照标准断点回归的要求，通过寻找每家银行的不良贷款率（NPL）突变点判断能源组合绿色质量（Greenq）的断点位置。在最优带宽、二分之一带宽和两倍带宽情况下，分别对能源组合绿色质量（Greenq）与银行不良贷款率（NPL）之间的关系进行回归分析，结果如表 4 所示。

表 4　断点回归结果

变量	Lwald	Lwald50	Lwald200
NPL	0.1678* （1.8282）	0.2466** （2.1534）	0.2316*** （2.6961）
NPL （加入协变量后）	0.2841*** （3.0618）	0.3340*** （2.7875）	0.1917** （2.2050）

表 4 显示，在最优带宽下，银行不良贷款率（NPL）在能源组合绿色质量（Greenq）断点左右两侧存在显著差异，即提高低碳转型程度后，银行风险上升，且在二分之一带宽（0.012）和两倍带宽（0.048）下的检验均显著，说明能源组合绿色质量（Greenq）与银行不良贷款率（NPL）之间存在显著的正相关关系，即提高低碳转型程度会加剧银行风险。此外，加入协变量重新对断点回归模型进行估计，系数的符号及显著性与前述实证结果基本保持一致。

（四）机制检验

进一步检验低碳转型对银行风险影响的中介机制，即低碳转型通过影响企业经营进而对银行风险产生影响。对于效益提升效应，本文从企业盈利能力角度进行检验，选用企业总资产净利润率（Roa，净利润/总资产）衡量企业盈利能力。对于资产搁浅效应，本文从企业价值变化角度对资产搁浅效应进行检验，选用企业资产减值损失（Ass，企业资产的历史成本与可收回成本之差）衡量企业价值变化。由于企业数据无法与银行数据进行简单的一一匹配，因此借鉴潘敏等（2022）的机制检验方法，设立如下两阶段模型，探讨低碳转型如何通过企业的效益提升效应和资产搁浅效应进而对银行风险产生影响。

首先，在企业层面构建一个与模型（1）类似的第 1 阶段回归模型（5），用以检验低碳转型对企业经营的影响。

$$F_{f,t} = \beta_0 + \beta_1 F_{f,t-1} + \beta_2 Cte_{r,t} + T + \delta_f + \lambda_t + \varepsilon_{f,t} \quad (5)$$

其中，f 表示企业，T 表示企业、宏观等层面的一系列控制变量[8]，λ_t、δ_f、$\varepsilon_{f,t}$ 分别表示时间固定效应、企业个体固定效应和随机误差项。被解释变量 $F_{f,t}$ 表示企业 f 在时间 t 的效益提升效应和资产搁浅效应指标。

其次，为了连接第 1 阶段和第 2 阶段的模型，基于式（5）中回归系数 β_2 的估计值 $\hat{\beta}_2$，我们在时间和地区维度上定义一个新的估计指标，如式（6）所示。

$$\hat{F}_{r,t} = \hat{\beta}_2 * Cte_{r,t} \quad (6)$$

式（5）中回归系数 β_2 的估计值 $\hat{\beta}_2$ 能够反映低碳转型对各地区企业经营影响的平均水平。在地区层面低碳转型给该地区企业效益提升效应或资产搁浅效应 $F_{r,t}$ 带来变动的估计值 $\hat{F}_{r,t}$，可以由式（6）中的 $\hat{\beta}_2$ 与低碳转型 $Cte_{r,t}$ 相乘来测度。然后，把式（1）中的 $Cte_{r,t}$ 用估计值 $\hat{F}_{r,t}$ 来替换，由此可以得到如下第 2 阶段回归模型（7）。那么，低碳转型通过影响企业经营进而影响银行风险的中介机制，就可以根据式（7）中回归系数 γ_2 的大小、符号和显著性最终识别出来。

$$Risk_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Risk_{i,t-1} + \gamma_2 \hat{F}_{r,t} + X + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

表 5 中第（1）（2）列展示了中介机制检验第 1 阶段的估计结果。结果表明，能源组合绿色质量（Greenq）对总资产净利润率（Roa）的影响系数不显著，但对资产减值损失（Ass）的影响系数在 1%的水平上显著，其系数为 4.8236，说明低碳转型没有促进企业的效益提升，但增加了企业的资产搁浅效应。表 5 中第（3）

[8] 企业层面控制变量包括：企业成长能力、企业固定资产占比、企业规模、企业杠杆率、企业总资产周转率。在企业样本的选取上，参考 Brown et al.（2021）等相关研究，主要选取了容易受到低碳转型风险影响的行业中 A 股 902 家非金融类上市公司，上市公司的微观数据来自于 Choice 和国泰安数据库。

（4）列展示了中介机制检验第 2 阶段的估计结果。结果表明，银行不良贷款率（NPL）对总资产净利润率（Roa）的回归系数不显著，但对资产减值损失（Ass）的回归系数在 1%的水平上显著，其系数为 0.2496，说明该地区企业经营风险上升会提高整体银行的风险。综上，两阶段回归结果说明，低碳转型会通过资产搁浅效应增加企业的经营风险，进而引起银行的风险上升。

表 5　机制检验结果

变量	第 1 阶段		第 2 阶段	
	Roa （1）	Ass （2）	NPL （3）	NPL （4）
Greenq	-0.0839 （-0.7280）	4.8236*** （4.0230）		
Roa			-1.7314 （-0.5127）	
Ass				0.2496*** （2.6088）
Roa（-1）	0.3034 （0.8363）			
Ass（-1）		0.1119*** （3.0335）		
NPL（-1）			0.5776*** （5.7100）	0.4152*** （5.1188）
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
N	5264	5266	2421	2421
AR(2)	0.745	0.423	0.821	0.494
Hansenp	0.1034	0.2525	0.3833	0.1465

（五）压力情景设计与压力测试分析

下面，基于上述压力测试模型，探讨在不同的低碳转型情景下，银行不良贷款率的变化情况。我们试图以碳中和过程中，低碳转型风险通过影响企业经营传导银行机构为依据，因此通过调整不同低碳转型的压力情景，计算出新的能源组合绿色质量（Greenq）和银行不良贷款率（NPL），以此来探讨低碳转型冲击对银行信用风险的影响。压力测试的情景设计方法通常包括历史情景法[9]和假设情景法。本文采用假设情景法进行低碳转型风险压力测试的情景设计，这里我们以 2021 年为基期设置两类假设情景。

首先，假设选取低碳转型因素能源组合绿色质量上升作为初始冲击事件，它分别受到自身扰动项的 1 个、2 个和 3 个的标准差冲击，依次被看作轻度、中度和重度的低碳转型冲击。在正态分布中，1 个标准差之内的比率为全部数值的 68%，2 个标准差的波动涵盖 95%的数值，3 个标准差的波动范围所占比率为全部数值的 99%。

其次，假设选取能源消费需求增长加快作为初始冲击事件，能源消费提前达到 2030 年水平。在这种短期转型风险的冲击下，为实现净零排放，可再生能源需求将大幅上涨，能源结构会迅速升级，进而给银行带来贷款损失。2020 年 12 月，国务院发布的《新时代的中国能源发展》白皮书指出，我国 2012—2019 年年均能源需求增长率为 2.8%。考虑到 2020—2030 年 GDP 年均增速可能逐步下降，且能源利用效率会继

[9] 历史情景法设计压力情景的依据来源于相关历史数据和历史事件，需要进行压力测试的极端事件很有可能是历史上尚未出现过的，而且社会经济变迁这种回溯的方法可能无法反映目前特有的市场结构和当今的经济环境。

续提升，设定我国未来能源需求的三种情景：低速增长情景下，能源消费年均增速为 1.5%；中速增长情景下，能源消费年均增速为 2.0%；高速增长情景下，能源消费年均增速为 2.5%。这三种情景依次被看作轻度、中度和重度的低碳转型冲击。

接下来，基于不同的低碳转型压力情景，利用前面构建的压力测试模型计算出相应的银行不良贷款率，分析低碳转型对银行不良贷款率的影响特征，探讨低碳转型冲击下银行机构自身的抗风险能力。为了更加多维度地讨论不同类型银行在面对低碳转型冲击时自身抗压能力的差异性，我们按银行规模分类进行压力测试，其中包括大型商业银行、中小型商业银行（股份制商业银行、城市商业银行和农村商业银行）的情况，并将结果汇总如表 6 所示。

表 6　压力测试结果

假设情景		大型商业银行	中小型商业银行		
			股份制商业银行	城市商业银行	农村商业银行
能源组合绿色质量提升情景	轻度	1.4507%	1.6215%	2.6893%	2.5909%
	中度	1.6244%	1.7397%	2.7448%	2.6160%
	重度	1.7981%	1.8579%	2.8002%	2.6410%
能源消费需求增长加快情景	轻度	1.5389%	1.7416%	2.8465%	2.7634%
	中度	1.6333%	1.8276%	2.9232%	2.8346%
	重度	1.7315%	1.9169%	3.0029%	2.9087%
不良贷款率现实数值		1.4160%	1.4813%	1.5600%	1.8633%

注：不良贷款率现实数值根据 2021 年各类银行中的代表性上市银行（中国工商银行等 5 家大型商业银行、中国光大银行等 9 家股份制商业银行、南京银行等 9 家城市商业银行和武汉农村商业银行等 9 家农村商业银行）数据测算得到，相关数据来源于 Wind 数据库。

从总体上来看，银行不良贷款率在两类假设情景下的压力测试结果均比现实数据数值高。比如，大型商业银行不良贷款率的压力测试结果均高于其现实数值 1.4160%；表 6 中其他类型银行不良贷款率的压力测试结果与现实中的数据相比也同样较高。这表示，在低碳转型发生时，银行不良贷款率将受到影响；且在两类假设压力情景下，银行不良贷款率会提高。这意味着，以能源升级为代表的低碳转型，与银行不良贷款率呈同向变动关系，即银行的不良贷款率随能源升级而升高，这与本文研究假设 2 相一致。同时，表 6 结果显示，与“能源组合绿色质量提升”情景相比，“能源消费需求增长加快”情景下低碳转型对银行不良贷款率的影响相对较大。另外，随着低碳转型冲击程度的增加，即从轻度到中度再到重度，低碳转型对银行不良贷款率的影响逐渐变大，银行贷款风险将随之放大。与中、重度低碳转型冲击相比，在轻度压力的假设情景中，代表低碳转型进行压力测试的能源升级对银行不良贷款率的影响相对较小。其原因可能在于：一方面，以能源升级为代表的低碳转型冲击需要较长的时间跨度，才能对银行风险产生影响，即低碳转型政策具有一定的时滞性；另一方面，低碳转型主要是通过影响企业的利润水平和投入成本来间接地影响企业的生产规模及其还款能力，在轻度压力情景下，低碳转型对企业的直接影响较小。

分银行类型来看，低碳转型冲击对银行风险的影响呈现出明显的异质性，这是由于银行资产、经营范围等方面的差异可能引起低碳转型对不同银行风险的影响不同。表 6 结果显示，低碳转型影响各类银行的风险大小情况是：大型商业银行受到的低碳转型风险较小，而股份制商业银行面临比大型商业银行更大的低碳转型风险，低碳转型对城市商业银行和农村商业银行的风险影响最为显著。

无论是哪类假设情景，低碳转型冲击对大型商业银行的风险影响相对较小。可能的原因在于，大型商业银行肩负着国家经济发展的重任，具备规模优势，存款贷款规模大，贷款配置在地域、行业上较为分散，具有较为完备的信贷评价体系，内部风险预警防范体系更完善，风险控制人才较多，具有更强的抵御外部风险冲击的能力，因此低碳转型对其冲击有限。此外，大型商业银行经营范围广泛、资产雄厚、技术先进、经验丰富，能够更好地识别出潜在的风险因素，采取相关措施化解低碳转型风险可能带来的不利影响。

与大型商业银行相比，低碳转型冲击对股份制商业银行的风险影响更为明显。其原因可能在于，股份

制商业银行的资本实力可能稍逊于大型商业银行，不具有国家信用背书下较高的信誉度和稳定性，在面临低碳转型冲击时也将承受更大的压力，从而增加了低碳转型可能导致的银行风险。相比而言，在城市商业银行和农村商业银行等地方性银行的假设情景中，低碳转型冲击下的银行不良贷款率均明显较大。地方性银行资产薄弱、业务和经营范围狭窄，风险意识淡薄等，因而不能更好的控制潜在的风险。由此推断，低碳转型对地方性银行的风险影响更甚。因为本文所选取的城市商业银行和农村商业银行样本都是上市银行，其银行网点所在地区的经济比较发达，居民对低碳转型也比较敏感，所以低碳转型对银行风险的影响更为显著，其抵御低碳转型风险冲击的能力则相对较弱。从银行细化角度看，比如北京和上海都是我国的超大城市，其城镇化率达到 87%以上，二氧化碳排放量处于全国前列，因此北京和上海的城市商业银行面临的低碳转型风险也较高；又如柳州的城市商业银行为资源型城市的地方性银行，其对碳密集型企业的贷款敞口较大，因此在面对低碳转型冲击时，银行的风险也较高。

五、结论和启示

本文首先对碳中和目标下低碳转型对银行风险的传导机制做定性分析，然后以能源升级为代表构建低碳转型风险因子，采用我国上市银行 2007—2021 年的面板数据建立模型进行压力测试，评估低碳转型压力因素对银行风险的影响。研究发现，低碳转型呈现出明显的“资产搁浅”效应，是银行风险的冲击来源，随着企业资产损失的提高，低碳转型恶化了企业的财务状况，增加了银行所面临的风险。压力测试表明，银行不良贷款率在假设情景下的压力测试结果均比现实数据数值高；在假设情景的中、重度冲击下，低碳转型对银行不良贷款率的影响相比于轻度冲击表现更显著；大型商业银行受到的低碳转型风险较小，股份制商业银行面临比大型商业银行更大的低碳转型风险，低碳转型对城市商业银行和农村商业银行的风险影响最为显著。

针对上述研究结论，本文得出以下政策启示：一是不断完善低碳转型风险压力测试的模型开发和信息数据库平台建设。加强系统评估低碳转型风险对实体经济的影响宏观建模能力，推动形成统一的低碳转型风险压力测试的方法论。银行机构和上市企业要及时披露有关低碳转型风险的信息，弥补数据缺口，推动银行机构和企业实现信息共享，同时加强银行机构与公共部门的合作，从而解决数据缺口问题，进一步提高低碳转型风险评估的准确性。二是考虑将低碳转型风险纳入我国宏观审慎政策框架。短期内，围绕金融支持“30・60”目标，将低碳转型风险纳入宏观审慎政策框架，并在《宏观审慎政策指引（试行）》等框架性文件以及宏观审慎压力测试情境设计中予以体现。中长期，建立监测指标，完善监测工具，持续加强低碳转型对系统性风险影响分析。完善宏观审慎管理协调机制，重点就低碳转型风险应对问题加强沟通，形成政策合力。三是针对不同类型的商业银行采取差异化的低碳转型风险金融监管政策。应结合不同类型商业银行的风险控制特点，设计与低碳转型相适应的风险管理框架，计提合适的经济资本以应对低碳转型风险，同时应充分考虑不同类型商业银行的低碳转型风险应对措施之间的相互影响及反馈效应。

参考文献：

[1] 陈国进，丁赛杰，赵向琴. 气候政策、银行风险与宏观审慎监管创新[J]. 金融研究，2023（9）：38-57

[2] 蒋海，王倩颖，张小林. 流动性监管对商业银行风险承担的影响——基于中国银行业监管改革的断点回归分析[J]. 国际金融研究，2022（4）：46-56

[3] 蒋海，张小林，唐绅峰，陈创练. 货币政策、流动性与银行风险承担[J]. 经济研究，2021（8）：56-73

[4] 刘桂平. 努力提高金融体系气候风险管理能力[J]. 中国金融，2022（5）：9-11

[5] 马骏，孙天印. 气候转型风险和物理风险的分析方法和应用——以煤电和按揭贷款为例[J]. 清华金融评论，2020（9）：31-35

[6] 马骏. 金融机构环境风险[M]. 中国金融出版社，2018

[7] 潘敏，刘红艳，程子帅. 极端气候对商业银行风险承担的影响——来自中国地方性商业银行的经验证据[J]. 金融研究，2022（10）：39-57

[8] 王博，宋玉峰. 气候变化的转型风险对宏观经济和金融稳定的影响——基于存量流量一致性模型视角[J]. 经济学动态，2020（11）：84-99

[9] 王遥，王文蔚. 环境灾害冲击对银行违约率的影响效应研究：理论与实证分析[J]. 金融研究，2021（12）：38-56

[10] 谢东江，胡士华. 绿色金融、产业结构与城市工业绿色全要素生产率[J]. 国际金融研究，2023（5）：46-56

[11] 张帅，陆利平，张兴敏，王晖. 金融系统气候风险的评估、定价与政策应对：基于文献的评述[J]. 金融评论，2022（1）：99-120

[12] Battiston S，Mandel A，Monasterolo I，et al. A Climate Stress-Test of the Financial System[J]. Nature Climate Change，2017，7（4）：283-288

[13] Brown J R，M T Gustafson，I T Ivanov. Weathering Cash Flow Shocks[J]. The Journal of Finance，2021，76（4）：1731-1772

[14] Campiglio E，Dafermos Y，Monnin P，et al. Climate Change Challenges for Central Banks and Financial Regulators[J]. Nature Climate Change，2018，8（6）：462-468

[15] Klomp J. Financial Fragility and Natural Disasters：An Empirical Analysis[J]. Journal of Financial Stability，2014，13：180-192

[16] Lau C K，Gozgor G，Mahalik M K，Patel G，Li J. Introducing a New Measure of Energy Transition：Green Quality of Energy Mix and Its Impact on CO2 Emissions[J]. Energy Economics，2023，122，106702

[17] Rassier D G，D Earnhart. Effects of Environmental Regulation on Actual and Expected Profitability [J]. Ecological Economics，2015，112（4）：129-140

[18] Roncoroni A，Battiston S，Escobar-Farfá n L O L，et al. Climate Risk and Financial Stability in the Network of Banks and Investment Funds[J]. Journal of Financial Stability，2021，54（3）：100870

[19] Safarzyńska K，van den Bergh J C J M. Financial Stability at Risk Due to Investing Rapidly in Renewable Energy[J]. Energy Policy，2017，108：12-20

[20] Schoenmaker D，Tilburg R V. What Role for Financial Supervisors in Addressing Environmental Risks？[J]. Comparative Economic Studies，2016，58（3）：317-334

[21] Van Der Ploeg F，Rezai A. Stranded Assets in the Transition to a Carbon-Free Economy[J]. Annual Review of Resource Economics，2020，12：281-298

The Impact of Low-Carbon Transformation on Bank Risk under the Goal of Carbon Neutrality：Stress Testing from Listed Banks in China

Lian Fei, Wu Hanbing and Zhou Guofu

Summary: The goal of carbon neutrality means that China will transition to low-carbon production methods, which will have a significant impact on the energy, materials, and public utilities sectors, thereby bringing low-carbon transformation risks to the banking industry.

This article first conducts a qualitative analysis of the transmission mechanism of low-carbon transformation on bank risks under the goal of carbon neutrality. Then, using energy upgrading as a representative, a low-carbon transformation risk factor is constructed. A model is established using panel data from listed banks in China from 2007 to 2021 for stress testing to evaluate the impact of low-carbon transformation pressure factors on bank risks.

Research has found that low-carbon transformation exhibits a significant "asset stranding" effect, which is a source of impact for bank risks. As corporate asset losses increase, low-carbon transformation worsens the financial situation of enterprises and increases the risks faced by banks. The stress test shows that the non-performing loan ratio of banks under hypothetical scenarios is higher than the actual data values; Under the assumption of moderate to severe shocks, the impact of low-carbon transformation on the non-performing loan ratio of banks is more significant compared to mild shocks; Large commercial banks are less susceptible to low-carbon transformation risks, while joint-stock commercial banks face greater low-carbon transformation risks than large commercial banks. The impact of low-carbon transformation on urban and rural commercial banks is most significant.

This article draws the following policy implications: firstly, continuously improving the model development and information database platform construction for low-carbon transformation risk stress testing. The second is to consider incorporating low-carbon transformation risks into China's macro prudential policy framework. The third is to adopt differentiated low-carbon transformation risk financial regulatory policies for different types of commercial banks.

