

行为财政视角下应用区块链技术提升税收遵从度的研究

The Research on Applying Blockchain Technology to Enhance Tax Compliance from the Perspective of Behavioral Public Finance

张 平 王静敏

ZHANG Ping WANG Jing-min

[摘要] 纳税人在实际决策时通常受心理学、社会学等多方面因素的影响,并不完全遵从理性经济人的假设。数字经济的繁荣发展使纳税人的行为选择发生巨大转变,从行为财政视角研究税收遵从问题,为提升税收遵从度提供了新思路。笔者首先阐述了行为财政理论对税收遵从的诠释;其次从行为财政视角分析了数字经济背景下区块链技术的应用对征纳双方行为的影响,进而基于行为财政的前景理论建立区块链技术下征纳双方的税收遵从互动行为模型,并通过模型的均衡分析找到影响纳税人决策的因素;最后依据各影响因素,从建立基于区块链技术的税收征管系统、税收信用管理系统、结合区块链技术发展完善税收法治体系等方面提出应用区块链技术提升税收遵从度的方案。

[关键词] 区块链技术 行为财政 税收遵从

[中图分类号] F810.42 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2022)10-0003-07

Abstract: Taxpayers are usually influenced by many factors such as psychology and sociology when making practical decisions, and do not completely follow the assumption of rational economic man. The prosperity and development of digital economy has greatly changed the behavior choice of taxpayers. Studying tax compliance from the perspective of behavioral public finance provides a new idea for improving tax compliance. Firstly, this paper expounds the interpretation of tax compliance by behavioral public finance theory. Secondly, from the perspective of behavioral public finance, this paper analyzes the impact of the application of blockchain technology on the behavior of tax collectors and taxpayers in the digital economy, and then establishes the interactive behavior model of tax compliance between the two parties under blockchain technology based on the prospect theory of behavioral public finance, and through the equilibrium analysis of the model finds the factors that affect the decision of taxpayers. Finally, according to the influencing factors, this paper proposes the scheme of applying blockchain technology to improve tax compliance from the aspects of establishing the tax collection and management system and tax credit management system based on blockchain technology, and improving the tax legal system by combining the development of blockchain technology.

Key words: Blockchain technology Behavioral public finance Tax compliance

[收稿日期] 2022-05-06

[作者简介] 张平,女,1980年2月生,天津财经大学财税与公共管理学院教授,博士生导师,研究方向为财税理论与政策;王静敏,女,1990年10月生,天津财经大学财税与公共管理学院博士研究生,研究方向为财税理论与政策。本文通讯作者为王静敏,联系方式为18231130405@163.com。

[基金项目] 天津市特聘教授青年学者计划支持项目。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

区块链技术是信息技术领域最重要的技术创新之一，由于其独特优势和应用前景，其在社会各领域的应用研究正在积极开展，税收领域也不例外。由于受征管技术水平和纳税人心理等多方面因素的影响，税收遵从度低的问题在我国税收征管领域一直存在，这会在一定程度上削弱国家税收治理的能力。在人类社会进入“区块链”的数字经济时代后，税收征纳双方的行为都将发生明显的改变。如税收征管方的治税理念和工作重心将逐渐由单向强制向协商共治、重管理向重服务、重惩罚向重信任、重发票向重数据等转变。纳税人的自愿性纳税遵从会因纳税人对税务部门信任度的提高以及纳税人公平偏好的满足而提升；强制性或威慑性纳税遵从会因智能合约的自动执行机制以及区块链的高度透明性和税收征管条件的改善而转化为自觉性纳税遵从。因而，基于行为财政视角，分析区块链技术下纳税遵从与税收治理的互动模型，进而提出应用区块链技术提升税收遵从度的对策，对于提高我国税收治理能力，更好地发挥税收在国家治理中的基础性、支柱性和保障性作用具有重要意义。

一、行为财政理论与税收遵从度

2006年麦卡弗里和斯莱姆罗德提出了行为财政理论（Mc Caffery 和 Slemrod, 2006^[1]），使传统财政理论得到进一步完善和补充，增强了财政理论的解释力和生命力。相比较而言，以新古典经济学为基础的传统财政理论从遵从成本、奖惩机制、审计、监督、纳税人的社会经济特征与人口学特征等方面对纳税人的遵从行为进行解释。而行为财政以前景理论和心理账户理论为支柱，以税收遵从为最活跃的研究主题，对税收遵从的解释则从损失厌恶、概率估计偏误、同伴效应、税收伦理、公平偏好、框架效应、文化与习惯等方面展开（代志新和陈怡心，2021^[2]）。

（一）行为财政理论对影响税收遵从机制的诠释

1. 前景理论和心理账户理论对税收遵从度的诠释。

行为财政理论中前景理论的核心是价值函数和权重函数。价值函数表明人们仅在乎相对于参照点的损益水平，而不在意损益的绝对水平，且相对于参照点而言，在面对同样数量的获得和损失时，相较于收益的变化，人们更在意损失的变化，即具有参照依赖和损失厌恶心理；权重函数认为经济主体在决策中一般会存在主观概率估计偏误，即对小概率事件高估或对大概率事件低估（崔亚飞等，2019^[3]）。行为财政学

理论中的心理账户理论主要指人们决策时的心理认知幻觉，强调非替代性，即理性假设上同等数额的钱在购买商品时是可以替代的，但现实中人们会将不同来源的钱划归不同的用途，并分账管理，认为此钱非彼钱。传统理性经济人假设下，税务机关认为给予遵从度较高的纳税人奖励会激发更高水平的遵从度，但按照行为财政的理论逻辑，税务机关可以运用奖惩机制来提高税收遵从度。基于前景理论和心理账户理论，奖励机制效果较弱，惩罚机制效果明显，情感机制有一定效果，纳税人在应税收入与应缴税款之间形成心理账户，也会激励其遵从。行为财政理论认为提高税收遵从度最好是惩罚机制与情感机制相结合。

2. 纳税人行为的社会属性影响其税收遵从度。

行为财政理论认为纳税人的行为会受到社会普适价值、准则和规范的影响（王秀芝和曹杰，2022^[4]）。一是社会规范的同伴效应。社会中个体会对自己所处的群体的信念形成自我理解，从而促使自己的信念和群体信念趋于一致，最终会形成群体内成员的同伴效应。纳税人通过与其周围其他纳税人的比较，通常会影响其自身税收遵从决策。二是社会偏好。现实中纳税人不仅具有自利偏好，还具有社会偏好，即纳税人会接受和遵守社会普遍认可的规范和行为准则，因而纳税人的社会偏好能够激发其遵从行为（李文，2021^[5]）。三是社会信任。一个地方的社会信任程度越高，逃税与避税行为就越少。税务机关可以通过良好的服务、公平和透明的执法来赢得纳税人的信任。政府和纳税人之间的相互信任非常重要，如果纳税人认为政府不信任自己，就会采取偷逃税的方式进行抗议，如提高稽查概率或处罚金额反而会降低原本遵从度较高的纳税人的税收遵从度。四是社会层面的信息不对称。一方面征管机构对纳税人的全部经济活动和财务状况等相关信息掌握不全，会使纳税人出于侥幸心理，产生自私性纳税不遵从；另一方面纳税人对相关税收政策的理解不到位，也会出现无知性纳税不遵从和懒惰性纳税不遵从。

（二）数字经济背景下基于行为财政的税收遵从模型

WBAD（Willing-Being Able-Daring）税收遵从模型在2004年由韦伯利等（Webley等，2004^[6]）提出，该模型包含四个层次（如表1所示）。第一层次，不愿意偷逃税；第二层次，愿意但无法偷逃税；第三层次，愿意且能够偷逃税，但不敢偷逃税；第四层次，愿意、能够且敢于偷逃税。四个层次分别从主观动机和客观条件两个方面分析了纳税人在不确定条件下的

风险决策。第一层次为自愿性纳税遵从，第二、三层为强制性或威慑性纳税遵从，只有在第四层次纳税人会出现税收不遵从行为。

表 1 纳税人税收遵从模型

1. 不愿逃税	2. 愿意但无法逃税
3. 愿意逃税、能够逃税， 但不敢逃税	4. 愿意逃税、能够逃税， 且敢于逃税

将行为财政的前景理论引入上述模型，可以发现传统工业经济时代的纳税人出于损失厌恶心理，一般而言处于第一层次的纳税人较少，另一方面由于受概率估计偏误和税收法律威慑的影响，大多数纳税人处于第二、三层次，仅有少数纳税人处于第四层次。但在数字经济时代，由于人工智能、大数据等新技术的发展与应用，出现了新的商业模式和税源基础，如直播带货、平台经济、共享经济等，这些新的经济业态是在以电子为基础的网络空间里开展的经济活动，生产的空间和时间限制逐渐弱化，其典型特征是可以实现不见面交易、远距离活动，这就使得应税商品或行为具有虚拟性、隐蔽性和跨国性，再加上数字经济新业态相应的征管法律和征管措施的缺失以及征管技术的落后导致纳税人的收入更难稽查，于是纳税人在损失厌恶心理的驱使下，具备了偷逃税的主观动机和客观条件。数字经济时代纳税人开始由二、三层次逐渐向第四层次转移。随着数字经济占GDP比重的不断攀升，未来数字经济的发展，势必会使税收遵从度大受影响。因此，需要区块链等现代信息技术手段迫使纳税人行为选择发生改变，自觉提高税收遵从度。

二、区块链技术下纳税人税收遵从行为的改变

(一) 税收遵从度提高

区块链技术因其数据不可篡改性、永久性和透明公开性的技术优势已经毫无疑问地成为以数治税时代提高税收遵从度的重要数字技术。首先，区块链作为信任的机器，能够在社交网络中重新构建信任。它通过分布式记账、点对点传输、非对称加密等技术的精巧组合来确保数据的防篡改和全程可追溯，通过技术手段，在一个平等的环境里来建立一种共享、共赢、共建的系统，使税务部门 and 纳税人从技术的层面达到绝对信任。其次，区块链技术的运行机制，能够确

保证纳双方的目标一致、成员的行为规范，客观上也有助于构建更加公平、公正、公开的社会。区块链技术基于共识机制、去中心化的公开数据库，能够使纳税人作为和税务机关对等的记账节点一起去维护相同的账本，确保节点之间交易数据的一致性，从而满足纳税人的公平偏好，并在双方之间形成统一的分布式账本。区块链技术下，纳税人对税务部门信任度的提高以及纳税人公平偏好的满足，都会激发纳税人自觉缴纳税款的内在动机。因此，区块链技术的应用能够推动税收遵从模型中处于第四层次的纳税人由愿意逃税向不愿逃税的第一层次转化（如表1中箭头所示方向），从而实现自愿性纳税遵从。

(二) 纳税遵从成本降低

区块链的公开透明性使得链上的数据对于系统中所有节点都是透明和可见的，所有网络成员都可以查看和验证交易数据的真实性，数据的记录和流动也可以在整个网络中查询、跟踪和标记。区块链的透明度可以为纳税人和税务机关提供全面、丰富的税务信息，形成合理的信息传递、交流机制，减少了双方的信息不对称，从而降低了纳税人遵从纳税的信息成本。同时，区块链智能合约的自动执行机制，也可以降低纳税人，特别是小微型企业和个人的纳税遵从成本。区块链的应用实现了纳税人在实际操作中的不能逃和不敢逃。在税收遵从模型中表现为处于第四层次的纳税人分别向第二、三层次转化（如表1中箭头所示方向），实现强制性或威慑性纳税遵从。区块链技术的应用最终将使得第二、第三和第四层次的纳税人转化为处于第一层次的纳税人，实现自愿性纳税遵从。

三、区块链技术下税收立法者和征管者的行为转变

按照前述行为财政的前景理论、社会信任及社会偏好等对影响税收遵从的相关机制的诠释，纳税人的税收遵从取决于其自身对税收稽查、税务部门信任度、税收公平等的感知。区块链技术会使税收立法者和征管者进入数字治税时代，因而其行为会发生由重发票向重数据、重管理向重服务、重惩罚向重信任的转变，分析这些转变，有利于找到区块链技术下征纳双方新的互动行为及其均衡点。

(一) 税收立法者和征管者治税理念的转变

区块链技术的应用可以促使税收立法者和征管者治税理念由管理型向治理型转变。区块链技术的去中心化意味着没有集中化的中心管理组织，网络中每个节点的状态都是平等的，共同记录和维护数据，其在

税收治理中的应用虽然在一定程度上冲击着税务部门管理权威,但也会促使税务机关治税理念和思路的转变。区块链技术下税收立法者、税收征管者、纳税人、社会组织等作为网络中的平等节点,共同参与税收治理。区块链技术下税收立法者在税法制订过程中,不再作为单一的决策中心,而要在充分尊重不同涉税群体主体地位,充分征求不同涉税群体建议的基础上,均衡调和各方利益制定相应法律,确保税收法律及其立法过程的公平、公正、民主。在传统的治税理念中,税收征管者与纳税人之间是一种对抗性征纳关系,一般以由税务机关主导,纳税人被动服从的方式,促进税收的应收尽收。而区块链作为信任的机器,使管理者对纳税人建立一种基于技术的信任,这种信任会促使管理者征管理念从“管理”向“服务”转变,并且区块链的去中心化也使得征管者的治税理念逐渐由单向强制向协商共治转变,征管者在纳税人纳税申报的基础上,重视纳税人在其中的参与、合作和尊严,寻求国家利益与纳税人利益的平衡协调。

(二) 税收立法者和征管者实操中工作重心的转变

税务机关为适应区块链技术对税务部门的传统职能、管理机制、法律制度等带来的一系列挑战,在转变治税理念的基础上,也需要在实操中切实转变工作重心。税务区块链背景下,税收立法者不仅要健全现行税费法律法规制度,更要着重加强维护税务信息安全和纳税人隐私保护等方面的立法。因此,区块链技术下税务机关的主要任务是确定税务数据信息的访问权限和使用范围,建立区块链系统的实时维护机制,确保区块链系统的信息安全与效率。税务机关可以设立专门的数据保护部门,对系统的数据存储设备进行实时维护,加强数据加密技术的研究和应用,保证数据存储的安全性。区块链技术下,税收征管者的工作重心将会由传统的征管和稽查转向为纳税人提供更加成熟的纳税服务体系和涉税信息服务体系建设等方面。税收征管者不再需要把工作重心放在税款催征上,因为只要“税务智能合约”符合税法规范,就能够在税务区块链上实现“智能征税”,人工智能和智能合约的结合能够对纳税人进行实时监督,税收执法者不需要再通过实地的人工查账方式对纳税人进行税款催缴和稽查,而是要做到能看懂税务区块链的代码并熟悉税务智能合约的相关算法。

四、行为财政视角下引入区块链技术的 纳税遵从互动行为模型

在行为财政视角下结合区块链技术的影响来考虑纳税人纳税遵从行为因区块链技术而发生的转变,可以找到技术创新下影响纳税遵从的关键因素和产生的新的征纳双方的互动与平衡。行为财政学强调人的真实决策过程,认为现实中纳税人在进行行为决策时并不是完全理性的,容易受其心理因素的影响。因此需要基于行为财政的前景理论建立区块链技术下的纳税遵从模型,进而分析区块链技术应用后征纳双方纳税遵从的互动与均衡。

(一) 模型假设

行为财政理论认为纳税人的心理(如损失厌恶、参照依赖、估计偏误、认知幻觉等)和纳税人行为的社会属性(如同伴效应、社会偏好、社会信任等)会影响其税收遵从度,因此,模型设定如下假设:(1) 纳税人进行理性决策,但理性是有限的,其在有限理性的基础上追求效用最大化;(2) 纳税人具有一定程度的社会性,其行为受社会规范、税收道德的影响与制约,逃税会产生担忧、焦虑等心理成本,该成本可以折合成一定量的货币;(3) 税务机关以一定的概率进行精准有效的稽查,追缴逃税额并按逃税额的一定比例处以罚款;(4) 应纳税所得额等于其实际收入,不考虑税收优惠和费用扣除。

(二) 参数设置

(1) I 为纳税人的应税收入, $D(0 \leq D \leq I)$ 为纳税人的申报收入;(2) 税率固定为 t ;(3) 税务机关的稽查率为 p 且 $0 \leq p \leq 1$, 则权重函数中纳税人感知到的稽查率为 $w(p)$ 且 $0 \leq w(p) \leq 1$;(4) f 为罚款率,等于罚款额与逃税额之比,罚款额为 $f(I-D)$;(5) m 为心理成本系数,等于心理成本与逃税额之比,心理成本为 $m(I-D)$;(6) c 为纳税人税收遵从度, $c = (D/I) \times 100\%$ ($0 \leq c \leq 1$);(7) T 为税务机关对纳税人的信任度。

(三) 模型设立

由行为财政的前景理论可知纳税人具有参考依赖,其关心的通常是相对于参照点的收入损益,而不是损益的绝对值。以 I^* 代表依法纳税的税后收入, I_n 代表未被稽查的税后收入, I_c 代表被稽查的税后收入, I^* 代表相对收益即未稽查的税后收入 I_n 相对于参照点 I^* 的收益, I^* 代表相对损失即被稽查的税后收入 I_c 相对于参照点 I^* 的损失。以纳税人依法纳税的

税后收入 I^* 为参照点, 则纳税人更关心未稽查的税后收入 I_n 和被稽查的税后收入 I_c 相对于参照点 I^* 的相对损益 I^+ 或 I^- 。则有:

$$I^+ = I - I^* \quad (1)$$

$$I_n = I - tD \quad (2)$$

$$I_c = I - tI - ft(I-D) - m(I-D) \quad (3)$$

$$I^+ = I_n - I^* = t(I-D) \quad (4)$$

$$I^- = I_c - I^* = -(ft+m)(I-D) \quad (5)$$

前景理论的价值函数表达式为 $V(x) = \begin{cases} x^\alpha, & x \geq 0 \\ -\lambda(-x)^\beta, & x \leq 0 \end{cases}$, 其中 x 是获得的财富值与参照点的偏离, $x=0$ 为参照点, $x>0$ 表示收益, $x<0$ 表示损失; λ 为损失厌恶系数, 其大小决定了相对损失的边际效用与相对收益的边际效用的差异大小, $\lambda>1$ 表示损失厌恶; α 、 β 分别表示收益区域、损失区域价值函数的凹凸程度, 行为经济学家卡尼曼和特维斯基 (Kahneman 和 Tversky, 1979^[7]) 曾通过大量实验得出参数估计为 $\alpha=\beta=0.88$, $\lambda=2.25$, 普遍适用于各种风险决策。将相对损益 I^+ 和 I^- 代入上述价值函数中可得:

$$V(D) = \begin{cases} [I^+]^\alpha = [t(I-D)]^\alpha, & D \geq 0 \\ -\lambda[-I^-]^\beta = -\lambda[(ft+m)(I-D)]^\beta, & D \leq 0 \end{cases} \quad (6)$$

前景理论中权重函数 $w(p)$ 表明, 纳税人依自主权衡后的稽查率进行纳税决策, 将税务机关稽查和不稽查的客观概率 p 和 $1-p$ 分别代入权重函数便得到纳税人主观感知的被稽查率 $w(p)$ 和未被稽查的概率 $w(1-p)$, 因此, 以纳税人主观感知的稽查率为权重对价值函数进行加权, 以 $w^+(1-p)$ 表示纳税人自主权衡的因未被税务机关稽查而获益的权重, $w^-(p)$ 表示纳税人感知的因被税务机关稽查而受损的权重, 将权重函数与价值函数代入期望价值函数 $V = \sum_{i=1}^n w(p_i)V(x_i)$, 可得:

$$V(I, D, t, f, m, \lambda) = w^+(1-p)[t(I-D)]^\alpha - w^-(p)\lambda[(ft+m)(I-D)]^\beta \quad (7)$$

由于卡尼曼和特维斯基曾通过大量的实验数据得出价值函数中的参数估计 $\alpha=\beta$ (Kahneman 和 Tversky, 1979^[7]), 因此式 (7) 可整理为:

$$V(I, D, t, f, m, \lambda) = (I-D)^\alpha [w^+(1-p)t^\alpha - w^-(p)\lambda(ft+m)^\alpha] \quad (8)$$

为简化分析, 先假定稽查率 p 值固定, 令 $h(t, f, m, \lambda) = [w^+(1-p)t^\alpha - w^-(p)\lambda(ft+m)^\alpha]$, 则式 (8) 可化为:

$$V = (I-D)^\alpha h(t, f, m, \lambda) \quad (9)$$

对式 (9) 求一阶导、二阶导可得:

$$V' = -\alpha(I-D)^{\alpha-1} h(t, f, m, \lambda) \quad (10)$$

$$V'' = \alpha(\alpha-1)(I-D)^{\alpha-2} h(t, f, m, \lambda) \quad (11)$$

期望价值函数最大化的条件如下:

若 $h<0$, 则 $V' \geq 0$, $V'' \leq 0$, 表明当 $D=I$ 时, 纳税人如实申报效用最大。

若 $h=0$, 则 $V'=0$, $V''=0$, 表明在 $[0, 1]$ 范围内存在使纳税人效用最大化点, 即纳税人仅申报部分收入效用最大。

若 $h>0$, 则 $V' \leq 0$, $V'' \geq 0$, 表明当 $D=0$ 时, 即纳税人完全逃税效用最大。

此外, 若假定税务机关的稽查率 p 是税务机关对纳税人的信任度 T 的减函数, 即 $P'(T) < 0$, 则期望价值函数式 (8) 对 T 求一阶偏导可得:

$$\frac{\partial V}{\partial T} = -(I-D)^\alpha P'(T) [w^+(1-p)t^\alpha + w^-(p)\lambda(ft+m)^\alpha] > 0$$

可知纳税人的期望效用随税务机关对其信任度的提高而增大。

(四) 模型的均衡分析

由 $h(t, f, m, \lambda) = [w^+(1-p)t^\alpha - w^-(p)\lambda(ft+m)^\alpha]$, 可知:

当 $h<0$, 即 $\frac{w(1-p)}{w(p)} < \lambda \left(\frac{f+m}{t}\right)^\alpha$ 时, 则 $D=1$, 纳税人完全遵从; 当 $h=0$, 即 $\frac{w(1-p)}{w(p)} = \lambda \left(\frac{f+m}{t}\right)^\alpha$ 时, 则 $D \in [0, 1]$, 纳税人部分遵从; 当 $h>0$, 即 $\frac{w(1-p)}{w(p)} > \lambda \left(\frac{f+m}{t}\right)^\alpha$ 时, 则 $D=0$, 纳税人不申报收入效用最大化。因此当 $\frac{w(1-p)}{w(p)}$ 越小, $\lambda \left(\frac{f+m}{t}\right)^\alpha$ 越大时, 纳税人税收遵从度越高。

可知, 均衡时影响纳税决策的因素主要有纳税人感知到的稽查率 $w(p)$ 、心理成本系数 m 、损失厌恶系数 λ 、处罚率 f 、税率 t , 由此可进一步分析出, 区块链技术下, 各因素与税收遵从之间的关系为: (1) 区块链技术下, 纳税人在与税务机关的互动中, 交易环境的公开透明, 税务机关的高稽查率, 使纳税人时刻处于税务机关的监督之下, 也加大了纳税人逃

税的心理成本。而纳税人感知到的稽查率 $w(p)$ 的提高, 会使 $\frac{w(1-p)}{w(p)}$ 减小, 心理成本系数 m 的提高, 会使 $\lambda\left(f+\frac{m}{t}\right)^\alpha$ 增大, 从而提高税收遵从度。所以, 区块链技术的应用可以通过提高纳税人感知到的税收稽查率及逃税的心理成本来提高税收遵从度。(2) 区块链技术的不可篡改性, 加大了纳税人对由逃税所造成的企业信用损失的损失厌恶度。而损失厌恶系数 λ 的提高, 会使 $\lambda\left(f+\frac{m}{t}\right)^\alpha$ 增大, 从而提高税收遵从度。(3) 区块链技术的智能合约能够实现依法治税, 确保按预先设定的惩罚率 f 对逃税行为自动执行相应的惩罚, 规范执法环节。所以区块链技术下提高对纳税人逃税的惩罚力度, 会加大对纳税人逃税的威慑作用, 从而使纳税人税收遵从度提高。(4) 区块链的公开透明、自动执行机制能够降低征管成本, 改善征管技术, 在相同税率的情况下能够实现更多的税收收入。因此, 在征管条件改善的情况下, 为筹集一定的税收收入, 可以考虑适当降低税率 t , 一方面会直接降低纳税人负担, 另一方面会提高收入参照点, 降低相对损失, 从而降低纳税人的损失厌恶度。并且税率 t 的降低会使 $\lambda\left(f+\frac{m}{t}\right)^\alpha$ 增大, 从而提高税收遵从度。区块链技术下, 有限理性的纳税人也会提高其税收遵从度。