Keywords: Carbon Neutrality; Low-Carbon Transformation; Bank Risk; Impact; Stress Testing

影子银行规制、银行理财资产配置调整与债券信用利差[1]

邵文波[2] 郑海贞[3] 倪中新[4]

【摘 要】本文主要研究影子银行规制政策实施、银行理财净值化对债券信用利差的影响。利用《资管新规》实施两个关键时间节点构建双重差分模型发现：（1）整体看，影子银行规制将导致高评级信用债信用利差收窄。（2）从机制上看，《资管新规》发布后银行理财运作模式转变，风险偏好降低从而更加偏好于高评级、长久期信用债，导致这些债券信用利差缩小。（3）上述影响存在时变特征，银行理财估值方式转变强化了其避险情绪：在利率上行期会抛售长久期、高评级信用债，扩大这些债券信用利差并加大市场波动；在利率下行期会增加短久期、高评级信用债配置，导致这些债券信用利差收窄。（4）异质性分析发现上述效应对于债券发行主体和交易场所存在明显的差异性。本文的研究为解释近年来债券市场波动提供了新视角，为系统评估《资管新规》的影响，认识和分析银行理财行为，以及对市场产生影响提供参考。

【关键词】影子银行 银行理财 债券投资 《资管新规》 信用利差

引 言

2018 年以前，商业银行传统理财业务是中国影子银行的核心（Acharya et al.，2020）。2009 年银行理财产品总规模只有 1.9 万亿元，到 2016 年末已经达到 29 万亿元，市场占有率达 48%[5]。银行理财规模爆发式增长伴随而来的是风险不断积聚，问题根源在于业务属性和运作模式。从业务属性来看，理财属于“受人之托、代客理财”，风险应该由投资客户承担，但当时银行承诺客户“预期收益”，实行“刚性兑付”，承担了几乎所有风险；从运作模式来看，理论上每款理财产品应该独立核算，但传统理财业务采用“资金池—资产池”模式，并将表内的存款资金转化为表外理财资金，进一步借助于各类“通道”，将理财资金投资于表内受限的地方政府融资平台、房地产企业等（王喆等，2017），加大了风险并不利于宏观调控（侯成琪和黄彤彤，2020；Acharya et al., 2024；高然等，2018），同时会造成“脱实向虚”（李青原等，2022）。

2018 年以后政府出台了以《资管新规》[6]为代表的一系列监管政策，重点规制影子银行业务，将银行表内表外风险隔离，打破刚性兑付，避免风险传染至商业银行，防范系统性金融风险的发生。其中理财产品的净值化转型是关键环节。银行理财产品净值化转型与理财的业务属性和运作模式密切相关，核心内容涉及两方面：一是每只产品单独管理、单独建账、单独核算，实现理财产品与所投资资产真实匹配；

[1] 原载于《国际金融研究》2025 年第 4 期
[2] 邵文波，博士，上海大学经济学院副教授
[3] 郑海贞，上海大学经济学院硕士研究生
[4] 倪中新，博士，上海大学经济学院教授
[5] 根据中国人民银行 2017 年 6 月发布的《中国金融稳定报告（2017）》，截至 2016 年末，剔除交叉持有的因素后，各行业金融机构资产管理业务总规模约 60 多万亿元。
[6] 《资管新规》是指由中国人民银行、中国银行保险监督管理委员会、中国证券监督管理委员会、中国外汇管理局于 2018 年 4 月 27 日联合发布的《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》（银发〔2018〕106 号），以下简称《资管新规》。

二是估值方式调整，主要是由原来的摊余成本法调整为市值法。

本文认为，由影子银行规制政策实施所推进的理财净值化转型会导致银行理财投资偏好和策略发生针对性调整，通过改变债券市场供需格局，引起债券信用利差变化并可能导致市场波动。因为银行理财资产配置中信用债规模较高，市场份额占比较大，其投资行为变化对市场影响明显[7]。本文利用债券二级市场数据和相应企业数据，通过《资管新规》实施对于银行理财净值化转型的两个关键时间节点构建双重差分模型进行了实证检验，一方面，阐明银行理财运作模式转变会导致风险偏好会降低，在债券选择上更加偏好于高等级、长久期信用债，导致其信用利差缩小；另一方面，论证了银行理财估值方式转变导致在不同市场环境中其投资策略将发生截然不同的调整：当市场利率处于上升阶段，银行理财会抛售高等级、长久期信用债，扩大这些债券的信用利差，加大市场波动；反之当市场利率处于下行阶段，银行理财则会增加高等级、短久期信用债配置，降低这些债券的信用利差。

本文的边际贡献主要有：一是在研究思路上，从机构行为角度厘清了《资管新规》体系的关键影响和作用机制，为评估政策影响提供了新的视角和证据，也为了解和分析中国资产管理市场的演进和发展提供了参考；二是在研究方法上，相对巧妙地通过银行理财净值化转型的两个关键实施节点，并区分市场形态分时段进行实证检验设计，充分发挥了 DID 方法的优势，较好地对于本文的假说进行了识别和验证；三是在研究结论上，一定程度解释了中国债券市场近年来波动加大的原因。并将监管政策、金融产品特点、投资者和机构行为统一起来，诠释了债券价格和资产管理产品净值波动带来的市场连锁反应，为防范金融风险传播、规范产品管理提供了事实证据；四是本文的研究补充了信用利差的相关研究，同时为债券投资者以及资产管理产品投资者的投资选择和策略制订提供参考。

本文余下部分分别为：第二部分是政策背景和研究假说；第三部分是数据来源与实证方案，第四部分是实证结果；第五部分是结论与政策建议。

一、政策背景与研究假说

（一）《资管新规》发布后银行理财的直接影响：运作模式变化

2017 年 11 月 27 日，中国人民银行（以下简称“央行”）会同原银监会、证监会、原保监会和外汇局[8]共同发布《资管新规（征求意见稿）》，于 2018 年 4 月发布正式稿并执行。主要目的是统一中国资产管理市场监管标准，推进资产管理产品净值化转型，打破“刚性兑付”，整治影子银行业务。这其中净值化转型是监管主线，《资管新规》第十八条明确“金融机构对资产管理产品应当实行净值化管理”。要求净值型理财产品需“单独管理、单独建账、单独核算”。针对资产估值，规定“金融资产坚持公允价值计量原则，鼓励使用市值计量”，对于摊余成本法估值，仅适用于封闭式产品中的两类特殊资产。考虑到存续产品规模庞大，为确保平稳过渡，《资管新规》按照“新老划断”原则设置过渡期为意见发布之日起至 2020 年底。

由于监管政策过快收紧，市场反应较大，同时考虑到 2018 年中美贸易战后中国经济受到了一定的冲击，出于稳定市场和宏观经济的目的，央行于同年 7 月 20 日出台了《关于进一步明确规范金融机构资产管理业务指导意见有关事项的通知》（以下简称“720 通知”），放松了过渡期内的部分规定，给予机构一定的缓冲时间。影响较大的是对估值要求的调整，规定“对于封闭期在半年以上的定期开放式资产管理

[7] 根据中国银行业理财登记中心和 Choice 数据库，以 2023 年上半年为例，商业银行理财产品投资信用债 12.15 万亿元，在中国整个信用债市场中占比达到 26.96%。

[8] 原银监会和原保监会分别是指中国银行业监督管理委员会和中国保险业监督管理委员会，2018 年以后合并为中国银行保险监督管理委员会，简称银保监会；外汇局是指国家外汇管理局。

产品，投资以收取合同现金流量为目的并持有到期的债券，可使用摊余成本计量”[9]。这一规定使得商业银行理财开始主要发行半年以上的定开型产品，以及现金管理产品，目的就是确保固定收益类资产可以采用摊余成本法进行估值，以保证理财产品的净值稳定。

2020 年 7 月 31 日，为了缓解疫情对资管业务的冲击和机构的整改压力，监管部门审慎研究决定将《资管新规》过渡期延长至2021年底。当时市场针对“720通知”内容在过渡期结束后是否延续有争议。2021 年 5 月 21 日，银保监会正式发布《中国人民银行关于规范现金管理类理财产品管理有关事项的通知》（银保监发〔2021〕20 号），对于现金管理产品进行了明确界定，并对于产品的管理模式、投资资产的范围、估值等进行了具体要求，基本与公募基金的货币基金产品相一致。在解决了现金管理产品的问题以后，针对定开型理财产品的规定也随之而来（具体见后文“估值方式”）。

因此，从《资管新规》发布到 2021 年 8 月份，对银行理财产生直接影响的不是估值方式调整，而是银行理财运作模式变化。具体地，原来 “资金池—资产池”模式类似于表内的信贷业务，将客户资金募集形成资金池（负债端），然后投资于资产池（资产端），资金与资产之间的衔接由一个类似于资产负债部的部门负责。资金池期限普遍较短，而资产池久期则比较长，通过滚动续发理财产品和杠杆操作进行流动性管理，实现资产与负债的期限错配、信用错配和流动性错配。但是新发行的产品必须单独开户独立核算，在产品管理模式上与公募基金相似，从根源上破除了银行理财产品间调节流动性和收益的可能。银行理财无法通过原来的模式消化可能出现的风险资产，从而也就无法维持原来对客户承诺的产品“预期收益率”，打破了“刚性兑付”，产品的风险真正由银行转向投资者承担。

（二）银行理财运作模式变化对债券市场的影响

银行理财运作模式改变会导致投资资产的偏好和配置策略发生变化。“资金池—资产池”模式可以从资产和负债总量角度，将资产池看作一个大的投资组合；每个产品独立核算以后，将原来的大组合拆开成对应于每个产品的独立组合，不同组合满足对应产品的流动性、收益和风险的要求。在原来的模式下，单个资产的价格波动对产品的净值影响有限，只要保证资产的加权收益大于产品的预期收益，少量债券违约对组合影响也不大；但在新模式下，随着资产组合规模大幅降低，此时资产价格波动对于产品净值影响很大，理财无法通过产品之间进行流动性和收益的调节。

此时银行理财的风险偏好会降低，更加偏好于高等级的信用债，相反一些低等级的信用债将被抛售，因为单独核算的产品无法消化债券违约带来的影响；从久期来看，影响的效应则有相对立的两个方面，一方面，由于无法实现之前通过资金池进行流动性调节，要求配置的债券久期适当下降，另一方面，由于原来收益较高的非标资产在新产品中配置比例大幅下降，债券资产作为替代选择需要满足一定的收益要求，在摊余成本法估值的背景下，对于债券绝对收益的要求提高，此时可供的选择只能是拉长久期。从久期的这两种影响效应权衡来看，考虑到老产品的存在可以为新产品提供流动性支持，在老产品消失前单一产品的流动性约束不大，因此在《资管新规》发布后，产品运作模式变化对久期的影响主要体现在后者，也就是理财会选择适当拉长久期满足收益的需要。

银行理财对于债券选择的偏好改变会影响债券流动性、供需结构和市场情绪。因为信用债存在流动性不足问题，在面对冲击时容易出现“超买超卖”现象。并且从金融资产的供求关系角度出发，当债券资产的供给量突然增加时，其市场表现很可能会受到一定影响。此外，现有研究表明，流动性风险对债券二级市场信用利差具有显著的正向影响（Goldberg & Nozawa，2021；李勇等，2022），即当债券流动性受限时，投资者面临的交易成本更高，难以以合理价格变现债券，因此投资者会倾向于以较低价格购买债券，导致买入价格降低，增加了债券的二级市场信用利差（Lin，2011；余明桂等，2024）。因此，当银行理财抛售低评级、长久期的信用债，而选择高等级、短久期的信用债会在短期内对市场供需产生影响，并导致市场情绪传染。基于此提出假说 1 和假说 2：

[9]《关于进一步明确规范金融机构资产管理业务指导意见有关事项的通知》，中国人民银行官网，http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/3582714/index.html。

假说 1：《资管新规》实施后，银行理财由“资金池—资产池”模式转向单个产品独立开户、独立核算，导致其风险偏好降低，更加偏好高评级信用债，通过影响债券供需结构和市场情绪，使得高评级信用利差缩小，低评级的信用债信用利差扩大。

假说 2：《资管新规》实施后银行理财运作模式改变导致债券配置信用等级提升，从而强化其通过拉长债券久期弥补收益的要求，导致其配置的债券久期加大，通过影响债券供需结构和市场情绪，导致高等级、长久期信用债信用利差缩小。

（三）2021 年窗口指导后银行理财直接影响：估值方式调整

2021 年 8 月 24 日央行首先对六大国有商业银行做出窗口指导，要求“过渡期结束后，不得再存续或新发以摊余成本计量的定期开放式理财产品”，“对于理财产品 2021 年 9 月 1 日之后新增的直接和间接投资资产，均应优先使用市值法进行公允价值计量”[10]。这一要求后来进一步传达至国有股份制银行和城农商行。新要求取消了2018年“720通知”中关于定开产品估值的豁免条款，此后除了现金管理产品之外，对于债券资产，开放式产品中均需按照市值法估值[11]。

总结来看，2018年《资管新规》对于资产估值有明确规定，而同年的“720通知”只是在过渡期的权宜之举，由于放松了资产估值方式，导致了定开产品和现金管理产品的规模扩张。此后 2021 年底开始为这一规定“打补丁”：第一，对于定期开放式产品，2021年8月24日会议明确过渡期结束后不再延续，底层资产的估值方法务必严格遵循企业会计准则及相关监管规定，并以公允价值作为估值基础；第二，对于封闭式产品，原先因流动性不佳而采用摊余成本法估值的资产，现需改用市值法估值，仅允许那些业务模式为收取合同现金流量并持有至到期的债权资产按成本法估值；第三，之前采用摊余成本法估值的绝大部分现金管理类理财产品也需要不断压缩其规模。

原来银行理财投资资产主要采用摊余成本法估值。以债券为例，如果不发生信用风险，债券的价格变化并不会影响理财产品的净值。2021 年 8 月底银行理财开始根据监管的要求，调整估值方式。至 2021 年 12 月末，绝大部分理财机构均已发布相关公告，并已严格遵循规定执行，这说明理财行业在估值方法上已大体实现了统一：一方面，除了现金管理产品，其他产品的债券投资基本都采用市场值法估值（封闭式产品除外），另一方面，现金管理类理财产品虽然可以采用“摊余成本+影子定价”，但是对于其投资范围、久期有明确限制，主要是信用评级上升，久期大幅下降。

（四）银行理财估值方式调整对债券市场的影响

不同估值方式下债券价格波动对理财产品净值影响有明显差异。如果不考虑债券违约问题，摊余成本法估值产品净值与债券的实时价格无关，只与债券买入的溢折价，以及票息相关，因此债券市场的波动并不会影响理财产品的净值。但当采用市值法进行估值时，理财产品的净值直接受到所投资债券价格波动的影响，债券市场的波动会实时引起理财产品净值的波动。因此在市值法估值下净值型产品的净值波动难以避免，此时在债券价格上升和下降的不同趋势下，理财产品投资经理、理财产品投资者的行为会发生不同变化，反馈到债券市场进一步导致市场的波动和不同债券信用利差的变化：

当市场利率下行阶段，由于配置了大量高评级的信用债，理财产品净值随之上涨，引发客户对产品的申购增加，产品规模扩大需要增加资产投资。由于《资管新规》后理财产品采取了相对稳健的投资策略，投资经理避险意识较强，因此在债券选择上仍然是高等级、短久期的信用债，从而降低高评级、短久期信用债的信用利差，对其价格起到一个“助涨”的作用。

当市场利率上行阶段，此时理财产品的净值也会随之下降，从而引起理财产品投资者赎回（冯旭南和李心愉，2013）。理财产品的投资经理此时迫于流动性压力，需要被动出售资产。相较于其他资产，抛

[10] 《监管出手！六大行超 5000 只理财产品望加速改造》，Wind 资讯，2021 年 8 月 27 日。
[11] 根据银行业理财登记托管中心数据，2021 年底，开放式银行理财产品存续余额占全部银行理财产品存续余额的 82%，所以这一规定对于银行理财的影响较大。

售债券资产的优先级更高（杨丹卉等，2023）。由于高评级的信用债流动性更好，是急于变现的投资经理的首要选择，因此，相较于评级较低的信用债，评级高的债券利率上行更为显著。同时在收益率上行区间，强化了投资经理的避险意识，导致投资经理会优先选择抛售久期相对更长的债券，从而扩大高评级、长久期债券的信用利差，对其价格起到一个“助跌”的作用。

此外，由于债券市场的“顺周期效应”与投资者非理性因素的存在，理财产品净值波动所带来的“助涨助跌”在不同市场环境下可能具有非对称性。相较于股票和债券投资者，银行理财产品的投资者具有更低的风险偏好，面对产品净值下跌短期内难以适应，为避免进一步的亏损，投资者会大规模赎回理财产品，从而带给理财机构更大的抛售压力。鉴于目前中国债券市场市场化程度相对较低，一旦遭遇流动性紧张，抛售行为很可能导致资产折价抛售和流动性溢价，进而造成债券价格大幅跳水。同时，投资理念的同质化以及投资风格的模糊性使得银行理财产品之间存在显著的资产重叠现象，即便面对较小的流动性冲击，也可能促使理财机构采取一致的抛售资产行动，进而加速风险的扩散与传染（Allen 等，2000）。在资产折价抛售与流动性恶化的反馈作用下，会进一步引发风险在金融机构之间的传染（李晓伟等，2018）。此时，由于持债金融机构难以通过债券交易获得资金来补充流动性，市场会陷入债券价格不断下跌、机构资金愈发紧张的恶性循环中，甚至产生“债市下跌→理财产品净值波动→理财产品赎回→债券抛售→债市下跌→理财净值波动→更多产品赎回”的负反馈机制。因此，在上述渠道和机制作用下，相对较小的冲击也可能引起流动性迅速枯竭，从而使债券信用利差迅速走阔，甚至将这一风险外溢到其他资本市场，进而可能引发系统性金融风险。基于此提出本文的假说 3 和假说 4：

假说 3：银行理财投资资产估值方法由摊余成本法转向市值法，对高等级信用债在不同趋势下产生差异性影响：在市场收益率下行期，银行理财会增加高等级信用债的配置，降低高等级信用债的信用利差；在市场收益率上行期，银行理财会抛售高等级的信用债券，扩大这些债券的信用利差。

假说 4：银行理财投资资产估值方法调整将影响其对于债券久期的偏好：在市场收益率下行期，银行理财会增加高等级、短久期信用债配置，降低这些债券的信用利差；在债市收益率上行期，银行理财会抛售高等级、长久期信用债，扩大这些债券的信用利差。

二、数据来源与实证方案

（一） 数据来源

银行理财净值化有两个关键节点，一是《资管新规》出台后银行理财运作模式改变，从 2018 年 4 月 27 日开始；二是银行理财估值方法变更，政策影响时点在 2021 年底。实证中分别选取这两个事件前后一年为样本区间，包括：（1）2017 年 5 月 —2019 年 5 月企业债、公司债和中期票据的二级市场交易数据；（2）2021 年 1 月—2022 年 12 月企业债、公司债和中期票据的二级市场交易数据。以月度为窗口记录并整理观测值，并且均按照以下标准进行了筛选：（1）剔除信息不完整、有变量缺失的观测值；（2）为避免极端样本的影响，对所有连续变量进行左右各 1%的缩尾处理。经筛选后，分别得到 1544 家公司发行的 4293 只债券的 113551 个债券月度指标数据，以及 2424 家公司发行的 7676 只债券的 184224 个债券月度指标数据。本节使用的数据主要包括三个部分，分别是信用债二级市场月度数据、企业财务数据以及地区经济数据，来源于 Wind 和 iFind 数据库。

（二）研究设计

参考林晚发等（2018）等研究，信用债i在t时刻的信用利差（*Spread*）为债券月末到期收益率（*Yield*）与同期相同剩余期限的国债收益率（*Freerisk*）的差值。信用利差升高意味着债券风险上升，债券价格下跌。信用利差可以表示为：

$$Spread_{i,t}=Yield_{i,t}-Freerisk_{i,t} \quad (1)$$

1.银行理财运作模式变化与债券信用利差

首先考察《资管新规》实行后，由于银行理财的运作模式发生变化所导致的债券信用利差的变化。因为该政策的颁布源于金融强监管，而非针对个别债券或发行人推出，可以很大程度上缓解内生性问题，剔除债券特质、公司特征和地区经济等系统性差异的干扰，从而识别政策的真实影响。本文构建模型（2），以验证假说 1 和 2：

$$Spread_{i,t}=\theta_0+\theta_1 Bond_i\times Post_t+\theta_2 Controls_{i,t}+\gamma_{p,t}+\delta_i+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中，下标 i代表债券，t表示月份。因变量$Spread_{i,t}$表示信用债 i在 t 月所对应的信用利差，代表信用债的风险溢价水平。$Bond_i$表示债券类型，当考虑债券信用等级时，采用高评级信用债虚拟变量HR_i，表示该信用债是否为高评级债券，若该信用债主体评级为 AAA 级则取值为 1，若该信用债主体评级为 AAA 级以下则取值为 0；进一步考虑债券久期，采用高评级长久期信用债虚拟变量HLD_i，表示该信用债是否为高等级长久期债券，若该信用债为 AAA 级且当期久期大于 3 年，则取值为 1，否则为 0；$Post_t$为《资管新规》政策虚拟变量，将 2018 年 5 月及之后取值为 1，否则取值为 0。交互项 $HR_i\times Post_t$表示 2018 年 5 月之后相对于之前，高评级债券相对于低评级债券发生的变化；交互项 $HLD_i\times Post_t$则表示 2018 年 5 月之后相对于之前，高评级、长久期债券相对于其他债券发生的变化。*Controls*为控制变量，参考王茹婷（2022）等相关研究，将控制变量分为债券层面、企业层面以及地区经济层面的控制变量。主要变量定义表如表 1 所示。除此之外，各个回归模型均控制了行业×月度（$\gamma_{p,t}$）高阶固定效应以及债券个体（δ_i）固定效应，$\varepsilon_{i,t}$为随机误差项。

2.理财估值方式调整与债券信用利差

（1）研究期间划分

根据理论分析，估值方式调整导致银行理财债券投资偏好改变在债券收益率上升和下降趋势有明显差别，因此分析由此造成债券信用利差的影响需要区分市场类型。本文以十年期国债到期收益率走势为基础，考察了 2021 年 1 月—2022 年 12 月的债券市场的情况。考虑到估值方式调整窗口指导的先后顺序，以及整改要求的完成时间[12]，采用 2021 年 10 月中旬为政策冲击时点比较合适，因为银行在总体上完成估值方式调整以后，会逐步调整投资组合中的债券品种[13]，在时间节点来看在 9 月底前几乎不会对市场产生影响，而 10 月份调整的内容则会体现在月底的数据上，为政策冲击后首期影响结果。

根据以上分析，综合考虑对照组与试验组的可比性，一方面需要处于相同市场环境，另一方面需要大致相同的时间跨度，进行样本研究区间划分如图 1 所示。中间位于 10 月中旬的竖线表示政策冲击点。对照组 1 和试验组 1 为债券牛市（收益率下行）研究分组，前者从 2021 年 2 月到 5 月[14]，后者从 2021 年 10 月—2022 年 1 月；对照组 2 和试验组 2 为债券熊市（收益率上行）研究分组，前者从 2021 年 7 月到 9 月，后者从 2022 年 8 月到 11 月。对于债券牛、熊市分别单独建立模型，并由此开展进一步的实证检验。

[12] 详见第三章第（三）节，2021 年 8 月底首先对六大行进行窗口指银导，后续进一步包括其他银行，同时对整改时间做了具体要求。

[13] 虽然在调整估值方式的同时也会伴随着债券的调整，但是一方面时间比较短，信用债流动性相对较差，即便是部分产品需要调整债券品种，多数银行都会首先考虑行内产品之间相互交易，对于市场影响较小；另一方面当时银行理财的首要任务顺应监管要求调整估值方式，对于组合调整的优先级并不高。

[14]本文所选取的债券利差月度数据来源于每个月的最后一个交易日，因此 2—5 月包括 2 月 28 日、3 月 31 日、4 月 30 日和 5 月 31 日 4 期，下同。

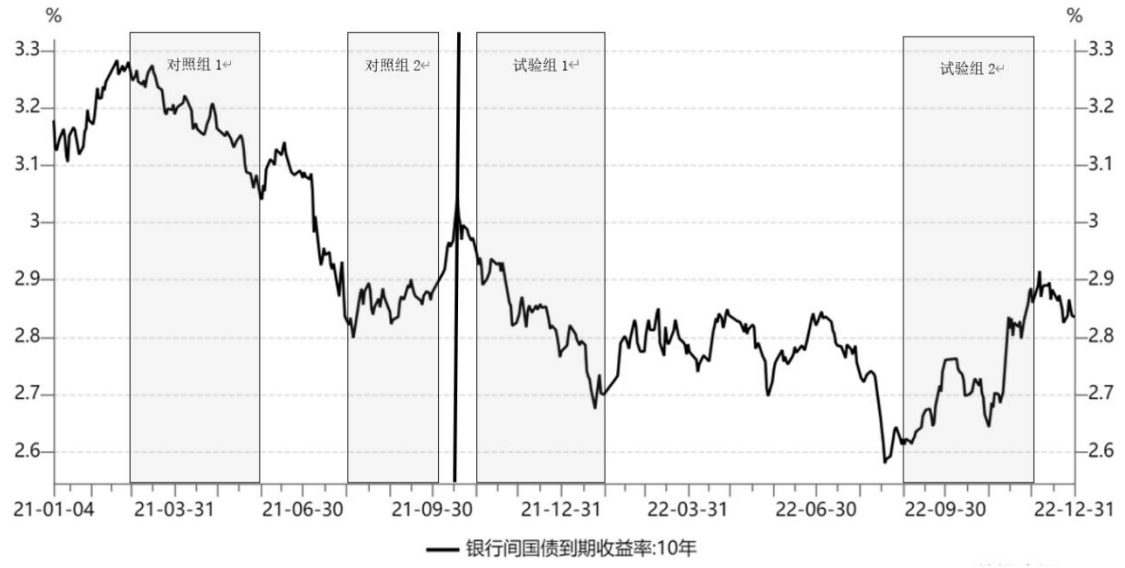


图 1 十年期国债收益率变化与研究区间划分

数据来源：wind 数据库

（2）计量模型

基于银行理财估值方式调整的时点（2021.10），通过对不同时段分别运用双重差分模型（3）和（4），考察银行理财估值方式调整对不同债券信用利差的影响，验证假说 3 和 4。

$$Spread_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1 Bond_i\times Post1_t+\alpha_2 Controls1_{i,t}+\gamma_{p,t}+\delta_i+\varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Spread_{i,t}=\beta_0+\beta_1 Bond_i\times Post2_t+\beta_2 Controls1_{i,t}+\gamma_{p,t}+\delta_i+\varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$Bond_i$表示债券类型，当考虑债券信用等级时，采用高评级信用债虚拟变量HR_i，构建方法同模型（2），当进一步考虑债券久期，结合理论分析结论，对于模型（3）采用高评级短久期信用债虚拟变量HSD_i，表示该信用债是否为高等级短久期债券，若该信用债为 AAA 级且当期久期不大于 3 年，则取值为 1，否则为 0，对于模型（4）采用高评级长久期信用债虚拟变量HLD_i，构建方法同模型（2）；$Post1_t$衡量在收益率下行期，信用债 i在t 时刻是否处于估值方式调整后，若处于则取值为 1，否则取值为 0；$Post2_t$衡量在收益率上行期间，信用债 i在t 时刻是否处于估值方式调整后，若处于则取值为 1，否则取值为 0。

控制变量（*Controls1*）是在模型（2）中*Controls*的基础上，考虑到牛熊市划分使得每一个研究政策前后时间段内存在间隙，因此将债券信用利差的上一期数值 *L.Spread* 作为控制变量纳入回归，以削弱未被观测的样本期间内可能存在的其他外生冲击。

表 1 变量定义及说明

变量	定义	具体计算方法
Spread	信用利差	当月最后一个交易日债券到期收益率-同期限国债到期收益率（%）
Post	运作模式政策变量	2018 年 5 月及后赋值为 1；2018 年 5 月前赋值为 0
Post1	估值方式政策变量 1	2021 年 10 月-2022 年 1 月赋值为 1，2021 年 2 月-5 月赋值为 0
Post2	估值方式政策变量 2	2022 年 8 月-11 月赋值为 1，2021 年 7 月-9 月赋值为 0
HR	是否高评级债券	AAA 级信用债为 1；AAA 级以下信用债为 0
HSD	是否高评级短久期债券	AAA 级且久期在 3 年及以下信用债为 1，否则为 0
HLD	是否高评级长久期债券	AAA 级且久期在 3 年以上信用债为 1，否则为 0
Bond controls	债券特征变量	
YTM	剩余期限	债券剩余期限（年）
Coupon	票面利率	债券票面利率（%）
Firm controls	企业特征变量	
ROA	总资产收益率	净利润/总资产（%），衡量企业盈利能力
ROE	净资产收益率	净利润/净资产（%），衡量企业盈利能力
DTA	资产负债率	总负债/总资产（%），衡量企业偿债能力
ATR	资产周转率	营业收入/总资产（次），衡量企业营运能力
LnAsset	企业总资产	企业总资产（亿元人民币）取自然对数
Macro_controls	地区经济变量	
LnGDP	地区 GDP	地区实际 GDP（亿元人民币）的自然对数

四、实证结果

（一） 基准回归结果

1. 银行理财运作模式变化对债券信用利差影响

银行理财净值化第一个阶段是《资管新规》政策实行后理财运作模式变化。由此造成对不同评级信用债信用利差的影响回归结果见表 2。

表 2 《资管新规》出台对高评级债券信用利差的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Spread	*Spread*	*Spread*	*Spread*
*HR*Post*	-0.430*** (-17.32)	-0.427*** (-17.25)	-0.423*** (-17.06)	-0.423*** (-17.05)
YTM		0.125 (0.48)	0.127 (0.49)	0.124 (0.47)
Coupon		0.094** (2.18)	0.092** (2.17)	0.092** (2.14)
L.ROA			-0.021** (-2.19)	-0.022** (-2.27)
L.ROE			-0.004 (-1.29)	-0.004 (-1.20)
L.DTA			0.002 (1.12)	0.002 (1.08)
L.ATR			0.077** (2.18)	0.078** (2.20)
L.LnAsset			-0.104** (-2.09)	-0.097** (-1.98)
L.LnGDP				-0.691* (-1.85)
Constant	2.433*** (433.25)	1.504 (1.63)	2.064** (2.12)	9.259** (2.29)
观测值	95,768	95,768	95,768	95,768
R^2	0.728	0.728	0.729	0.729
债券固定效应	YES	YES	YES	YES
行业-月度固定效应	YES	YES	YES	YES

注：*、**和***分别为 10%、5%和 1%的显著性水平，括号内为聚类标准误计算的 t 值，后表同。

回归结果显示，交互项系数均显著水平为负，这意味着《资管新规》政策实行后，高评级债券信用利差显著降低。根据表 2 第（4）列的检验结果，《资管新规》政策实行后，实验组高评级债券的二级市场信用利差相比于控制组显著下降了 42.3 个基点。表 5 的检验结果表明，《资管新规》政策实行后，商业银行理财的风险偏好有所降低，缩小了高评级债券信用利差，与假说 1 相一致。

进一步考察对债券久期影响，如表 3 所示。回交互项系数均显著为负，并且根据第（4）列的结果，实验组高评级、长久期债券的信用利差显著降低了 7.3 个基点，说明《资管新规》实行后，由于商业银行理财的运作模式发生变化，导致其更偏好于高等级、长久期的信用债，缩小了这些债券的信用利差，该结果支持假说 2。

表 3 《资管新规》出台对高评级、长久期债券信用利差的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Spread	Spread	Spread	Spread
*HLD*Post*	-0.056 (-1.50)	-0.079** (-2.04)	-0.073* (-1.89)	-0.073* (-1.90)
YTM		-0.242 (-1.63)	-0.232 (-1.59)	-0.232 (-1.59)
Coupon		0.080 (1.20)	0.077 (1.20)	0.077 (1.20)
L.ROA			-0.004 (-0.31)	-0.004 (-0.32)
L.ROE			-0.007** (-2.05)	-0.007** (-2.06)
L.DTA			0.014*** (3.81)	0.014*** (3.75)
L.ATR			0.054 (1.30)	0.054 (1.30)
L.LnAsset			0.019 (0.45)	0.019 (0.47)
L.LnGDP				-0.019 (-0.04)
Constant	1.828*** (101.62)	2.330*** (3.86)	1.291* (1.80)	1.491 (0.25)
观测值	38,094	38,094	38,094	38,094
R^2	0.654	0.655	0.656	0.656
债券固定效应	YES	YES	YES	YES
行业-月度固定效应	YES	YES	YES	YES

2.银行理财估值方式变化对债券信用利差影响

银行理财净值化第二个阶段是估值方式的调整，回归结果见表 4。由第（1）列和第（2）列回归结果显示，交互项系数均显著水平为负，这意味着在债券市场收益率下行时期，银行理财产品估值方法调整后使得高评级信用债的信用利差下降；而第（3）列和第（4）列回归结果显示，交互项系数均显著为正，表明在债券市场收益率上行时期，银行理财产品估值方法调整后使得高评级信用债的信用利差扩大。且根据第（2）列的检验结果，实验组高评级债券的二级市场信用利差相比于控制组显著下降了 2.3 个基点，根据第（4）列的检验结果，实验组高评级债券的二级市场信用利差相比于控制组显著扩大了 12.8 个基点，对比可知银行理财产品估值方法变更在债市收益率上行时期扩大高评级信用债利差的作用远比债市收益率下行时期缩小高评级信用债利差的作用大，与假说 3 相一致。

表 4 理财估值方式调整对高评级债券信用利差的影响

变量	(1) 收益率下行 Spread	(2) 收益率下行 Spread	(3) 收益率上行 Spread	(4) 收益率上行 Spread
*HR*Post1*	-0.026** (-2.56)	-0.023** (-2.28)		
*HR*Post2*			0.141*** (5.09)	0.128*** (4.58)
L.Spread	0.721*** (42.58)	0.712*** (41.47)	0.584*** (65.06)	0.560*** (61.27)
YTM		0.139*** (5.15)		0.110*** (3.86)
Coupon		0.187*** (5.03)		0.316*** (11.00)
L.ROA		-0.002 (-0.16)		0.087*** (3.04)
L.ROE		-0.004 (-0.79)		-0.068*** (-5.85)
L.DTA		0.000 (0.23)		-0.002 (-1.32)
L.ATR		0.028 (0.76)		0.275* (1.81)
L.LnAsset		-0.118*** (-3.78)		-0.336*** (-5.02)
L.LnGDP		-1.558*** (-5.86)		-3.023*** (-8.27)
Constant	0.674*** (17.85)	16.769*** (5.87)	0.893*** (40.54)	34.174*** (8.51)
观测值	61,408	61,408	46,056	46,056
R^2	0.939	0.939	0.927	0.928
债券固定效应	YES	YES	YES	YES
行业-月度固定效应	YES	YES	YES	YES

考虑久期因素结果如表 5 所示。第（1）列和第（2）列中交互项 *HSD*Post1* 的系数显著为负，表明进入债市收益率下行时期后，高评级、短久期信用债利差下降程度比其他信用债大，意味着银行理财产品估值方法变更反应在债券市场上，对信用债的影响体现在降低高评级、短久期债券的信用利差。与此对应，第（3）列和第（4）列中交互项 *HLD*Post2* 的系数显著为正，这说明进入债市收益率上行时期后，银行理财产品估值方法变更则扩大高评级、长久期债券的信用利差的作用，验证了的假设 4。通过对比第（2）列和第（4）列中 *HSD*Post1* 和 *HLD*Post2* 的系数可知，银行理财产品估值方法变更在债市收益率下行时期导致高评级、短久期信用债信用利差降低的幅度要大于债市收益率上行时期导致高评级、长久期信用债信用利差扩大的幅度。

表 5 理财估值方式调整对不同久期高评级债券信用利差的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	收益率下行	收益率下行	收益率上行	收益率上行
	Spread	Spread	Spread	Spread
*HSD*Post1*	-0.076*** (-3.78)	-0.087*** (-4.12)		
*HLD*Post2*			0.066* (1.88)	0.063* (1.79)
L.Spread	0.666*** (23.67)	0.654*** (22.61)	0.587*** (51.65)	0.571*** (50.40)
YTM		0.138*** (4.12)		0.097*** (2.60)
Coupon		0.257*** (5.30)		0.233*** (3.35)
L.ROA		-0.013 (-0.99)		0.046 (1.50)
L.ROE		0.004 (0.61)		-0.047*** (-3.92)
L.DTA		-0.004* (-1.66)		-0.003 (-0.98)
L.ATR		-0.000 (-0.01)		-0.006 (-0.03)
L.LnAsset		-0.104 (-1.49)		-0.421*** (-3.77)
L.LnGDP		-2.086*** (-5.07)		-3.461*** (-5.99)
Constant	0.605*** (12.98)	22.336*** (5.15)	0.477*** (21.59)	40.256*** (6.22)
观测值	25,280	25,280	18,852	18,852
R^2	0.904	0.905	0.868	0.870
债券固定效应	YES	YES	YES	YES
行业-月度固定效应	YES	YES	YES	YES

（二）稳健性检验[15]

1.平行趋势检验和动态效应分析

2.安慰剂检验

3. 替换信用利差度量方式

（三）异质性分析[16]

1.债券发行主体差异

回归结果显示，《资管新规》发布前后相对于发行主体为国企的高评级信用债，银行理财运作模式变化导致发行主体为非国企的高评级信用债券信用利差收窄效应要更大。可能因为《资管新规》发布后银行理财遇到了所谓的“资产荒”。由于市场利率一直下降，债券的收益率下行导致银行理财投资债券获得的票息降低。此时银行理财并不会选择在评级上风险下沉，为平衡安全性和收益性，理财会配置部分非国企发行的高评级信用债。

银行理财估值方式调整前后，在债券收益率上行区间，债券价格下跌会导致理财产品净值下跌，形成 “负反馈”。银行理财风险偏好受市场影响会迅速收紧，由于担心市场进一步下跌，将优先处理风险相对较大的资产，抛售非国企发行的高评级信用债止损。久期异质性效应也主要体现在收益率上行阶段，

[15] 平行趋势检验结果符合平行趋势假设，安慰剂检验发现《资管新规》、理财估值方式调整的政策影响效果并未受到遗漏关键影响变量的干扰。参考曹婧（2023）使用国开债收益率作为无风险收益率替换关键指标度量方式结果与基准回归相一致。检验过程限于篇幅未予展示，备索。

[16] 限于篇幅只报告实证结果，回归过程未予展示，备索。

比如 2022 年 10 月收益率突然上行，此时银行理财亟需出售债券补充流动性，首选是出售非国企发行的长久期信用债，但是当市场风险偏好突然收紧时，市场上很少有机构愿意购买这类债券，在产品流动性要求的压力下，银行理财需要快速出售流动性更好的资产，此时国企发行的长久期信用债便是投资经理的首选[17]，导致这些债券信用利差扩大。

2.债券交易场所差异

《资管新规》出台前，银行理财的债券交易主要在银行间市场完成，此后逐步进入交易所债券市场。基于债券交易场所差异进行异质性分析，一方面可以考察《资管新规》实行后对两个市场的差异性影响，另一方面也可以排除其他因素的影响。

回归结果显示《资管新规》发布后交易所市场信用利差变化更大，可能因为整个市场的风险偏好在政策冲击下突然收紧，同时银行理财开始逐步进入交易所市场导致；在《资管新规》过渡期结束后的收益率下行区间，银行间市场债券信用利差反应更大，而上行区间则是交易所反应更大。这是因为 2021 年下半年估值方式变化时，由于采用窗口指导的方式，加上市场处于牛市，因此政策冲击主要体现在银行理财自身的债券配置上，但是到了债券收益率上行期间则完全不同，此时非银行类金融机构认识到银行理财在估值调整后的“负反馈效应”，风险偏好迅速收紧，从而体现在交易所市场上。