五、行为财政视角下应用区块链技术提升税收遵从度的对策

基于前面对行为财政视角下引入区块链技术的纳税遵从互动行为模型的分析, 可以得出, 区块链技术条件下影响税收遵从度的关键因素是纳税人感知的税收稽查率和逃税成本、纳税人损失厌恶度以及税收法治程度。从这三个关键因素出台相关对策, 将有效推动区块链技术条件下税收遵从度的提高。

(一) 建立基于区块链技术的税务交易系统, 提高纳税人感知到的税收稽查率和逃税的心理成本

数字经济背景下, 为防止传统税务交易系统因纳税程序复杂、缺乏监督等原因带来的税收欺诈、遵从成本高等问题, 建立基于区块链技术的税务交易数字系统, 在加密货币的帮助下, 保证纳税人与税务部门之间进行安全、快速的税务交易, 达到优化纳税业务流程、提高纳税遵从的目的。在应用系统前要在分布式网络中开发用于交易的税币和包含计算各种税收算

法的智能合约, 使用智能合约和共识算法建立税务交易的数字系统。首先, 系统要为用户创建一个存储和管理加密货币的数字软件系统, 即区块链钱包。在钱包创建过程中, 使用区块链技术中密码强度最高的椭圆曲线数字签名算法 ECDSA (Elliptic Curve Digital Signature Algorithm) 为特定私钥生成唯一的公钥。同时, 为提高安全性, 使用 SHA-256 对公钥进行哈希加密生成公共地址。其次, 纳税人需要在纳税前将其身份证明文件连同账户资料在线或线下发送给税务机关, 以确保系统中纳税人的身份与税务当局的身份记录保持一致。最后, 用户通过执行智能合约计算应纳税额, 然后依据应缴税额去税币交易中心兑换缴税所需的税币到自己的钱包, 再从钱包中将税币转移到税务机节点, 完成纳税交易。整个流程中交易实时进行, 高度透明, 多维度检查显著降低了出错、欺诈和伪造的风险。区块链系统下, 纳税人时刻处于全网各方的监督之下, 纳税人感知到的税务稽查率会提高, 相应的逃税的心理成本也会加大, 这就会促使纳税人提高税收遵从度。

(二) 建立基于区块链技术的税收信用管理系统, 提高纳税人逃税的心理成本和损失厌恶度

一是在税收信用数据采集上, 利用区块链可追溯不可篡改性提高纳税人逃税的心理成本。在税收信用数据采集上, 企业上链后发生的交易记录和税收遵从情况都应不可更改并加盖时间戳, 并通过智能合约规则的编写, 自动进行信用评级, 而且在失信企业信用恢复时自动更新企业信用等级, 整个信用记录可以追溯查询但不可篡改。因此, 只要链上企业有过不良信用记录, 即使现在已经改正, 也可在系统中追溯查询到, 加大纳税人由逃税所带来的担心企业不良纳税信用记录会对其信用、声誉等造成损失而焦虑不安的心理成本, 促使其进行纳税遵从。

二是在税收信用数据共享和应用上, 综合运用奖惩机制提高纳税人的损失厌恶度。行为财政的税收遵从理论表明, 对提高税收遵从度而言, 奖励机制对于税收遵从度高的纳税人更有效; 惩罚机制对于税收遵从度低的纳税人更有效。因此, 在应用税收信用数据时, 可以通过合理采用适当的惩罚机制并辅之以一定的激励机制, 来提高税收遵从度。首先, 以联盟链的方式把纳税信用和社会信用、融资信用、社会保险等部门关联起来, 采用非对称加密技术, 通过合理授权, 使关联方在交易时既能保护企业商业秘密, 又能实时查询对方信用情况, 实现税收信用数据共享, 加大纳

税人在失信时担心纳入各种黑名单的心理成本。其次,税务部门可在企业税收信用数据的基础上把对纳税人的奖惩机制写入智能合约,通过智能合约自动执行对诚信纳税主体进行税收优惠、开放绿色通道等,对失信纳税人开展联合惩戒,加大纳税人的损失厌恶度,从而提升税收遵从度(白彦锋和郝晓婧,2018^[8])。

(三) 结合区块链技术发展完善税收法治体系,提升税法威慑性和公平性

一是加大对偷逃税等违法行为的惩罚力度,增强税法威慑性。税法的威慑性在于对不法行为的惩罚力度与执行力度大。纳税人感知到的税收稽查率、税收处罚力度及违法成本通常是纳税人判断是否偷逃税款的决策依据(Farrar和King,2022^[9])。因此,首先,要对税收征管法中有关税收罚则的条款进行调整和修改,提高对偷逃税等违法行为的处罚标准。一方面降低纳税人偷逃税的预期收益;另一方面增加纳税人偷逃税的心理成本,使处罚达到让偷逃税者“一朝被蛇咬,十年怕井绳”的效果,增强税法的威慑性。其次,借助区块链技术智能合约的自动执行机制降低税务机关税收处罚的自由裁量权,使具体实施中税收的实际处罚率与名义处罚率保持一致,增强税收处罚的威慑力。最后,凭借区块链技术实现处罚方式的多样化,增加纳税人偷逃税的心理成本。如利用区块链技术分布式数据网络实现多部门信息互联互通的优势,在现有对偷逃税者罚款、加入黑名单、限制出行自由等财产处罚和人身处罚的基础上,增加禁止从事特定行业工作、禁止某些市场准入资格、链上公告违法事实等对偷逃税者资格和声誉方面的处罚。通过多种处罚方式的配合使用,从总体上提高实际处罚率,增强税法威慑力,提高纳税人偷逃税的心理成本。

二是建立基于区块链技术的税务执法机制,增强税务执法的威慑性。以联盟链的形式在上下级及不同辖区的税务机关和纳税人、海关、工商、财政、银行、法院等部门之间建立基于区块链技术的税务执法机制,有助于提升税务机关执法水平和纳税人满意度,促进纳税人主动遵从。首先,利用区块链技术的运行规则及公开透明性将税务人员执法的各操作环节实时上链,执法信息在联盟链的各节点共享,以便全网监督,快速发现并纠正执法中存在的问题。税务执

法程序的公正透明也可以使纳税人在执法公正的社会偏好下,增强对税务部门的信任感,促进纳税人自愿遵从,保证税款的应收尽收(Mural Aliev等,2021^[10])。其次,利用区块链智能合约的自动执行减少税务执法人员执法过程中运用税法赋予的自由裁量权进行徇私和腐败。同时智能合约的自动触发使执法程序链上流转,提高不同地区、不同部门间执法活动的协同性,使不同地区的相关部门对税收违法行为开展联合稽查,增强税收执法的精确性和威慑性。最后,执法结果也在链上反馈,以便于上下级税务机关及不同地区间执法结果的互认和相关案件的追溯查询,使纳税人在法律的威慑下提高税收遵从度。

三是适当降低税率平衡宏观税负,提升税法公平性。税收法治的公平公正不仅包括税收立法和执法的公平公正,也包括税法本身的公平性。税法本身的公平性不仅包括横向公平和纵向公平也包括政府提供的公共物品和服务与纳税人缴纳的税款之间交换的公平性。一般而言纳税人多通过税率的变化直观感知税法本身的公平性。首先,由于纳税人具有参考依赖,经常会将自己的税收负担、审计、处罚实践等待遇与周围其他纳税人进行比较,应用区块链技术将所有纳税人适用的税收法律条款及纳税遵从情况在链上公示,以便纳税人通过与其他纳税人的比较,增强对税法本身公平性的感知,并在从众心理的作用下按时足额缴纳税款(Fabrizio Santoro,2021^[11])。其次,纳税人一般依据其主观感知到的宏观税负的高低来度量交换的公平性,且纳税人由于自身税务知识的欠缺,通常会把税负与最高边际税率挂钩,在损失厌恶心理的作用下,较高的边际税率会增加其税负痛苦指数,从而随着税率的提高纳税人隐瞒不报的收入也在增加,高税率会一定程度上降低税收遵从度。而区块链技术的应用对征管能力的提高可以完善政府收入管理,为继续减税降费提供潜力和可能性。因此,税法的修订要综合考虑纳税人的税收负担,不能轻易提高边际税率。如随着区块链技术对征管条件的改善,可以通过适当降低税率来降低纳税人的税收负担,以体现税法的以人为本及对纳税人个人权利的尊重和保护,使纳税人与税务机关在彼此信任和尊重的关系中,更愿意诚实纳税,提高遵从意愿。

参考文献

[1] Mc Caffery E, Slemrod J. Behavioral Public Finance [M]. New York: Russell Sage Foundation, 2006: 511-540.

国际公共产品供给： 历史演进、发展趋势及中国的策略选择

International Public Goods Supply: Historical Evolution,
Development Trends and China's Strategic Choices

周波 张强 寇铁军

ZHOU Bo ZHANG Qiang KOU Tie-jun

[摘要] 把握国际公共产品历史演进和发展趋势规律，并科学确定中国国际公共产品供给策略，对于不断提升中国国际影响力以及为中国发展营造良好的国际环境，具有重要的理论和实践意义。笔者基于国际政治学和经济学的交叉学科视角，从国际公共需求驱动和不同国际公共产品供给方式两方面，阐释了国际公共产品供给理论，并从国际关系演变历程视野，纵览国际公共产品供给机制嬗变及核心特征，最后，结合中国特色社会主义新时代国情和国际公共产品供给困境，就中国参与国际公共产品供给策略提出政策建议。具体而言：使发展、治理和安全视野下的中国国际公共产品供给实践，践行人类命运共同体战略；积极参与国际秩序和国际体系规则制定；基于公共利益需求凝聚国际公共产品供给共识；通过区域性公共产品正外部性效应促进共同发展和繁荣；创新国际公共产品融资机制安排。

[关键词] 国际公共产品 供给机制 大国外交 国际秩序

[中图分类号] F811.6 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 10-0010-12

Abstract: To improve global impact and obtain harmonious environment, it is of theoretical and practical value for China to grasp historical evolution and development trends laws and then define China's Strategic Choices on international public goods supply. Based on the interdisciplinary perspective of international politics and economics, this paper first explains the theory of international public goods supply, from the international public demand driving and different international public goods supply modes, then historically overviews the transmutation of international public goods supply mechanisms and their core features from the perspective of the evolution of international relations. Finally, the paper puts forward some policy suggestions on China's participation in international public goods supply. Specifically, China's international public goods supply should pursue the strategic goal of the community of human destiny; actively participate in the international order and international system rule-making; forge consensus on international public goods supply based on public interest needs; share the positive externality effect of public goods brought by regional cooperation to achieve common development and common prosperity; and innovate international public goods financing mechanism arrangements.

Key words: International public goods Supply mechanism Great power diplomacy International order

[收稿日期] 2022-07-07

[作者简介] 周波，男，1977年9月生，东北财经大学财政税务学院教授，博士生导师，研究方向为财政理论和政策；张强，男，1994年9月生，东北财经大学财政税务学院硕士研究生，研究方向为财政理论和政策；寇铁军，男，1954年3月生，东北财经大学财政税务学院教授，研究方向为财政理论和政策。本文通讯作者为周波，联系方式为 yourab@163.com。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“财政分权、政府间经济职能分工与我国宏观经济稳定：生成机制、实证检验与改革方略选择”（项目编号：71873024）；教育部人文社会科学基金项目“我国参与区域性国际公共产品供给研究”（项目编号：17YJAGJW001）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

在全球化发展受阻、全球经济发展减缓的情况下，“全球性公共产品供给严重不足”（Kaul等，1999^[1]）变得更加严重。而应对全球治理难题，满足生产跨国化、资本全球化、贸易自由化和市场国际化等世界经济社会发展趋势下的国际公共需求，需要主权国家、国际社会与非政府组织密切配合，设计规范、科学的政治经济安全体制并建立制度安排。因此，把握国际公共产品历史演进和发展趋势规律，并科学确定中国国际公共产品供给策略，将为不断提升中国国际影响力以及为中国发展营造良好的国际环境做出重要贡献。本文基于世界政治经济格局动态变化的历史视角，重点聚焦于海外殖民时期、英美霸权交替和美苏争霸时期以及21世纪80年代以来“一极多强”时期，纵览服务于建立国际政治秩序、促进经济和贸易交往的国际公共产品供给的基本特征，并结合中国特色社会主义新时代国情和国际公共产品供给困境，探讨中国参与国际公共产品供给策略。

二、国际公共产品供给的理论阐释：交叉学科视角

国际公共产品是具有国际外溢性特征的公共产品（张宇燕和李增刚，2008^[2]），就其表现形式来看，既包括制度、组织、机制和默契等非物质、非有形的产品，也包括供特定区域内国家共享的跨国基础设施等物质的有形的产品（樊勇明等，2014^[3]），这与田旭和徐秀军（2021）^[4]探讨的器物型、制度型和理念型全球公共产品大体一致。将经济学和国际政治学融合起来建立的国际公共产品理论，对于反映国际关系以及各国外交实践中出现的新变化和新趋势具有理论基础和政策指向支撑作用。国际公共产品供给机制应基于超越主权国家的国际背景，顺应国际政治经济关系发展趋势，深刻把握国际公共产品需求，针对不同类别来建立。

（一）国际公共产品的公共需求驱动

公共产品理论的核心是与公共需求的确定及满足相关的问题。就国际公共产品而言，超越主权国家的国际背景下，最重要的国际公共需求是国际政治经济秩序的建立和维持。适应国际合作不同发展阶段和国际合作内容的国际公共需求是国际公共产品供给内容的客观标准，详见表1所示实例。

1. 全球安全治理需求。

与人类国际生活的体系性变革密切相关，国际安全需求至少可以概括为两方面。其一，从主权国家层面看，传统安全需求以领土安全为核心，战争和军队是国际安全中最为重要的手段和解决方法。在工业革命削弱土地在人类生存中的作用的情况下，技术革新及随之而来的生产力大幅提高，使得如何利用领土相对于占有领土变得更加重要（Ullman，1991^[5]）。进而，确保对国家发展至关重要的资源安全，也即安全的资源来源和资源安全构成国家间硬实力竞争的主要内容（张春，2011^[6]）。全球化快速发展的背景下，国际安全挑战日益多样化，可能的国际冲突类型也发生重大变化。冷战结束后，传统上作为寻求生存必需手段的战争和军队，逐渐从承担保家卫国功能，转变为救灾、海外维和、人道主义求助、海外利益保护等非传统使命。

其二，从全球体系视角看，国际生活中最基本的非传统安全需求为确保地球和人这两个基本要素生存和持续发展。其中，威胁地球生存的最重要因素是表现为气候变化和环境恶化的全球生态危机，而诸如禽流感、新冠等大规模传染性疾病为表征的国际公共卫生挑战，则威胁人类基本生存。事实上，自联合国开发计划署1994年首次正式提出人类安全概念以来，安全关注的焦点进一步拓展到人类安全以人为本^[7]、关切个人生命与尊严^[8]的“人类安全”观。因而，面对国际安全形势发生的巨大变化，全球经济风险、气候变化、环境污染、恐怖主义和网络战等问题为人类带来远超传统的非传统安全威胁，亟需世界各国共同应对。

2. 国际政治经济社会合作需求：地区主义和功能主义维度。

国际政治学地区主义和功能主义常被用于阐释与国际区域合作相联系的区域性国际公共产品问题。事实上，该理论同样阐释了与国际政治经济社会合作不同发展阶段所对应的国际公共产品需求。按照地区主义观点，缘起于世界各国因地理关系相互依存以及各国间政治、经济和自然资源禀赋差异，为实现更多的经济发展机会、更可靠的安全环境和共同繁荣，世界各国存在必要的互动和交往需求，进而国家间合作呈现逐步跃升的阶段性发展规律。最初，国家间合作可能仅因自然禀赋差异而引起且主要限于经济、社会等领域，其中，相通或相似的文化信仰和历史变迁轨迹能够促进形成认同意识，巩固和扩大国家间合作，这

也符合功能主义所倡导的国家间合作首选技术性的、争议较少的、不涉及国家主权的事务、部门和领域的观点，因而，国际经济合作是国际合作的主要内容，并形成以便利经济贸易往来为核心的国际公共产品需求。进而言之，为获取合作利益，“满足诸如交通、贸易、生产和福利等方面的基本功能需要”（David, 1996^[9]），国际合作催生市场开放与贸易秩序类、机制类、基础设施类（交通运输便利需求）、发展援助类和金融类公共产品，如表1。除基础设施类公共产品外，便利经济贸易往来的投资和贸易协定最为广泛。据WTO和联合国贸易发展会议（UNCTAD）统计，截至2021年10月7日和9月16日，生效的区域贸易协定数量为350个^[10]，双边投资条约（BIT）有效总数达到2270个^[11]。

表1 与国际合作相适应的国际公共产品需求及实例

国际合作内容	公共需求及公共产品		实例
国际经济合作	便利经济贸易往来需求	基础设施类	“一带一路”框架下中俄同江铁路大桥、昆曼公路等
		市场开放与贸易秩序类	欧洲自由贸易联盟、拉丁美洲自由贸易协会、世界贸易组织
		机制类	澜湄合作机制、金砖五国合作机制
	发展援助需求	1945年英国《殖民地发展与福利法案》援助1.2亿英镑	
安全治理	公共安全需求	北大西洋公约组织、朝核六方会谈机制、美日安保条约和美韩军事同盟、上海合作组织	
政治合作	国际政治安全需求	联合国、欧洲联盟、东南亚国家联盟、上海合作组织	
解决资金来源	公共产品融资需求	世界银行、亚洲基础设施投资银行	

（二）国际公共产品分类及供给方式

国际公共产品供给亟需明确受益分享和成本分担的安排、机制或制度（黄河，2015^[16]）。与国内公共产品相比，国际公共产品具有受益覆盖范围广阔性、作用对象超越主权国家的国际区域性乃至全球性以及供给主体差异等鲜明特点。因而，基于国际公共产品的不同维度特征探索适宜的国际公共产品供给机制就变得至关重要。

1. 基于非竞争性和非排他性确定融资安排。

如表2所示，基于成本-收益分析框架，依据受益的非排他性和消费上的非竞争性这两个“公共性”特征，国际公共产品供给的融资安排大体包括两类：纯国际公共产品适用霸权供给或主导国供给模式，而俱乐部产品、公共资源和联产品等准国际公共产品可采取准入机制。

2. 基于受益范围确定多元化供给主体机制。

从受益范围看，国际公共产品提高以主权国家为基本单元的各成员国的当代和未来世代持久福祉

在最初小规模国际经济合作的基础上，国家间合作向纵深阶段发展，并带来两方面重要影响。一方面，国际经济合作范围扩大到全球范围，并带来开放的国际贸易体系、稳定的国际金融体系、可靠的国际安全体系和有效的国际援助体系需求（罗伯特·吉尔平，1989^[12]）。另一方面，国家间非政治性合作向政治性合作过渡和提升。虽然国家主权观念导致国家间政治争执十分激烈、难以消弭，但非政治领域功能性合作日益增加使得有关各方得到合作利益后，会刺激合作领域和方式扩展，通过合作形成的新的共同利益将超越国家主权观念造成的政治分歧（Haas, 1958^[13]；Haas, 1964^[14]），并在形成社会、经济和组织内聚力的基础上最终组建超主权国家的合作机构（朱景鹏，2000^[15]）。

（寇铁军和胡望舒，2015^[17]），能够满足多个主权国家的公共需求，进而受益范围覆盖多个主权国家乃至全球。与全球性国际公共产品主要针对应对全球问题及人类面临的共同挑战相对，无论是依据地理划分（Stubbs和Underhill, 1994^[18]；Ferroni, 1999^[19]；Kaul等, 1999^{[1](95)}；Deulin和Estevadeordal, 2001^[20]），还是功能导向（David, 1996^[9]；Edward和Helen, 1999^[21]），区域性国际公共产品都与21世纪以来区域一体化和特定区域内国家间合作新趋势相适应，并主要集中于卫生、环境、安全、基础设施和金融稳定等领域（Cook和Sachs, 1999^[22]；Daniel和Sandler, 2002^[23]），两者的主要区别在于，公共产品利益是惠及特定区域内还是遍及全球。从公共产品固有的受益外溢属性看，全球化背景下，疫病、跨国犯罪、恐怖活动等国家内部问题外溢到世界范围，成本由外溢国承担，而基础设施和经济秩序等具有正外部性外溢效应的国际公共产品，国际消费者通常可以“搭便车”免费使用。多个主权国家供给受益外溢的公共产品带

来基于受益权衡的成本补偿难题，加剧国际公共产品供给难度。伴随国际间双边合作和多边协调的持续推进，国际公共产品供给实践探索中呈现多元供给主体特征。

表 2 基于国际公共产品属性的融资安排

类型	核心特征	可能的融资安排	
纯公共产品	完全满足受益的非排他性和消费上的非竞争性	理论上应由成员国按比例分担。实践中因“搭便车”和成员国隐藏偏好，通常基于能力支付原则由公共部门、超国家组织提供，或以霸权供给模式融资，或主导国承担较大比例。《联合国气候变化框架公约》就采取不同国家承担“共同但有区别的”责任模式	
公共资源	消费上具有竞争性但又不排他或难以排他 (Hardin, 1968 ^[24])	需依靠超国家组织和国际捐赠安排；消费的竞争性可能会激励更多的自发供给行为	准入机制使得成员国可以基于成本收益权衡确定是否加入，在一定程度上抑制“搭便车”，约束成员国按照“受益人支付”原则承担相应成本
俱乐部产品	虽消费上具有非竞争性但具有排他性的公共产品	准入制可排除未付费者消费，俱乐部成员支付费用的标准为：每个成员国承担的会费等于边际拥挤成本，使拥挤外部性内部化	
联产品	单个活动产生的两个或更多结果存在公共性差异 (Cornes 和 Sandler, 1984 ^[25] ；Sandler 和 Hartley, 2001 ^[26])，大部分利益是排他性的	受益国承担的费用随排他性收益增加而增加	

首先，主权国家是国际公共产品的主要供给主体。无论是处理全球性国际问题，还是处理区域性国际问题，主权国家都是国际政治经济舞台上无可取代的最主要行为者和全球治理最强管理者，继而能取代以领土政治和主权国家为轴心的国际政治框架和行为规范亦不存在 (席艳乐和李新, 2011^[27])。就此而言，未来相当长时期内，主权国家都将是国际公共产品的主要供给主体。但考虑到各主权国家都试图逃避国际公共产品供给责任、削减其国际公共产品资金投入，这使得国际公共产品供给缺乏刚性资金筹集机制，影响国际公共产品有效供给。为此，国际公共产品供给参与成员国需要就国际公共产品具体内容、筹资和运行机制进行谈判、协商和合作。

其次，政府间国际组织。在日益活跃的非国家行为体已然成为国际关系体系中重要参与主体的历史发展趋势下，制度化和常设性的政府间国际组织可以成为国际公共产品供给的重要力量。通过直接参与或以对话方式间接参与，政府间国际组织可以与主权国家互动互补，就关乎和平与发展、经济与政治、环境与社会、安全与稳定等系列全球和区域性公共问题，承担国际公共产品供给主体责任，疏解主权国家作为国际公共产品主要供给主体的压力。其中，国际刑事警察组织、世界卫生组织和世界贸易组织等都比较典型而具有代表性。

再次，为弥补国际公共产品供给资金缺口，除设置按照市场机制运行的基金组织 (如丝路基金)、接受部分国际组织机构投资外，实践中还存在引入私有资本拓展资金来源的全球公私伙伴关系 (Global

Public Private Partnership) 供给模式。通过发挥各参与方融合资源以及风险和收益分担的比较优势，全球公私伙伴关系可以回应与全球化相联系的不同政策领域挑战并发挥重要作用。

三、国际公共产品供给机制嬗变的历史纵览及鲜明特征

国际公共产品供给不足和分配不均，会挑战国际秩序安排。面对国际秩序嬗变，破解国际公共产品供给不足和分配不均的制度安排，不仅驱动国际公共产品供给理论研究和政策实践，而且可以揭示国际政治经济力量结构演变以及国际政治经济秩序调整和变迁逻辑 (杨鲁慧, 2013^[28])。以服务于建立国际政治秩序、促进经济和贸易交往为统领，重点关注海外殖民时期、英美霸权交替和美苏争霸时期以及 20 世纪 80 年代以来“一超多强”时期，本部分从历史角度纵览国际公共产品供给的具体内容及演进规律。