四、结论与政策建议

本文针对《资管新规》发布和实施的两个关键时点进行了实证检验，得到如下结论：

第一，总体上，《资管新规》实施，银行理财净值化转型导致其风险偏好降低，在债券配置上更加偏好于高评级信用债，促使债券市场信用债信用利差收窄；第二，2018 年 4 月《资管新规》发布，银行理财运作模式变化，此时银行理财主要增加高评级、长久期的信用债，导致这类债券信用利差显著降低；第三，2021 年 12 月《资管新规》过渡期结束，银行理财产品投资债券资产由摊余成本法估值转变为市值法进行估值，银行理财在市场波动时改变此前债券持有策略：当市场利率上行时，优先抛售长久期的债券，由于其持有的绝大多数都是高评级信用债，所以会导致高评级、长久期信用债信用利差扩大，加大市场波动；当市场利率下行时，短期内会增加短久期债券配置，导致高评级、短久期信用债信用利差缩小。并且发现理财估值方式调整导致的债券市场波动，在债券收益率上行区间要显著大于债券收益率下行区间；第四，考虑债券发行主体异质性，总体上，银行理财净值化转型导致债券信用利差的变化，对于非国企发行的信用债影响要明显大于国企发行的信用债；第五，考虑债券交易场异质性，发现当政策影响和银行理财配置策略调整导致非银行类金融机构风险偏好发生变化时，体现在交易所的影响更大；当政策影响主要集中于银行理财自身，其资产配置变化主要体现在银行间市场的影响。

总结来看，银行理财作为债券市场的重要参与者，由于《资管新规》实施导致其债券配置偏好变化带来的市场影响不容忽视，尤其是在市场利率上行时，由债券价格下跌导致理财产品净值下降，引发赎回，进而促进银行理财抛售资产的“负反馈”机制大大增加了出现系统性风险的可能。为此，提出如下政策建议：

一是资产管理产品债券资产估值方式存在优化的空间。目前债券市值法估值中，在银行间交易的债券一般采用中债估值，在交易所则采用中证估值。这种第三方估值主要基于每日交易情况，比较契合交易活跃的利率债。但对于交易不活跃的信用债，在市场环境变化时少量极端价格交易可能会形成连锁反应。因此，针对信用债估值可以考虑根据其自身特点并结合其所配置产品类型综合考虑，一方面优化估值的公允性，另一方面则降低其导致产品估值大幅波动。

[17] 在债券收益率突然上行，风险偏好收紧时，出于风险规避的考虑，机构一般会优先出售一些长久期的债券，当然前提是有对手盘，然后才会考虑流动性更好的短久期债券。

二是债券市场流动性管理机制需要进一步完善。流动性风险也是债券信用利差的一个关键影响因素（Eom 等，2004），中国债券市场在融资中的占比接近三成[18]，但是债券市场的流动性有待加强，特别信用债市场相对不活跃，不同机构债券准入的“白名单”差异较大，导致投资经理在交易对手选择上存在较大困难。解决这个问题可以考虑从完善做市商机制、央行增加可质押债券范围、提高机构间信评的联动性以及加强信息披露等方面着手。

三是资产管理产品流动性管理机制对市场的冲击不容忽视。从本文研究结论来看，银行理财在运作模式和估值方式转变以后投资策略发生了明显的变化。市场环境变化时客户的反应强化了投资经理的选择，进一步加大了市场波动。这一问题可以考虑从三方面进行缓解：首先从客户的角度，引导机构加强投资者教育和投资者分层，避免在市场波动时出现非理性的申赎“羊群效应”；其次从产品的角度，引导资产管理机构完善产品的流动性管理机制，对于产品的申购和赎回规则进行优化管理，避免在市场波动时出现流动性枯竭；最后监管在市场出现大幅波动时有必要及时干预，稳定预期，防止因市场情绪发酵出现系统性风险。

四是债券市场在不同市场环境的大幅波动与风险对冲手段缺乏有关。如果有合适的风险对冲工具确保组合中债券价格波动时产品的净值稳定，投资经理就不一定需要采用即时卖出策略而强化市场波动。因此从构建和完善多层次资产市场出发，完善债券市场制度的同时，丰富可投资金融产品的种类和对冲工具，以便于金融机构可以进行风险对冲，避免出现单边市场的强化效应，可以很大程度上缓解类似银行理财“负反馈”情况的出现。

[18] 根据中国人民银行公布数据，截止 2024 年 9 月末，社会融资规模 402.19 万亿元，债券融资占 27.1%。

参考文献:

[1] 曹婧．刚兑信仰分化：隐性担保预期与城投债定价[J]. 世界经济，2023，46（6）：85-107

[2] 冯旭南，李心愉．参与成本、基金业绩与投资者选择．管理世界，2013，(4)：48-58

[3] 高然，陈忱，曾辉，龚六堂．信贷约束、影子银行与货币政策传导[J]. 经济研究，2018，53（12）：68-82

[4] 侯成琪，黄彤彤．影子银行、监管套利和宏观审慎政策[J]. 经济研究，2020，55（7）：58-7

[5] 李晓伟，宗计川．金融稳定视角下的流动性风险传染研究新进展[J]. 经济学动态，2018，(4)：138-147

[6] 李勇，张铭志，张钰．中国公司债超额收益的影响因素研究——基于多因子模型的实证分析[J]. 经济学（季刊），2022，22（3）：867-888

[7] 李青原，陈世来，陈昊．金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据[J]. 经济研究，2022，57（1）：137-154

[8] 林晚发,钟辉勇,李青原.高管任职经历的得与失?——来自债券市场的经验证据[J].金融研究,2018，(6)：171-188

[9] 王茹婷，彭方平，李维，等．打破刚性兑付能降低企业融资成本吗？[J]. 管理世界，2022，38（4）：42-64

[10] 王喆，张明，刘士达．从“通道”到“同业”——中国影子银行体系的演进历程、潜在风险与发展方向[J]. 国际经济评论，2017，(4)：128-148+8

[11] 杨丹卉，方意，王晏如．债券市场波动如何影响银行业系统性风险——基于间接业务关联网络视角[J]. 南开经济研究，2023，(8)：161-180

[12] 余明桂，安剑锋，郑馨睿，等．全国统一大市场建设与金融高质量发展——基于打破债券市场分割的研究[J]．管理世界，2024，40（3）：1-16

[13] Acharya V V，Jun Q，Su Y，et al. In the Shadow of Banks: Wealth Management Products and Issuing Banks’ Risk in China[J]. CEPR Discussion Papers，2020

[14] Acharya V V，Jun Q，Su Y，et al. Fiscal Stimulus, Deposit Competition，and the Rise of Shadow Banking：Evidence from China[R]. NBER Working Paper，2024

[15] Allen，F，Gale D. Bubbles and Crises[J]. The Economic Journal，2000，110（460）：236-255

[16] Goldberg J，Nozawa Y. Liquidity Supply in the Corporate Bond Market[J]. Journal of Finance，2021，76（2）：755-796

[17] Lin H, Wang J, Wu C. Liquidity Risk and Expected Corporate Bond Returns[J]. Journal of Financial Economics, 2011，99（3）：628-650

[18] Eom Y H，Helwege J，Huang J. Structural Models of Corporate Bond Pricing：An Empirical Analysis[J]. The Review of Financial Studies，2004，17（2）：499-544

Shadow Banking Regulation, Asset Allocation Adjustment of Bank Asset Management, and Bond Credit Spreads

Abstract: This article focuses on examining the impact of shadow banking regulatory policies and the transformation of bank asset management net worth on bond credit spreads. Using the two key time points of the implementation of the New Asset Management Regulations, a double difference model was constructed for empirical testing. The study found that: (1) overall, tightening the shadow banking regulatory policy will lead to a narrowing of the credit spread of high rated credit bonds. (2) From a mechanistic perspective, after the release of the New Asset Management Regulations, bank asset management has shifted from the "fund pool asset pool" model to independent account opening and accounting for individual products, resulting in a decrease in their risk appetite. They prefer high rated and long-term credit bonds in bond investment, which has led to a reduction in the credit spread of these bonds. (3) The impact of shadow banking regulatory policies on credit spreads exhibits time-varying characteristics. After the transition period of the "New Asset Management Regulations", the valuation method of bank asset management investment bond assets has changed from amortized cost method to market value method, strengthening the risk aversion awareness of bank asset management investment managers: when bonds are in a bear market, they will sell long-term, high rated credit bonds, expand the credit spread of these bonds and increase market volatility; When bonds are in a bull market, they will increase the allocation of short-term, high rated credit bonds, leading to a narrowing of the credit spread on these bonds. (4) Heterogeneity analysis found that the above effects show significant differences among bond issuers and trading venues. This study provides a new perspective for explaining the volatility of China's bond market in recent years, and provides an important reference for understanding and analyzing the financial management business and institutional behavior of commercial banks.

Key words: Shadow Banking, Bank Asset Management, Bond Investment, New Asset Management Regulations, Credit Spread

企业数字化转型与境外债券发行定价[1]

吴云朗[2]　袁　梦[3]　黄　俊[4]　彭剑飞[5]

【摘　要】在数字经济时代，数字化转型深刻改变企业行为以及利益相关者对企业的认识。基于我国资本市场双向开放与提高直接融资比重背景，本文构建 2007—2022 年我国上市公司境外债券发行样本，考察企业数字化转型能否在境外债券发行过程中降低发行定价。研究发现，企业数字化转型具备风险缓释效应，通过获得市场关注及提升内控质量，显著降低境外债券发行利差。异质性分析显示，企业数字化转型的风险缓释效应主要体现于风险较高的债券样本中。当发行人非国有、主体评级较低、高管无海外经历，承销团中没有或有较少外资承销商参与，及境外债券信用评级较低、非交叉上市时，企业数字化转型对境外债券发行利差的降低作用更加显著。

【关键词】数字化转型；境外债券；信用利差；市场关注；内控质量

引　言

数字技术迅猛发展，为数字经济发展提供重大机遇。党的二十大报告指出，要“加快发展数字经济，促进数字经济和实体经济深度融合”。数字经济已成为实体经济高质量发展的核心驱动因素之一。数字经济主要由数字产业化和产业数字化两个紧密相连且相辅相成的部分组成。数字产业化是将数字技术产业化的过程，而产业数字化是将数字技术与业务发展相融合的过程。中国信息通信院发布的《中国数字经济发展研究报告（2024）》显示，2023 年我国数字经济规模达到 53.9 万亿元，占 GDP 比重为 42.8%，其中，产业数字化规模 43.8 万亿元，占比 81.3%。产业数字化在数字经济中的主导地位愈发凸显，亦已成为实体经济高质量发展的核心驱动因素。数字化转型背景下，数据成为重要生产要素，自然要素禀赋等对企业约束降低，这深刻改变企业生产方式、商业模式和网络特征。

随着全球范围内分工和产业链的国际化，企业在不同国家进行投资和融资，以优化资源配置。充分利用国内外资源，实现全方位、高水平对外开放，是我国经济高质量发展的重要路径。基于此背景，我国企业积极利用境外金融市场进行融资，以支持其跨境投资。然而企业参与境外市场融资受到自身资源禀赋的影响。数字化转型改善信息质量并打破时间和空间限制，是否会对企业境外融资产生影响？数字化转型能否降低境外债券发行利差？现有文献还未对这些问题予以回答。

本文边际贡献在于：第一，将企业数字化转型纳入债券定价研究框架，扩展企业债券定价相关文献。债券风险溢价不仅包括违约风险，还包括不完全信息风险。企业数字化转型会改变企业内部信息产生、处理与传递方式，并对债券定价产生影响。本文在数字经济背景下，将企业数字化转型纳入债券定价研究框架中，发现企业数字化转型能够降低境外债券发行定价，为理解债券定价提供新的视角。第二，剖析企业数字化转型降低境外债券发行定价的内在机理，发现数字化转型通过提升市场关注与内控质量降低债券发行利差，并揭示发行人、承销商、境外债特征在债券定价中的异质性效应，为特定类型的发行人在境外市场融资提供理论支撑，并为扩大资本市场双向开放与提升直接融资比例提供经验支持。第三，拓展关于数字化转型经济后果的已有研究。从数字化转型沟通境内发行人与境外投资者角度出发，构建企业数字化转

[1] 原载于《国际金融研究》2025 年第 4 期
[2] 吴云朗，上海财经大学会计学院博士研究生
[3] 袁梦，上海财经大学会计学院博士研究生
[4] 黄俊，管理学博士，上海财经大学会计学院教授，博士生导师
[5] 彭剑飞，上海财经大学会计学院博士研究生

型与国际资本市场的理论关联，探究企业数字化转型对境外债券发行利差的影响，为数字化转型服务于高水平对外开放与跨境资本流动提供经验证据。

一、文献回顾

债券定价可分为无风险收益率与风险收益率两部分，常用国债收益率代表无风险收益率，其主要受宏观经济因素影响。而风险收益率，即信用利差，是为补偿投资者所承担的风险对应的超额回报，其额外受债券、承销商与发行企业层面上微观特征的影响，是债券发行定价研究的重点。

债券自身特征是影响债券利差的重要因素。债券期限越短，融资规模越小，对债权人的契约保护越完善（陈超和李镕伊，2014），契约条款越多（史永东与田渊博，2016），则风险收益率越小，债券定价越低。此外，高债项信用评级能够降低信用利差（王雄元和张春强，2013），而多重信用评级有利于降低债券融资成本（陈关亭等，2021）。部分研究也关注承销商在债券定价过程中的作用，如王雄元和高开娟（2017）发现大客户依赖会提高公司债券发行价差，具有风险效应，而承销商高声誉将会抑制这一效应。类似地，承销商评级越高，其所承销债券信用利差越小（林晚发等，2019）。

除了违约风险，在信息不对称情况下不完全信息风险是影响债券利差的重要因素。Duffie & Lando（2001）认为投资者不仅对违约风险要求补偿，还对不完全信息风险要求补偿。在企业层面上，关于债券定价决定因素的文献多围绕着发行企业与市场投资者间的信息不对称展开。如周宏等（2012）发现，我国企业与市场间的信息不对称会提高债券信用利差，而企业受到的市场关注通过改善信息环境降低信用利差（林晚发等，2013）。良好的公司治理同样能够通过改善经营业绩、减少管理者与投资者间的信息不对称而减少债券信用利差（周宏等，2018）。薄弱的内部控制会在企业财务报告过程中产生有意的报告偏差和无意的会计错误，增加信息风险。由于信息风险的增加，存在内部控制缺陷的公司表现出更高的信用利差（Kim et al.，2011；Tang et al.，2015）。其他投资者担忧企业会被银行投资者套牢，导致企业所发行债券利差升高（Aoki，2021）。

数字化转型高效地将企业内部信息转化为外部投资者可以获知的公开信息，在很大程度上影响投资者感受到的信息风险，可能影响信用利差。境外债券发行过程中信息不对称程度更高，亦使数字化转型的信息效应更为凸显。现有文献对于企业数字化转型的经济后果已有一定探讨（张永珅等，2021；赵宸宇等，2021），然而企业数字化转型对于资本市场影响（罗煜等，2022；蒋海等，2023），特别是对于债务资本市场影响的研究仍显缺乏。

二、理论机制与研究假设

数字化转型催生企业生产要素和运营逻辑的变革，其经济后果受到学者广泛关注。对信息敏感的金融市场参与者也会评估数字化转型对金融市场的影响，如朱超和刘静怡（2024）发现投资者关注数字化转型，形成数字化偏好，并将数字化转型反映于证券定价。影响债券发行的各种因素主要通过公司债券所具有的系统性且不可分散的违约风险对发行利差产生影响。公司违约风险越低，到期偿本付息能力越强，债权人将索取更低的风险溢价作为风险补偿，则发行利差越小。数字化转型有利于提高企业治理水平和竞争力（朱超和刘静怡，2024），降低企业违约风险。

信息不对称也是债权人关注的核心问题（赵家悦和卢锐，2024），它会导致投资者无法了解企业的真实状况并承担更高的风险，因此投资者会要求对融资过程中的不完全信息风险进行补偿，提升企业融资成本（Duffie & Lando，2001）。企业数字化转型改变企业内部信息的产生、处理与传递方式，使得企业物理世界的经营活动与数字世界的信息生成达成同步，提高信息透明度，实现适时监督而降低企业风险或防止风险扩散。同时，数字化转型减少信息生产过程中的人为干扰，使信息可靠性增强，信息质量提高，降

低信息风险，缓解债券投资者与企业间的信息不对称，使投资者要求更低信息风险溢价。在境外债券发行过程中，投资者与发行人的利益并不一致。投资者与发行人之间的信息不对称强化发行人自利行为与机会主义行为动机，投资者权益易受侵害。投资者会要求风险补偿以弥补潜在损失与监督成本（赵家悦和卢锐，2024）。企业数字化转型提升信息披露的标准性、合规性和及时性，降低发行人操纵或隐瞒信息的可能性，将信息准确、高效传递至投资者，使其获得更及时、可靠的财务与经营信息。数字化技术应用为债券投资者提供对发行人信息质量的背书，缓解投资者对发行人信息质量的担忧，在很大程度上降低信息不对称及其影响。综上所述，提出研究假设 H1：

H1：企业数字化转型会降低境外债券发行利差。

数字化转型改变组织与其利益相关者互动和交换价值的方式，全方位冲击人们的生活，引发社会普遍关注。在资本市场中，企业数字化转型中数字智能技术的应用以及由此引起的业务重构也受到投资者高度关注。数字化转型使企业信息披露表现出结构化、标准化特征，更易于被市场识别，更容易引起市场关注（吴非等，2021）。

市场关注改变供需关系从而作用于证券定价（朱超和刘静怡，2024），作为一种外部治理机制对债券发行利差产生影响。境内企业与境外投资者间本身存在信息壁垒，数字化转型打破时间与空间限制，使市场中的各类型投资者有机会掌握更为充分的信息，降低企业与市场参与者间的信息不对称程度，有利于提升债券定价效率（周宏等，2012）。数字化转型本身体现企业经营理念和战略（聂兴凯等，2022），也对企业拥有资源提出较高要求，向市场传递企业高质量发展和积极进取信号。投资者对于进行数字化转型的企业往往寄予较高的期望，因此这些企业会引起投资者的高度关注，表现出投资者数字化偏好。资本市场关注具备正向曝光效应，可以为企业提供有益的监督和支持，有效地降低其违约风险及所发行债券发行利差（林晚发等，2013）。债券市场上的投资者主要是机构投资者，其在公司债券市场上的同群效应远远高于股票市场上的同群效应，这会强化市场关注的作用，有利于债券价格发现（Cai et al，2019），使得债券信用利差客观反映发行人风险状况。此外，数字化转型也通过改变企业的生产方式、销售渠道和供应链管理等方面提高企业经营效率、管理效率和竞争力，并进一步增强企业的偿债能力，促使投资者将关注转化为投资行动，降低债券发行利差。因此，提出研究假设 H2：

H2：企业数字化转型通过提升市场关注降低境外债券发行利差。

数字化转型能够强化企业内部控制，提升内部控制质量（聂兴凯等，2022）。资本市场能够识别企业内部控制质量并反映于定价中，内部控制薄弱的公司表现出更高的贷款利差（Kim et al.，2011）与信用违约掉期利差（Tang et al.，2015）。数字技术应用能够帮助企业将各种内控制度流程化并提高制度执行效率，抑制企业不合规行为和信息操纵行为，消除外部投资者对“水下冰山”般隐藏信息的担忧，提升投资者对企业的了解和评估能力，夯实市场关注的基础。数字化转型降低企业内部控制过程中人为因素的干扰，突破企业内部信息“孤岛”。各部门自然产生的信息能够及时传递到需要接触该信息的信息使用方，减少信息传递与沟通过程中人为的信息扭曲，缓解信息与沟通问题对内部控制带来的不利影响，改善信息沟通效率，全面提升内部控制质量（张钦成和杨明增，2022），降低债券发行利差。

在 COSO 内部控制框架的五要素中，信息与沟通是联系控制环境、风险评估、内控活动和监督四个要素的有机纽带。数字化转型通过降低伴随信息不对称而产生的代理冲突对控制环境的不利影响整合内外部信息，提高内部组织与外部的沟通效率，塑造良好的控制环境。控制环境改善为有效风险评估、控制活动及内部监督提供有效支撑和保证。具体来说，无论是风险评估、控制活动还是内部监督，都需要充分的信息支持。数字化转型通过改善信息环境提升企业内部控制的质量，有利于降低债券发行利差。数字化转型带来的信息与沟通便利性有助于提升企业风险评估能力。在数字化背景下，企业可以借助数字技术实现控制活动相关数据的云备份，并将其实时传递到风险评估系统中进行智能化风险评估，也为及时地调整风险评估策略提供了技术保障，提供全方位、准确且及时的风险评估。数字化转型对信息环境的改善不仅赋能传统的控制手段（如预算控制的实时性、精确性和调整能力得以提升），还通过人工智能技术的运用（如语音识别、人脸识别和身份验证等新的控制方式），降低人为因素对控制活动的干预，提高内部控制有效性和安全性。数字化转型也通过云计算技术使企业摆脱时间和空间上的束缚，增强控制活动的及时性和灵

活性。数字化转型将内部监督机制集成于业务流程的各个环节，实现实时跟踪、动态调节和全面监控。基于以上论证，提出研究假设 H3：

H3：企业数字化转型通过改善内部控制降低境外债券发行利差。

三、研究设计

（一）样本选择与数据来源

2007 年我国开始采用新企业会计准则，前后会计指标可能不具可比性，因此本文选择 2007—2022 年沪深非金融类上市公司在境外发行的 315 支债券为原始样本。因无法计算发行利差，剔除 22 支永续债券及 1 支浮动利率债券，最终得到 292 支境外债券。用于统计词频的年度报告下载自巨潮资讯网，境外债券发行数据从上市公司网站手工收集，其他财务数据来自于 CSMAR 和 Wind 数据库。

（二）变量定义

被解释变量为发行利差（*Spread*），定义为债券发行收益率与定价日可比国债或公债收益率的差额。具体来说，美元债券匹配美国国债收益率，欧元债券匹配欧元区公债收益率，港元债券匹配香港政府债券收益率，新元债券匹配新加坡政府债券收益率。若不存在同期可比收益率，则使用线性插值法个别计算。

解释变量为数字化转型（*Digi*）。参考赵宸宇等（2021）的研究，从数字技术应用、互联网商业模式、智能制造以及现代信息系统四个方面构建特征词库，并提取上市公司年报文本，进行搜索、匹配及词频计数，对总词频取对数后作为企业数字化转型的衡量指标。

本文基于债券和发行企业特征设置了控制变量。各变量具体定义如表 1 所示[6]。为控制极端值的影响，本文对所有连续型变量在上下 1%水平进行了缩尾处理。

[6] 篇幅所限，主要变量的描述性统计结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

表 1 变量定义

变量类型	变量	符号	变量定义
被解释变量	发行利差	*Spread*	发行收益率与可比基准收益率之差（%）
解释变量	数字化转型	*Digi*	年报中数字化转型相关特征词频的自然对数
债券特征控制变量	债券发行规模	*BondSize*	债券发行规模（按定价日对应币种汇率折算为人民币亿元）的自然对数
	债券发行期限	*BondTerm*	债券发行期限（年）的自然对数
	债券评级	*BondRate*	BBB-及以上为投资级，取 1，BB+及以下以及未评级取 0
	担保情况	*Security*	有担保取 1，无担保取 0
企业特征控制变量	企业规模	*Size*	企业总资产的自然对数
	总资产收益率	*ROA*	净利润与总资产的比值
	销售收入增长率	*Growth*	当期销售收入增长额与上期销售收入的比值
	资产负债率	*Leverage*	总负债与总资产的比值
	利息保障倍数	*Cover*	（净利润+所得税费用+财务费用）/财务费用
	破产指数	*ZScore*	1.2×（营运资本/总资产）+1.4×（留存收益/总资产）+3.3×（息税前利润/总资产）+0.6×（流通股市值/总负债）+0.999×资产周转率
	产权性质	*SOE*	国有企业取 1，非国有企业取 0
	四大事务所审计	*Big4*	国际四大事务所审计取 1，否则取 0
	第一大股东持股比例	*First*	第一大股东的持股比例（%）
固定效应	行业固定效应	*Industry*	行业虚拟变量
	年份固定效应	*Year*	年度虚拟变量

（三）模型设定

本文设定模型（1）以检验企业数字化转型对境外债券发行定价的作用：

$$Spread_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Digi_{i,t} + \beta_2 \sum BondControl_i + \beta_3 \sum FirmControl_{i,t} + Industry + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，$Spread_{i,t}$ 代表发行利差，$Digi_{i,t}$ 代表数字化转型，$\sum BondControl_i$ 为一系列债券特征控制变量，$\sum FirmControl_{i,t}$ 为一系列企业特征控制变量，*Industry* 和 *Year* 分别为行业和年度固定效应，$\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。若 β_1 显著小于 0，则说明企业数字化转型降低了债券发行利差。

四、实证结果分析

（一）基准回归分析

表 2 报告了模型（1）的回归结果。在列（1）中仅控制了行业和年度固定效应，列（2）在控制行业和年度固定效应的基础上进一步纳入了债券特征控制变量。列（3）在控制行业和年度固定效应的基础上，还同时考虑了债券特征控制变量以及企业特征控制变量。所有结果中，*Digi* 的估计系数均至少在 10%水平上显著为负，说明企业数字化转型显著降低了境外债券的发行利差，验证了本文研究假设 H1。在控制其他因素的前提下，企业年报中的数字化转型相关特征词频每上升 1%，境外债券发行利差下降约 0.25%（即 25 个基点），下降幅度明显。数字化转型对境外债券发行利差的影响具有经济显著性。

表 2 基准回归结果

	（1）	（2）	（3）
	Spread	*Spread*	*Spread*
Digi	-0.432**	-0.320**	-0.250*
	（-2.44）	（-2.01）	（-1.73）
BondControl	No	Yes	Yes
FirmControl	No	No	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Constant	3.182	3.206	11.492**
	（1.12）	（1.07）	（2.22）
N	292	292	292
Adj R^2	0.477	0.571	0.661

注：（）内为 t 值，且经过异方差处理。***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著，下同。

（二）影响机制分析

1.市场关注

已有研究表明，信息不对称将增加债券信用利差（周宏等，2012）。市场关注常被作为公司信息环境或外部治理的代理变量。市场关注可以有效改善资本市场信息环境，降低信息不对称，降低债券信用利差（林晚发等，2013）。数字化转型改变企业信息处理模式，提升企业信息处理能力，使企业披露更结构化、标准化的信息，更易于被市场识别，消除企业与投资者间的信息壁垒。此外，企业数字化转型带来的商业模式革新向市场释放积极信号，吸引投资者注意，赢得市场关注。为此，本文构建模型（2）检验企业数字化转型对市场关注的影响。

$$MA_{i,t}=\alpha_0+\beta_1 Digi_{i,t}+\beta_2\sum BondControl_i+\beta_3\sum FirmControl_{i,t}+Industry+Year+\varepsilon_{i,t} \quad （2）$$

其中，被解释变量为市场关注（*MA*），使用年内跟踪分析各家公司的研报数自然对数衡量。若数字化转型程度较高的企业获得较多研报跟踪关注，说明市场关注度有效提升。其他变量含义不变。回归结果如表 3 列（1）所示，可以看出 *Digi* 的估计系数在 10%水平上显著为正，说明企业数字化转型提升了市场关注度。市场关注能够进一步改善企业的信息环境，降低企业与市场间的信息不对称，其本身也是一种监督机制，这些都会降低企业风险，有利于降低境外债券发行利差。假设 H2 得到了经验证据支持。

2.内控质量

数字化转型从提高信息与沟通的有效性、营造协同控制的内部环境、提高风险评估的效率和效果、实现控制活动的智能化及强化内部监督机制等多方面提升内部控制质量，抑制发行人机会主义行为，抑制企业风险从而降低信用利差。本文构建模型（3）检验企业数字化转型对内控质量的影响。

$$ICQ_{i,t}=\alpha_0+\beta_1 Digi_{i,t}+\beta_2\sum BondControl_i+\beta_3\sum FirmControl_{i,t}+Industry+Year+\varepsilon_{i,t} \quad （3）$$

参考聂兴凯等（2022）的做法，使用迪博数据库中上市公司内部控制指数除以 100 衡量企业内控质量（*ICQ*）。*ICQ* 的值越大，则说明企业内部控制质量越高。表 3 列（2）中 *Digi* 的估计系数在 1%水平上显著为正，说明数字化转型有效提升企业内控质量。内部控制良好的企业具备更强的风险管控能力，同时也能降低管理层和股东对融入资金的侵占，减少债务违约风险，有利于降低境外债券发行利差。本文假设 H3 得到验证。

表 3 机制分析结果

	（1） 市场关注 *MA*	（2） 内控质量 *ICQ*
Digi	0.150*	0.307***
	（1.76）	（3.18）
BondControl	Yes	Yes
FirmControl	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Constant	-7.935***	0.031
	（-3.74）	（0.01）
N	278	290
Adj R^2	0.449	0.303

（三）稳健性检验[7]

1.工具变量估计

使用有限信息最大似然估计法（LIML），选取上市公司注册地的地形起伏度作为工具变量。地形平坦有利于信息基础设施建设与信息传递，从而提升当地企业数字化水平，满足相关性要求。同时，地形特征外生于经济系统，难以直接作用于境外债券定价过程，因此满足外生性要求。使用工具变量法控制可能的内生性问题后，研究结论保持稳健。

2.替换变量衡量方式

采用两种方式重新衡量企业数字化转型程度，一是参考吴非等（2021）的研究，从人工智能技术、大数据技术、区块链技术、云计算技术以及数字技术运用五个方面重新构建特征词库，统计特征词在年报全文中出现的次数，计算数字化转型指标。二是参考张永珅等（2021）的研究，基于数字化转型已取得的成果进行衡量，即采用公司财务报告附注披露的年末无形资产明细项中与数字化技术相关部分资产占无形资产的比例测度企业数字化转型程度。替换原解释变量进行回归，研究结论保持稳健。

将样本期中发行的永续债券期限视为 30 年期，匹配可比国债或公债；浮动利率债券以超过基准利率部分为利差，补齐 *Spread* 缺失值。更换被解释变量测度方法后研究结论仍然稳健。

3.排除替代性解释

信息披露质量高的企业与投资者间信息不对称程度更低，信息风险更小，因此其所发行债券信用利差较低。在年报中更多披露数字化转型情况的企业也有可能在其他方面也披露较多信息。基于数字化转型已取得的成果衡量企业数字化转型已在一定程度上拒绝了这一替代性解释。为了进一步排除这一替代性解释，本文剔除交易所信息披露考评等级为 A 的样本并重新进行基准回归。剔除信息披露质量较高的公司后，本文主要研究结论并未改变。所观测到的境外债券发行利差降低来自于数字化转型的风险缓释效应，而非受企业信息披露质量影响。

4.安慰剂检验

将数字化转型变量在样本中随机交换，使用打乱后的样本进行 1000 次回归估计，所得到 *Digi* 的估计系数以 0 为中心正态分布，绝大部分的 P 值大于 0.1。本文基准回归中估计结果位于正态分布明显的异常值部分。这表明本文研究结论并未受其他不可观测随机因素影响，研究结论具有稳健性。

5.缩短样本区间

2013 年，国务院发布《国务院关于推进物联网有序健康发展的指导意见》，首次提出利用物联网推动

[7] 篇幅所限，稳健性检验结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

产业结构调整和经济发展方式转变。随后，政府相关部门陆续出台支持互联网、大数据、云计算和人工智能等技术发展和应用的政策或指导意见。实体企业也积极加速与数字技术深度融合，以推动数字化转型。参考聂兴凯等（2022）的做法，将样本区间缩短至 2013 年《国务院关于推进物联网有序健康发展的指导意见》发布后，结论依旧稳健。

五、异质性分析

（一）发行人特征

1.产权性质

国有企业所发行债券反映政府的隐性担保（Ding et al.，2022），信用违约风险较低，被市场给予较低的发行定价（汪莉和陈诗一，2015）。相对于非国有企业，国有企业本身拥有完善的授权、监督等内部控制机制，企业数字化转型对国有企业的边际作用可能更弱。表 4 第（1）和（2）列报告了按照企业产权性质分组后的回归结果。列（1）国有企业组中 *Digi* 估计系数不显著，而列（2）非国有企业组中 *Digi* 估计系数在 5%水平上显著为负。数字化转型主要作用于风险较高的非国有企业，有利于非国有企业改善内部控制，提升信息质量。非国有企业可以借助数字化转型在债券市场上降低融资成本。

2.主体评级

债券市场发行人与投资者之间存在信息不对称，投资者缺少渠道或需付出高昂成本获得有关发行人的信息（沈红波和廖冠民，2014）。信用评级综合考察发行人的公开与部分非公开信息，提供额外风险信息，成为投资者进行投资决策的重要依据。特别在境外债券发行过程中，投资者与债券发行人之间信息不对称程度更大，信用评级可能发挥更大作用。本文根据境外债券发行主体在国际三大评级机构所获评级进行分组回归，若主体获任一评级机构投资级评级（标普及惠誉 BBB-及以上；穆迪 Baa3 及以上），则分组为高评级主体，否则为低评级主体。表 4 列（3）与列（4）结果显示，对于主体评级较高的发行主体，数字化转型对其所发行境外债券信用利差的影响并不显著。企业数字化转型主要降低主体评级较低债券的发行利差。

3.高管海外经历

高阶理论认为高管个人背景决定其价值观和认知基础，进而影响战略选择（Hambrick & Mason，1984）。海外背景高管具有专有知识与技能优势，对离岸资本市场运行规律具有更深理解（程富和吴粒，2022），在境外债券发行过程中亦能更好地与承销商沟通，降低信息不对称程度，因此会获得相对较低风险溢价。本文按照发行人高管有无海外任职或求学经历将样本分为高管有与无海外背景两组，然后分组回归，结果如表 7 列（5）和（6）所示。表 7 列（5）高管有海外经历组中 *Digi* 的估计系数不显著，而列（6）高管无海外经历组中 *Digi* 的估计系数在 5%水平上显著为负。企业高管具有海外经历使沟通更加顺畅，数字化转型在缓解信息不对称方面的边际效应不够明显。高管缺少海外经历的企业与海外市场沟通途径有限，数字化转型在降低信息不对称并传递企业质量信息方面发挥更大作用，在很大程度上帮助这部分国际化程度较低的企业获得较低的债券发行成本。

表 4 异质性分析：基于发行人特征视角

	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	国有	非国有	主体评级高	主体评级低	高管有海外经历	高管无海外经历
	Spread	*Spread*	*Spread*	*Spread*	*Spread*	*Spread*
Digi	-0.323	-0.589**	-0.132	-0.438**	-0.220	-7.488**
	（-1.50）	（-2.56）	（-0.66）	（-2.25）	（-1.40）	（-3.51）
BondControl	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
FirmControl	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	14.644***	20.724**	14.066***	13.820	15.625***	78.917***
	（2.79）	（2.05）	（3.04）	（1.60）	（3.32）	（5.67）
N	143	149	100	192	255	37
Adj R^2	0.344	0.689	0.547	0.626	0.674	0.493

（二）承销商特征

承销商具备鉴证与信息获取作用，有助于降低投资人与发行人之间的信息不对称，在债券发行市场具有定价功能（王雄元和高开娟，2017）。外资承销商了解境外市场，具备境外信息优势，能够提供境内承销商所不具备的专业指导。在存在信息壁垒的境外债券发行市场中，外资承销商的参与会强化承销商鉴证与信息获取作用，降低信息不对称程度，缓释较高的信息风险。当外资承销商缺位时，企业需要其他有效的途径使投资者高质量地获得所需信息，降低信息风险并获得更低的融资成本。数字化转型可能成为外资承销商在降低信息不对称方面的有效替代。本文根据境外债券发行承销团中有无外资承销商对样本进行分组并进行回归，在列（1）存在外资承销商组中，*Digi* 的估计系数并不显著，而在列（2）无外资承销商组中，这一系数在 5%水平上显著为负。企业数字化转型对债券定价的风险缓释效应在缺少外资承销商的境外债券发行中更明显，数字化转型能够在一定程度上帮助企业克服缺少外资承销商的信息劣势。进一步按照外资承销商占承销团比例中位数对样本债券进行分组回归，结果如表 5 列（3）和列（4）所示。数字化转型的风险缓释效应只体现在外资承销商占比较低组中，而在外资承销商占比较高组中，数字化转型的风险缓释效应并不明显。

表 5 异质性分析：基于承销商特征视角

	（1）	（2）	（3）	（4）
	有外资承销商	无外资承销商	外资承销商占比高	外资承销商占比低
	Spread	*Spread*	*Spread*	*Spread*
Digi	-0.041	-1.359**	-0.001	-0.511**
	（-0.26）	（-2.63）	（-0.00）	（-2.41）
BondControl	Yes	Yes	Yes	Yes
FirmControl	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	20.762***	-21.008	14.188**	8.368
	（4.60）	（-1.67）	（2.58）	（1.17）
N	223	60	131	152
Adj R^2	0.738	0.617	0.659	0.657

（三）境外债特征

1.债项评级

债券信用评级是缓解资本市场中信息不对称的重要机制，对投资者决策有重要影响。信用评级作为风险信号，对债券定价产生显著影响。高评级债券代表较强偿债能力与稳定发展空间，因此投资者相应要求较低风险溢价（何平和金梦，2010）。而低评级债券被认为拥有较高违约风险，发行定价通常较高。按照债项评级将样本分为投资级与非投资级两组，并进行分组回归，结果如表 6 列（1）和（2）所示。列（1）投资级债券组中 *Digi* 的估计系数并不显著，而列（2）非投资级债券组中 *Digi* 的估计系数在 10%水平上显著为负，说明企业数字化转型缓释非投资级债券的风险并降低其发行利差。投资级债券的风险信息通过债项评级等途径已得到充分揭示，数字化转型提供增量信息有限。对于非投资级债券来说，企业数字化可以加深投资者对企业的了解程度，缓释违约风险及信用风险，降低债券发行定价。

2.交叉上市

境外债券的一级市场发行通常通过国际中央证券存管机构进行清算，上市并非必要。而其二级市场交易通常采取做市商场外交易模式，无需在交易所进行报价和交易撮合，同样不依赖于上市。对于境外债券发行人来说，选择债券上市主要是基于满足投资者要求考量。债券在交易所上市必须符合交易所上市规则，适用更严格的信息披露要求，上市债券具备更高信息透明度。部分投资者会设定投资范围，仅投资于在特定交易所上市的债券。此外，债券在交易所上市代表发行人经营情况良好，偿债能力稳定，产生良好的信号效应，将提升发行人与债券知名度。因此，在境外债券市场中广泛存在交叉上市现象，在单一市场上市或未选择上市的债券可能被市场认为风险相对较高。按照债券是否交叉上市分组进行回归，回归结果如表 6 列（3）和（4）所示。列（3）交叉上市组中 *Digi* 估计系数不显著，列（4）非交叉上市组中 *Digi* 估计系数在 10%水平上显著为负。交叉上市行为本身传递债券高质量信息。债券在不同交易所上市需要满足各交易所的信息披露要求，也受到更高市场关注，信息不对称程度更低，因此数字化转型对其发行利差影响不明显。而未交叉上市的债券信息不对称程度高，数字化转型在降低信息不对称方面具有较大的边际效应，表现出显著降低境外债券的发行利差。

表 6 异质性分析：基于境外债特征视角

	（1） 投资级 *Spread*	（2） 非投资级 *Spread*	（3） 交叉上市 *Spread*	（4） 非交叉上市 *Spread*
Digi	0.086	-0.297*	0.391	-0.275*
	（0.68）	（-1.76）	（1.66）	（-1.66）
BondControl	Yes	Yes	Yes	Yes
FirmControl	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	6.143**	13.885**	15.907**	10.449*
	（2.23）	（2.36）	（2.18）	（1.77）
N	52	240	53	239
Adj R^2	0.459	0.646	0.761	0.657

六、研究结论与政策建议

本文研究发现，企业数字化转型具有风险缓释效应，显著降低境外债券发行利差。这一结论在考虑内生性问题并经过一系列稳健性检验后依然成立。机制分析表明，企业数字化转型的风险缓释效应主要通过增加市场关注与提升内控质量实现。企业数字化转型的影响在发行人、承销商与境外债券三个层面表现出异质性。当发行人非国有、主体评级较低、高管无海外经历，承销团中没有或有较少外资承销商参与，及境外债券信用评级较低、非交叉上市时，企业数字化转型对境外债券发行利差的降低作用更加显著。