(一) 国际公共产品供给的历史演进

1. 海外殖民时期以便利经济贸易往来为核心的基础设施供给。

两次工业革命加持之下，伴随欧洲国家经济实力大幅跃升和不断开辟新市场进程，欧洲国家不断在非洲大陆和亚洲地区对外扩张殖民地范围，并于 1914 年称霸世界顶峰。贯穿整个殖民掠夺时期，以英国为代表的欧洲国家的影响力不仅局限于扩大殖民地，而且以快速、低成本的获取资源为目的，实施技术、资本输出，提供国际公共产品，促进国际经济和贸易交往。

首先,国际金融方面,凭借英镑成为当时的国际货币、伦敦取得世界金融中心地位优势,以英镑和黄金的自由兑换为核心,英国推动建立以国际金本位制为基础的早期国际货币体系。这在保证外汇市场和世界市场相对稳定的同时,也便利了各国对外贸易。基于强大的经济实力和英镑的国际货币地位,英国实施大规模海外投资获取回报,这导致世界各国国际收支逆差(裴毅菲,2013^[29])。

其次,欧洲各国通过贷款和技术支持促进全球基础设施互联互通。为提高从印度获取廉价黄麻、小麦、棉花等原材料的运输速度、降低运输成本,英国在印度修建的铁路由1870年的4 000英里增长到1939年的41 000英里;同时,开凿苏伊士运河,将伦敦和卡拉奇之间行驶距离由10 800英里缩短到6 100英里。根据截至1914年的数据统计,除全球陆地架设电报和电话线路网,欧洲各国在海底铺设516 000多公里电缆。分别于1869年和1914年开凿的苏伊士运河和巴拿马运河,将西欧与印度以及纽约与旧金山航程分别缩短4 000英里和8 000英里。从铁路建设来看,继美国和加拿大分别于1869年和1885年铺设第一条铁路后,横贯西伯利亚以及柏林—巴格达和好望角—开罗的铁路分别于1905和1914年铺设完工。虽交通运输等基础设施得到初步发展,但如马克思所指出,英国在印度负有破坏和建设的“双重使命”。为使印度做好原材料供给者角色,英国采取阻挠印度纺织业等制造业发展措施。这使得通过原材料交易获得初始资本的印度停滞于过时的国民经济结构性。印度经济历史学家称之为“流产的现代化”。同样地,为便利运输非洲矿物和农产品,如金刚石、黄金、铜、棕榈油、橡胶和象牙,在非洲也铺设了大量铁路。

总体而言,1860—1913年以及1851—1931年间,世界工业总产量和世界贸易额至少分别增加6倍和12倍。与此形成鲜明对比的是,欧洲宗主国与殖民地或半殖民地地区人均收入差距由1800年的约3:1扩大到1914年的7:1。这说明欧洲各霸权国是通过全球互联互通扩大贸易往来的主要受益国(斯塔夫里阿诺斯,2006^[30])。

2. 英美霸权交替时期的国际公共产品供给:以世界政治经济秩序为主要内容。

20世纪世界强国相对实力结构发生变化,其中,

以美国取代英国霸主地位以及美国在苏美争霸中获胜影响最大。伴随国际合作交往逐步深入,美国主导以世界政治经济秩序为主要内容的国际公共产品供给。

英国失去昔日霸主地位与以下因素关联密切。一是经济实力因第一次世界大战期间失去海外投资四分之一而受损。二是无力在应对20世纪30年代世界经济大萧条后国际经济秩序“失序”中发挥领导作用。1929年爆发金融危机后,为实现国际收支平衡,世界各国都采取贸易保护手段。英国于1932年通过《保护关税法》采取加征关税措施,背弃自由贸易倡导者角色和责任。三是只顾及自身利益,采取放任德国扩张的绥靖政策,放弃本该承担的区域安全倡导者和维护者职责,最终导致第二次世界大战全面爆发。与之相对,第二次世界大战期间,服务于获取资源并巩固其霸权地位,英国政府将针对殖民地和自治领的传统自给自足政策转变为大规模援助。1940年丘吉尔政府通过《殖民地发展与福利法案》,确定为期10年每年提供500万英镑的援助。1945年将援助金额扩大到1.2亿英镑,不仅增加通过委托公共发展公司方式援助殖民地住房、医疗、教育和经济发展的针对性要求,而且明确规定援助不适用于无可开发资源地区。显然,据此法案,无资源殖民地得不到任何资助。

事实上,20世纪30年代经济大萧条导致的世界经济失序,对应的是世界经济秩序的强烈需求,也即基于一定的实力结构而形成相对稳定的国际行为规则体系(徐秀军,2015^[31])。Kindleberger(1973,1981)^{[32][33]}指出,国际经济体系的稳定运转需要某个国家来承担“公共成本”。遗憾的是,在英国放弃承担维持国际秩序成本的同时,作为新兴力量崛起的美国,不仅未卷入第一次世界大战,反而通过提供战时军需实力大增,但欠缺意愿和能力承担恢复世界经济秩序责任(Gilpin,1981^[34]),并在1931年至1932年对于部分工业品和农产品征收10%~100%进口税^①。国际层面“稳定器”角色的领导者缺失,不仅使得1933年召开的拟主要解决稳定货币、关税、兴建国际公共工程以及战争债务等问题的世界经济会议未达成共识,而且直接导致20世纪20年代末至二战结束期间,提供开放市场、设立经济体系行为准则的国际公共产品“断供”,无法实现扭转经济危机和

① 1932年罗斯福竞选总统时曾指出,关税是加剧危机的重要原因,并谴责美国没有采取债权国应有的行动(高德步,2005^[35])。

维护国际经济体系秩序稳定的公共需要。因考虑到国际经济失序、国家间关系恶化亦损害美国自身利益,美国被迫考虑承担国际公共产品供给责任。以1934年《互惠贸易协定法》、1936年《三国货币协定》和1941年《租借法案》分别通过为代表的区域性公共产品安排,就是美国稳定世界秩序的有益尝试和努力。

第二次世界大战结束后,美国 and 苏联两大超级大国为实现霸权凭借各自政治、经济、军事和科技优势,都积极投身于建立国际秩序的公共产品提供进程。在政治领域,为维持国际和平与安全,美国 and 苏联等世界大国联合主导建立联合国组织,旨在主要通过国际合作与大国协调方式处理解决国际政治领域公共问题。从国际安全体系看,美国 and 苏联分别于1949年和1955年主导成立北大西洋公约组织和华沙条约组织,向各自成员国提供国际公共产品,发挥国际关系“稳定器”作用,世界亦分化为两大阵营。贯穿整个冷战时期,对核技术特别是核武器的追求曾经令包括两个超级大国在内的整个国际体系高度紧张。冷战结束后建立的地区防御体系和国际安全机制,如“部分禁止核试验条约”“不扩散的核武器条约”和“禁止生物武器公约”,则旨在为全球性安全和地区性稳定提供机制保障。

从经济秩序来看,以强大的综合国力为依托,伴随1943年推出“怀特计划”和1944年主导建立布雷顿森林体系,美国替代英国确立新的全球霸主地位。在此基础上,以贸易与投资自由化、资本自由化和外汇自由化为核心,美国政府以主导者姿态参与国际经济秩序重塑,建立世界银行、国际货币基金组织及关税与贸易总协定。20世纪50—60年代,美国经济增长迎来“黄金时代”,成为综合国力最强大的资本主义国家。这为美国主导的国际公共产品供给霸权模式提供强大的财力保障。

3. “一超多强”时期以区域性国际公共产品供给探索为主基调。

冷战结束后,由于苏联解体,美国成为世界唯一的超级大国。世界政治经济呈现“一超多强”格局。从国际公共产品供给影响看,一方面,原只限于向西方阵营提供的国际金融体系、国际贸易体系等公共产品的消费群体规模日益扩大,拓展为全球性国际公共产品。另一方面,为应对国际公共产品供给不足,集中于促进经济贸易交往并建立区别于霸权稳定格局下

的经济秩序,世界各国尝试采取区域合作方式供给区域性国际公共产品。这使得国际公共产品供给在此前的霸权国主导供给模式基础之上增加了区域性国际公共产品供给作为重要补充(Lawrence, 1996^[36])。

(1) 典型的三个区域性国际公共产品。

实践中典型而卓有成效的由域内国家联合供给区域性国际公共产品主要有欧洲、北美和东亚三种模式。

其一是嵌套在美国全球公共产品霸权供给模式内的北美自由贸易区供给模式。出于区域市场和全球经济战略利益需求,美国在美洲区域推动并主导签订《北美自由贸易协定》,为北美地区提供公共产品。

其二是以欧盟为代表的轴心国家主导供给模式。法国、德国从20世纪50年代起在经济和政治利益驱使下开始探索欧洲区域合作,并在冷战结束后加速推进。从煤钢联营到西欧经济共同体,从欧洲共同体再到欧洲联盟,历时半个多世纪,欧盟发展成横跨东西欧自成体系、自我发展的合作机制和制度,实现欧洲地区贸易、金融等经济领域到外交、安全等政治领域的公共产品全覆盖。遗憾的是,21世纪以来,欧盟财政和货币政策应对危机乏力,欧盟南北国家经济差距拉大、北方国家对于金融支持南方国家的谨慎乃至联合抵制、民众排斥南方国家向北方国家人口迁移及政治上出于选票考虑迎合民众意愿,都使得欧盟的政治经济联盟前途暗淡。^[37]

其三是最早源起20世纪60年代东南亚国家联盟的东盟及“10+3”为代表的小国联盟供给模式。在20世纪80年代成立太平洋经济合作理事会(PECC)和亚太经合组织(APEC)的基础上,为应对国际货币基金组织低效维护国际金融秩序乃至附加苛刻条件提供金融援助,东盟加中日韩合作机制立足于加强区域货币和金融合作:2000年达成《清迈协议》,建立和完善区域货币互换机制。既没有一个主导大国提供国际公共产品,也没有诸如欧盟这样的成熟一体化组织,东亚区域合作供给国际公共产品呈现碎片化特征。

(2) 区域性国际公共产品的比较优势。

不同于援助供给或者霸权供给模式,区域性国际公共产品的比较优势表现在两方面。其一,由于涵盖范围和参与国成员数量较小,区域对话与合作机制效率较高、成本较低,进而可以基于区域内各国公共需求,提供更符合本地区需求的公共产品,维护地区和

平与繁荣。其二，由于存在地缘政治和地缘经济联系，各参与国利益和偏好相对更容易达成一致，成本收益更加清晰，便于遵循“受益人支付”原则建立成本合理分摊、利益共同分享机制。这在有效克服全球性公共产品供给不足的同时，既能有效规避“搭便车”现象，又可以防止大国“私物化”倾向（樊勇明，2010^[38]）。

（二）国际公共产品供给的困境

1. 国际公共产品霸权供给模式的实质是为维护和实现霸权国利益服务。

缺少世界性政府的国际社会，难以建立强制性约束各国隐藏偏好以及按责任义务承担国际公共产品成本份额的制度安排。在此情况下，霸权国家提供国际公共产品满足既有能力又有意愿条件。从历史视角来看，总体而言，过去的两个世纪里，凭借“自由主义优势”，英国和美国先后主导和建立自由主义国际秩序（Ikenberry，2011^[39]）。新自由主义的相互依存论与新现实主义中的霸权稳定论相结合，是揭示国际关系中国家间经济差异向国际政治权力转化的重要理论工具。霸权是国际体系中的控制权，即国际规则的制定权和修改权（罗伯特·基欧汉，2006^[40]），国际秩序则是为治理国际活动的关键行为体设立的一系列规则、基准及制度规范（Brands，2016^[41]；Ikenberry，2018^[42]）。综合实力强大的国家通常通过供给国际公共产品承担国际责任，由此获得国际社会对其地位的认可（Clark，2009^[43]）。以第二次世界大战前后为分界点，英国和美国分别主导的霸权供给模式，是国际公共产品的最主要供给方式。通过设计并提供国际公共产品所建立的自由主义国际经济秩序下，英国和美国交替获得国际影响力，使自身与国际公共产品供给之间产生权力关联。进而言之，英国和美国主导建立的国际经济秩序从建立之初便带有“结构性权力”色彩，为维护和实现霸权国利益服务（黄河和王润琦，2021^[44]）。从历史发展脉络看，在国际公共产品霸权供给模式下，国际公共产品供给在满足国际公共需要的同时，通常带有明显的政治经济意图。无论直接投资修建基础设施，如欧洲列强在殖民地修建铁路，还是金融援助，如马歇尔计划，抑或建立国际政治经济秩序，都将国际公共产品变成攫取自身国际战略利益的工具。

更进一步考察第二次世界大战以来的国际公共产品供给发现，美国主导设计和提供的一系列国际公共

产品虽对国际经济恢复和政治稳定起到举足轻重作用，但同时也是被“私物化”为美国谋取政治利益和权力的产物。作为经济全球化的重要载体，世界贸易组织、国际货币基金组织与世界银行自成立之初就作为美国运用权力产生更有利于其获取利益的载体而存在（李巍，2016^[45]）。美国私物化国际公共产品突出表现在，主导国际金融体系和国际贸易体系组织运行与决策机制，控制规则主导权和制定权，逐渐侵蚀国际经济秩序稳定性。这可从美国主导的国际金融体系和国际贸易体系的核心设计者和管理者角度得到印证。比如，作为布雷顿森林体系投票配额分配计划重要参与者，Mikesell（1994）^[46]承认，布雷顿森林体系“决策程序的政治性要高于其科学性。”从国际货币基金组织决策过程的主导权看，美国在涉及提升份额、分配特别提款权和接收新成员等重大事项拥有一票否决权，中国投票权提升方案在经历长达5年后才由美国国会批准。进而，受美国为首的西方国家压力和偏好影响，面对国际金融体系改革呼吁，亦呈现出工业化国家政府支持改革则得以实施而发展中国家呼吁改革则难以成行的不对称反应局面（Jones，2003^[47]）。美国“私物化”国际公共产品行为，加剧国际公共产品供给不足和分配不均困境，引发发展中国家对现存国际公共秩序的广泛质疑。

2. 国际实力结构相对变化催生国际公共产品供给格局调整。

进入21世纪以来，美国财政赤字、军事过度扩张并叠加2008年金融危机冲击，综合国力不复当年。与此同时，以中国、印度、巴西为代表的新兴国际力量不断崛起，世界政治经济力量格局发生变化。世界权力中心分化扩散，国际秩序进入深度调整和变化时期，进而引发国际公共产品供给格局发生两方面大的变化。

首先，美国霸权衰落后支付能力降低（Joffe，2009^[48]），美国在提供公共产品供给、稳定市场、促进合作等功能性服务方面的核心作用下降（Ikenberry，2009^[49]）。在服务于美国维护霸权的国际公共产品无法再充分维护其既得利益的情况下，美国毫不犹豫地“断供”国际公共产品，试图亲手打破现行国际政治经济秩序。尤其是特朗普执政期间，奉行“美国优先”战略，美国随意退出涉及外交、国际安全、环境、卫生等多个领域的一系列全球合作组织，多次中

断承担国际义务^①。美国不仅是最大的联合国会费拖欠国^②，而且，特朗普任美国总统期间，美国主导的多边体制和多边谈判受阻后，美国迅速转向贸易保护主义，如国际货币基金组织世界贸易增长统计数据所证实。

其次，新兴国家在经济全球化发展进程中不断扩大话语权，承担更多国际责任和义务，积极探索符合自身利益的国际公共产品供给模式。对应地，国际公共产品供给从以美国和西方发达国家为主导，转向更多地依靠发展中国家的积极参与；经济全球化的主要载体也由全球性国际经济组织转向区域性多边合作机制，重点通过转向区域间经济合作以弥补国际公共产品供给不足（佟家栋等，2020^[50]）。

四、中国参与国际公共产品供给模式创新选择

全球公共产品霸权供给模式日渐式微的背景下，亟需更多的新兴力量参与国际公共产品供给模式创新。作为一个具有全球影响的、负责任的发展中国家和区域性大国，中国应该而且有能力积极参与国际公共产品有效供给。近年来，中国发起一系列以发展中国家为主体的国际组织及合作机制，卓有成效地促进实现多边机制在发展中国家的网络化全覆盖（乐玉成，2017^[51]）。中国正以国际公共产品供给者的实际行动向世界彰显，针对中国的所谓“金德尔伯格陷阱”批判^③是错误的。相反，中国以创新国际公共产品供给机制方式参与全球治理，维护与发展中国家特别是周边国家的“命运共同体”理念，向世界提供越来越多的优质公共产品。为适应国际格局的急剧变化，中国应积极倡导全球治理理念，创新性地构建中国参与国际公共产品供给模式，以区域性国际公共产品供给为载体，确定提供国际公共产品的领域、区域和类型，参与全球治理规则和制度改革，以国际经济秩序为突破口参与国际秩序构建，并建立相应机制和组织框架。

（一）将创新国际公共产品供给模式纳入新时期中国特色外交战略

在习近平新时代中国特色社会主义思想指导下，党的十九大开启新时代中国特色大国外交战略思维和谋划的新征程（杨洁勉，2018^[54]）。2021年9月21日习近平在第七十六届联合国大会一般性辩论上指出，“中国始终是世界和平的建设者、全球发展的贡献者、国际秩序的维护者、公共产品的提供者，将继续以中国的新发展为世界提供新机遇。”^[55]。服务于外交战略，中国应基于真正的多边国际机制建设性地参与国际公共产品供给，加强全球减贫、粮食安全、发展筹资等领域的合作，维护国家利益、促进世界和平。

首先，从定位来看，中国应适度调整在世界政治力量角逐中长期恪守的“不当头”战略^[56]，在国际公共产品供给中承担更大的义务和责任，从更多地在小型倡议、次领域安排、局部创新（王逸舟，2008^[57]），转向拓展国际公共产品供给内容，使供给对象由重点关注邻近国家扩展到在更大范围内响应国际关切。其次，在推进新型国际关系建设方面，要秉持共商共建共享的全球治理观，发挥中国负责任大国作用，坚持发展中国家在联合国与世界舞台发挥重要作用（杨洁勉，2018^[54]（6-7））。再次，适应中国外交实践中的新发展、新趋势、新动向，从技术层面完善中国特色国际关系理论的学术语言和学术规范，增强西方学术界对中国的理解和认同，积极营造平等互利的合作环境和客观友善的舆论环境。

（二）积极参与国际秩序和国际体系规则制定

构建国际秩序过程中，基于自身理念和经济利益，各国关于国际公共产品设计、创造和供给经过协商形成国际行为规则。考虑到现行发达国家主导的国际政治经济秩序对于发展中国家经济利益诉求极不公平^[58]，推动变革全球治理体制中不公平不合理的安

① 2017年1月23日美国宣布退出跨太平洋伙伴关系协定（TPP）、2018年5月8日宣布退出《伊朗核问题协议》；2018年12月31日退出联合国教科文组织、2017年12月3日宣布退出《全球性难民和移民协议》、2019年8月2日宣布退出《美苏消除两国中程导弹条约》；2017年6月1日宣布退出《巴黎协定》，2021年1月20日美国总统拜登宣布将重新加入，并于2021年2月19日正式重返《巴黎协定》；2020年7月6日美国通知联合国秘书长退出世界卫生组织，并于2021年7月6日正式生效，2021年1月20日拜登在就任总统的第一天签署行政命令重新加入。

② 联合国网站数据显示，截至2021年10月中旬，联合国还有约三分之一共35.16亿美元的会费和摊款没收齐，仅美国就占欠款总额的三分之二共22.5亿美元。

③ 2017年美政治学家约瑟夫·奈在欧洲新闻网发文提出“金德尔伯格陷阱”（Nye，2017^[52]），其核心观点是：中国崛起以后的动向可能不是“示强”而是“示弱”。在这个危机四伏的世界，中国不会承担起美国以往担负着的“稳定者”责任。进而，从美国视角提出，希望把崛起的中国排斥在作为全球公共产品供给者选项之外，并抨击中国在全球公共产品供给过程只是纯粹的免费搭车者（蔡昉，2017^[53]）。

排,中国应在为国际秩序和国际体系定规则、定方向方面发挥重要作用。

首先,基于“一带一路”倡议、亚洲投资发展银行、金砖国家、亚太经合组织、二十国集团等多边机制经济治理平台建设基本盘,引领发展中国家进行国际经济新秩序变革。为此,中国应主导开创区域经济秩序新局面。一方面,推动落实《区域全面经济伙伴关系协定》(RECP)、《中欧投资协定》(BIT),保持对《全面与进步跨太平洋伙伴关系协定》(CPT-PP)谈判的开放态度,掌握区域经济合作规则变革主动权。另一方面,在凝聚区域共同发展和繁荣需求,良性匹配经济秩序供需差异的基础上(黄河,2015^{[16](138-155)}),通过主导重塑区域经济秩序增加未来国际经济秩序变革的中国份量,倒逼全球机构调整治理规则,逐步破除有关发达国家对中国在贸易规则制定领域的“规锁”(任琳和彭博,2020^[59]),将中国所秉持的“人类命运共同体”理念注入国际经济新秩序格局构建。其次,具有绝对经济、政治优势并足以替代美国充当国际秩序引领者的新兴国家尚不存在。应对未来国际经济秩序嬗变,必须直面与美国、欧盟等大国合作问题。因此,充分利用自身经济大国优势,把积极斡旋世界主要大国关系作为构建未来全球经济秩序的关键。中国应在国际层面对话平台中加强与发展中国家的合作与交流,改善现有国际经济秩序以“双重标准”区别对待发展中国家和发达国家状况,就推动各方在国际经济秩序改革的关键领域达成共识贡献“中国式”解决方案。再次,基于密切关注国际经贸规则最新发展,提高中国投资和贸易自由化等规则供给能力。针对投资贸易等领域构建争议预防、调解、仲裁和诉讼有机结合的制度体系(石静霞,2021^[60])。

(三) 基于公共利益需求凝聚国际公共产品供给共识

奉行“开明的自私自利”的工具理性,基于本国外交战略、国家意志和综合国力,各参与国将权衡国际公共产品供给的成本和收益,以此作为影响国际公共产品供给意愿的核心考量因素。以国际公共产品霸权供给机制为例,从霸权国角度来看,只有霸权国认为其收益超过相应成本时,才会有动力提供国际公共产品,保持其稳定国际经济秩序的意愿(Pastor,2002^[61])。对于其他国家而言,之所以接受美国倡导的“自由主义”国际秩序,就是因为它曾经为各国

带来可观的经济、政治和安全利益收益,并在国家间互动中具有可预测性(Lissner,2018^[62])。在成本与收益失衡的情况下,出于自身利益考虑,霸权国便会放弃或降低国际公共产品供给意愿,削减支出或中断国际公共产品供给,而其他国家积极性亦将大大降低。因而,应高度重视国际公共产品供给过程中各参与国基于成本和收益权衡采取策略性行为 and 制度安排(Buchholz和Sandler,2021^[63]),在加强公共需求分析妥善解决国家间巨大偏好差异的基础上,着力建立成本分担和收益共享机制。

此外,应尊重多元化国际背景下发达国家、发展中国家具有不同利益诉求的现实,清晰把握产品需求偏好表露、国际公共产品均衡或失衡状态及可能走向,中国应凝聚和拓展与有关合作方的共同利益及国际公共产品需求,汇聚各相关参与国家、政府间国际组织、团体及企业等,就供给模式、资金来源进行集体协商、共同决策及联合行动,决定公共产品的生产、分配、消费等问题,并建立起稳定的规则和机制。

(四) 通过分享区域性公共产品正外部性实现共同发展和繁荣

作为中国主导发起、积极参与全球治理的有益尝试,“一带一路”倡议框架构建的这种跨国界、跨区域、跨领域的公共产品提供模式,奉行平等互利互惠的合作原则,充分考虑到沿线新兴市场国家和发展中国家发展、治理与安全领域的公共产品需求诉求,摒弃超国家权威与霸权国供给导向,不存在所谓的主导国家和附属国家区分,中国不拥有特殊权利,有效规避“排他性”和“私物化”。相反,中国愿意基于强大的供给能力供给国际公共产品,欢迎各国、跨国公司、国际组织甚至非政府组织都能参与到具体合作中来^[64],欢迎各发展中国家的搭便车行为。首先,应考虑建立以多边合作机制为核心的区域性公共产品提供体系,推广“一带一路”倡议这种以中国为发起方的“1+N”召集人模式(曾向红,2016^[65]),汇聚国际发展、治理和安全共识,从供给主体、供给决策、成本承担等方面,创新区域性公共产品供给模式,形成以中国为中心节点的合作体系网(黄河和杨海燕,2017^[66])。其次,基于“扩散性互惠”理念推进与发展中国家的深层次经济合作。与“特定型互惠”(specific reciprocity)侧重即时性利益交换、价值对等形成鲜明对比,“扩散性互惠”(diffuse rec-

iprocity) 关注较长时期内的总体利益均衡,并不刻意追求及时的利益对等(Keohane, 1996^[67])。就以经贸往来、直接投资为主要内容的区域性国际公共产品供给而言,“扩散性互惠”的经济合作理念有助于维持与发展中国家经济合作的可持续性,实现多领域利益均衡。继续秉持“扩散性互惠”理念,中国可以在重塑世界经济合作体系规则过程中,拓展出具有中国特色的国际经济合作范式和规范,促使国际经济秩序朝向更加公平的方向演变。再次,推广“一带一路”倡议框架下法、英、日、德等国与中国共同参与推进在第三方市场合作模式,发挥日益密切的贸易往来以及产业内和产业间互补优势,探索中国与世界大国间经济合作以及合作供给国际公共产品模式。

(五) 创新国际公共产品融资机制安排

国际公共产品供给须以完善的融资机制为保障(Gilpin, 2005^[68])。与满足基础设施投资需求、全球发展融资需求以及安全、环保、金融稳定、疾病防治等区域性公共产品需求等巨大的国际公共产品需求相比,现行国际公共产品融资机制仍明显不足。首先,主权国家层面,Kaul等(2003)^[69]粗略比较发现,世界各国的国际公共产品供给支出只占国内公共产品供给支出的1/400~1/200。其次,被纳入南北合作的援助体系之下,旨在消除贫困和促进发展,官方发展援助(ODA)是国际公共产品供给的重要领域(World Bank, 1997^[70]; Kaul等, 1999^[1])。根据经济合作与发展组织数据,1961—2020年间,尽管官方发展援助总额由400亿美元提升到1600亿美元左右,但从官方发展援助总额占国民收入总值(GNI)

比重这一相对指标看,继从1961年的最大值0.54%下降到20世纪70—80年代维持平均约0.32%后,20世纪90年代连续下降并于2001年达最小值0.21%,2005年以来基本稳定在0.3%水平^①,远低于联合国0.7%的预期目标。除资金有限外,官方发展援助亦存在制约援助效果的突出问题:不符合受援国和地区实际;基于政治考虑设置强制性条件和谋取软性福利(Morgenthau, 1962^[71]);资金管理和使用效率较低。再次,全球或区域性多边开发银行通常存在环境、人权、教育等议题偏向,进而导致国际公共产品供给资金投向限制(Nakhoda, 2011^[72])。值得关注的是,诸如1997年亚洲金融危机和2008年经济危机等外部冲击之下,上述渠道的资金供给都呈现萎缩之势。为扩大融资渠道与融资数量进而建立稳定而有效的国际公共产品供给融资机制,中国应在增加国际公共产品融资方式创新上发挥重要作用。

创新国际公共产品融资机制安排,首先,针对中国参与并主导构建的各类金融机构,深化风险管理工作,加强资金使用效益评估,提高资金使用效率;其次,伴随着国际生活的参与行为体多元化,各种国际组织开始向非政府组织开放。根据《联合国宪章》第71条以及联合国经社理事会通过的第1296(XIIV)号决议及其附件,某些非政府组织被赋予咨商地位和观察员身份。非国家行为体的国际合法性来源便利了市场化融资方式。因而,为吸引私人和社会资本参与国际公共产品供给,应尊重社会资本趋利性,基于市场机制原则,通过建立公共示范工程、降低社会资本面临的风险以及有效的监管措施,建立并维护公共部门-私人部门合作关系。

参考文献

- [1] Kaul I, Grunberg I, Stern M. Global Public Goods: International Cooperation in the 21st Century [M]. New York: Oxford University Press, 1999: 95.
- [2] 张宇燕,李增刚. 国际政治经济学 [M]. 上海人民出版社, 2008: 196.
- [3] 樊勇明,钱亚平,饶云燕. 区域国际公共产品与东亚合作 [M]. 上海人民出版社, 2014: 3.
- [4] 田旭,徐秀军. 全球公共产品赤字及中国应对实践 [J]. 世界经济与政治, 2021 (9): 136-140.
- [5] Ullman R. Security Europe [M]. Princeton, N. J.: Princeton University Press, 1991: 23-27.
- [6] 张春. 当前全球安全需求的增生与变异 [J]. 国际论坛, 2011 (6): 17-20.
- [7] United Nations Development Programme. Human Development Report, 1994 [R]. New York: Oxford University Press, 1994: 22-24.
- [8] United Nations Development Programme. National Human Development Report, 2001 [R]. New York: Oxford University Press, 2001: 15.

① 资料来源:根据经济合作与发展组织官方网站数据计算。尽管2018年后官方发展援助统计度量由流量基础法改为赠款等值法,但相对指标并未发生明显变化。网址 <https://data.oecd.org/oda/net-oda.htm#indicator-chart>, 访问截止时间:2022-04-15。

- [9] David M. A Working Peace System [M]. Chicago: Quadrangle Books (First ed. 1946), 1966: 84.
- [10] WTO. Regional Trade Agreements Database [EB/OL]. (2021-10-01)[2021-10-07]. <http://rtais.wto.org/UI/PublicMaintainRTAHome.aspx>.
- [11] UNCTAD. Investment Policy Hub [EB/OL]. (2021-09-16)[2021-09-16]. <https://investmentpolicy.unctad.org/international-investment-agreements>.
- [12] 罗伯特·吉尔平. 国际关系政治经济学 [M]. 杨宇光, 等译. 北京: 经济科学出版社, 1989: 90.
- [13] Haas E B. The Uniting of Europe: Political, Social and Economic Forces, 1950-1957 [M]. Stanford: Stanford University Press, 1958: 311.
- [14] Haas E B. Beyond the Nation State [M]. Stanford: Stanford University Press, 1964: 49-50.
- [15] 朱景鹏. 区域主义理论基础与相关学说 [J]. 国际政治研究, 2000 (1): 52-57.
- [16] 黄河. 公共产品视角下的“一带一路” [J]. 世界经济与政治, 2015 (6): 141-142.
- [17] 寇铁军, 胡望舒. 国际公共产品供给: 基于财政学视角 [J]. 东北财经大学学报, 2015 (3): 12.
- [18] Stubbs R, Underhill G. Political Economy and the Changing Global Order [J]. London: Macmillan, 1994: 70-71.
- [19] Ferroni M. Reforming Foreign Aid: The Role of International Public Goods. [EB/OL]. (2000-10-13)[2022-08-06]. <https://documents.worldbank.org/en/publication/documents-reports/documentdetail/120591468782158305/reforming-foreign-aid-the-role-of-international-public-goods>.
- [20] Devlin R, Esteveordal A. What's New in the New Regionalism in the Americas? [Z]. Inter-American Development Bank Integration and Regional Programs Department Working Paper, 2001: 6.
- [21] Edward D M, Helen V M. The New Wave of Regionalism [J]. International Organization, 1999, 53 (3): 591.
- [22] Cook L D, Sachs J. Regional Public Goods in International Assistance [M] // Kaul I. Global Public Goods: International Cooperation in the 21st Century. Oxford University Press, 1999: 436-450.
- [23] Daniel G A, Sandler T. Regional Public Goods: Typologies, Provision, Financing and Development Assistance, Expert Group on Development Issues [Z]. Swedish Ministry for Foreign Affairs Working Paper, 2002.
- [24] Hardin G. The Tragedy of the Commons [J]. Science, 1968: 1243-1248.
- [25] Comes R, Sandler T. Easy Riders, Joint Production, and Public Goods [J]. Economic Journal, 1984, 94: 580-598.
- [26] Sandler T, Hartley K. Economics of Alliances: The Lessons for Collective Action [J]. Journal of Economic Literature, 2001: 869-896.
- [27] 席艳乐, 李新. 国际公共产品供给的政治经济学——兼论中国参与国际公共产品供给的战略选择 [J]. 宏观经济研究, 2011 (10): 67-72.
- [28] 杨鲁慧. 中国崛起背景下的中美新型大国关系 [J]. 山东大学学报 (哲学社会科学版), 2013 (6): 2.
- [29] 裴毅菲. 英国金融霸权问题研究 1816—1914 [D]. 保定: 河北大学, 2013: 21-29.
- [30] 斯塔夫里阿诺斯. 全球通史—从史前史到 21 世纪 [M]. 吴象婴, 等译. 北京大学出版社, 2006: 631.
- [31] 徐秀军. 金融危机后的世界经济秩序: 实力结构、规则体系与治理理念 [J]. 国际政治研究, 2015 (5): 83-85.
- [32] Kindleberger C P. The World in Depression 1929-1939 [M]. The Penguin Press, 1973: 305.
- [33] Kindleberger C P. Dominance and Leadership in the International Economy: Exploitation, Public Goods and Free Rides [J]. International Studies Quarterly, 1981, 25 (2): 242-254.
- [34] Gilpin R. War and Change in World Politics [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1981: 234.
- [35] 高德步. 世界经济通史 [M]. 北京: 高等教育出版社, 2005: 39.
- [36] Lawrence R Z. Regionalism, Multilateralism and Deeper Integration [M]. Washington: D. C. : Brookings Institution, 1996: 8.
- [37] 阿绍卡·莫迪. 欧洲悲剧: 欧元如何一步步将欧洲推入深渊 [M]. 王剑鹰, 译. 沈阳: 辽宁人民出版社, 2021: 427-432.
- [38] 樊勇明. 从国际公共产品到区域性公共产品——区域合作理论的新增长点 [J]. 世界经济与政治, 2010 (1): 147.
- [39] Ikenberry G J. Liberal Leviathan: The Origins, Crisis and Transformation of the American World Order [M]. Princeton: Princeton University Press, 2011: 1.
- [40] 罗伯特·基欧汉. 霸权之后: 世界政治经济中的合作与纷争 [M]. 苏长和, 等译. 上海: 世纪出版集团, 2006: 138.
- [41] Brands H. American Grand Strategy and the Liberal Order: Continuity, Change and Options for the Future [R]. Rand Cooperation Report, 2016: 2.
- [42] Ikenberry G J. After Victory: Institutions, Strategic Restraint and the Rebuilding of Order after Major Wars, Prinding of Order after Major Wars [M]. Princeton : Princeton University Press, 2019: 23.
- [43] Clark I. Bringing Hegemony Back in: The United States and International Order [J]. International Affairs, 2009: 24.
- [44] 黄河, 王润琦. 公共产品与国际经济秩序: 起源、当前挑战与重塑 [J]. 太平洋学报, 2021 (5): 72-73.
- [45] 李巍. 国际秩序转型与现实制度主义理论的生成 [J]. 外交评论, 2016 (1): 31-59.
- [46] Mikesell R F. The Bretton Woods Debates: A Memoir, International Finance, Essays in International Finance [M]. No. 192, International Finance Section, Department of Economics, Princeton University, 1994: 35-36.
- [47] Jones S G. International Financial Stability and Market Efficiency as a Global Public Good [M]//Inge Kaul, et al. Providing Global Public Goods; Managing Globalization. Oxford University Press, 2003: 435-455.
- [48] Joffe J. The Default Power: The False Prophecy of America's Decline [J]. Foreign Affairs, 2009, 88 (5): 21-36.

- [49] Ikenberry G J. Liberal Internationalism 3.0: America and the Dilemmas of Liberal World Order [J]. Perspectives on Politics, 2009, 7 (1): 80.
- [50] 佟家栋, 何欢, 涂红. 逆全球化与国际经济新秩序的开启 [J]. 南开学报 (哲学社会科学版), 2020 (2): 1-9.
- [51] 乐玉成. 为全球治理体系改革和建设不断贡献中国智慧和力量 [N]. 光明日报, 2017-11-22.
- [52] Nye J S. The Kindleberger Trap [EB/OL]. (2017-01)[2022-04-21]. <https://www.belfercenter.org/publication/kindleberger-trap>.
- [53] 蔡昉. 金德尔伯格陷阱还是伊斯特利悲剧? [J]. 世界经济与政治, 2017 (10).
- [54] 杨洁勉. 新时代中国外交的战略思维和谋划 [J]. 外交评论, 2018 (1): 1.
- [55] 习近平. 坚定信心 共克时艰 共建更加美好的世界——在第七十六届联合国大会一般性辩论上的讲话 [N]. 人民日报, 2021-9-22 (2).
- [56] 邓小平. 善于利用时机解决发展问题 [M] //邓小平文选, 第三卷, 北京: 人民出版社 1993: 363.
- [57] 王逸舟. 用国际贡献赢得世界认同 [N]. 环球时报, 2008-10-13.
- [58] 习近平. 推动全球治理体制更加公正更加合理 [N/OL]. 新华网, (2015-10-13)[2022-04-15]. <http://news.xinhuanet.com/politics/2015-10/13/c1116812159.htm>.
- [59] 任琳, 彭博. 全球治理变局与中国应对——一种全球公共产品供给的视角 [J]. 国际经济评论, 2020 (1): 108-123.
- [60] 石静霞. “一带一路”倡议与国际法——基于国际公共产品供给视角的分析 [J]. 中国社会科学, 2021 (1): 156-179.
- [61] Pastor R A. The United States and the Americas: Unfilled Promise at the Century's Turn [M] //Lieber R J, Eagle Rules, Foreign Policy and American Primacy in the Twenty-First Century. Prentice Hall, 2002: 133-152.
- [62] Lissner R F, Hooper M R. The Day after Trump: American Strategy for a New International Order [J]. The Washington Quarterly, 2018, 41 (1): 7-25.
- [63] Buchholz W, Sandler T. Global Public Goods: A Survey. [J]. Journal of Economic Literature, 2021, 59 (2): 488-545.
- [64] 王毅. “一带一路”构想是中国向世界提供的公共产品. [N/OL]. 新华网, (2015-04-08)[2022-04-16]. http://news.xinhuanet.com/2015-03/23/c_1114735852.htm.
- [65] 曾向红. “一带一路”的地缘政治想象与地区合作 [J]. 世界经济与政治, 2016 (1): 58.
- [66] 黄河, 杨海燕. 区域性公共产品与澜湄合作机制 [J]. 深圳大学学报 (人文社会科学版), 2017 (1): 135.
- [67] Keohane R O. Reciprocity in International Relations [J]. International Organization, 1986, 40 (1): 1-27.
- [68] Gilpin R. War and Change in World Politics [M] Beijing University Press, 2005: 24-25.
- [69] Kaul I, Concel P, Goulven K L, Mendoza R U. Managing Globalization [M]. New York: Oxford University Press, 2003: 53.
- [70] World Bank. The State in a Changing World [M]. New York: Oxford University Press, 1997: 131-142.
- [71] Morgenthau H. A Political Theory of Foreign Aid [J]. The American Political Science Review, 1962, 56 (2): 301-309.
- [72] Nakhouda S. Asia, the Multilateral Development Banks and Energy Governance [J]. Global Policy, 2011: 120-132.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

(上接第9页)

- [2] 代志新, 陈怡心. 行为财政学: 方法和实践 [J]. 财政科学, 2021 (7): 95-102.
- [3] 崔亚飞, 周荣, 王婷. 行为财政学视角下的税收遵从研究——理论拓展、方法创新与影响因素 [J]. 税务研究, 2019 (9): 109-113.
- [4] 王秀芝, 曹杰. 行为洞察与税收征管实践: 国际案例与启示 [J]. 国际税收, 2022 (1): 44-52.
- [5] 李文. 认知偏差与税收遵从意愿——一个行为经济学视角 [J]. 税务研究, 2021 (6): 112-118.
- [6] Webley P, Adams C, Elffers H. Value Added tax Compliance [C]. University of Michigan Business School; Behavioral Public Finance: Towards a New Agenda, April 2004.
- [7] Kahneman D, Tversky A. Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk [J]. Econometrica, 1979, 47 (2): 263-291.
- [8] 白彦锋, 郝晓婧. 行为财政学视角下提升税收遵从的路径选择——基于 B 市地税加强零申报纳税人管理的案例分析 [J]. 税收经济研究, 2018 (2): 29-37.
- [9] Farrar J, King T. To Punish or Not to Punish? The Impact of Tax Fraud Punishment on Observers' Tax Compliance [J]. Journal of Business Ethics, February 2022: 1-50.
- [10] Aliev M, Milovanova E, Moiseenko I, et al. Compliance with Tax Laws in the Russian Federation: Trust or Control [J]. TEM Journal, 2021, 10 (1): 310-317.
- [11] Fabrizio Santoro. To file or not to file? Another dimension of tax compliance—the Eswatini Taxpayers' survey [J]. Journal of Behavioral and Experimental Economics, 2021, 95: 1-23.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

银行分支机构扩张与地区创业行为

Bank Branch Expansion and Regional Entrepreneurship Behavior

张光利 秦丽华 杨长汉 焦敏智

ZHANG Guang-li QIN Li-hua YANG Chang-han JIAO Min-zhi

[摘要] 银行分支机构的扩张对银行经营和区域经济具有重要影响，而金融资源的可获得性是创业行为的重要前提。基于2001—2017年我国城市层面的银行分支机构数量和工商企业注册数据，本文实证分析了银行分支机构扩张对地区创业行为的影响。结果表明，区域内银行分支机构扩张显著提高了当地企业创立数量，在运用双重差分模型降低内生问题的影响之后，该结论仍然成立。进一步分析结果显示，银行分支机构扩张对公司制企业创立数量的影响更加显著，而且相比大型国有银行的分支机构扩张，中小银行分支机构扩张对地区创业活动的激励效应更强。另外，本文还发现银行分支机构扩张对创业活动的激励效应受到银行分支机构存量和地区市场化程度的调节，同时受到地理范围的约束。本文的结论为理解银行业发展对经济增长的影响提供了微观证据，也为从银行业机构扩张的视角研究中国区域创业行为差异提供了新的解释。

[关键词] 银行分支机构扩张 创业活动 双重差分模型 异质性

[中图分类号] F832.4 F279.2 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 10-0022-13

Abstract: The expansion of bank branches has an important impact on bank operations and regional economy, and the availability of financial resources is an important prerequisite for entrepreneurial behavior. Based on the data of bank branches and the enterprise registration data at the city level from 2001 to 2017, we empirically analyzes the impact of bank branch expansion on regional entrepreneurial behaviors. We find that the expansion of bank branches in the region has significantly increased the number of local enterprises established. This conclusion still holds after using the DID method to reduce the impact of endogenous problems. Through further analysis, we found that the expansion of bank branches has a more significant effect of the number of corporate enterprises created, and the expansion of branches of small and medium-sized banks has a stronger incentive effect on regional entrepreneurial activities than the expansion of branches of large state-owned banks. In addition, we also find that the incentive effect of bank branch expansion on entrepreneurial activities is restricted by geographic scope. The conclusions of this paper provide micro-evidences for understanding the impact of banking development on economic growth, and provide a new explanation for the study of differences in China's regional entrepreneurial behavior from the perspective of the expansion of banking institutions.

Key words: Bank branch expansion Entrepreneurial activity Difference-in-difference Heterogeneity

[收稿日期] 2022-03-20

[作者简介] 张光利，男，1987年6月生，中央财经大学商学院副教授，研究方向为公司治理、企业信息披露；秦丽华，女，1998年9月生，中央财经大学商学院博士研究生，研究方向为公司治理；杨长汉，男，1969年9月生，中央财经大学商学院教授，博士生导师，研究方向为公司财务、企业年金、养老金金融；焦敏智，女，1995年9月生，就职于北京中关村银行股份有限公司，研究方向为创业活动。本文通讯作者为秦丽华，联系方式为 lihua_qin@163.com。

[基金项目] 教育部人文社会科学青年项目“高管声音具有市场价值吗——基于中国3C会议的分析研究”（项目编号：18YJC790214）；国家自然科学基金项目“中国养老基金投资风险调整收益指数研究”（项目编号：71974219）；国家自然科学基金项目“经理人岗位轮换：影响因素、经济后果与实现机制”（项目编号：71902076）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

作为经济发展的重要推动力,创业行为对社会经济增长具有不容忽视的重要作用(Hause和Rietz, 1984^[1]; Black和Strahan, 2002^[2])。自“大众创业、万众创新”的口号提出以来,创业问题得到了更加广泛的关注,社会创业热情被极大调动起来。根据工商局企业注册数据,2017年全国新登记注册企业数量已达941.7万,这是2000年注册企业数量的近10倍。创立企业需要获取一定的资金支持,金融资源是否充足直接决定了创业理想能否实施。从创业的视角来看,自有资金、关系借贷、风险投资等金融资源被视为支撑创业行为的典型金融资源。由于银行借款对抵押资产、资金用途等方面的严格要求,银行借款在支撑创业方面的直接效应并不明显。然而,银行关系型借款、银行资源通过支持实体经济进而对创业活动形成外溢效应等因素的存在,导致银行发展、银行业结构都对创业活动产生了重要影响(Black和Strahan, 2002^[2]; Di Patti和Dell'Ariccia, 2004^[3])。

在我国,银行是最重要的金融机构,银行部门在经济增长中发挥着至关重要的作用,银行分支机构对于提高银行的揽储能力、增强客户粘性以及降低监督成本等方面具有重要影响,但由于经营的特殊性,银行分支机构的扩张往往受到严格监管。长期以来,我国的银行资源较为集中,四大国有银行的分支机构数量远远超过股份制银行、城市商业银行等银行的分支机构数量。为提高商业银行经营行为的市场化程度,2009年和2013年银监会先后出台政策,进一步放宽了银行分支机构扩张的政策限制,这些政策使银行分支机构的设置更加市场化。银行部门作为金融资源的重要载体,银行分支机构扩张不仅能够拉近银行和客户之间的地理距离,降低银企之间的信息不对称(姜付秀等, 2019^[4]),而且能够提高该地区金融资源的可获得性。同时,银行分支机构扩张会加剧当地银行业的竞争程度、丰富地区金融资源,从而促进当地金融水平以及经济的发展(郭妍和张立光, 2005^[5])。Gao等(2019)^[6]在研究思路为本文提供了可行的参考,该研究运用DID方法,发现放松银行准入管制后,新增银行虽然倾向于给国有企业更多信贷额,但是仍旧改善了私营公司的增长和盈利能力,这启发了我们探究中国银行分支机构的扩张是否能促进企业的成立,从而影响地区创业行为。总体来看,银行分支机构的开设为地区经济发展带来了更多金融资源,

市场化程度高的分支机构扩张有利于提高金融资源的使用效率。而金融资源的可获得性从宏观层面上降低了创业行为面临的外部融资约束。那么,银行分支机构的扩张对地区创业行为是否具有显著的促进作用?这种促进作用呈现出什么样的异质性特征?本文将围绕这些问题展开分析。

基于2001—2017年全国各个城市层面的创业数据和银行分支机构数据,我们实证分析了银行分支机构扩张对该地区创业行为的影响。通过理论和实证分析,我们得到以下结论:第一,银行分支机构扩张对于地区创业行为产生了显著的激励效应,在利用政策冲击进行因果识别的实证检验中,该结论依然成立。第二,结合银行类型和创立企业特性的不同,本文发现不同类型银行分支机构扩张对不同类型企业创立活动具有异质性影响。第三,实证结果显示,银行分支机构扩张对创业活动的影响受到地区银行分支机构存量、地区银行市场化程度的影响,并受到地理范围的约束。与现有研究相比,本文的贡献主要体现在以下三方面:第一,选题视角新颖。本文从银行分支机构扩张的视角,从宏观层面讨论了银行资源对地区创业行为的溢出效应。金融资源的可得性是创业行为出现的重要前提条件,现有研究主要关注了风险投资(黄福广等, 2013^[7])、民间借贷(马光荣和杨恩艳, 2011^[8]; 李树和于文超, 2018^[9])等金融资源对创业行为的影响,国内研究几乎没有关注银行金融资源对创业行为的溢出效应。区别于Kerr和Nanda(2009)^[10]立足美国银行体系的研究,本文关注中国银行体系对地区创业的影响,结合中国银行情形在影响机制及异质性上进行了多种探讨,以期对银行与创业行为之间的关系提供可靠的解释。尽管银行金融资源在直接支持创业行为方面不具有天然优势,但银行业在中国金融体系中的中枢位置决定了银行金融资源对地区创业行为具有重要的溢出效应,这意味着更多的银行资源注入能够在宏观上降低创业活动面临的融资约束,这将引致更多的地区创业活动;而且,中国商业银行在创业活动支持方面也不断进行贷款业务的创新,银行对创业行为的直接融资支持更加普遍。因此,关注银行金融资源对创业行为的影响具有重要的理论和现实意义。第二,本文为理解银行分支机构扩张的经济影响提供了微观证据。现有研究关注了银行分支机构对提高银行竞争程度(贾春新等, 2008^[11])、协调信贷调配与资产配置(曹凤岐和杨乐, 2014^[12])、促进企业创新成长(方芳和蔡卫星, 2016^[13])等方