为落实党的二十大提出的“加快发展数字经济，促进数字经济和实体经济深度融合”、“提升国际循环质量和水平”和“健全资本市场功能，提高直接融资比重”等目标，结合本文研究结论，提出以下三条旨在利用数字化转型服务境外直接融资的政策建议。第一，推进企业数字化转型，改善直接融资环境。通过数字化转型提高信息透明度和传递效率，减少信息不对称对境外资本市场融资的负面影响，推动企业直接融资，优化融资结构，增强资本市场服务实体经济能力。第二，企业应加大数字化转型力度，提高市场关注度等外部治理机制的治理效率。数字化转型有助于管理规范化和标准化，强化企业与市场的信息交互，优化市场关注等外部治理机制的治理效果，降低信息不对称影响，使企业有效利用境外资本，提高直接融资效率。第三，借助数字化转型推动内控体系建设，增强企业在境外资本市场的直接融资能力。通过数字化手段优化内控流程，提高内部控制质量，减少委托代理问题对直接融资的负面影响，降低企业业务风险和信息风险，提升境外直接融资能力。充分利用国际资本，提高直接融资比重。

参考文献：

[1] 陈超，李镕伊. 债券融资成本与债券契约条款设计[J]. 金融研究，2014（01）：44-57

[2] 陈关亭，连立帅，朱松. 多重信用评级与债券融资成本——来自中国债券市场的经验证据[J]. 金融研究，2021（02）：94-113

[3] 程富，吴粒. “操纵抑制”还是“操纵促进”：CFO 专业背景的影响[J]. 南开管理评论，2022（01）：202-215

[4] 何平，金梦. 信用评级在中国债券市场的影响力[J]. 金融研究，2010（04）：15-28

[5] 蒋海，唐绅峰，吴文洋. 数字化转型对商业银行风险承担的影响研究——理论逻辑与经验证据[J]. 国际金融研究，2023（01）：62-73

[6] 林晚发，李国平，王海妹等. 分析师预测与企业债券信用利差——基于 2008—2012 年中国企业债券数据[J]. 会计研究，2013（08）：69-75+97

[7] 林晚发，刘颖斐，赵仲匡. 承销商评级与债券信用利差——来自《证券公司分类监管规定》的经验证据[J]. 中国工业经济，2019（01）：174-192

[8] 罗煜，崔书言，旷纯. 数字化与商业银行经营转型——基于传统业务结构变迁视角[J]. 国际金融研究，2022（05）： 34-44

[9] 聂兴凯，王稳华，裴璇. 企业数字化转型会影响会计信息可比性吗[J]. 会计研究，2022（05）：17-39

[10] 沈红波，廖冠民. 信用评级机构可以提供增量信息吗——基于短期融资券的实证检验[J]. 财贸经济，2014（08）：62-70

[11] 史永东，田渊博. 契约条款影响债券价格吗？——基于中国公司债市场的经验研究[J]. 金融研究，2016（08）：143-158

[12] 汪莉，陈诗一. 政府隐性担保、债务违约与利率决定[J]. 金融研究，2015（09）：66-81

[13] 王雄元，高开娟. 如虎添翼抑或燕巢危幕：承销商、大客户与公司债发行定价[J]. 管理世界，2017（09）：42-59+187-188

[14] 王雄元，张春强. 声誉机制、信用评级与中期票据融资成本[J]. 金融研究，2013（08）：150-164

[15] 吴非，胡慧芷，林慧妍等. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界，2021（07）：130-144+10

[16] 张钦成，杨明增. 企业数字化转型与内部控制质量——基于“两化融合”贯标试点的准自然实验[J]. 审计研究，2022（06）：117-128

[17] 张永珅，李小波，邢铭强. 企业数字化转型与审计定价[J]. 审计研究，2021（03）：62-71

[18] 赵宸宇，王文春，李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济，2021（07）：114-129

[19] 赵家悦，卢锐. 企业数字化转型的融资价值：基于数字化转型的新度量[J]. 会计研究，2024（06）：55-69

[20] 周宏，林晚发，李国平等. 信息不对称与企业债券信用风险估价——基于 2008-2011 年中国企业债券数据[J]. 会计研究，2012（12）：36-42+94

[21] 周宏，周畅，林晚发等. 公司治理与企业债券信用利差——基于中国公司债券 2008-2016 年的经验证据[J]. 会计研究，2018（05）：59-66

[22] 朱超，刘静怡. 企业数字化能带来超额股票收益吗？——一个投资者数字偏好的视角[J]. 国际金融研究，2024（10）：74-86

[23] Aoki Y. The Effect of Bank Relationships on Bond Spreads：Additional Evidence from Japan[J]. Journal of Corporate Finance，2021，68：101937

[24] Cai F，Han S，Li D，et al. Institutional Herding and Its Price Impact：Evidence From the Corporate Bond Market[J]. Journal of Financial Economics，2019，131（1）：139-167

[25] Ding Y，Xiong W，Zhang J. Issuance Overpricing of China’s Corporate Debt Securities[J]. Journal of Financial Economics，2022，144（1）：328-346

[26] Duffie D，Lando D. Term Structures of Credit Spreads with Incomplete Accounting Information[J]. Econometrica，2001，69（3）：633-664

[27] Hambrick D C，Mason P A. Upper Echelons：The Organization as a Reflection of Its Top Managers[J]. The Academy of

Management Review，1984，9（2）：193-206
[28] Kim J B，Song B Y，Zhang L. Internal Control Weakness and Bank Loan Contracting： Evidence from SOX Section 404 Disclosures[J]. The Accounting Review，2011，86（4）：1157-1188
[29] Tang D Y，Tian F，Yan H. Internal Control Quality and Credit Default Swap Spreads[J]. Accounting Horizons，2015，29（3）：603-629

信贷专业化与企业数字化转型：基于企业融资能力和风险承担视角[1]

傅东平[2]　顾邯沙[3]

【摘　要】行业生态的信贷专业化在推动企业高质量发展过程中能够发挥重要作用。本文以2011—2022年沪深A股上市公司数据为样本，探究信贷专业化对企业数字化转型的影响及其作用机制。研究发现，信贷专业化水平的提高能够显著促进企业数字化转型。机制检验表明，信贷专业化通过优化企业外部融资和提高风险承担能力两个渠道推动企业数字化转型。异质性分析显示，信贷专业化对企业数字化转型的促进作用主要体现在非国有企业、中小规模企业以及高科技行业的企业样本中。拓展性分析进一步表明，银行竞争及科技与金融结合试点政策对信贷专业化促进企业数字化转型具有协同效应。同时，信贷专业化能够显著提升企业全要素生产率。研究结论丰富并拓展了信贷专业化的微观经济效应，不仅为推动金融供给侧结构性改革、更好服务实体经济的目标实现路径提供有益政策启示，也为化解当前企业数字化转型困境指出可行方向。

【关键词】信贷专业化　金融供给侧改革　企业数字化转型　信息不对称

引　言

近年来，随着人工智能、大数据、区块链等数字技术的颠覆式突破和升级，数字经济及其相关产业发展势头迅猛，成为推动世界各国经济复苏和发展的重要引擎和新生动能。数字经济具有高创新性、强渗透性、广覆盖性，不仅是全球新一轮技术革命的关键制高点，而且也是传统产业改造发展模式、提升发展质量的重要支点（赵涛等，2020）。《数字中国建设整体布局规划》指出，建设数字中国是数字时代推进中国式现代化的重要引擎，是构筑国家竞争新优势的有力支撑[4]。推动企业数字化转型是夯实产业数字化底层基础、推动产业转型升级的关键方向，对于构建现代化产业体系起到重要的支撑作用（陈晓红等，2022）。企业数字化转型的本质在于企业利用数字技术和数据驱动改造和升级商业模式、管理方式以及生产工艺和流程等方面，全面提升企业的运营效率、创新能力和竞争力，从而实现业务模式的变革和价值的创造（戚聿东和肖旭，2020）。因此，推动企业数字化转型对于从微观层面实现实体经济与数字经济深度融合、推动经济高质量发展具有现实意义和战略价值。

然而，企业数字化转型的过程并非一蹴而就，部分企业仍然面临着“不想转、不敢转、不会转”的突出问题，陷入数字化转型困境（刘淑春等，2021）。对于许多企业而言，数字化转型仍然是一个尚未涉足的领域，大多数企业仍然处于数字化转型的初级阶段（史宇鹏等，2021）。究其原因，企业转型的瓶颈在于数字化转型需要大规模且持续的资金投入，并且转型过程中通常会面临较大的风险和不确定性，以上因素严重削弱了企业开展数字化转型的能力和动力，使得诸多企业难以把握数字技术发展的重大机遇，在数字化转型的道路上进退维谷（陈蕾等，2024）。具体而言，从融资端来看，企业在数字化转型过程中高昂的转型成本迫使企业长期面临一定的资金压力。首先是技术投入成本，购买或更新软硬件设备、引入先进的

[1] 原载于《金融理论与实践》2025年第1期
[2] 傅东平，贵州财经大学教授，博士
[3] 顾邯沙（通讯作者），贵州财经大学硕士研究生
[4] 资料来源：《数字中国建设整体布局规划》，https://www.gov.cn/xinwen/2023-02/27/content_5743484.htm。

信息技术和数字平台等需要大量的资金支持；其次，企业还需要投入资金进行后续的系统集成和运营优化；再次，企业数字化转型过程中可能涉及的业务重组、员工培训也需相应的资金支持。高昂且持续的投入对于企业资金流的压力如何应对，是企业数字化转型必须面对的关键问题。从风险端来看，企业数字化转型是一项由下至上、全方位且长期的系统升级工程，转型效果不佳甚至转型失败的风险使得管理层以及外部投资者对数字化转型的投入望而却步。在企业自身基础和努力往往难以提供数字化转型所需资金以及应对转型过程中各类风险的局面下，为企业提供高质量的外部融资供给，以充足、相容、高效的金融服务支撑有效解决企业在数字化转型过程中面临的融资困境与风险承担问题，成为解开企业数字化转型难题的重要着手点（向海凌等，2023）。

金融作为国民经济的“血脉”，对于支撑实体经济发展发挥着关键作用。银行信贷是企业外部融资的主要渠道（傅东平等，2024），也是企业数字化转型中重点依靠的资金来源（李华民等，2022）。然而由于银企之间普遍存在的信息不对称，银行基于给定风险控制的原则对于信贷供给具有小规模、短周期、低风险的偏好（刘贯春等，2019），这与企业数字化转型投资过程中大规模、长周期、高风险的融资需求特征之间存在明显的结构性错配，在一定程度上阻碍我国企业的数字化转型进程。随着金融支持科技发展的力度、广度、精度不断提升，科技金融成为推动企业数字化转型的重要力量（申明浩等，2022）。与此同时，基于行业生态的信贷专业化快速发展，银行对于特定领域和行业的信贷组织决策呈现专业化趋势。信贷专业化在提升金融服务效率、创新金融产品和服务模式方面具有显著优势，从而成为优化金融资源配置、降低金融风险和提高金融服务质量的重要方向（张雪兰等，2024）。2024 年《国家金融监督管理总局关于加强科技型企业全生命周期金融服务的通知》提出，“探索完善专业化的科技金融服务组织体系，构建相对独立的集中化科技金融业务管理机制”[5]，旨在推动银行信贷服务的专业化进程，更好发挥高质量的科技金融服务支持实体经济发展的关键作用。那么数字化转型作为实现企业高质量发展的重要路径，信贷专业化能否促进企业数字化转型？其作用机制是什么？本文试图就这一系列重要问题展开研究。

具体而言，信贷专业化是指金融机构在充分掌握行业信息的基础上根据特定的行业、客户群体或业务类型，专门设计和提供定制化的信贷产品和服务，以便更好地满足信贷对象多样的融资需求。借贷双方固有的信息不对称是阻碍信贷市场发展的关键因素，信贷专业化的核心优势在于银行能够在与同一领域范围内众多相同或相似行业背景借款人频繁的借贷互动中收集信息和累积经验，从而缓解借贷双方的信息不对称（Blickle et al.，2023）。信贷专业化的总体目标是通过深入了解特定领域和行业的生产特点、经营模式、风险来源等全方位知识，帮助银行形成行业专业化的信息优势，进而为客户的融资需求提供更有针对性和更为高效的信贷产品，从而提高金融服务的质量和信贷资源的配置效率（He et al.，2024）。部分学者围绕信贷专业化这一主题进行了诸多探讨，研究发现信贷专业化不仅能够在信贷供给端为银行降低成本、增加经营利润（Berger et al.，2010），同时也能从信贷需求端为企业提高信贷可得性（Giometti and Pietrosanti，2022），在扩大信贷规模的同时降低融资成本（Liberti and Sturgess，2017）。此外信贷专业化有助于银行识别发展前景不佳、存在高违约风险的僵尸企业（DeJonghe et al.，2024），通过有效监督提高企业信贷资金使用的透明度，降低逆向选择和道德风险（Boeve et al.，2010），对于培育和发展企业新质生产力具有重要作用（张雪兰等，2024）。

企业数字化转型作为高风险、高回报的高层次创新活动，需要更高质量的金融供给体系进行有力地支撑。纵观以往研究，诸多学者从金融市场的不同角度验证了这一观点，现有文献从金融科技创新（向海凌等，2023）、金融聚集（李华民等，2022）、银行竞争（班元浩等，2024）、利率市场化改革（顾芳睿和李清，2024）等角度出发，论证了金融发展在缓解企业的融资约束同时能够发挥帮助企业提高风险承担能力的作用，进而有力地推动了企业数字化转型。信贷专业化在降低银企之间信息不对称、为企业提供高质量的信贷资金进而支撑企业高质量发展方面能够产生积极影响（张雪兰等，2024；Blickle et al.，2023；He

[5] 资料来源：《国家金融监督管理总局关于加强科技型企业全生命周期金融服务的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/202401/content_6925724.htm。

et al，2024），与企业数字化转型信贷需求的关键特征高度相符。需要指出的是，囿于市场竞争机制不完善、信贷评估机制不健全等诸多原因，我国信贷市场存在“大而不强、大而不精”的现象，一定程度上影响了金融服务质量（郑联盛，2023）。专业化作为银行业近年来重点关注的改革方向，能够成为金融机构面对企业数字化转型融资需求时“不想贷”和“不敢贷”的破题之钥。一方面，信贷专业化通过更专业的知识和技术降低银企之间的信息不对称，帮助银行针对特定行业或企业类型提供定制化的金融产品和服务，能有效缓解企业的融资约束，优化信贷期限结构，使企业能够获得充足匹配的信贷资金投资于数字化转型项目。另一方面，专业化的信贷服务能更准确地评估企业风险，提供更具针对性的风险管理方案以及更具洞察力的咨询与建议，加强银企长期合作，从而提高企业的风险承担能力，激励其在数字化转型过程中进行创新和探索新的商业模式。在此基础上，本文初步推断信贷专业化能够有效促进企业数字化转型，并围绕这一推断探讨信贷专业化促进企业数字化转型的作用机制及内在逻辑。

与既有研究相比，本文可能的边际贡献和创新主要包括以下三个方面：

第一、丰富了信贷专业化经济效应的有关文献。在深化金融供给侧结构性改革的背景下，信贷专业化成为提升金融服务实体经济质效的有力手段，目前少有文献着眼于探究国内银行业信贷专业化带来的经济影响，本文的研究进一步延伸和丰富了信贷专业化的经济效应评价研究。

第二、拓展了金融因素对企业数字化转型影响的相关研究。金融发展与企业数字化转型之间的关系一直是学术界关注的焦点，然而现有文献中鲜有从信贷专业化这一方向探讨其对企业数字化转型的影响及其作用机制。本文以信贷专业化这一新视角为切入点，揭示了高质量金融供给在促进企业数字化转型中发挥的关键作用。本文的研究结果能为金融有力支撑企业数字化转型、更好服务实体经济发展的路径实现提供有益政策启示。

第三、鉴于信贷专业化与银行竞争、科技金融发展的紧密联系，本文探讨了银行竞争、科技与金融结合试点政策与信贷专业化在推动企业数字化转型中的协同效应。此外，本文发现信贷专业化同时能够推动企业高质量发展。以上研究结果能够为充分发挥金融供给侧结构性改革各项制度之间的协同作用、有效利用高质量金融供给催生数字生产力提供一定参考。

一、理论分析与研究假说

（一）信贷专业化对企业数字化转型的直接影响

随着我国银行业的开放和发展，金融行业竞争日益加剧，针对行业层面的产业金融信贷专业化成为银行在信贷市场中获得竞争优势的关键方向（张雪兰等，2024）。信贷专业化有助于银行在大数据、机器学习、人工智能等信息技术的加持下，在与相同或相似行业背景的企业频繁的信贷互动中高效且全面地收集和处理特定行业的信息，将原本无法衡量、难以量化的“软信息”通过专业手段硬化成可计量可入表的显性“硬信息”，降低银企之间的信息不对称（He et al.，2024）。借助信贷专业化程度的深化和行业信息的长期积累，银行可以在处于信息优势的行业内更加准确地判断企业的经营状况和潜在风险（Ivashina，2009），帮助银行更容易在激烈的竞争中从众多借贷申请者里识别并获得高质量的客户，同时也提高了银行进行高质量信贷服务提供的意愿和信心（DeJonghe et al.，2024）。

在此基础上，信贷专业化可以通过高质量、高效率的金融供给对企业数字化转型起到重要的支撑作用。首先，银行在信贷专业化的过程中形成的信息优势推动银行持续深耕于特定行业的信贷业务，推动银企之间建立长期稳定的合作关系（Banerjee et al.，2021）。信贷专业化能够帮助银行更为准确地评估企业的商业模式，进而提高银行对企业引进高新技术和进行转型升级的支持力度（Blickle et al.，2022）。在频繁的信贷互动中，银行得以加深对特定行业背景下企业数字化转型长周期、高风险特性的理解和认知，增强银行对于企业发展前景的信心和还贷能力的信任，帮助企业避免由于周期性投资造成短期财务绩效不佳而遭

遇银行惜贷或断贷的不利局面，进而提高企业数字化转型过程中资金链的韧性。其次，信贷专业化提高了银行事后监督的专业化水平（Boeve，2010），确保专项信贷资金能如约用于企业的数字化转型项目，提高专项资金使用效率。专业化的资金监控工具允许银行有效跟踪监督资金使用情况，及时调整资金分配，减少企业挪用专项资金用作他途的道德风险。再次，信贷专业化还能够促进和深化企业与金融机构的战略合作（He et al.，2024），引导企业进行数字化转型。银行在以往为特定行业内企业数字化投资进行融资的过程中积累了宝贵的实践经验和相关知识，进而通过信息交流和战略合作渠道为后续客户的企业数字化转型中面临的重点难点提供有益建议和路径指导，帮助企业更为高效地整合内部和外部资源，优化企业数字化转型的各方面各环节，有效确保企业数字化转型项目的顺利进行。基于以上分析，本文提出研究假设H1。

H1：信贷专业化能够有效促进企业数字化转型。

（二）信贷专业化对企业数字化转型的作用机制

1.优化外部融资机制

企业在数字化转型过程的融资需求与企业融资能力不足、融资渠道匮乏是阻碍其数字化进程的关键原因。国内金融市场融资方式以间接融资为主，企业主要依赖于银行信贷发放进行外部融资。企业融资困难的主要根源在于银企之间存在的信息不对称，给定风险控制是银行在做出信贷抉择时遵循的重要原则（刘贯春等，2022），出于风险控制动机银行更偏好小规模、短周期的信贷提供，这与企业数字化转型大规模、长周期的融资需求相违（任晓怡等，2023）。而信贷专业化有助于银行在特定行业或领域内在反复的信贷实践中积累丰富的知识和经验，使其能够更准确地评估企业数字化转型的成本和收益，更好地理解行业动态、市场趋势以及企业的运营模式，从而做出更明智的贷款决策（Blickle，2022），缓解由于信息不对称导致的企业数字化转型信贷需求和银行信贷供给的结构性错配。对融资规模而言，信贷专业化能够帮助银行识别发展前景有限的“僵尸企业”，这种专业知识使得银行能够更有效地管理其贷款组合，特别是通过减少对“僵尸企业”的信贷资源倾斜（DeJonghe et al.，2024），将资源重新分配给更具生产力和发展前景的企业，进而缓解这类企业数字化转型的困境。