面的影响,这都是理解银行分支机构影响经济发展的重要视角。然而,创业活动是一个国家或地区经济活力的重要微观基础,讨论关于银行分支机构对创业行为的影响有助于进一步理解银行分支机构扩张影响经济发展的潜在机制。第三,本文从银行机构扩张的视角,为研究中国区域创业行为的差异性提供了新的解释。现有研究主要从资源的可得性(Kerr和Nanda,2009^[10])、经济基础(Lee和Mukoyama,2015^[14])以及政府政策(Lu和Tao,2010^[15])等视角解释了导致区域创业行为存在差异的原因,银行金融资源作为中国区域经济发展的核心金融资源能够直接影响区域内金融资源的供给水平,那么银行金融资源的变化能否解释区域性创业行为的差异?由于银行分支机构是金融资源的重要载体,本文将从银行分支机构的视角解释银行金融资源对创业行为的影响,同时也为解释区域创业行为的差异提供了更新的视角。

余文安排如下:第二部分为理论分析与研究假设;第三部分为研究设计;第四部分为实证结果与分析;第五部分对银行分支机构扩张与地区创业行为做了进一步分析;第六部分为全文总结。

二、理论分析与研究假设

金融发展是促进经济发展的重要推动力(Rajan和Zingales,1998^[16]),从微观视角来看,金融发展能够通过筛选高质量的创业者和创业项目促进经济的长期发展(King和Levine,1993^[17])。商业银行是中国金融体系的主要构成,银行金融资源对于促进中国区域经济发展具有重要作用(Allen等,2005^[18])。随着监管部门对银行开设分支机构管制的放松,地区银行业的竞争更加激烈和市场化,这为地区创业活动创造了更有利的经济和金融环境(Jayarathne和Strahan,1996^[19])。基于现有理论和研究基础,我们将从三个方面论述银行分支机构开设对地区创业活动的正向作用。

首先,银行分支机构开设拉近了银行与客户的关系,降低了筛选客户和监督客户的成本,这能够提高客户从银行获取贷款的概率(Degryse和Ongena,2005^[20];Agarwal和Hauswald,2010^[21])。银行分支机构的开设有助于银行获取新的客户,当客户长期使

用银行提供的各种服务时,银行与客户之间就形成了长期关系,客户通过使用银行账户进行频繁交易,银行通过客户交易行为获取了其更多私人信息,这种关系有助于银行对客户的还款能力进行系统性评估,这种效果有助于银行向新的潜在借款客户借款(Cestone和White,2003^[22])。另一方面,现有研究发现银行分支机构的开设能够提高银行金融服务的普惠性,有助于居民财富的积累(C lerier和Matray,2019^[23]),而这将缓解潜在创业者的融资约束,激励创业行为的出现(Evans和Jovanovic,1989^[24];Holtz-Eakin等,2001^[25])。DiPatti和Dell’Ariccia(2004)^[3]认为当银行资金是创业行为的主要金融资源时,银行资金资源的可获得性成为决定新企业成立的重要因素。具体到中国情形,银行是中国金融体系的主要组成部分,银行资金是企业外部融资的首要渠道。银行分支机构的开设可以降低通过抵押贷款进行创业活动的成本并提高这类创业者获得贷款的概率。另外,中国商业银行的国有属性决定了银行将承担很多政策性目标,其中提高就业水平就是非常重要的政策性目标。为此,商业银行充分发挥金融供给优势,在监管部门和各部委的协同下,纷纷开设了创业贷款业务,为创业者提供更多的“小额担保贷款”,这显著提高了创业资金的可得性,促进了地区创业活动的开展^①,而银行分支机构的开设将强化银行金融资源对创业行为的激励作用。

其次,银行分支机构的开设可以加剧地区银行竞争程度,这有助于缓解创业活动面临的融资约束,激励更多创业活动。现有研究主要通过美国放松银行业管制的法案考察了银行分支机构开设的竞争效应,普遍认为银行业跨地区开设分支机构能够加剧地区银行竞争水平,提高银行的金融供给,这对创业活动产生了非常强的激励效应(Black和Strahan,2002^[2];Cetorelli和Strahan,2006^[26];Kerr和Nanda,2009^[10])。银行分支机构的开设通过提高银行竞争程度可以促进银行以较低的成本提供更多的金融供给,从而提高创业者获取资金的可能性(Freixas和Rochet,2008^[27]),这种效应在中小企业获取银行金融资源的过程中更加明显(Rice和Strahan,2010^[28])。尽管一些基于美国

① 中国人民银行会同财政部、国家经贸委、劳动和社会保障部出台的银发〔2002〕394号、银发〔2006〕5号、银发〔2008〕238号政策文件,鼓励银行提供个人创业贷款,为创业融资拓宽渠道。以陕西省人力资源和社会保障厅、财政厅、中国人民银行西安分行的通报数据来看,自创业担保贷款工作启动至2016年9月底,陕西全省累计发放贷款439.72亿元,直接扶持创业54.65万人。借助银行业规范的抵押制度,可促使金融资源流向前景良好的投资项目,推动创业企业的成立。

和欧洲的研究发现银行竞争对经济的影响有限 (Huang, 2008^[29])、对创业活动呈现倒 U 型的关系 (Di Patti 和 Dell'Aiccia, 2004^[31])，但由于银行体系在中国金融系统的重要程度以及中国银行业垄断性较高的特征，这使银行分支机构开设带来的竞争效应占主导。因此，银行分支机构开设带来的竞争效应有助于给潜在创业者提供金融支持，促进创业活动的产生。

最后，银行分支机构的开设可以扩大银行金融资源对实体经济的辐射能力，有助于为创业活动提供更有利的商业环境。分支机构对于商业银行经营的重要性不仅体现在其具有服务客户的功能，更重要的是分支机构可以提高银行吸收存款的能力 (Gennaioli 等, 2014^[30])，在商业银行贷款乘数的作用下，社会闲置资金的集中有利于提高地区金融供给，这能够显著降低地区实体经济面临的融资约束，并改善银行贷款的质量 (Jayaratne 和 Strahan, 1996^[19]; Keil 和 Müller, 2020^[31])，这将对创业企业形成间接支持。另外，随着银行业市场准入管制的放松，地区金融资源供给显著提高，这将积极推动本地区的社会投资水平发展，进而促进地区经济增长 (King 和 Levine, 1993^[17]; Levine, 1997^[32]; Berger 等, 2021^[33])。创业资源基础理论指出，社会经济条件、人口和经济因素往往是影响创业行为的重要因素 (Minnitti 和 Bygrave, 1999^[34])。随着银行金融资源对地区经济发展的推动，地区收入水平提高，多样化、个性化的新需求会不断涌现，使得市场上出现更多创业机会 (Gries 和 Naude, 2011^[35])，这为新企业的创立提供了更加有利的商业环境 (Shapiro 和 Sokol, 1982^[36])。从创业者角度来看，经济发达的地区往往意味着较好的创业市场环境，这对创业者的创业预期产生积极影响，从而能够有效促进创业行为发生 (Saxenian, 2002^[37]; Noorderhaven 等, 2004^[38])。

基于以上分析，我们提出本文的主要研究假设：

假设 1：银行分支机构的扩张对地区创业活动具有显著的激励效应。

三、研究设计

(一) 模型设定

基于已有文献以及所提出的假设，本文采用以下模型进行实证分析：

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{i,t-1} + \gamma \text{Control}_{i,t} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中：被解释变量 $Y_{i,t}$ 为 t 年度城市 i (地级市及直辖市) 的衡量企业创立的相关变量，包括人均企业创立数目 $Firm_{i,t}$ 、人均法人公司创立数 $Lfirm_{i,t}$ 、人均个体户创立数 $Ifirm_{i,t}$ 。解释变量 $X_{i,t-1}$ 是代表 $t-1$ 年度城市 i 银行分支机构扩张的情况，本文从银行分支机构创立数目的对数 $Bran_{i,t-1}$ 、银行分支机构新设数与存量比例的对数 $Bra_Sto_{i,t-1}$ 进行衡量，在后续分析中又设置了中小银行与四大行相关变量。 $Control_{i,t}$ 为一系列城市层面的控制变量，涵盖 GDP 增长率 (G_Gdp)、人均 GDP (P_Gdp)、进出口总额占 GDP 的比重 ($Trade$)、税收收入占 GDP 的比重 (Tax)、第二产业增加值占 GDP 的比重 ($Inds$)、金融机构贷款余额占 GDP 的比重 ($Finance$) 以及总人口数的对数 (Pop)。 η_i 为城市虚拟变量， λ_t 表示年份虚拟变量， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。考虑到银行分支开立对创立企业产生影响需要一定时间，模型中的银行分支机构开设变量滞后一期，本文中所有回归都采用地级市层面的聚类标准差。

(二) 数据来源和变量界定

1. 数据来源。

本文选取 2001—2017 年我国 331 个地级市及直辖市作为研究样本，构建出了银行分支机构开设与企业创立的面板数据，由于存在某些年份样本缺失的问题，每年样本中的地级市数量占当年中国地级市总数的比率有所变化，但样本期间该比率的均值为 88.26%，这意味着本文的数据具有较强的代表性。其中，银行分支机构的设立数据来自中国研究数据服务平台；通过天眼查网站获取本文所需要的企业注册数据，2001—2017 年样本中的企业注册信息共计 7 908.03 万条；GDP 增长率、人均 GDP、进出口总额、第二产业增加值、税收收入、人口总数、金融机构贷款余额等数据来自国泰安数据库、Wind 数据库、中经网统计数据库以及中国各省份统计年鉴；银行贷款市场化指数来自樊纲等 (2011)^[39] 的《中国分省份市场化指数报告》。由于直辖市在经济规模、政策支持方面具有较多的特殊性，我们在分析中剔除了直辖市的样本，并在后文增加了直辖市样本进行稳健性分析。另外，为了剔除异常值对估计结果的影响，所有变量均在 1% 和 99% 水平上进行了缩尾处理。

2. 变量界定。

(1) 地区创业行为的变量。本文所关注的主要被解释变量为地区的企业创立活跃度，现有研究主要采用工业企业数据库、年鉴数据以及抽样调查数据

(吴晓瑜等, 2014^[40]; 陈刚, 2015^[41]; 叶文平等, 2018^[42]) 度量地区企业创立数量, 这些数据仅度量了规模以上企业的创立或者部分样本的创业情形, 关于创业行为的度量误差对估计结果存在较大影响。本文基于企业注册的客观数据度量地区创业行为, 具体而言, 我们遵循 Glaeser (2007)^[43] 的做法, 选择每万人对应的地区注册企业数量度量该地区的企业创立活跃度 (*Firm*)^①。除了企业注册数量之外, 我们还能观察到注册企业类型信息, 在分析中我们将创业企业分为公司制企业 (*Lfirm*) 和非公司制企业 (*Ifirm*), 其中公司制企业包括有限责任公司以及股份有限公司, 非公司制企业包括独资企业、合伙制企业以及个体工商户企业。

(2) 银行分支机构扩张变量。本文从多维度衡量银行分支机构扩张的行为, 具体而言我们选取了银行分支机构设立数目的对数 (*Bran*)、新进入银行分支机构占上一年存量比例的对数 (*Bra_Sto*) 作为主要解释变量。此外, 为进一步分析不同银行分支进入的影响, 我们还将 *Bran* 分组为小规模银行分支机构数量和工、农、中、建四大行的银行分支机构数量。

(3) 控制变量。基于现有文献, 本文在实证分析中控制了影响地区创业行为的其他外部因素, 如地区经济、贸易水平、财政收入、行业结构、人口因

素。参考现有文献, 本文使用 GDP 增长率 (*G_Gdp*)、人均 GDP (*P_Gdp*) 分别度量地区经济发展速度和经济发展水平以控制地区创业活动面对的不同外部经济环境 (王擎等, 2012^[44]), 采用总人口数的对数 (*Pop*) 刻画地区人口状况。借鉴雷震和彭欢 (2010)^[45] 的研究, 控制了进出口总额占 GDP 的比重 (*Trade*)、第二产业增加值占 GDP 的比重 (*Inds*) 对地区创业行为的影响。Domar 和 Musgrave (1944)^[46] 研究表明边际税率 (或税收累进度) 与创业之间存在正相关关系, 因此本文控制了税收收入占 GDP 的比重 (*Tax*) 对地区创业行为的影响。地区金融机构贷款对于地区企业缓解融资约束具有重要意义, 本文采用金融机构贷款余额占 GDP 的比重 (*Finance*) 对地区金融贷款情况进行衡量。

(4) 调节变量。在实证分析中, 我们分析了银行分支机构扩张在不同环境下对地区创业行为产生的异质性影响。具体而言, 我们考虑了地区银行分支机构存量和地区银行贷款的市场化程度两个外部因素的调节效应。地区银行分支机构存量采用该地区上一年度银行分支机构存量的对数衡量。银行贷款的市场化程度采用樊纲等 (2011)^[39] 《中国分省份市场化指数报告》中的信贷资金市场分配指数进行度量。具体变量如表 1 所示。

表 1 变量选取与说明

变量类型	变量符号	变量名称	度量方式
被解释变量	<i>Firm</i>	企业创立活跃度	地级市企业注册数量/地级市人口数 (万人)
	<i>Lfirm</i>	公司制企业创立活跃度	地级市公司制企业注册数量/地级市人口数 (万人)
	<i>Ifirm</i>	非公司制企业创立活跃度	地级市非公司制企业注册数量/地级市人口数 (万人)
解释变量	<i>Bran</i>	银行分支机构进入	各地级市每一年新设立银行分支机构数目, 加 1 取对数
	<i>Bank</i>	银行进入	各地级市每一年新设立银行数目
	<i>Bra_Sto</i>	银行分支机构占存量的比例	各地级市每一年新设立银行分支机构数目占上一年存量数的百分比, 加 1 取对数
	<i>Entry</i>	是否有银行进入	新创立企业周围有银行分支机构设立取 1, 否则为 0
控制变量	<i>G_Gdp</i>	经济增长速度	各地级市 GDP 增长率
	<i>P_Gdp</i>	经济发展水平	各地级市人均 GDP
	<i>Trade</i>	贸易水平	各地级市进出口总额/GDP
	<i>Tax</i>	税收水平	各地级市税收收入/GDP
控制变量	<i>Inds</i>	产业结构	各地级市第二产业增加值/GDP
	<i>Finance</i>	金融发展	各地级市金融机构贷款余额/GDP
	<i>Pop</i>	人口因素	各地级市人口总数的对数
调节变量	<i>Stock</i>	银行分支机构存量	各地级市上一年度银行分支机构存量的对数
	<i>Mark</i>	银行贷款市场化程度	银行贷款资金市场化指数加 1 取对数

① 采用该方法度量创业活动的弊端在于无法排除虚假注册的数据。

四、实证结果与分析

(一) 统计分析

1. 主要变量的统计分析。

首先, 本文对主要的变量进行了统计分析。表2列出了相关统计分析结果, 样本中 *Firm* 为地区人均企业创立数目, 其均值为 28.735, 说明地区每万人平均拥有 28.735 个创业企业, 最小值和最大值对应为 1.333 和 178.508。地区人均公司制企业创立数目 (*lfirm*) 均值为 8.612, 相比较而言, 非公司制企业创业数量 (*ifirm*) 均值更高一些 (14.454)。地区企业创立数目的最小值与最大值差距较大, 这意味着各城市企业创立活跃度水平的不同。在样本范围内, 银

行分支机构创立数目的对数 (*Bran*) 均值为 2.209, 最大值为 5.375, 最小值为 0, 表明银行机构分布的区域性差异较大。在控制变量方面, *G_Gdp* 代表 GDP 增长率, 其最小值为 0.004, 平均值为 0.118; 人均 GDP (*P_Gdp*) 的均值为 3.021 万元, 最大值为 13.306, 最小值仅为 0.309; 进出口总额占 GDP 的比重 (*Trade*) 最大值为 0.284, 最小值仅为 0.000 1; 税收收入占 GDP 的比重 (*Tax*) 和第二产业增加值占 GDP 的比重 (*Inds*) 的均值分别为 0.064 和 0.468; 金融机构贷款余额占 GDP 的比重 (*Finance*) 的均值为 0.792, 该指标的最值同样说明我国地区间金融发展水平差异较大; 总人口数的对数 (*Pop*) 的均值为 14.931, 对应的原始值为 305.070 (万)。

表 2 变量的描述性统计

变量名称	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Firm</i>	4 997	28.735	29.096	1.333	178.508
<i>lfirm</i>	4 997	8.612	12.584	0.153	77.576
<i>ifirm</i>	4 997	14.454	15.518	0.036	82.124
<i>Bran</i>	4 997	2.209	1.411	0.000	5.375
<i>Bank</i>	4 997	5.166	5.395	0.000	26.000
<i>Bra_Sto</i>	4 997	1.315	1.039	0.000	4.506
<i>S_Bran</i>	4 997	1.976	1.447	0.000	5.323
<i>B_Bran</i>	4 997	0.705	0.959	0.000	3.761
<i>Stock</i>	4 997	5.862	0.794	3.664	7.512
<i>Mark</i>	2 907	2.281	0.431	0.652	2.867
<i>G_Gdp</i>	4 997	0.118	0.038	0.004	0.225
<i>P_Gdp</i>	4 997	3.021	2.580	0.309	13.306
<i>Trade</i>	4 997	0.026	0.045	0.000	0.284
<i>Tax</i>	4 997	0.064	0.025	0.025	0.140
<i>Inds</i>	4 997	0.468	0.118	0.174	0.789
<i>Finance</i>	4 997	0.792	0.422	0.223	2.509
<i>Pop</i>	4 997	14.931	0.768	12.524	16.200

2. 均值差异性检验。

通过比较各地级市在样本期间中银行分支机构进入 (*Bran*) 均值和银行分支机构占存量比例 (*Bra_Sto*) 均值与总体样本两个均值的大小, 我们将各地级市分为两个子样本, 并对两个子样本中人均企业创立数进行均值差异性检验。表 3 的结果显示, 在银行分支机构创立数目较少的地区, 地区人均企业创立数为 23.882, 显著低于银行分支机构创立数目较多地区的人均企业创立数 37.354。同样, 我们发现在银

行分支机构占存量比例较高地区, 其人均企业创立数量的均值显著高于占存量比例较低的地区。可以看出, 分组均值差异性检验的结果初步支持了本文的研究假设。但由于银行分支机构的设置需要充分考虑地区的经济发展状况、经济交易活跃度等因素, 这些因素也能够显著影响地区创业行为, 因此, 银行分支机构扩张对地区企业创立行为的影响需要通过回归模型做进一步分析。

表3 差异性检验

变量	Firm			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Bran</i>	23.882	37.354		
<i>Bra_Sto</i>			24.847	35.944
<i>T</i> 值	-11.619***		-9.543***	

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

(二) 银行分支机构扩张影响企业创立的基准分析

首先，我们分析了银行分支机构扩张对企业创立活跃度 (*Firm*) 的影响。表4列(1)和列(2)为银行分支机构扩张与企业创立活跃度的单变量回归结果，结果显示银行分支机构的扩张能够显著提升该地区的企业创立活跃度，初步证明了本文的假设。列(3)和列(4)为控制了地区效应的结果，我们发现银行分支机构的扩张对地区创业数量的正向影响仍然存在，但两个系数比列(1)和列(2)的对应系数显著变小，这意味着创业活动具有显著的地区特征。进一步地，我们在列(5)和列(6)的回归中同时控制了年度效应和地区年度效应，银行分支机构扩张

对地区创业活动的正向影响没有显著变化。综上，本文的基准回归结果表明，银行分支机构扩张能够显著提高地区创业活动的数量，这验证了本文的研究假设。同时，这些结果与 Black 和 Strahan (2002)^[2]、Cetorelli 和 Strahan (2006)^[26] 等的研究发现保持一致。

控制变量方面，表4列(5)和列(6)的结果显示 GDP 增长率 (*G_Gdp*) 与人均 GDP (*P_Gdp*) 越高的地区，企业创立活跃度 (*Firm*) 越大。经济发展速度快、经济发展水平高的地区创业机会更多，这引致了更多的创业活动，这与朱华晟和孔一粟 (2018)^[47] 的研究相一致。贸易水平 (*Trade*)、地区税收水平 (*Tax*) 对企业创立活跃度 (*Firm*) 并没有显著影响。产业结构 (*Inds*) 的回归结果显示，第二产业增加值占比越大，地区企业创立活跃度越低。金融发展水平 (*Finance*) 也显著提升了地区企业创立活跃度，这与谢绚丽等 (2018)^[48] 的研究结果保持一致。人口变量方面，我们发现地区人口规模越大，该地区企业创立活跃度越低，这主要是由于创业者在总人口中占比较低，人口越多创业行为被平均的倾向越严重。

表4 银行分支机构扩张与企业创立^①

变量	Firm					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Bran</i>	5.732*** (8.715)		3.638*** (11.562)		0.392** (2.485)	
<i>Bra_Sto</i>		2.831*** (5.983)		0.744** (2.426)		0.521*** (2.688)
<i>G_Gdp</i>					28.376*** (2.602)	28.379*** (2.604)
<i>P_Gdp</i>					5.145*** (10.272)	5.158*** (10.275)
<i>Trade</i>					-36.680 (-1.299)	-36.215 (-1.284)
<i>Tax</i>					23.225 (0.752)	22.864 (0.743)
<i>Inds</i>					-20.237** (-2.364)	-20.395** (-2.384)
<i>Finance</i>					6.990*** (3.272)	6.988*** (3.279)
<i>Pop</i>					-37.757*** (-9.029)	-37.782*** (-9.046)
年份固定效应	NO	NO	NO	NO	YES	YES
城市固定效应	NO	NO	YES	YES	YES	YES

① 受篇幅限制，后文实证结果无法列出全表，感兴趣的读者可联系作者索取。

续前表

变量	Firm					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常数项	17.367*** (13.630)	26.343*** (20.698)	39.549*** (122.149)	42.640*** (158.458)	535.558*** (9.301)	535.772*** (9.325)
观测值	4 574	4 574	4 574	4 574	4 574	4 574
R ²	0.078	0.010	0.639	0.571	0.889	0.889

注：括号中为 *t* 统计量，***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著，下同。

(三) 内生性问题讨论——基于双重差分 (DID) 的方法

作为重要的金融中介，银行为实体经济的交易行为提供资金支持。然而，银行机构的服务半径有限，因此，银行在分支机构的设置过程中要充分考察周边微观经济交易的活跃度。从创业行为的角度来看，创业行为的发生需要外部市场环境的支持，活跃的微观经济交易是诱发创业行为出现的重要外部因素。可以看出，创业行为和银行分支机构设置存在显著的内生性关系。为了降低内生性问题对估计结果的影响，我们采用双重差分 (DID) 的方法做进一步分析。

1. 双重差分基准结果。

双重差分需要寻找一个政策时点作为外部冲击，2009 年银监会颁布了 143 号文件^①，该政策明确提出已在省会（首府）城市设有分行的股份制商业银行和城市商业银行，在该城市所在省（自治区）内的其他城市再申请设立下设分行和支行，不再受数量指标控制。在该政策颁布之前，这两类商业银行分支机构的设置受监管指标的约束，但大型国有银行分支机构的设置受监管指标的约束较弱。因此，该政策对地区银行分支机构扩张产生了一个较好的外生冲击，为采用双重差分法 (DID) 提供了准自然实验的环境，从而有助于克服内生性问题的影响。

参考 Gao 等 (2019)^[6] 的研究方法，本文采用以下双重差分模型 (DID) 进一步研究银行分支机构扩张对企业创立的影响：

$$Firm_{i,t} = \alpha_0 + \theta Treat_i \times Post_{t-1} + \sum_j \alpha_j Control_{i,t}^j + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中： $Firm_{i,t}$ 代表城市 *i* 年份 *t* 的人均创业数目； $Treat$ 是城市分组变量，衡量 143 号政策对不同城市

的异质性影响，将处理组城市赋值为 1，控制组赋值为 0；为刻画政策冲击的效果，根据政策实施时间，2009 年及之后年份 $Post$ 赋值为 1，否则为 0。另外，本部分的控制变量 ($Control$) 与基准回归一致。 η_i 表示城市固定效应，控制城市层面不随时间变化的因素对企业创立的影响； λ_t 表示年份固定效应，剔除时间趋势的影响； $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

上述模型中， θ 是本文关心的回归系数，该系数度量了政策实施前后处理组和控制组企业创立活跃度 ($Firm$) 变化的平均差异。若 θ 显著为正，说明银行分支机构设立对地区企业创立产生正向影响；若 θ 显著为负，说明银行分支开立不利于企业创立。以政策实施年份 2009 年为中心，本文取前后三年，将双重差分法运用窗口期定位于 2006—2012 年。处理组和控制组的定义方面，如果按照在 2009 年政策实施前股份制银行和城市商业银行是否在省会城市设立分行这一标准来分，我们发现 2009 年只有拉萨没有这两类银行的分支机构，因此这种分类将影响双重差分的估计效果。既然绝大多数省会在 2009 年都有股份制银行和城市商业银行的分行，这意味着该政策实际放开了对两类银行设置分支机构的监管数量限制。从进入战略分析，较早的市场进入者可以获得市场势力 (Lieberman 和 Montgomery, 1998^[49])、成本优势 (Lilien 和 Yoon, 1990^[50]) 等竞争优势，并以此形成对潜在进入者的竞争威胁。银行在新的地区开设分支机构意味着银行进入了该市场，这对于提升银行揽储能力、拉近银行与客户的关系等方面都具有重要的影响。当股份制银行和城商行分支机构的管制放松之后，如果某地区没有股份制银行和城商行的分支机构，那么该地区对于两类银行分支机构的开设是更具有吸引力的。基于此，我们将 143 号文件颁布之前没有股份制银行和城商行分支机构的地区市视为实验

① 原证监会办公厅印发 2009 年第 143 号文《关于中小商业银行分支机构市场准入政策的调整意见（试行）》。

组，将政策颁布之前存在两类银行分支机构的地级市视为控制组^①，控制组和实验组的数量分别为 106 和 223 个地级市，我们结合政策颁布的时间定义了双重差分的交乘项 (*Treat*×*Post*)。

表 5 汇报了银行分支机构开设对企业创立活跃度 (*Firm*) 的回归结果。表 5 列 (1) 是双重差分的结果，我们发现双重差分项 (*Treat*×*Post*) 显著正向影响了地区创业数量，这说明相比存在股份制银行和城商行分支机构的地区，分支机构管制的放松政策显著提高了没有两类银行分支机构地区的创业活跃度。交乘项的回归系数为 1.404，这意味着在政策实施后处理组与控制组每万人对应的创业数量提高了 1.404 个，该数值占到每万人创业数量均值的 4.886% (1.404/28.735)，占到实验组每万人创业数量均值的 8.173% (1.404/17.178)。我们利用外部政策作为冲击事件，在控制了内生性问题的影响之后，结果表明银行分支机构的扩张确实对地区创业活跃度产生了显著的正向激励效应，同时也说明上文的基准回归结果具有较强的稳健性。

表 5 双重差分分析：银行分支进入与企业创立

变量	<i>Firm</i>	
	(1)	(2)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	1.404*** (2.760)	
β_{-3}		-0.023 (-0.017)
β_{-2}		-0.637 (-0.487)
β_{-1}		1.558 (1.185)
β_1		2.245* (1.665)
β_2		2.204* (1.652)
β_3		2.976** (2.212)
控制变量	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
城市固定效应	YES	YES
观测值	2 223	2 571
R^2	0.949	0.920

2. 平行趋势分析。

双重差分估计有效性的前提是满足平行趋势假定。参考 Amore 等 (2013)^[51] 的研究思路，我们对 2009 年政策的效应逐年估计。本文将事件研究的基准年份设为 2009 年，考虑了 2006—2012 年的窗口期，覆盖银行市场准入管制放松政策的前后各三年，构建如下的实证模型对平行趋势假定进行检验：

$$Firm_{i,t} = \alpha_0 + \beta_{-3}policy_{i,t}^{-3} + \beta_{-2}policy_{i,t}^{-2} + \beta_{-1}policy_{i,t}^0 + \beta_1policy_{i,t}^1 + \beta_2policy_{i,t}^2 + \beta_3policy_{i,t}^3 + \sum_j \alpha_j Control_{i,t}^j + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中： $Policy_{i,t}^j$ 是一系列年份虚拟变量，如当前时间为受到市场准入管制放松政策影响的第 j 年则赋值为 1，否则为 0；其余变量含义参考前文模型。这里关心的系数是 β_j ，即在 2009 年市场准入管制放松政策实施后的第 j 年，处理组和控制组之间创业活动的差异。政策实施以前年份对应的回归系数为 0，则认为样本数据满足平行趋势假定条件。表 5 列 (2) 的结果为平行趋势检验的回归结果，可以看出在 2009 年 143 号政策实施之前的系数 β_{-3} 、 β_{-2} 、 β_{-1} 均不显著，这说明处理组和控制组的地区创业数量在政策实施之前不存在明显差异。而在该政策实施后 β_1 、 β_2 和 β_3 显著为正，这意味着该政策能够显著提高处理组城市的创业数量。可见，本文的双重差分模型满足平行趋势假定，处理组和控制组在政策实施之前创业活动变化趋势一致。

3. 安慰剂检验。

另外，在满足平行趋势假设之后，为了排除 2009 年 143 号文实施之后处理组和控制组受到其他政策或随机性因素的影响，本文进行了安慰剂检验。借鉴已有研究普遍采用的方法 (周茂等, 2018^[52])，本文随机定义了双重差分的交乘项 (*Treat*×*Post*)，若虚构估计出的回归结果仍显著，则表明原有的估计结果极可能出现了偏误。本文借助计算机生成特定冲击，随机重复操作了 1 000 次，由图 1 绘制的结果可以看出估计系数均值在 0 附近，且大致服从正态分布，进一步检验发现前述回归系数 (1.404) 不在该结果的 90% 置信区间 [-0.017, 0.021]。该结果显示本文的 DID 估计结果通过了安慰剂检验，这意味

① 我们统计分析了政策颁布之前两年 (2007 年和 2008 年)，实验组和控制组的两类银行分支机构增长率分别为 31.44% 和 21.69%，政策颁布之后两年 (2010 年和 2011 年)，对应增长率为 51.90% 和 17.64%。可以看出，当地区没有股份制银行和城商行分支机构时，分支机构设立管制的放松政策刺激了这些银行在本地区的扩张行为。

着银行分支机构设置与地区创业活动的关系受其他不可观测因素的影响较小。

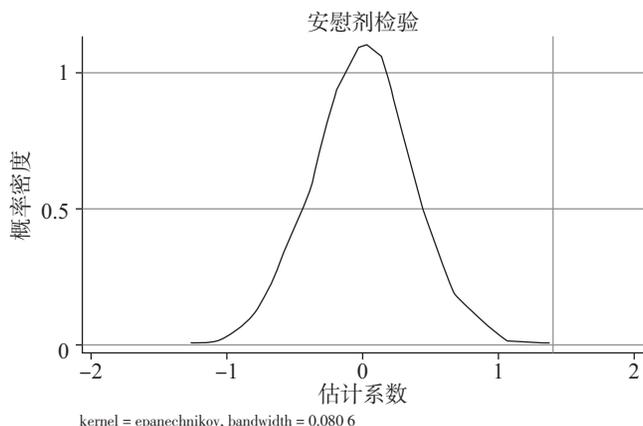


图1 安慰剂检验

五、进一步分析

上文回归分析表明：银行分支机构扩张对地区创业行为具有非常显著的促进作用。在本部分中，我们将从创业类型、银行类型、银行分支机构存量以及银行市场化程度等视角，进一步探讨银行分支机构扩张对地区创业活动的异质性影响，从而为银行分支机构扩张如何影响地区创业活动提供更多经验证据。

(一) 银行分支机构扩张与不同类型创业活动

从企业注册类型来看，股份有限公司、有限责任公司、合伙制企业、个体工商户是创业企业的主要类型。相比独资企业、合伙制企业、个体工商户，股份有限公司和有限责任公司的规模相对较大，对创业资金的需求更强。另外，银行业具有规范的抵押制度，因此在银行贷款业务中往往需要借款方有足够资产作为抵押。一般而言，个体创业者很难从银行获取创业贷款，其创业资金的主要来源是自有资金或亲友关系借款（马光荣和杨恩艳，2011^[8]）。因此，相比较于独资企业、合伙制企业、个体工商户，股份制和有限责任公司更有可能从银行获取抵押贷款。基于此，我们预期银行分支机构对公司制企业（股份有限公司和有限责任公司）创业活动的激励效应要大于对非公司制企业（独资企业、合伙制企业、个体工商户）创业活动的激励效应。

按照企业类型，我们将创业企业分为公司制企业和非公司制企业，并基于此研究了银行分支机构扩张对于不同类型企业创立活跃度产生的差异性影响。从实证结果来看^①，银行分支机构进入（*Bran*）显著提

高了公司制企业的创业数量，但对非公司制企业的创立数量没有显著影响。在以银行分支机构占存量的比例（*Bra_Sto*）作为解释变量的分析中，我们同样发现银行分支机构进入仅仅对公司制企业的创立数量具有显著影响。

(二) 不同规模银行分支机构扩张对地区创业行为的差异化影响

林毅夫等（2009）^[53]提出的最优金融结构理论指出银行业存在着规模分工现象，大银行注重企业的“硬”信息，主要倾向于向大企业发放贷款，中小银行在搜集和处理“软”信息方面具有比较优势，因此，中小银行能够与中小企业建立起紧密关系，促进中小企业的创立（Berger等，2005^[54]；张一林等，2019^[55]）。即使在金融自由化程度较高的美国，中小企业的金融支持也主要依靠中小银行（Jayaratne和Wolken，1999^[56]）。因此，我们预期不同规模的银行分支机构扩张对地区创业活动的影响存在差异。我们将中国工商银行、中国建设银行、中国农业银行和中国银行分支机构扩张归为大规模银行分支机构扩张样本，其他银行列为小规模银行分支机构扩张样本。总体而言，本部分的结果表明银行的规模特征影响了银行分支机构扩张的创业激励效应。相比四大国有银行的分支机构扩张而言，股份制银行、城商行等中小商业银行分支机构扩张对区域创业数量的正向影响更加显著，而且这种创业激励效应主要体现在对公司制创业活动中。

(三) 银行分支机构存量、银行市场化程度的调节效应

我国各地区银行分支机构的存量差异较大，在东部经济发达地区的存量较大，而中西部地区的银行分支机构存量较小。根据经济学边际效用递减的基本原理，我们预期相比银行分支机构存量较大的地区，银行分支机构扩张对创业活动的激励效应在银行分支机构存量较少的地区更大。我们在基准回归模型中增加了每个城市银行分支机构存量（*Stock*），并按照城市银行分支机构存量均值定义了银行分支机构数量规模大小的虚拟变量（*Stock_Dum*），当城市的银行分支机构存量规模高于当年的全国城市银行存量规模均值水平时，*Stock_Dum*取值为1，否则取值为0，计算了银行分支机构开设数量与分支机构存量数量虚拟变量的交乘项。从实证结果来看，相比银行分支机构存

① 受篇幅限制，未报告当前及后续实证结果，若读者需要，可联系作者索取。

量较多的地区，银行分支机构的开设对分支机构存量较少地区的创业活动影响更强，在采用银行分支机构新开数量与该地区银行分支机构存量占比度量城市分支机构新开设水平时 (*Bra_Sto*)，该结论同样成立。

市场化程度是影响银行经营行为的重要外部制度环境，当地区的市场化程度较高时，银行经营行为更加市场化，这将提高银行资源的配置效率，提高银行金融资源对创业活动的激励作用（王秀丽等，2014^[57]；李从刚等，2017^[58]）。本文采用樊纲等（2011）^[39]编制的《中国分省份市场化指数报告》中信贷资金市场分配指数度量地区银行贷款市场化程度 (*Mark*)。由于该市场化指数在 2009 年之后调整了量纲，同时为了降低样本量的损失，本部分的分析采用 2001—2010 年的样本，我们按照 2001—2009 年平均增长趋势计算得出了 2010 年信贷资金市场分配指数。我们按照市场化指数的均值计算了市场化指数虚拟变量 (*Mark_Dum*)，并将该变量与两个度量地区银行分支机构扩张的指标分别生成交互项，从实证结果来看，相比于市场化程度较低的地区，银行分支机构扩张在市场化程度较高地区对创业企业成立数量的正向影响更大。

(四) 稳健性检验

1. 银企距离。

距离是影响银行信息搜集成本和客户监督成本的重要因素，因此，银行分支机构的服务半径具有有限性。银行分支机构与客户的距离越近，银企关系的成本越低（Benfratello 等，2008^[59]）。上文的分析基于城市层面的行政区划范围讨论了银行分支机构扩张对创业活动的激励效应。本部分将通过创业活动与银行分支机构的地理分布，进一步考察银行分支机构扩张对创业活动产生的影响。通过银行分支机构的地址和企业注册信息，我们分别识别了银行和企业的经纬度，并基于此识别了银行分支机构附近 5 公里、10 公里、20 公里、30 公里、50 公里等距离的企业创立数目，并采用以下计量模型分析银行分支机构扩张对区域创业活动的影响。

$$Firm(j)_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Entry_{i,t-1} + \gamma Control_{i,t} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中： $Firm(j)_{i,t}$ 是根据经纬度匹配出的某一银行分支机构附近 j 公里的人均企业创立数目，以此衡量银行分支机构周围的企业创立活跃度情况。 $Entry_{i,t-1}$ 是虚拟变量，在银行分支机构开设当年设置为 1，其余

年份对应值为 0。 $Control_{i,t}$ 为一系列城市层面的控制变量，具体定义与模型（1）保持一致。

从回归结果来看，地级市某一银行分支机构开立一年后，该银行分支机构将显著提升周围一定范围内的企业创立活跃度。我们对相邻组的回归系数进行了差异性检验，进一步讨论银行分支机构扩张对不同范围内创业活动是否有差异性影响。我们发现银行分支机构扩张对其半径 5 公里范围内的创业活动数量的促进作用显著小于半径 10 公里范围内的创业活动数量，而后者显著小于半径 20 公里范围内的创业活动数量，但半径 20 公里和半径 30 公里范围内的影响系数没有显著差异，这意味着银行分支机构开设对创业活动的激励效应在半径 20 公里范围内呈现递增的趋势。而半径 50 公里和半径 30 公里的检验结果显示，在半径 50 公里范围内银行分支机构开设对创业活动的正向影响要显著小于在 30 公里范围内的结果，这说明银行分支机构对创业活动激励效应在衰减。

2. 新设立银行的数目。

银行分支机构的扩张包括本地区已有银行新设分支机构和本地区新进入银行首次设立分支机构两种不同情况。为了提供稳健性分析结果，我们以银行是否在本地区首次开设分支机构为标准识别了本地区银行分支机构开设数量，并基于此分析了银行分支机构扩张对本地区创业活动数量和不同类型企业创业活动数量的异质性影响，结果与上文结果保持基本一致。

3. 增加直辖市样本的稳健性分析。

由于经济发展水平、经济政策等方面的差异，我们在上文的分析中将四个直辖市的样本剔除，本部分将直辖市的样本纳入回归分析中来检验上文分析结果的稳健性。从回归结果来看，增加了样本之后的结果与基准回归中结果保持基本一致，这些结果表明银行分支机构扩张能够显著激励本地区的创业活动。

六、结论与建议

金融市场如何影响实体经济是经济研究关注的重要话题，在我国现有以银行间接融资为主导的金融体系下，银行分支机构的扩张为地区带来了丰富的金融资源，有效地支撑了地区经济的发展。而创业活动是经济发展的重要微观推动力，创业活动是否活跃直接关系到经济的可持续发展能力。基于 2001—2017 年中国商业银行分支机构数据和全国工商企业注册数据，本文采用双向固定效应模型探讨了银行分支机构扩张对地区创业活动的影响。我们主要有以下结论：

第一, 银行分支机构扩张可以显著提升当地企业创立活跃度, 在利用政策冲击进行因果识别的实证检验中, 我们仍然发现银行分支机构对创业活动存在显著的激励效应。第二, 从创业活动的类型和银行规模来看, 我们发现银行分支机构扩张对公司制企业的创业活动的激励效应更强, 相比四大国有银行, 中小银行分支机构扩张对地区创业活动的影响效应更加显著。第三, 从外部竞争环境和制度环境来看, 我们发现银行分支机构扩张对创业活动的激励效应在银行分支机构存量少、市场化程度高的地区更强。第四, 银行分支机构对创业活动的激励效应受到地理范围的约束, 在半径 20 公里范围内的激励效应呈现递增的趋势, 在半径 20~30 公里范围内银行分支机构扩张的创业激励效应没有显著变化, 而在半径 30 公里以上这种激励效应呈现显著下降的趋势。

本文研究结论具有以下政策启示:

第一, 监管部门应该适当放松对银行分支机构扩张行为的监管, 促进更多中小银行的发展, 丰富中国商业银行的结构体系。银行分支机构的扩张不仅能够

为地区增加金融资源供给水平, 而且能够拉近银行和客户的距离, 降低银行的客户筛选和监督成本。相比四大国有银行, 中小银行分支机构扩张对地区创业活动的影响效应更为显著, 通过银行资金供给端的改革能为缓解中小企业融资贵、融资难的问题提供更多解决方案。

第二, 必须注重地区市场环境的改善, 调整政府与市场的关系, 让市场主导企业经济, 持续深入推进市场化改革。与市场化程度低的地区相比, 高市场化的地区推行银行部门改革对创业行为的激励作用更高, 有助于激发和保护企业家精神。

第三, 应继续推进银行普惠金融进程, 加大类似“小额担保贷款”直接支持创业行为的投入。银行分支机构扩张带来的金融资源对创业企业是一种有力支持, 实证结果显示公司制企业凭借现有优势所呈现的激励效应更强。银行部门应该注重对农民、大学生等群体创业活动的支持, 鼓励更多社会主体投身创新创业, 并进一步增加对非公司制企业的支持, 激发各类创业企业活力, 推动发展高质量高效率的市场经济。

参考文献

- [1] Hausse J C, Rietz G D. Entry, Industry Growth and the Microdynamics of Industry Supply [J]. *Journal of Political Economy*, 1984, 92 (4): 733.
- [2] Black S E, Strahan P E. Entrepreneurship and Bank Credit Availability [J]. *Journal of Finance* (Wiley-Blackwell), 2002, 57 (6): 2807-2833.
- [3] Di Patti E B, Dell'Ariccia G. Bank Competition and Firm Creation [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2004, 36 (2): 225-251.
- [4] 姜付秀, 蔡文婧, 蔡欣妮, 李行天. 银行竞争的微观效应: 来自融资约束的经验证据 [J]. *经济研究*, 2019 (6): 72-88.
- [5] 郭妍, 张立光. 外资银行进入对我国银行业影响效应的实证研究 [J]. *经济科学*, 2005 (2): 58-66.
- [6] Gao H, Ru H, Townsend R, Yang X. Rise of Bank Competition: Evidence from Banking Deregulation in China [Z]. NBER Working Paper, 2019.
- [7] 黄福广, 彭涛, 田利辉. 风险资本对创业企业投资行为的影响 [Z]. *金融研究*, 2013 (8): 180-192.
- [8] 马光荣, 杨恩艳. 社会网络、非正规金融与创业 [J]. *经济研究*, 2011 (3): 83-94.
- [9] 李树, 于文超. 农村金融多样性对农民创业影响的作用机制研究 [J]. *财经研究*, 2018 (1): 4-19.
- [10] Kerr W R, Nanda R. Democratizing Entry: Banking Deregulations, Financing Constraints, and Entrepreneurship [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94 (1): 124-149.
- [11] 贾春新, 夏武勇, 黄张凯. 银行分支机构、国有银行竞争与经济增长 [J]. *管理世界*, 2008 (2): 7-14, 187.
- [12] 曹凤岐, 杨乐. 银行信贷调配与区域经济增长 [J]. *金融研究*, 2014 (6): 50-66.
- [13] 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 (7): 63-75.
- [14] Lee Y, Mukoyama T. Entry and Exit of Manufacturing Plants over the Business Cycle [J]. *European Economic Review*, 2015, 77: 20-27.
- [15] Lu J, Tao Z. Determinants of Entrepreneurial Activities in China [J]. *Journal of Business Venturing*, 2010, 25 (3): 261-273.
- [16] Rajan R G, Zingales L. Power in a Theory of the Firm [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113 (2): 387-432.
- [17] King R G, Levine R. Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1993, 108 (3): 717-737.
- [18] Allen F, Qian J, Qian M. Law, Finance, and Economic Growth in China [J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77 (1): 57-116.
- [19] Jayaratne J, Strahan P E. The Finance-growth Nexus: Evidence from Bank Branch Deregulation [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1996, 111 (3): 639-670.
- [20] Degryse H, Ongena S. Distance, Lending Relationships, and Competition [J]. *Journal of Finance*, 2005, 60 (1): 231-66.
- [21] Agarwal S, Hauswald R. Distance and Private Information in Lending [J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23 (7): 2757-88.
- [22] Cestone G, White L. Anticompetitive Financial Contracting: The Design of Financial Claims [J]. *The Journal of Finance*, 2003, 58 (5): 2109-2141.