此外从融资期限而言，银行信贷短期偏好的一个根本原因在于短期信贷相较于长期信贷更能够控制信贷违约风险，银行能够通过短期高频的信贷合约签订对企业的经营状况和还贷能力进行重新审视和评估以弥补信息劣势（李逸飞等，2022），然而银行信贷的短期偏好与企业数字化转型的长期信贷需求产生期限错配，银行更注重企业短期的财务绩效会扭曲企业投融资行为，进而削弱企业推动数字化转型的意愿和动力（叶显等，2023）。信贷专业化能够更准确地评估企业的商业模式和长期风险，根据特定行业的融资需求和周期特性设计更注重企业长期发展的融资信贷产品，为企业数字化转型提供更为相容的长期信贷支撑。基于以上分析，本文提出假设H2。

H2：信贷专业化能够通过优化企业外部融资促进企业数字化转型。

2.强化风险承担能力机制

数字化转型过程固有的高风险性和不确定性对企业风险承担能力提出较高要求，银企之间的信息不对称以及银行信贷的低风险偏好则进一步弱化了企业数字化转型意愿（李思飞等，2023），因此通过更高质量的金融服务提高企业的风险承担能力是推动企业数字化转型的重要路径。银行能够利用信贷专业化进行更为精准的风险评估和管理，提供更加灵活高效的融资产品以及信息和咨询支持等多种服务，显著提高企业的风险承担能力（张雪兰等，2024）。首先，信贷专业化基于行业洞察使金融机构具备更深入的行业知识和风险评估能力，银行能够基于行业特有的经营规律和生命周期制定精细化的授信规则以及风控逻辑，更精准地评估企业的信用风险（Blickle et al.，2024）。信贷专业化能够帮助银行根据企业的数字投资需求为企业量身定制更差异化的信贷产品和更灵活多变的条款，提高企业在数字化转型过程中的风险承担能力。其次，信贷专业化能够帮助银行从庞大的信贷市场中更准确地识别优质客户（Goedde-Menke and Ingernanm，2024），通过建立长期信任和合作关系降低代理成本（Banerjee et al.，2022），减少信贷契约的限制性条

款（Giometti and Pietrosanti，2022），提高银行对于企业数字化转型过程中因前期投入大、回报周期长导致的短期经营绩效不佳以及财务表现波动加剧的容忍度。再次，信贷专业化能够简化企业信贷申请流程，加快审批与放款速度（Mitchell and Pearce，2011），以便企业在数字化转型过程中增强应对突发风险的能力。最后，银行还能够通过信贷专业化在深耕行业的信贷服务积累丰富的经验和专业知识（Banerjee et al.，2022），为企业数字化转型提供附加的咨询服务，协助企业进行财务规划和风险管理，进而帮助企业更好地理解市场动态和风险因素，从而在数字化转型过程中做出更明智的决策。基于以上分析，本文提出假设H3。

H3:信贷专业化能够通过提高企业风险承担能力促进企业数字化转型。

二、研究设计

（一）数据来源与样本选取

本文以沪深 A 股非金融上市公司作为研究对象，选取 2011-2022 年作为研究区间。数据来源方面，企业层面的数据来自 CSMAR 数据库，并对企业数据进行如下处理：（1）剔除当年被标记为 ST、*ST 以及上市状态异常的样本；（2）剔除资不抵债的异常样本；（3）剔除主要变量存在缺失的样本。银行信贷的数据主要来自银行年报披露以及国家金融监督管理总局信息网站，本文剔除了贷款余额小于等于 0 或者存在缺失的银行样本、投向金融业的信贷数据，保留国有、股份制、城市、农村四种代表性商业银行的信贷数据。城市层面的数据源于《中国城市统计年鉴》，并对所有连续变量进行上下 1%的缩尾（Winsorize）处理。

（二）计量模型与变量定义

本文设定如下双向固定效应模型探究信贷专业化对企业数字化转型的影响：

$$Dig_{ijct} = \beta_0 + \beta_1 LS_{jct} + \beta_2 Controls_{ijct} + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{icjt} \quad (1)$$

其中，i 表示企业个体，t 表示样本年份，核心被解释变量 Dig 表示企业数字化转型程度，核心解释变量 LS 表示“年份-城市-行业”层级的信贷专业化水平，即 t 年城市 c 行业 j 的信贷专业化水平，Controls 表示分别从企业、行业、城市三个层面选取的控制变量。本文还控制了企业个体和时间固定效应，标准误聚类至企业个体层面，ε_{ijct} 为随机扰动项。

1.企业数字化转型

在现有的企业层面实证研究文献中，利用 Python 软件对上市公司年报进行文本分析以衡量企业数字化转型程度是目前较为主流的方法。本文借鉴现有文献（吴非等，2021），借助与数字经济相关的国家政策语义表述，建立一个基本完备的数字化词典对上市公司年报进行文本分析，统计与数字技术有关的精确词频数量，并进行加 1 取对数处理得到衡量上市公司数字化转型程度的指标。

2.信贷专业化

显性比较优势（Revealed Comparative Advantage，简称 RCA）的思想最初被用于衡量一个国家在某一特定商品或服务上的相对优势。具体来说，RCA 指数通过比较一个国家某一商品出口占其总出口中的比重与该商品在全球总出口中的比重来计算，当 RCA 指数大于 1 时，表示该国在该商品上具有显性比较优势（Balassa，1965）。沿袭这一思路，国外学者提出了测算国家层面“银行-行业-年份”层级相对信贷专业化指数 RS 的方法，用来衡量银行对特定行业的信贷配置与均等分配之间的差异程度。RS 越大，意味着银行信贷分配的行业偏向性越明显，即银行信贷专业化程度越高（Paravisini，2023）。此后的研究将指标颗粒度由国家层面下沉至城市层面，根据银行在不同城市的分支机构分布数量进行加权平均，最终得到“城

市-行业-年份”层面的信贷专业化指数（张雪兰等，2024）。本文遵循以上文献的思路及其具体做法，具体计算方式如下：

$$RS_{hjt}=\ln\left(\frac{loan_{hjt}/\sum_{j}^{J}loan_{hjt}}{\sum_{\mathrm{h}}^{H}\mathrm{loan}_{hjt}/\sum_{h}^{H}\sum_{j}^{J}loan_{hjt}}\right) \tag{2}$$

$$LS_{hjt}=\frac{\sum_{h}^{H}RS_{hjt}\times Branch_{hct}}{\sum_{h}^{H}Branch_{hct}} \tag{3}$$

其中，下标 h 表示银行个体，Loan 则表示整体层面银行 h 年份 t 在行业 j 发放的信贷余额。本文采用显性比较优势指数测度整体层面的“银行-行业-年份”层级的信贷专业化指数。特别地，考虑到该指标具有明显的右偏特征，因此作对数处理。在此基础上，为了将指标的颗粒度下沉至城市层面，本文依据城市层面的银行分支机构数量进行加权平均，最终得到“城市-行业-年份”的信贷专业化指数 LS。LS 越大，意味着信贷专业化程度越高。

3.控制变量

根据研究需要，本文分别从企业、行业和城市三个层面选取控制变量。企业层面控制变量包括企业规模、资产负债率、资产回报率、企业成长性、企业年龄、股权集中度、机构投资者持股、董事会规模、两职合一、产权性质。行业层面控制变量包括行业杠杆率和行业成长性，城市层面控制变量包括地区经济发展、地区科技支出和地区金融发展水平。以上变量的具体定义如表 1 所示。

表 1　主要变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业数字化转型	Dig	利用 Python 文本分析得到
解释变量	信贷专业化程度	LS	根据本文公式得到
控制变量	企业规模	Size	期末总资产的自然对数
	资产负债率	Lev	期末总负债/期末总资产
	资产回报率	ROA	当期净利润/期末总资产
	企业成长性	Growth	营业收入增长率
	企业年龄	Age	ln（样本年份-企业成立年份）
	股权集中度	Top1	第一大股东持股数量/总股本×100
	机构投资者持股	InsOwnership	机构投资者持股数量/总股本×100
	董事会规模	Boa	董事会人数的自然对数
	两职合一	Dua	虚拟变量，董事长总经理一人担任为 1，否则为 0
	产权性质	SOE	虚拟变量，国有企业取 1，非国有企业取 0
	行业杠杆率	IndLev	行业平均资产负债率
	行业成长性	IndGrowth	行业平均收入增长率
	地区经济发展	GDPGrowth	地区 GDP 增长率
	地区科技支出	Tech	政府科学支出/GDP
	地区金融发展水平	Fin	地区年末金融机构贷款余额/GDP

（三）描述性统计

主要变量的描述性统计如表 2 所示，企业数字化转型程度的极值分别为 0.000 和 6.140，说明不同企业数字化转型程度存在较大差异，部分上市公司还未开始数字化进程。此外信贷专业化 *LS* 的最小值和最大值分别为-1.171 和 2.773，则说明不同城市不同行业之间银行的信贷专业化程度存在显著的差异。其余控制变量均在合理范围之内，不再过多赘述。

表 2　描述性统计

变量	样本数	平均数	标准差	中位数	最小值	最大值
Dig	23533	1.298	1.315	1.099	0.000	6.140
LS	23533	0.024	0.631	-0.036	-1.171	2.773
Size	23533	22.449	1.335	22.269	19.918	26.426
Lev	23533	0.446	0.201	0.441	0.065	0.894
ROA	23533	0.037	0.057	0.035	-0.213	0.196
Growth	23533	0.151	0.388	0.096	-0.572	2.486
Age	23533	2.895	0.347	2.944	1.792	3.526
Top1	23533	35.648	15.286	33.600	8.930	75.490
InsOwnership	23533	47.554	24.028	49.794	0.351	91.856
Boa	23533	2.140	0.198	2.197	1.609	2.708
Dua	23533	0.248	0.432	0.000	0.000	1.000
SOE	23533	0.435	0.496	0.000	0.000	1.000
IndLev	23533	0.457	0.091	0.443	0.287	0.704
IndGrowth	23533	0.351	1.065	0.163	-0.164	9.797
GDPGrowth	23533	6.996	2.793	7.543	-0.200	13.800
Tech	23533	0.042	0.027	0.041	0.001	0.178
Fin	23533	4.008	1.653	3.772	0.504	13.530

三、实证分析

（一）基准回归结果

表 3 为信贷专业化对企业数字化转型影响的基准回归结果，其中第（1）列为仅控制企业个体以及时间固定效应的回归结果。在此基础上，第（2）列加入了企业层面的控制变量，第（3）列则进一步加入了行业和地区层面的控制变量，以缓解遗漏变量问题对实证结果的影响，以上结果中核心解释变量 LS 均在 1%水平上显著为正，初步表明信贷专业化能够促进企业数字化转型，较好地验证了本文的核心研究说假说 H1。

表 3　基准回归结果

变量名	（1）	（2）	（3）
	Dig	Dig	Dig
LS	0.044***	0.036***	0.038***
	（0.011）	（0.011）	（0.011）
Size		0.284***	0.279***
		（0.025）	（0.025）
Lev		-0.144	-0.152
		（0.094）	（0.094）
ROA		-0.103	-0.099
		（0.156）	（0.156）
Growth		0.014	0.013
		（0.014）	（0.014）
Age		-0.153	-0.186
		（0.149）	（0.148）
Top1		-0.005***	-0.005***
		（0.002）	（0.002）
InsOwnership		-0.002*	-0.002*
		（0.001）	（0.001）
Boa		0.204***	0.208***
		（0.067）	（0.067）
Dua		-0.013	-0.011
		（0.025）	（0.025）
SOE		-0.077	-0.082
		（0.057）	（0.057）
IndLev			-0.002
			（0.204）
IndGrowth			0.018***
			（0.005）
GDPGrowth			0.005
			（0.006）
Tech			2.491***
			（0.588）
Fin			0.027*
			（0.016）
Constant	1.296***	-4.702***	-4.753***
	（0.000）	（0.683）	（0.687）
样本数	23,468	23,468	23,468
R^2	0.768	0.775	0.776
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES

注：“*”、“**”、“***”分别表示通过 10%、5%和 1%的显著性检验，括号内为企业层面聚类的稳健标准误，下同。

（二）内生性处理

对于企业个体而言，企业难以决定所处城市银行业的信贷决策，因此信贷专业化程度相对外生。然而仍可能由于两方面原因产生内生性问题：一方面可能由于企业数字化转型的融资需求规模较大，使得银行在信贷需求引导下在企业数字化转型需求较大的地区设立更多的分支机构；另一方面银行在决定信贷配置时，除了基于自身积累的行业信息优势以外，也会同时考虑相关产业扶持政策和行业发展前景，这些因素可能也会对企业数字化转型产生影响，从而产生反向因果和自选择偏误。为了应对上述内生性问题，本文采取以下方法进行处理。

1.被解释变量滞后一期

企业在获得外部融资后，数字化转型可能会有一定的滞后效应，这主要是因为转型过程需要充分的规划和准备。一方面企业需要时间来分配并规划资金，制定和落实具体的转型项目以及与技术供应商洽谈；另一方面数字技术引入和数字化设备采购周期较长，员工培训和人才引进也需要一定的时间。考虑到以上因素，本文将被解释变量滞后一期缓解可能存在的内生性问题，如表 4 第（1）列所示，核心解释变量 LS 依然显著为正，这说明即使在考虑滞后效应的情况下，信贷专业化依然对企业数字化转型具有促进作用。

2.工具变量法

为进一步处理反向因果和遗漏变量导致的内生性问题，本文借鉴现有文献的构建思路（张雪兰等，2024），采用企业所在省份其他城市的行业信贷专业化指数平均值作为工具变量 LS_IV。从相关性来看，同一省份内不同城市之间的资源禀赋、地理位置和行业布局高度相似，因此各城市的信贷专业化指数也存在较强的相关性。从外生性来看，由于信息不对称，企业在寻求外部融资时，更倾向于向所在地区的银行申请信贷，因此其他城市的信贷专业化程度不会直接影响企业的数字化转型，同时也能有效缓解各企业转型升级行为对本地银行信贷行为的逆向影响。结果如表 4 第（2）列和第（3）列所示，第一阶段工具变量系数显著为正，且 Klebergen—Papp 检验的 P 值为 0.000，Cragg—Donald Wald F 统计量远远大于 10%的临界值，分别拒绝了不可识别假设和弱工具变量假设。第二阶段 LS 的系数显著为正，表明在考虑内生性问题后，结论依然可靠。

表 4　内生性处理

变量名	（1）	（2）	（3）
	被解释变量滞后一期	第一阶段	第二阶段
	l.Dig	LS	Dig
LS	0.035***		0.035***
	（0.011）		（0.011）
LS_IV		0.994***	
		（0.003）	
Constant	1.242***	-0.246***	-
	（0.000）	（0.000）	-
控制变量	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES
样本数	20,055	23,468	23,468
R^2	0.774	0.742	-

（三）稳健性检验

1.替换被解释变量衡量方式

本文参考现有文献做法（赵宸宇等，2021），使用无形资产中与数字技术应用相关的部分占无形资产总额的百分比作为衡量企业数字化转型的替换性指标，重新进行回归的结果依然显著为正，说明本文研究结论成立。

2.替换解释变量衡量方式

本文将解释变量信贷专业化的衡量层级由“城市-行业-年份”提升至“省份-行业-年份”层面并重新进行回归。在改变解释变量层级以后，表 5 第（2）列的回归结果依然显示信贷专业化能够显著促进企业数字化转型。

3.剔除特殊时期样本

在本文的研究样本期内，某些年份的外生冲击可能会对银行信贷行为产生影响。一方面，2013 年银行流动性下降，信贷资源短缺造成的贷款利率上升以及信贷申请难度增加，导致部分企业由于外部融资困难延迟数字化转型计划；另一方面，2020 年新冠疫情可能对银行的信贷行业偏好以及企业的投资决策产生较大影响。为了避免以上年份外生冲击对于核心研究结论的干扰，本文剔除了 2013 年以及 2020 年及以后的样本后重新回归，结果表 5 第（3）列与基准回归结果基本保持一致。

4.剔除直辖市样本

考虑到直辖市样本在金融市场建设以及经济发展水平与其他城市存在一定的差异，可能对银行信贷行为带来潜在干扰，本文剔除了较为特殊的直辖市样本重新进行回归，表 5 第（4）列的结果与本文核心研究结论相符。

5.替换聚类标准误层级

考虑到本文核心解释变量信贷专业化的指标衡量是基于“城市-行业”层面构造的，因此本文将标准误聚类到“城市-行业”层面，如表 5 第（5）列所示，回归结果依然与基准回归结果基本一致。

表 5　稳健性检验

变量名	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
	替换被解释变量	替换解释变量	剔除特殊时期	剔除直辖市	改变聚类层级
LS	0.391***		0.026**	0.030**	0.038***
	（0.080）		（0.010）	（0.013）	（0.013）
LS_p		0.035***			
		（0.010）			
Constant	-20.306***	-4.760***	-5.526***	-4.560***	-4.753***
	（4.426）	（0.687）	（0.879）	（0.771）	（0.630）
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
样本数	22,895	23,468	14,790	18,527	23,468
R^2	0.528	0.776	0.796	0.768	0.776

四、机制检验与异质性分析

（一）机制检验

1.优化外部融资机制

鉴于数字化转型具有大规模、长周期、全方位的特征，企业在数字化转型过程中不仅信贷需求量大，而且用款周期长，与银行的传统信贷偏好存在一定的错配。信贷专业化能够通过提供行业定制化的金融服

务和产品，更精确地应对企业的独特需求和风险，进而缓解融资约束，提高长期贷款在总量中的占比，使信贷配置更契合企业数字化转型需求。从融资约束角度，本文参考现有文献的普遍做法，利用 SA 指数衡量企业的融资约束，SA 越大，说明企业融资约束越严重。表 6 第（1）列的结果显示，信贷专业化能够缓解企业的融资约束，为企业数字化转型解决融资困境。鉴于企业数字化转型具有长周期的特征，因此与之期限匹配的长期贷款相较于短期贷款对企业数字化转型的支撑作用更大。本文用长期贷款占比衡量企业信贷期限结构，表 6 第（2）列的结果显示，信贷专业化能够增加银行长期贷款比例、改善融资期限结构进而促进企业数字化转型，以上结果表明信贷专业化能够通过优化外部融资渠道促进企业数字化转型。

表 6　外部融资机制

变量名	（1）	（2）
	SA	LTLoan
LS	-0.005***	0.004***
	（0.001）	（0.001）
Constant	-3.902***	-0.291***
	（0.117）	（0.063）
控制变量	YES	YES
固定效应	YES	YES
样本数	23,468	17,289
R^2	0.959	0.749

2.强化风险承担能力机制

信贷专业化通过深入理解特定行业和企业的独特需求与风险状况，基于深刻行业洞察为企业数字化转型设计出定制化的金融产品与服务。专业化的金融服务能够提供更精确的风险评估和管理建议，与企业建立长期合作关系，在企业面临突发情况时提供及时的资金支持，从而提升其风险承担能力，帮助企业在创新和数字化转型中从容应对潜在风险。信贷专业化不仅为企业数字化转型提供了必要的资金支持，还帮助其优化风险管理，从而推动向智能化、高效化的创新运营模式转型。根据前文的理论分析，信贷专业化能够提高企业风险承担能力，进而促进企业数字化转型。本文借鉴现有文献的做法，使用经行业均值调整的三年期（第 t 期至第 t+2 期）总资产收益率 ROA 来衡量企业风险承担水平（Boubakri et al.，2013）。其中，Risk1 为滚动标准差，Risk2 为滚动极差，二者越大则意味着企业的风险承担能力越强。表 7 第（1）列和第（2）列的结果显示，信贷专业化能够显著提高企业的风险承担能力，验证了风险承担强化机制。

表 7　风险承担机制

变量名	（1）	（2）
	Risk1	Risk2
LS	0.005***	0.009***
	（0.001）	（0.001）
Constant	0.113	0.197
	（0.087）	（0.158）
控制变量	YES	YES
固定效应	YES	YES
样本数	18,696	18,696
R^2	0.392	0.396