- [23] Célerier C, Matray A. Bank-branch Supply, Financial Inclusion, and Wealth Accumulation [J]. *The Review of Financial Studies*, 2019, 32 (12): 4767-4809.
- [24] Evans D S, Jovanovic B. An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints [J]. *Journal of Political Economy*, 1989, 97 (4): 808-827.
- [25] Holtz-Eakin D, Phillips J W R, Rosen H S. Estate Taxes, Life Insurance, and Small Business [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2001, 83 (1): 52-63.
- [26] Cetorelli N, Strahan P E. Finance as a Barrier to Entry: Bank Competition and Industry Structure in Local U. S. Markets [J]. *Journal of Finance*, 2006, 61 (1): 437-461.
- [27] Freixas X, Rochet J C. *Microeconomics of Banking* [M]. Cambridge, Mass: MIT Press, 2008.
- [28] Rice T, Strahan P E. Does Credit Competition Affect Small-firm Finance? [J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65 (3): 861-889.
- [29] Huang R R. Evaluating the Real Effect of Bank Branching Deregulation: Comparing Contiguous Counties across US State Borders [J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 87 (3): 678-705.
- [30] Gennaioli N, Shleifer A, Vishny R. Finance and the Preservation of Wealth [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129 (3): 1221-1254.
- [31] Keil J, Müller K. Bank Branching Deregulation and the Syndicated Loan Market [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2020, 55 (4): 1269-1303.
- [32] Levine R. Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda [J]. *Journal of Economic Literature*, 1997, 35 (2): 688-726.
- [33] Berger E A, Butler A W, Hu E, Zekhnini M. Financial Integration and Credit Democratization: Linking Banking Deregulation to Economic Growth [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2021, 45: 100857.
- [34] Minniti M, Bygrave W. The Microfoundations of Entrepreneurship [J]. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 1999, 23 (4): 41-52.
- [35] Gries T, Naude W. Entrepreneurship, Structural Change and a Global Economic Crisis [J]. *Entrepreneurship Research Journal*, 2011, 1 (3): 1-41.
- [36] Shapero A, Sokol L. *The Social Dimension of Entrepreneurship* [M]. NJ: Prentice Hall, 1982.
- [37] Saxenian A. Silicon Valley's New Immigrant High-growth Entrepreneurs [J]. *Economic Development Quarterly*, 2002, 16 (1): 20-31.
- [38] Noorderhaven N, Thurik R, Wennekers S, Van Stel A. The Role of Dissatisfaction and Per Capita Income in Explaining Self-employment across 15 European Countries [J]. *Entrepreneurship: Theory & Practice*, 2004, 28 (5): 447-466.
- [39] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数: 各省区市场化相对进程 2011 年度报告 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2011.
- [40] 吴晓瑜, 王敏, 李力行. 中国的高房价是否阻碍了创业? [J]. *经济研究*, 2014 (9): 121-134.
- [41] 陈刚. 管制与创业——来自中国的微观证据 [J]. *管理世界*, 2015 (5): 89-99, 187-188.
- [42] 叶文平, 李新春, 陈强远. 流动人口对城市创业活跃度的影响: 机制与证据 [J]. *经济研究*, 2018 (6): 157-170.
- [43] Glaeser E L. *Entrepreneurship and the City* [Z]. Working Paper, 2007.
- [44] 王擎, 吴玮, 黄娟. 城市商业银行跨区域经营: 信贷扩张、风险水平及银行绩效 [J]. *金融研究*, 2012 (1): 141-153.
- [45] 雷震, 彭欢. 银行业市场结构与中小企业的生成: 来自中国 1995—2006 年的证据 [J]. *世界经济*, 2010 (3): 109-125.
- [46] Domar E D, Musgrave R A. Proportional Income Taxation and Risk-taking [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1944, 58 (3): 388-422.
- [47] 朱华晟, 孔一粟. 我国区域创业水平与经济发展水平关系研究 [J]. *华东经济管理*, 2018 (10): 79-85.
- [48] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 郭峰. 数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据 [J]. *经济学 (季刊)*, 2018 (4): 1557-1580.
- [49] Lieberman M B, Montgomery D B. First-mover (Dis) Advantages: Retrospective and Link with the Resource-based View [J]. *Strategic Management Journal*, 1998, 19 (12): 1111-1125.
- [50] Lilien G L, Yoon E. The Timing of Competitive Market Entry: An Exploratory Study of New Industrial Products [J]. *Management Science*, 1990, 36 (5): 568-585.
- [51] Amore M D, Schneider C, Aldokas A. Credit Supply and Corporate Innovation [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 109 (3): 835-855.
- [52] 周茂, 陆毅, 杜艳, 姚星. 开发区设立与地区制造业升级 [J]. *中国工业经济*, 2018 (3): 62-79.
- [53] 林毅夫, 孙希芳, 姜焯. 经济发展中的最优金融结构理论初探 [J]. *经济研究*, 2009 (8): 4-17.
- [54] Berger A, Miller N, Petersen M. Does Function Follow Organizational Form? Evidence from the Lending Practices of Large and Small Banks [J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 76 (2): 237-269.
- [55] 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 (3): 31-47, 206.
- [56] Jayaratne J, Wolken J D. How Important Are Small Banks to Small Business Lending? New Evidence from a Survey of Small Firms [J]. *Journal of Banking and Finance*, 1999, 23 (2): 427-458.
- [57] 王秀丽, 鲍明明, 张龙天. 金融发展、信贷行为与信贷效率——基于我国城市商业银行的实证研究 [J]. *金融研究*, 2014 (7): 94-108.
- [58] 李从刚, 许崇正, 李跃然. 股权结构、制度环境与经营绩效: 来自中国城市商业银行的经验证据 [J]. *华东经济管理*, 2017 (8): 92-98.
- [59] Benfratello L, Schiantarelli F, Sembenelli A. Banks and Innovation: Microeconomic Evidence on Italian Firms [J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 90 (2): 197-217.

(责任编辑: 李 晨 张安平)

金融科技降低了银行风险吗？

——基于规模异质的视角

Can FinTech Reduce Bank Risk?

From the Perspective of Bank Size Heterogeneity

赵胜民 屠堃泰

ZHAO Sheng-min TU Kun-tai

[摘要] 随着科技的发展和渗透，各家银行陆续布局金融科技。技术的进步与运用是否有助于降低银行的风险水平？本文利用网络爬虫技术和文本分析技术构建了金融科技度量指标，并基于2010—2019年我国60家商业银行的数据进行实证分析，最后通过面板门限模型进行检验。研究发现：金融科技与银行风险存在非线性关系，其影响因银行规模而异，即随着银行规模的增加，金融科技对银行风险的抑制效果由无效转为有效，随后非线性增强，具有显著的双重门限特征。机制分析表明，金融科技引起的银行资产负债结构变化是影响其风险水平的有效途径。先进技术显著提升了大型银行的利息收入水平（资产端）和客户存款比例（负债端），银行风险降低。而中小型银行自身具有局限性，科技的投入尚不能有效转化为经济效益的提升，风险改善不明显。拓展分析表明，在常规业务之外，金融科技也给影子银行业务提供了便利，促进了影子银行规模扩张，这可能会导致银行的隐性风险提高。

[关键词] 金融科技 银行风险 银行规模 文本分析技术 面板门限模型

[中图分类号] F830.33 F832.4 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 10-0035-15

Abstract: Commercial banks have started the process of digital transformation along with the development and penetration of technology in recent years. The question of whether the application of FinTech helps reduce the risk level of banks arose. We constructed FinTech indicators by using methods of web crawler and text analysis. Then we adopt the data from 60 commercial banks in China during the past decade to examine the relationship between FinTech and bank risk. We found that there is a nonlinear relationship between FinTech and bank risk; i. e., with the increase of bank size, the inhibition effect of FinTech on bank risk turns from ineffective to effective, after which the relationship appears to be positively non-linear with significant double threshold characteristics. In addition, we proved that the change of balance sheet structure caused by FinTech is the main mechanism that affects bank risk. For large banks, FinTech has significantly increased the interest income (asset side) and customer deposit ratio (liability side), due to which the bank risk is diminished. However, small and medium-sized banks cannot benefit from the investment in FinTech immediately due to many restrictions. Further analysis indicated that FinTech also plays a role in the development of shadow banking besides regular bank business. This expansion of shadow banking caused by FinTech could possibly increase banks' exposure to some hidden risks.

Key words: FinTech Bank risk Bank size Text analysis Panel threshold model

[收稿日期] 2022-03-22

[作者简介] 赵胜民，男，1967年4月生，南开大学金融学院教授，工学博士，博士生导师，研究方向为宏观审慎与金融风险；屠堃泰，女，1994年11月生，南开大学金融学院博士研究生，研究方向为金融科技与金融风险。本文通讯作者为屠堃泰，联系方式为821743807@qq.com。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“金融文本大数据与银行业系统性风险：指标构建、应用与评估整合”（项目编号：72173144）；国家自然科学基金项目“金融周期视角下的中国银行业系统性风险防范与化解研究”（项目编号：71973162）。

感谢匿名审稿人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

近年来,随着大数据、人工智能、区块链等技术的兴起,金融科技在我国蓬勃发展,金融服务创新层出不穷,继而推动金融格局发生深刻变化。2019年8月,央行印发《金融科技(FinTech)发展规划(2019—2021年)》,规划强调要“充分发挥金融科技赋能作用,将金融科技打造成为经济高质量发展的新引擎”。

科技助力下,商业银行的经营模式逐渐升级,金融生态环境不断优化。然而,科技进步从来都是一把“双刃剑”,银行数字化转型引发的内外环境改变会反过来影响自身风险。一些研究对金融科技与银行风险的关系进行了探讨(Chen等,2019^[1];Thakor,2020^[2]),但未形成一致结论。可能原因在于,现有研究大多笼统地将商业银行视为一个总体,忽略了对银行异质性特征的考量。而技术变革往往具有两面性,对不同的银行而言,金融科技的最终作用效果或有不同。银行自身特征和禀赋条件各异,特别是大型银行和中小型银行之间,其资金规模、市场势力、客户类型、贷款技术等都具有较大差异,金融科技的适用性与作用效果或有差别,对银行经营与风险的影响也不能一概而论。技术的变革迫使所有银行加码金融科技,新技术能否充分发挥积极作用尚未可知,但技术的研发却需要人力和资金的大量投入,如果科技的投入不能转化为经济效益的提升,高额的成本反而会加重银行负担。

在这一背景下,金融科技如何影响商业银行的风险承担是一个有待探索的黑箱。区别于现有文献中,仅单纯针对金融科技与银行风险的总体关系进行研究,或者单纯针对金融科技与银行经营的关系进行研究,本文聚焦微观层面,构建基于银行个体的金融科技指标,关注金融科技技术特性与银行的禀赋特征,探讨金融科技通过影响银行经营进而影响银行风险的机制,并考察这种机制在银行规模层面的异质性,更符合客观现实。

本文主要贡献在于:第一,本文以银行规模异质性为切入点,对不同规模银行发展金融科技的效用进行了详细梳理。而以往研究通常将商业银行视为一个总体,缺乏基于银行异质性特征的探索。第二,本文将研究延伸到影子银行领域,进一步探索了金融科技、影子银行与银行风险之间的关系。现有研究鲜有

从影子银行层面探讨金融科技的作用效果。本文的研究有助于深入认识金融科技带来的银行营业结构性变化和风险水平变动,不仅有助于丰富金融科技相关理论研究,而且对于商业银行布局金融科技、利用新技术防范和化解金融风险以及推动银行业深化改革等重要现实问题具有参考意义。

二、文献综述与研究假设

(一) 金融科技与银行风险承担

随着金融科技的蓬勃发展,其与银行风险承担的关系逐渐受到学术界的关注。根据以往研究脉络,本文将从积极影响和消极影响两方面进行梳理。

积极影响方面,金融科技可以降低交易成本,提高交易的便利性,激发商业银行的创新能力和盈利能力,从而降低银行风险承担(Philippon,2016^[3];Goldstein等,2019^[4])。Sheng(2021)^[5]指出,运用金融科技可以提高银行软信息收集能力,增强市场信息透明性,降低银企间的信息不对称,优化风险管理水平。Buchak等(2018)^[6]发现,抵押贷款市场上,使用金融科技的影子银行可以利用更多的数据和模型为贷款定价,他们设定的利率水平也与客户事后表现更相关,即借助科技手段可以将信贷资源配置给信用更好的借款人。Fuster等(2019)^[7]发现,金融科技贷款人处理抵押贷款申请的速度比其他贷款人快约20%,在金融科技贷款较多的地区,借款人会更积极地参与再融资。除此之外,金融科技有助于银行对借款人展开价格歧视并获得服务溢价。研究发现,在对价格最敏感的借款人中,金融科技定价的贷款利率较低;与之相对,在更看重便利性的借款人中,贷款利率较高。

另一些研究则认为,金融科技具有消极影响。从资金成本的角度来看,邱晗等(2018)^[8]的研究指出,金融科技推动了利率市场化,银行越来越依赖同业拆借等批发性资金,由于同业资金利率较高,银行整体负债成本被抬高。为弥补负债成本上升的利润损失,银行会选择更高风险的资产。从目标客户的角度看,龚晓叶和李颖(2020)^[9]表明,金融科技主要针对“长尾”人群在“利基”市场提供金融服务,这些客户希望以低成本获得资金,且普遍存在抵押物缺乏、信用信息不全等问题,银行服务成本较高,将加重风险承担水平。除此之外,方意等(2020)^[10]指出,金融科技所依托的技术可能会带来新的风险。人工智能

技术的普及会导致金融机构的算法和决策行为趋同,在受到外生冲击时,会加剧市场共振和风险传染。

可以看出,金融科技对银行风险的影响具有两面性,当科技发展能够转化为效益的提升,实现收益覆盖风险时,银行风险降低;反之,当技术的进步未能使银行形成比较优势,甚至恶化了经营状况时,为覆盖成本和稳定收益,银行的风险承担上升。

基于以上分析,本文提出如下假设:

H1: 金融科技对银行风险的影响并不确定,取决于其积极效应与消极效应的净效应。

(二) 金融科技特性与银行比较优势

银行特征可能是影响金融科技与风险承担关系的重要因素。尤其是大型银行和中小型银行之间,其自身资源与禀赋条件都具有较大差异,因而金融科技对银行风险的作用效果可能会有所差别。接下来,本文将从金融科技的技术特征入手,结合银行的禀赋条件具体说明。

第一,从成本的角度来看,金融科技具有两个特点,较高的初始成本投入和随之降低的银行单位成本(Philippon, 2019^[11])。针对金融科技的成本特点,大型银行更易利用自身规模优势提高技术投入的成本效率。大型银行客户数量较多,业务规模较大,边际成本的下降带来的收益较大,高额初始投入更易被分摊,产生规模经济。相比之下,中小型银行规模较小,单位成本下降带来的收益不能弥补初始投入增加的成本,反而可能会加重经营负担。

第二,从服务模式的角度来看,金融科技拓展了银行服务边界。金融科技的应用使银行具备了业务下沉能力,促进了零售端业务扩张(徐晓萍等, 2021^[12])。在传统金融环境中,大型银行主要依赖对公业务,而大银行的客群转型实际上会对中小型银行展开竞争,二者关系从“井水不犯河水”变为“短兵相接”。大型银行吸引和挤出了中小型银行积累的优质客户资源,致使其盈利水平下降,风险水平上升。

第三,从银行贷款技术的角度来看,人工智能等新技术的发展能够增强银行的软信息收集能力,减少银企之间信息不对称程度(Granja等, 2020^[13]; Berg等, 2020^[14])。在传统经营中,中小银行更好地掌握地方性小微企业信息。科技的发展升级了银行的贷款技术,大型银行的信息劣势被扭转,银行可以从多种渠道收集小微企业软信息,通过将软信息“硬化”,提升小微企业信贷供给能力(盛天翔等,

2020^[15])。相比之下,科技发展减少了“中小银行优势”现象,中小银行所依赖的区域经验优势和地缘性经济优势被削弱,银行维系核心客户的成本和难度加大。

基于以上分析,本文提出如下假设:

H2: 金融科技显著降低了大银行风险水平,而对中小银行的影响并不显著。

(三) 金融科技、银行经营结构和风险承担

为研究金融科技影响银行风险的作用机制,本文将从金融科技对银行经营结构的影响及其风险传递机制两方面进行梳理。

首先,梳理金融科技对银行经营结构的影响。金融科技的应用帮助银行具备了业务下沉能力,大型银行在竞争中具有比较优势,优质零售客户大量增加,进而促进了客户结构和信用结构调整(金洪飞等, 2020^[16])。在负债端表现为吸储能力增强,客户存款比例提高;在资产端表现为信贷供给能力提高,利息收入比例上升。相比之下,中小银行的客户资源流失,吸储难度加大,在负债端更加依赖同业融资。在资产端,主营业务空间被挤压,不得不增加对同业业务和表外业务的依赖,可以推测,中小型银行非利息收入比例上升。

其次,梳理银行经营结构的变化对银行风险水平的影响。在负债端,客户存款被视为银行最稳定的负债来源,具有成本低、期限长、稳定性强等优点(Cornett等, 2011^[17])。而非存款负债如批发性资金等,不仅付息成本高,且利率风险暴露也较高,因而更易引发危机。在资产端,利息业务具有高收益性,且客户黏性较高。相比之下,非利息活动的波动较大,非利息收入的边际增长会导致较低的风险调整利润,银行过度依赖非利息业务会恶化风险水平(Stiroh和Rumble, 2006^[18];李志辉和李梦雨, 2014^[19])。

基于以上分析,本文提出如下假设:

H3: 金融科技提高大银行客户存款占比和利息收入占比,而对中小银行的作用则恰恰相反。

在常规业务之外,银行还进行着大量影子银行业务。作为“平行体系”,影子银行也具有信用中介等职能,积聚了各类风险。2020年银保监会发布的《中国影子银行报告》认为,影子银行具有“天使与魔鬼的两重性”,其本身是常规银行体系的补充,但缺乏必要的监管。为了绕开信贷规模、流向、资本金要求等监管限制,银行将一些业务进行“包装”,隐

藏在资产负债表的其他会计科目中或直接移出表外，造成资产质量不实，真实风险被粉饰或掩盖。

金融科技改变着银行的经营方式，银行自然也会将新技术应用于影子银行领域。一方面，金融科技提高了交易的便利性，为影子银行业务开展提供了便利条件。金融科技的发展可以增加银行网络的覆盖范围，扩充客户资源，而客户群体的扩大也会增加银行理财、委托贷款等影子银行产品的发行和销售量。Buchak 等 (2018)^[6] 比较了不同贷款技术下，影子银行贷款发放差异。研究显示，应用 FinTech 的影子银行可以使消费者更快更方便地获得贷款，消费者愿意为这种便利买单。研究估计，技术进步大约贡献了影子银行总体增长的 25%。另一方面，金融科技的发展还会通过加剧银行间竞争，促进影子银行扩张。比如，一些小的城商行和农商行偏居一方，面向的客户群体有限，当地优质客户会被大型银行精准“掐尖”，为弥补利润损失，会转向通道、同业、投资等影子银行业务获取收益。竞争压力下，为了应对客户存款的流失，银行会通过发行高收益的理财产品来变相吸收存款；为了应对优质贷款项目的减少，银行也有动机降低信贷标准，通过开展“类信贷”业务发放贷款。而影子银行业务通常游离于监管和救助体系之外，融资实体信用水平较差，产品层层嵌套关联性高，具有较高风险隐患。

基于以上分析，本文提出如下假设：

H4：在常规业务之外，金融科技还会促进影子银行规模扩张，提高银行的隐性风险。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选取了我国 60 家商业银行作为研究样本，包括 6 家大型国有商业银行、10 家股份制商业银行，以及 38 家城商行、6 家农商行，银行类型较为全面。另外，根据银保监会披露^①，截至 2019 年年末，我国商业银行总资产为 232.3 万亿元，而样本银行合计资产规模为 198.8 万亿元，占总资产比例的 85.6%，说明本文所选样本可以较好代表银行业总体特征。样本期间为 2010—2019 年。本文所用银行财务数据主要源于 Bank Focus 数据库、WIND 数据库，还有部分是根据银行年度报告整理所得。

(二) 变量选择

本文主要涉及三类变量：其一，银行风险和经营指标；其二，银行金融科技发展水平指标；其三，控制变量。下面分别给出变量的具体定义。

1. 被解释变量。

本文的被解释变量涉及两个方面，一是银行风险水平，二是银行经营状况。

银行风险水平：文献中常用风险加权资产比率反映银行的主动风险承担，相较于不良贷款率等指标，其包含了更多种类的资产，反映了更多风险类型。故本文选取风险加权资产比率 (*RWA*) 作为银行风险水平的基准衡量指标，并将不良贷款率 (*NPL*)、资产减值准备比率 (*LLR*) 作为稳健性检验的辅助指标。

银行经营结构：参考郭品和沈悦 (2019)^[20] 的研究，本文选用客户存款与总付息负债之比 (*CD*) 衡量银行的存款结构。客户存款是银行付息负债的主要组成部分，且对银行的风险、利率等经营状况缺乏敏感度，稳定性较强。而同业存款等批发性资金对利率高度敏感，易引发流动性问题。当零售市场竞争加剧，筹资困难时，银行会加大对批发性资金的需求，二者形成互补关系。参考申创和赵胜民 (2018)^[21] 的研究，本文以非利息收入占比 (*NIIR*) 作为银行业务结构的代理变量。银行的营业收入由利息收入和非利息收入两部分构成。非利息收入占比越高，说明信贷业务占比越小。

银行存款与贷款规模：本文以客户存款总额的自然对数 (*DEP*) 衡量银行存款规模。以贷款总额的自然对数 (*LOAN*) 衡量银行贷款规模。为排除银行自身因素的影响，本文同时选取相对存款规模 (*RDEP*，存款总额/总资产) 和相对贷款规模 (*RLOAN*，贷款总额/总资产) 作为稳健性检验指标。

影子银行规模：影子银行无直接可用的数据，本文根据《中国影子银行报告》中对影子银行业务的界定来推算影子银行规模。对于银行体系的影子银行，又可进一步划分为表内影子银行和表外影子银行 (李志生和邵杨楠，2021^[22])。表内影子银行主要包括：同业特定目的载体投资，如信托和资产管理计划、理财产品、投资基金、资产支持证券等，大多记为存放同业、买入返售金融资产、应收款项类投资科

^① 数据来源：中国银行保险监督管理委员会网站，该统计口径不包含政策性金融机构等其他类型金融机构。

目。表外影子银行主要包括：资金来源方，非保本理财产品；资金运用方，委托贷款、信托贷款和未贴现票据。大多数银行年报未披露信托贷款和未贴现票据的数据，本文仅以委托贷款表示。经测算，2019年年末，样本中表内影子银行（SHADOW）规模为7.75万亿元，与《中国影子银行报告》披露的10.82万亿元相比，占总量的72%左右。非保本理财产品（WMP）规模18.8万亿元，与《中国银行业理财市场报告》中所披露的23.4万亿元相比，占总量的80%左右。委托贷款（EL）规模为8.19万亿元，与人民银行披露的11.44万亿元相比，占总量的72%左右。总体来看，本文样本能较好地代表银行业特征。

2. 核心解释变量。

(1) 银行金融科技发展水平。

本文利用网络爬虫技术和文本分析技术构建银行层面的金融科技发展指标。具体构造过程分为三步：构建金融科技词库、搜索银行金融科技文本、文本信息处理。

第一步，构建金融科技关键词库。参考巴塞尔委员会的报告，金融科技（FinTech）可以划分为四大业务领域，分别为：支付结算（PS）、存贷款与资本筹集（DLC）、投资管理（IM）、市场设施（MF）。本文将依据这种分类方式，参考《中国金融科技运行报告》《金融科技发展规划（2019—2021年）》等文件，筛选提取金融科技四大领域相关词汇，并将其作为词库，如表1所示。

第二步，获取银行金融科技文本。借鉴李春涛等（2020）^[23]的研究，本文通过“关键词+银行名称”的形式，利用百度搜索进行Python网络爬虫，得到既包含银行名称又包含科技名词的新闻（如“工商银行”+“大数据”）。为保证搜索结果的准确性，本文还做了以下处理：第一，限制在资讯栏目进行搜索，可以排除广告等无关信息干扰，且新闻可信度和权威性较高。第二，搜索结果可能存在部分与银行金融科技发展相关性较弱的新闻。比如，一些财经类新闻仅并列讨论了科技类公司和银行的股票，但可能同时包含金融科技名词和银行名称。为了排除这种干扰，进一步对文本信息进行筛选。如果“银行名称”和“科技词汇”同时出现在新闻标题中，则保留这

条新闻。对于标题未出现关键词的新闻，参考朱恩伟等（2019）^[24]的研究，进一步爬取新闻内容。当新闻内容中同时出现一定次数以上的“银行名词”和“科技词汇”时，才认定该新闻反映了银行的金融科技发展状况。这种做法的依据是：新闻中目标关键词出现的次数越多，说明该新闻与目标主题越接近。本文将该阈值取2，在1000条样本的抽样检测中，有效样本可达92%。

第三步，对上述结果进行文本分析。本文利用基于情感词典的分析方法，区分新闻文本情感倾向，并将其分为三类：积极新闻、中性新闻和消极新闻。然后使用积极新闻与消极新闻之差度量银行金融科技发展。参考姜富伟等（2021）^[25]、李倩等（2022）^[26]的研究，主要技术步骤包括：第一，对新闻文本分词。本文使用jieba模块进行分词，并将搜狗词库内的经济、科技词库以及本文构建的关键词库添加入自定义词库^①，以保证分词结果的准确性。第二，构建金融情感词典。文献中通常采用LM词典分析文本情绪，但该词典是基于英文财经文本开发的，不能很好适合中文语境。本文在LM词典基础上，补充了三种常用的中文情感词典（知网Hownet、台湾大学NTUSD、清华大学李军），然后筛选、去重得到本文情感词典。最后，计算新闻情感倾向。根据情感词典和其他基础词典（包括否定词词典、程度副词词典）^②计算每条新闻的净情绪（式1）。如果情感分数大于0，说明是积极新闻；分数等于0，说明情感倾向是中性；分数小于0，说明是消极新闻。得到上述结果后，以同期正负新闻数量之差计算净指数（式4），作为银行金融科技发展的度量。对上述指标进行对数变换以消除其右偏性。简要表述如下：

$$News_{j,i,t} = \sum_k sig(m_{j,k,i,t}) \times weight_{j,k,i,t} \times senti(word_{j,k,i,t}) \quad (1)$$

$$sig(m_{j,k,i,t}) = (-1)^{m_{j,k,i,t}} \quad (2)$$

$$senti(word_{j,k,i,t}) = \begin{cases} 1, & word_{j,k,i,t} \text{ 为积极情感词} \\ -1, & word_{j,k,i,t} \text{ 为消极情感词} \end{cases} \quad (3)$$

$$FinTech_{i,t} = \sum_j News_{j,i,t}^{pos} - \sum_j News_{j,i,t}^{neg} \quad (4)$$