（二）异质性分析

1.产权异质性

相对而言，非国有企业普遍面临一定的融资问题。而国有企业在行业准入、市场竞争等方面具有一定优势，从而降低其转型升级、提高核心竞争力的意愿，而非国有企业面临更激烈的市场竞争，利用数字化转型的手段提高竞争力的意愿更加强烈，因此信贷专业化对于企业数字化转型的影响在国企和非国企之间可能存在差异。本文将样本分为国有企业和非国有企业两组并进行分组回归，表 8 第（1）列和第（2）列结果显示，信贷专业化对企业数字化转型的促进作用主要体现在非国有企业样本中，而在国有企业样本中并不显著，且系数存在显著差异。这可能是由于国有企业本身就拥有更具优势的融资能力，因此信贷专业化对于国有企业数字化转型的影响并不显著。

2.规模异质性

规模大小会对企业的融资能力以及风险承担能力产生较大的影响，因此信贷专业化对于企业数字化转型的影响可能会根据企业的规模差异而产生变化。本文以年度行业中位数的企业规模为界限将样本分为大规模企业以及中小规模企业，如表 8 第（3）列和第（4）列所示，信贷专业化对中小规模企业数字化转型的促进作用更为显著，而在大规模企业中不显著，且两组系数存在显著差异。这可能源于两类企业在融资需求和风险承担能力上的差异，中小企业资源相对有限，融资约束较大，同时风险承担能力较弱，因此在面对数字化转型这一高投入、高风险的战略决策时，中小企业通常难以承担相应的资金需求和转型风险。信贷专业化通过缓解中小企业融资困境，同时增强其风险管控能力，为数字化转型提供强有力的支持。相比之下，规模较大企业因资本储备较为充足，融资需求相对较弱，其数字化转型规划更为成熟、风险承受能力更高。因此，信贷专业化对其资金供给和风险承担能力的边际改善有限，促进效果不显著。

3.行业异质性

企业数字化转型的成效和能力与其所在行业对数字技术的兼容性和需求密切相关，不同行业间对数字化转型的需求和意愿显著不同。因此，信贷专业化对不同行业间数字化转型的影响可能存在显著差异。高科技行业虽然代表着高质量发展的方向，对于数字化转型的需求和意愿更为强烈，但是常常由于研发活动、转型升级商业模式等行为面临着较大的风险而无法获得与之相匹配的信贷资金，进而形成信贷错配的困境。而信贷专业化通过深入理解行业特点和风险，更能有效地评估和支持高科技行业企业的数字化项目。此外，高科技行业的资产呈现低实物资产、高无形资产的特征，与金融机构重实物资产、轻无形资产的偏好不相一致（冯素玲等，2021），其根本原因在于诸如知识产权、商标品牌、专利等无形资产的价值评估具有较高的技术门槛，因此需要专业化的信贷评估机制更准确地识别和量化无形资产的价值，这意味着高科技行业的抵押物更容易通过信贷专业化受到认可。本文借鉴现有研究（郭蕾等，2019），依照国科发火〔2008〕172 号《高新技术企业认定管理办法》规定的高新技术领域，将企业所处行业依据分为高科技行业和非高科技行业。表 8 第（5）列和第（6）列显示，信贷专业化在高科技行业样本中显著为正且系数较大，而在非高科技行业样本中不显著，两者系数存在显著差异。在非高科技行业中不显著可能的原因在于：一方面非高科技行业企业整体市场环境相对平稳，在传统业务模式中已经能够有效运作，且技术变革对其核心业务影响较弱。因此，在数字化转型上的迫切性不如高科技行业强烈。而另一方面则可能是由于非高科技行业无形资产占比较低，信贷专业化在高科技行业中提供的无形资产专业评估优势在此类企业中未能得到充分体现。

表 8　异质性分析

变量名	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	国企	非国企	大规模	中小规模	高科技行业	非高科技行业
	Dig	Dig	Dig	Dig	Dig	Dig
LS	0.020	0.070***	0.015	0.047***	0.148***	-0.013
	（0.013）	（0.018）	（0.013）	（0.015）	（0.031）	（0.012）
Constant	-2.718**	-5.203***	-2.696**	-6.785***	-3.490***	-6.082***
	（1.073）	（0.941）	（1.046）	（1.074）	（0.970）	（1.001）
组间系数差异 P 值	0.000***		0.000***		0.000***	
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本数	10,186	13,237	11,666	11,591	12,387	11,024
R^2	0.759	0.792	0.804	0.789	0.789	0.733

注：组间系数差异检验利用自抽样 500 次的费舍尔组合检验得到。

五、拓展性分析

（一）协同效应

1.银行竞争

银行竞争一定程度上拓宽了企业融资渠道，通过贷方竞争机制降低债务融资成本、提高信贷可得性，进而促进企业数字化转型（班元浩等，2024）。与此同时，银行竞争加剧会促使银行为了争夺高质量客户，加大对借款企业信息的搜集与分析力度，以获取竞争优势，从而提升信贷服务质量（Gao et al.，2019）。鉴于信贷专业化在缓解银企信息不对称、筛选高质量客户中的显著优势，银行竞争激烈的地区银行机构更重视信贷专业化这一方向。因此，本文推测在银行竞争更激烈的地区，信贷专业化与银行竞争对企业数字化转型具有协同作用，促进效果更为显著。

基于以上猜想，本文采用前五大银行占比 CR5 作为地区银行竞争程度的衡量指标[6]。该指标越大，表明少数银行占据更多市场份额，垄断力量更强，银行竞争程度则越低。为验证银行竞争与信贷专业化对企业数字化转型的协同作用，本文进一步构建如下模型进行实证检验：

$$Dig_{ijct}=\beta_0+\beta_1 LS_{jct}+\beta_2 CR5\times LS_{jct}+\beta_3 CR5+\beta_4 Controls_{ijct}+\delta_i+\theta_t+\varepsilon_{icjt} \quad （4）$$

表 9 第（1）列结果中交互项结果显著为负，表明银行竞争与信贷专业化在促进企业数字化转型中的作用具有协同效应，与本文预期相符。

2.促进科技和金融结合试点政策

科技金融位于中央金融工作会议上提出的“做好金融五篇大文章”之首，对于推动科技企业数字化转型意义重大（申明浩等，2022）。为引导金融资本更好支撑国家科技发展、建设创新型国家，科技部会同央行、银监会等相关部委于 2010 年发布《关于印发促进科技和金融结合试点实施方案的通知》（国科发财〔2010〕720 号），联合开展“促进科技和金融结合试点”工作，分为 2011 年和 2016 年两批进行，旨在引导更多的金融资源向战略新兴科技行业倾斜。由于这些行业技术含量更高、与数字技术联系程度更为

6其中 CR5 是前五大银行市场份额，参考现有文献（方芳和蔡卫星，2016），用工、农、中、建、交五大银行分支机构数占该地区全部商业银行分支机构数的比重来度量。

紧密，因此数字化转型需求和意愿相对更高。为分析科技金融试点政策对信贷专业化促进企业数字化转型协同效应的作用，本文构建了如下多期三重差分模型：

$$DIG_{ijct} = \beta_0 + \beta_1 LS_{jct} + \beta_2 Treat_c \times Post_t \times LS_{jct} + \beta_3 Treat_c \times Post_t + \beta_4 Controls_{ijct} + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{icjt} \quad （5）$$

其中 Treat 为政策虚拟变量，当企业所处城市入选则赋值为 1，否则为 0。Post 则根据是否入选试点名单以及入选时间进行赋值，并与 Treat 相乘得到政策交互项 Treat×Post。模型（5）的回归结果如表 9 第（2）列所示，三重差分项 Treat×Post×LS 在 5%水平上显著为正，表明促进科技和金融结合试点对信贷专业化促进企业数字化转型具有协同作用。

表 9　拓展性分析

变量名	（1）	（2）	（3）	（4）
	Dig	Dig	TFP_OP	TFP_LP
LS	0.160***	0.009	0.012**	0.022***
	（0.061）	（0.016）	（0.006）	（0.006）
CR5×LS	-0.208**			
	（0.099）			
CR5	-0.008			
	（0.371）			
LS×Treat×Post		0.052**		
		（0.022）		
Treat×Post		0.133**		
		（0.061）		
Constant	-4.749***	-4.199***	-7.047***	-4.584***
	（0.739）	（0.769）	（0.434）	（0.429）
控制变量	YES	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES	YES
样本数	23,468	20,093	21,731	21,731
R^2	0.776	0.770	0.957	0.926

（二）经济效应检验

需要指出的是，企业的数字化转型是实现自身高质量发展的重要路径，而并非最终目的。因此本文试图在上文的基础上进一步探讨信贷专业化的经济效应。数字化转型是提高企业全要素生产率、实现高质量发展的关键方向（赵宸宇等，2021）。信贷专业化在推动企业数字化转型的基础上，能否发挥促进企业高质量发展的作用？为验证上述问题，本文参考邱蓉等（2024），分别采用 LP 法和 OP 法测算的企业全要素生产率（TFP）作为企业高质量发展的代理指标，对信贷专业化指数 LS 进行回归，模型构建如下：

$$TFP_{ijct} = \beta_0 + \beta_1 LS_{jct} + \beta_2 Controls_{ijct} + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{icjt} \quad （6）$$

其中 TFP 表示企业全要素生产率，其余指标定义均与模型（1）相同。结果如表 9 第（3）列和第（4）列所示，核心解释变量 LS 均显著为正，这一结果说明，信贷专业化在促进企业数字化转型的同时能够推动企业高质量发展。

六、结论与政策建议

本文利用 2011—2022 年沪深 A 股上市公司数据，探讨信贷专业化对企业数字化转型的影响及其作用机制。研究发现，信贷专业化能够有效推动企业数字化转型。机制检验表明，信贷专业化通过优化企业外部融资和提高风险承担能力来驱动数字化转型。异质性分析显示，信贷专业化对数字化转型的促进作用主要体现在非国有企业、中小规模企业以及高科技行业的企业中。此外拓展性分析表明，银行竞争、科技与金融结合试点政策与信贷专业化在促进企业数字化转型方面具有协同效应，而信贷专业化在促进企业数字化转型的同时能够显著提升企业全要素生产率，推动企业高质量发展。

基于上述研究结果，本文提出如下政策建议：

金融机构应积极实施信贷专业化策略，充分发挥行业专业化对提高综合金融服务能力的重要推动作用。银行需结合自身业务特长优势以及本地产业发展优势和重点，加强银行员工专业知识和行业知识培训，提升信贷队伍知识水平和业务技能，夯实信贷调查评估队伍专业化基础，基于深刻行业洞察深耕优势行业，建设更加专业的信贷队伍，打造差异化金融服务模式，更好满足不同类型不同行业客户的信贷需求。以专业化破解金融机构面对企业数字化转型需求“不敢贷”的问题，更好服务实体经济发展。

鼓励银行在专业化进程中进一步优化贷款产品期限结构设计，推出更多贴合企业数字化转型融资需求的信贷服务产品。例如，提供更有吸引力的利率条件、灵活安排还款计划等，提高中长期信贷占比，减少企业在数字化转型进程中面临的资金压力。此外，银行应该充分利用专业化的信息优势筛选优质客户，着眼于企业的长期发展并与企业建立长期合作关系，通过咨询和增值服务帮助企业有效应对转型升级中面临的风险和挑战，以更高质量的金融服务支持企业数字化转型，更好地服务实体经济，从而实现双赢的局面。

第三、有效利用信贷专业化针对不同类型企业制定差异化的信贷策略，引导金融资源更多向信贷获取能力薄弱的领域倾斜，营造更普惠更公平的信贷市场体系。首先，应当鼓励金融机构利用好信贷专业化加大对非国有企业的信贷支持力度，构建更加公平的融资环境，鼓励非国有企业转型升级。其次，鼓励金融机构推出针对中小企业的定制信贷产品，降低融资成本和门槛，同时可以完善风险分担机制，提升其信贷可得性与风险承担能力，充分发挥信贷专业化在推动中小企业数字化转型中的关键作用，助力中小企业转型升级。再次，应鼓励金融机构着重提升对高科技行业的专业化服务水平，通过风险投资基金、科技贷款担保等手段降低银行对高科技行业信贷的风险，更好地支持高科技行业数字化创新和发展。

参考文献

[1] 班元浩，白宗航，刘烨.银行竞争对企业数字化转型的影响——来自中国商业银行分支机构的经验证据[J].山西财经大学学报，2024，46（01）：58-71.

[2] 陈蕾，马慧洁，周艳秋.企业数字化转型的前因组态、模式选择与推进策略[J].改革，2024，（07）：65-79.

[3] 陈晓红，李杨扬，宋丽洁，等.数字经济理论体系与研究展望[J].管理世界，2022，38（02）：208-224+13-16.

[4] 方芳，蔡卫星.银行业竞争与企业成长：来自工业企业的经验证据[J].管理世界，2016，（07）：63-75.

[5] 冯素玲，赵书，吴昊悦.金融科技对企业财务风险的影响及其内在机理——兼论金融监管的门槛效应[J].改革，2021，(10)：84-100.

[6] 傅东平，买俊鹏，顾邯沙.税收征管独立性与企业杠杆操纵——来自国地税机构合并的经验证据[J].上海金融，2024，(06)：54-67.

[7] 顾芳睿，李清.利率市场化改革对企业数字化转型的影响[J].改革，2024，（07）：111-127.

[8] 郭蕾，肖淑芳，李雪婧，等.非高管员工股权激励与创新产出——基于中国上市高科技企业的经验证据[J].会计研究，2019，（07）：59-67.

[9] 李华民，崔皓，吴非.金融集聚促进了企业数字化转型吗——基于企业年报文本大数据分析的经验证据[J].南方经济，2022，（12）：60-81.

[10] 李思飞，李鑫，王赛，等.家族企业代际传承与数字化转型：激励还是抑制？[J].管理世界，2023，39（06）：171-191.

[11] 李逸飞，李茂林，李静.银行金融科技、信贷配置与企业短债长用[J].中国工业经济，2022，（10）：137-154.

[12] 刘贯春，段玉柱，刘媛媛.经济政策不确定性、资产可逆性与固定资产投资[J].经济研究，2019，54（08）：53-70.

[13] 刘贯春，叶永卫.经济政策不确定性与实体企业“短贷长投”[J].统计研究，2022，39（03）：69-82.

[14] 刘淑春，闫津臣，张思雪，等.企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗[J].管理世界，2021，37（05）：170-190+13.

[15] 戚聿东，肖旭.数字经济时代的企业管理变革[J].管理世界，2020，36（06）：135-152+250.

[16] 邱蓉，田子豪，买俊鹏，等.耐心资本与企业全要素生产率提升[J].证券市场导报，2024，（12）：3-12.

[17] 任晓怡，邓云峰，吴非.金融供给侧结构性改革与企业数字化转型——基于金融改革试验区的准自然实验[J].中国经济问题，2023，（02）：181-196.

[18] 申明浩，谭伟杰，杨永聪.科技金融试点政策赋能实体企业数字化转型了吗？[J].中南大学学报（社会科学版），2022，28（03）：110-123.

[19] 史宇鹏，王阳，张文韬.我国企业数字化转型：现状、问题与展望[J].经济学家，2021，（12）：90-97.

[20] 吴非，胡慧芷，林慧妍，等.企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J].管理世界，2021，37(07)：130-144+10.

[21] 向海凌，丁子家，徐斯旸，等.金融科技与企业数字化转型[J].中国软科学，2023，（05）：207-215.

[22] 叶显，石静，车德欣，等.短贷长投与企业数字化转型[J].产经评论，2023，14（04）：20-37.

[23] 张雪兰，王剑，徐子尧，等.惟精惟勤，玉汝于成：信贷专业化与企业新质生产力发展[J].金融经济学研究，2024，39(05)：3-21.

[24] 赵宸宇，王文春，李雪松.数字化转型如何影响企业全要素生产率[J].财贸经济，2021，42（07）：114-129.

[25] 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，2020，36（10）：65-76.

[26] 郑联盛.加快建设金融强国：现实价值、短板约束与重要举措[J].改革，2023，（12）：28-40.

[27] Balassa B. Trade Liberalisation and “Revealed” Comparative Advantage [J]. The Manchester School， 1965， 33(2): 99－123.

[28] Banerjee R N， Gambacorta L， Sette E. The Real Effects of Relationship Lending [J]. Journal of Financial Intermediation，

2021， 48: 100923.

[29] Berger A N， Hasan I， Zhou M. The Effects of Focus versus Diversification on Bank Performance: Evidence from Chinese Banks [J]. Journal of Banking & Finance， 2010， 34(7): 1417－1435.

[30] Blickle K，He Z，Huang J，Parlatore C. Information-Based Pricing in Specialized Lending [R]. National Bureau of Economic Research， 2024， No. w32155.

[31] Blickle K， Parlatore C， Saunders A. Specialization in Banking [R]. National Bureau of Economic Research， 2023， No. w31077.

[32] Blickle K. Local Banks， Credit Supply， and House Prices [J]. Journal of Financial Economics， 2022， 143(2): 876-896.

[33] Boeve R， Duellmann K， Pfingsten A. Do Specialization Benefits Outweigh Concentration Risks in Credit Portfolios of German Banks? [R]. Bundesbank Series 2 Discussion Paper， 2010， No. 10.

[34] Boubakri N， Cosset J C ， Saffar W. The Role of State and Foreign Owners in Corporate Risk-Taking: Evidence from Privatization [J]. Journal of Financial Economics， 2013， 108(3): 641－658.

[35] De Jonghe O， Mulier K， Samarin I. Bank Specialization and Zombie Lending [J]. Management Science， 2024: mnsc.2023.01437.

[36] Gao H， Ru H， Townsend R， et al. Rise of Bank Competition: Evidence from Banking Deregulation in China [R]. National Bureau of Economic Research， 2019， No. w25795.

[37] Giometti M， Pietrosanti S. Bank Specialization and the Design of Loan Contracts [R]. FDIC Center for Financial Research Paper， 2022， No. 14.

[38] Goedde-Menke M，Ingermann P H. Loan Officer Specialization and Credit Defaults [J]. Journal of Banking & Finance，2024，161: 107077.

[39] He Z， Huang J， Parlatore C. Specialized Lending When Big Data Hardens Soft Information [R]. Working Paper， 2024.

[40] Ivashina V. Asymmetric Information Effects on Loan Spreads [J]. Journal of Financial Economics， 2009， 92(2): 300－319.

[41] Liberti J M， Sturgess J. Information Sharing and Lender Specialization: Evidence from the U.S. Commercial Lending Market [J]. SSRN Electronic Journal， 2017.

[42] Mitchell K，Pearce D K. Lending Technologies， Lending Specialization， and Minority Access to Small-Business Loans [J]. Small Business Economics， 2011， 37(3): 277－304.

[43] Paravisini D， Rappoport V， Schnabl P. Specialization in Bank Lending: Evidence from Exporting Firms [J]. The Journal of Finance， 2023， 78(4): 2049－2085.

Lending Specialization and Enterprise Digital Transformation —Based on the Perspective of Borrowing Capacity and Risk Taking

Abstract: Better serving the real economy is an inherent goal of supply-side structural reform in the financial sector, and specialized lending based on industry ecosystems can play a pivotal role in promoting high-quality enterprise development. Using data from Shanghai and Shenzhen A-share listed companies between 2011 and 2022, this study investigates the impact of lending specialization on firms' digital transformation and its underlying mechanisms. The findings show that higher levels of lending specialization significantly facilitate firms' digital transformation.Mechanism tests indicate that lending specialization drives digital transformation through two channels: optimizing firms' external financing and enhancing their risk-taking capacity. Further heterogeneity analyses reveal that the positive impact of lending specialization on digital transformation is most pronounced among non-state-owned enterprises, small and medium-sized firms, and those in high-tech industries. Additional analyses suggest that both banking competition and pilot policies integrating technology and finance have a synergistic effect on the relationship between lending specialization and enterprise digital transformation. Meanwhile, lending specialization also substantially increases total factor productivity.These conclusions enrich and extend the microeconomic implications of lending specialization. They not only provide valuable policy insights for advancing supply-side structural reforms in finance and better serving the real economy, but also offer a feasible direction for overcoming current challenges in enterprise digital transformation.

Key words: Lending Specialization; Financial Supply-Side Reform; Enterprise Digital Transformation; Information Asymmetry

IMI 国际货币评论
International Monetary Review

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”，并请注明作者姓名、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

内部交流　仅供参考　未经许可　不得转载