① 搜狗词库网址：<https://pinyin.sogou.com/dict/>。本文添加的搜狗词库：财经金融词汇大全、金融市场名词、人工智能。

② 本文使用的词典已在github分享，有兴趣的读者可自行下载：https://github.com/kuntai-master/sentiment_dict。

其中：下标 i 表示银行， t 表示年度， j 表示新闻， k 表示情感单元。 $News_{j,i,t}$ 为 i 银行 t 年第 j 条新闻的情感倾向。 $senti(word_{j,k,i,t})$ 为 i 银行 t 年第 j 条新闻内第 k 个情感单元的情感词倾向。 $weight_{j,k,i,t}$ 表示程度副词权重， $sig(m_{j,k,i,t})$ 为否定指数， $m_{j,k,i,t}$ 为否定词数量。 $News_{j,i,t}^{pos}$ 表示 i 银行 t 年第 j 条正面新闻， $News_{j,i,t}^{neg}$ 则表示负面新闻。

本文指标相对现有研究做出了改进，现有研究通常直接将银行科技新闻总数量作为测度指标，但是仅考虑新闻的数量，而不深入分析新闻的内容会忽略新

闻的异质性。比如，一些新闻可能报道了银行科技发展的的问题或风险，传达了某种消极信息，这与报道银行科技的积极新闻存在明显的区别。因此，如果消极新闻也被计入金融科技指标，可能会高估某些银行的金融科技发展。本文在以往指标的基础上，利用基于情感词典的文本分析方法，进一步区分新闻的情绪，将指标从主要关注新闻数量的量化信息拓展到关注新闻内容和情绪的质化信息，改进金融科技指标的度量。根据本文的测算，以 2019 年工商银行为例，以往的直接加总方法会高估 22.3% 的银行金融科技水平。

表 1 银行各业务领域的金融科技应用

支付结算类 (PS)		存贷款与资本筹集类 (DLC)		投资管理类 (IM)		市场设施类 (MF)	
移动钱包	点对点汇款	借贷型众筹	线上贷款平台	直销银行	线上货币交易	融合架构	开放银行
数字货币	虚拟价值交换网络	贷款清收	电子商务贷款	预测模型	线上证券交易	分布式账户	大数据
跨境支付	第三方支付	投资型众筹	股权众筹融资	智能投顾	量化金融	EB 级存储	亿级并发
NFC 支付	智能金融合约	智能客服	信用沉淀	智能数据分析	电子交易服务	云计算	流计算
移动支付		信贷工厂	直销银行	反欺诈模型	投资决策辅助系统	智能数据分析	网联
手机银行		网络贷款	投贷联动	投贷联动	智能金融合约	物联网	互联网金融
网上银行		手机银行		在线理财	互联网理财	移动互联	差分隐私技术
区块链		网上银行		互联网保险		生物识别技术	身份验证

(2) 银行金融科技指标的有效性检验。

为验证上述方法构建的指标在反映银行金融科技发展水平方面的有效性，本文同时利用银行年报的文本信息，构建基于年报的金融科技指标进行对照 ($FinTech_AR$)。银行年报总结了银行的经营状况和未来发展规划，可以反映银行的金融科技发展水平和意愿。本文以上市银行的年报文本作为语料来源，统计金融科技相关指标的词频，构造稳健性检验指标。

具体步骤为：首先，通过巨潮资讯网^①爬取银行年报，部分缺失年报从各银行官网手动搜集。然后，利用 Python 自然语言处理技术和 OCR 技术将 pdf 文本转化为 txt 格式。最后，对年报中的金融科技类关键词进行词频统计，加总得到银行层面的金融科技测度。需要注意的是，由于年报中一般会采用数字银行、数字金融、科技创新等总括性词语描述金融科技，而较少提及具体的技术名词，本文利用 WinGo 相似词工具^②，将金融科技类关键词的所有近似词添加到关键词库。经检验，基于百度搜索构建的指标与基于年报

构建的指标在 1% 水平上存在显著的正相关关系，相关系数为 0.361。由于年报一般只有上市银行披露，本文收集到的银行年报共计 356 份，样本数量较少，而百度搜索文本还适用于非上市银行，可得性更强。所以本文将基于百度搜索构建的指标作为主要解释变量，将基于年报构建的指标作为稳健性检验变量。

(3) 银行金融科技指标的描述性统计。

图 1 展示了金融科技指标的分布情况，图中曲线为正态分布。图 1a 为“银行-年度”新闻数量的分布情况（净数量），可以看出该指标具有明显右偏性，超过 40% “银行-年度”的新闻数量低于 50，也有极少数银行具有非常大的数值。取对数后得到 $FinTech$ 指标，该指标分布如图 1b 所示，可以看到，右偏性基本得到缓解。本文还将样本按照资产规模中位数分组，结果表明， $FinTech$ 分布在不同银行间存在一定差异，其中大型银行的 $FinTech$ 指标平均值较大，为 4.5，众数位于 5.5 左右，而中小型银行的 $FinTech$ 指标平均值较小，为 3.3，众数位于 2.5 左右。

① 巨潮资讯网网址：<http://www.cninfo.com.cn/new/index>。

② WinGo 财经文本数据库网址：<http://www.wingodata.com>。

图2描绘了FinTech指标的整体时间序列。做法是，按照年度计算FinTech指标的均值，并区分了银行规模。总体而言，银行的金融科技水平逐年增长，但大银行发展明显快于中小型银行，尤其是2016年以后，银行间的差距呈现扩大趋势。

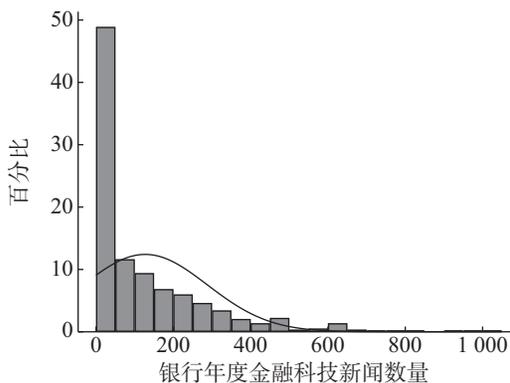


图1a 银行金融科技类新闻数量分布

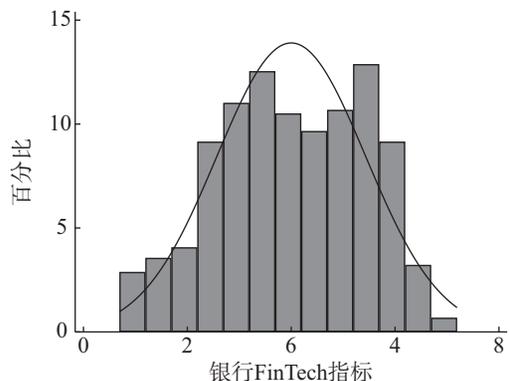


图1b 银行FinTech指标分布

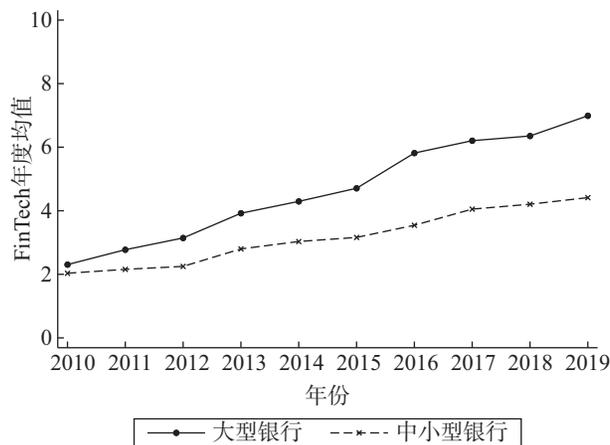


图2 银行FinTech变化

3. 控制变量。

本文控制了银行层面的个体因素，主要包括：银行规模指标 (*Size*)，以银行总资产的对数值表示。净息差指标 (*NIM*)，以净利息收入除以生息资产平均余额表示，用以衡量银行的利润情况。盈利能力指标 (*ROE*)，以净资产收益率表示，衡量银行的资本使用效率。管理能力指标 (*Overhead*)，以管理费用的自然对数作为管理能力的代理变量。经营效率指标 (*CIR*)，以成本收入比率，即总成本除以营业收入衡量银行的经营效率。流动性指标 (*Liquidity*)，用贷款总额与存款总额之比衡量银行的流动性状况。主要变量的定义与描述性统计如表2所示^①。

表2 主要变量含义与描述性分析

变量类型	变量名称	符号	含义说明	均值	标准差
被解释变量	银行风险水平	<i>RWA</i>	风险加权资产比率	54.355 1	8.848 0
		<i>NPL</i>	不良贷款率	1.220 7	0.639 7
		<i>LLR</i>	贷款减值准备率	2.978 7	0.845 8
	银行存款结构	<i>CD</i>	客户存款/总付息负债	74.605 1	11.034 6
	银行业务结构	<i>NIR</i>	非利息业务收入/营业总收入	17.587 3	11.448 5
	银行存款规模	<i>DEP</i>	存款总额的自然对数	26.682 8	1.669 1
	银行贷款规模	<i>LOAN</i>	贷款总额的自然对数	26.266 5	1.738 0
	表内影子银行	<i>SHADOW</i>	自行计算	24.027 1	2.011 4
	表外影子银行	<i>WMP</i>	非保本理财的自然对数	25.108 6	1.962 3
		<i>EL</i>	委托贷款的自然对数	23.900 5	2.012 2

① 受篇幅限制，变量间的相关系数表格未列出，感兴趣的读者可联系作者索取。

续前表

变量类型	变量名称	符号	含义说明	均值	标准差
解释变量	金融科技	<i>FinTech</i>	自行计算	4.001 3	1.434 8
	支付结算	<i>PS</i>	自行计算	3.350 8	1.383 3
	存贷款与资本筹集	<i>DLC</i>	自行计算	3.093 1	1.412 2
	投资管理	<i>IM</i>	自行计算	3.298 6	1.393 0
	市场设施	<i>MF</i>	自行计算	3.586 4	1.436 2
控制变量	银行规模	<i>Size</i>	总资产规模的自然对数	27.054 2	1.739 2
	管理能力	<i>Overhead</i>	银行管理费用的自然对数	22.374 7	1.659 7
	净息差	<i>NIM</i>	净利息收入/平均生息资产	2.635 0	0.884 2
	盈利能力	<i>ROE</i>	税后利润/净资产	14.359 8	6.663 6
	经营效率	<i>CIR</i>	成本收入比率	57.727 5	13.218 7
	流动性	<i>Liquidity</i>	贷款总额/存款总额	67.181 2	12.947 6
工具变量	银行员工数	<i>Staff</i>	员工总人数 (单位: 万人)	4.872 9	10.589 9
	银行人均薪资	<i>Salary</i>	(应付职工薪酬期末额-期初额+支付给职工以及为职工支付的现金)/员工总人数 (单位: 万元/人)	15.772 4	10.196 3

(三) 模型构建

本文旨在验证金融科技发展对银行风险和经营行为的影响。为避免个体层面和时间层面因素可能带来的内生性问题,采用双向固定效应模型进行估计,如下:

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta FinTech_{i,t} + \varphi Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中:下标*i*代表银行,*t*代表年度。*Y_{i,t}*代表被解释变量,根据研究问题的不同,分别取银行风险指标、存款结构指标、业务结构指标、存贷款规模指标和影子银行指标。*FinTech_{i,t}*表示银行金融科技发展水平,包括总体科技水平及四个子领域的科技水平。*Controls_{i,t}*表示银行层面控制变量,包括银行规模(*Size_{i,t}*)、盈利能力(*ROE_{i,t}*)、管理能力(*Overhead_{i,t}*)、净息差(*NIM_{i,t}*)、经营效率(*CIR_{i,t}*)和流动性(*Liquidity_{i,t}*)等。 μ_i 表示个体层面固定效应, λ_t 表示时间层面固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差项。

四、实证结果分析

(一) 银行金融科技发展对风险的影响

表3报告了双向固定效应模型的估计结果。列(1)~列(5)分别表示金融科技总体指标(*FinTech*)、支付结算类指标(*PS*)、存贷款与资本筹集类指标(*DLC*)、投资管理类指标(*IM*)、市场设施类指标(*MF*)的估计结果。总体上,金融科技指标和不同金融技术变量的系数均显著为负,表明银行金融科技与风险水平负相关,金融技术的积极作用超过了消极作用。从四个业务领域来看,四种技术指标与风险均呈负向关系,未体现出明显的差异性。可能原因在于,银行通常追求全方位、全流程的转型,先进技术会在较广范围使用,科技发展在各业务领域相对均衡。换言之,银行在数字化转型中,一般致力于各类技术的协同发展。

表3 银行金融科技发展对银行风险影响(基准模型)

解释变量	被解释变量: 银行风险水平 (RWA)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>FinTech</i>	-1.391 2** (0.630 1)				
<i>PS</i>		-1.577 8*** (0.500 8)			

续前表

解释变量	被解释变量：银行风险水平 (RWA)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>DLC</i>			-1.5348** (0.6083)		
<i>IM</i>				-1.1067* (0.5491)	
<i>MF</i>					-1.2055** (0.5349)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Bank FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	600	600	600	600	600
<i>adj. R²</i>	0.6165	0.6302	0.6271	0.5908	0.6128

注：回归系数下方括号内为标准误。*、**、*** 分别表示在 10%、5%与 1%的水平上显著，下同。

(二) 异质性分析^①

不同银行样本在所有权性质、资产规模、金融科技运用水平等方面存在较大差异，本文拟将全样本进行划分，进一步考察金融科技对银行风险的抑制作用是否会依赖银行的特质而呈现出异质性特征。

1. 基于银行规模分组。

首先，本文考虑基于银行资产规模的分样本研究。本文依据银行资产规模是否大于中位数进行分组，回归结果显示，金融科技对银行风险的抑制作用在大型银行中更为显著。为验证结论的稳健性，本文同时以 40 (60)、30 (70) 分位数划分样本，各变量系数符号和前文基本一致。

2. 基于银行属性分组。

其次，本文考虑基于银行属性的分样本研究。本文根据银行所有权结构不同，将银行划分为国有银行与非国有银行。结果显示，国有银行运用金融科技管控风险能力更强。

3. 基于银行金融科技发展策略分组。

最后，本文考虑基于银行科技发展策略的分样本研究。本文根据银行是否设立科技子公司，将样本进行划分 (共有 12 家银行设立了科技子公司)。结果显示，设立科技子公司的银行相较于未设立银行能够更好地管理自身风险。

分组回归过程中，为保证结果稳健，本文还进行

了组间系数差异检验。本文运用费舍尔组合检验 (Fishers Permutation test)，通过自抽样 (Bootstrap) 1 000 次计算经验 *P* 值 (empirical p-value)，来检验组间系数差异。本文回归结果的经验 *P* 值至少在 10%的水平上显著，表明 *FinTech* 系数在两组间存在显著差异。

综合以上结果，依据银行资产规模、所有权性质和科技发展模式的分组均表现出较为明显的差异。实际上，这三种分组方式均与银行规模有关，不同的分组实际上是通过不同方式区分了大型银行和中小型银行。国有银行和设立科技子公司的银行金融科技发展水平较高，且一般都具有较大的规模和知名度，能充分发挥金融科技的积极作用，这些银行的风险水平在金融科技助力下得到显著改善，本文结论稳健。

(三) 机制分析：基于银行资产负债表的检验^②

为了探究差异性影响的深层原因，本文从银行资产负债表入手进行分析。

1. 基于银行负债端的检验。

从负债端入手，以客户存款占比作为关键被解释变量进行回归。结果表明，金融科技 (*FinTech*) 对大银行的客户存款比率 (*CD*) 具有正向影响，但对小银行没有显著影响。为进一步检验银行存款结构的

① 受篇幅限制，文中未列出异质性分析的回归结果，感兴趣的读者可联系作者索取。

② 受篇幅限制，文中未列出机制分析的回归结果，感兴趣的读者可联系作者索取。

优化是否来源于存款规模的改善,本文同时选用客户存款规模 (*DEP*) 和相对存款规模 (*RDEP*) 作为被解释变量。两种结果反映了相同的趋势,在大型银行样本中,金融科技显著拓展了存款规模,而中小型银行却面临存款的流失。

2. 基于银行资产端的检验。

从资产端入手,以非利息收入比率作为关键被解释变量进行回归。结果表明,金融科技 (*FinTech*) 与大银行的非利息收入占比 (*NIR*) 负相关,与小银行正相关。为进一步检验银行业务结构的优化是否来源于信贷规模的增长,本文选用贷款规模 (*LOAN*) 和相对贷款规模 (*RLOAN*) 作为被解释变量。结果显示,大银行发展金融科技有助于信贷总量扩张,而中小银行变化不明显。

综合来看,科技赋能下,凭借资金、知名度等优势,大银行吸引了大量新增客户,市场份额不断攀升,而中小银行比较优势被削弱,市场份额被挤出,金融市场蛋糕将被重新划分。

(四) 拓展分析

1. 基于面板门限模型的估计。^①

为了更准确地描述变量间非线性关系,避免主观分组误差,本文采用 Hansen 提出的面板门限模型对银行金融科技水平与风险承担之间的关系进行检验。主要思想是:在经济系统内部寻找一个门限值,使该门限值两边存在显著结构变化,即结构变化内生于经

济系统,可以避免模型的主观设定偏误。当门限变量越趋近门限值时,回归模型的残差平方和越小。模型设定如下:

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta_1 FinTech_{i,t} \times I(Size_{i,t} \leq \gamma) + \beta_2 FinTech_{i,t} \times I(Size_{i,t} > \gamma) + \varphi Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中: $I(\cdot)$ 为示性函数,其取值取决于门限变量 (*Size*) 和门限值 γ ,当括号内表达式为真时, $I(\cdot) = 1$,反之为 0。其余变量与前文含义相同。还要说明的是,模型 (6) 只考虑了单一的门限值,如果考虑多个门限值,模型可进一步地拓展。

首先,需要检验门限效应是否存在,并确定门限值的个数。本文模型设定 Bootstrap 自迭代次数为 1 000 次,结果如表 4 所示。自抽样结果表明,银行规模的门限效应至少在 10% 的水平上显著,且单一门限模型和双重门限模型均通过检验,无论是否含有控制变量,结果保持稳健。因此,可以认为,模型存在两个门限值,表 5 为门限值估计结果。

为了更直观地说明模型估计过程,本文在 95% 的置信区间下绘制了似然比函数图,如图 3。与表 5 列 (2) 对应,门限变量估计值是似然比统计量 (LR) 趋近于 0 时对应的 γ 值。双重门限模型对应的两个门限估计值分别为 25.562 3 和 30.230 6,且对应的 LR 统计量最低点明显小于虚线所示的临界值 7.35,说明上述门限值是真实有效的。

表 4 门限效应检验结果

门限类型	(1) 模型不含控制变量		(2) 模型含控制变量	
	F 值	P 值	F 值	P 值
单一门限检验	77.53 **	0.013 0	48.22 *	0.096 0
双重门限检验	70.48 ***	0.007 0	42.77 *	0.054 0
三重门限检验	32.35	0.376 0	15.52	0.758 0

注: P 值为自抽样法 (Bootstrap) 反复抽样 1000 次得到的结果。

表 5 门限变量估计值

门限变量 (<i>Size</i>)	符号	(1) 模型不含控制变量		(2) 模型含控制变量	
		门限值	<i>Size</i> 对应值 (单位: 亿元)	门限值	<i>Size</i> 对应值 (单位: 亿元)
第一门限值	γ_1	23.065 6	104.055 0	25.562 3	1 263.472 6
第二门限值	γ_2	25.562 3	1 263.472 6	30.230 6	134 580.687 5

① 受篇幅限制,面板门限模型的内生性检验结果未列出,感兴趣的读者可联系作者索取。

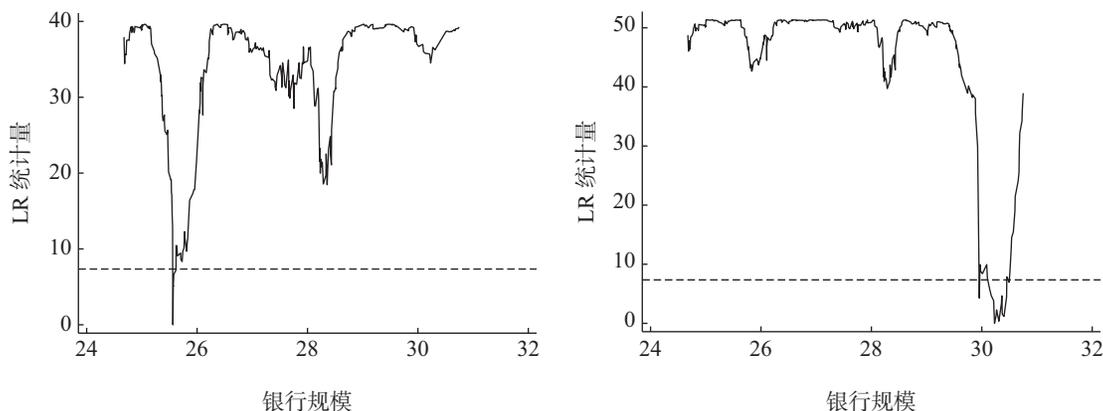


图3 银行规模的双重门限估计结果(含控制变量)

在得到门限值后,可进一步得到对应的面板门限回归结果,见表6。被解释变量为银行风险加权资产比率(*RWA*),解释变量为银行金融科技总体水平(*FinTech*)。根据银行规模(*Size*)的门限值,可将银行样本划分为三个区制。如(2)中,当资产规模足够大时($Size > 30.2306$),银行金融科技发展对风险具有显著抑制作用,影响系数为 -2.1693 ,在1%的水平上显著;当资产规模较大时($25.5623 < Size \leq 30.2306$),金融科技仍有助于降低银行风险,但抑制作用减弱,回归系数为 -0.8025 ,在5%的水平上显著;当资产规模较小时($Size \leq 25.5623$),金融科技发展不能有效降低风险,系数为 0.4076 ,且不显著。由此可知,随着银行规模的增加,金融科技对银行风险的抑制效果非线性增强。当越过第一门限值 25.5623 时,从无效变为有效,当越过第二门限值 30.2306 时,作用效果倍增。与前文结论一致,金融科技对银行风险的影响发生了结构性变化。

最后,对门限分组结果进行分析,得到不同银行的金融科技发展策略。考虑到面板数据因时间跨度会产生“组别跳跃”问题,参考余东华和张明志(2016)^[27]的方法,结合使用均值法和最大比例状态法作为分组依据,当两者不一致时,以最大比例状态法为准。分组结果为,规模足够大的银行仅包括中、农、工、建四大国有银行,明显区别于其他银行。这些银行应积极发展金融科技,充分发挥科技赋能作用。规模较大的银行主要是股份制银行和城商行,其金融科技发展具有一定效果,可以适度加大科技投入,改善经营状况。但对于一些规模较小的城商行和农商行,金融科技发展不具有显著成效。这符合银行

面临的现实,中小型银行科技人才短缺,数字化转型滞后,作为“跟随者”,技术缺少自主创新,产品同质化明显,缺乏独特优势,因此,高额的技术成本投入不能有效转化为产出提升。对于这些银行,应正视自身局限性,在数字化转型进程中,采取差异化的科技发展策略,有取舍而非面面俱到,与人行“错位竞争”。

表6 门限模型回归结果

门限变量 (<i>Size</i>)	被解释变量: 银行风险 (<i>RWA</i>)	
	(1) 模型不含控制变量	(2) 模型含控制变量
$FinTech \times I(Size \leq \gamma_1)$	8.3371*** (1.3142)	0.4076 (0.4061)
$FinTech \times I(\gamma_1 < Size \leq \gamma_2)$	-0.2993 (0.4770)	-0.8025** (0.3971)
$FinTech \times I(Size > \gamma_2)$	-2.0235*** (0.4433)	-2.1693*** (0.4409)
控制变量	No	Yes
<i>F</i>	62.10	44.31
<i>adj. R</i> ²	0.6114	0.6844

2. 基于金融科技发展阶段的检验^①

金融科技具有不同的发展阶段,尤其技术的发展具备较长的周期。在金融科技起步时期,需要大量的成本投入和基础设施建设,在金融科技发展成熟后,新技术带来相对高效性,银行的经营模式改善,单位成本降低,风控水平提升。因此,在不同的阶段下,金融科技对银行风险的作用效果或有不同。文献中通常将2016年视为“金融科技元年”(鲁钊阳和马辉,2021^[28])。据此,本文将2016年作

① 受篇幅限制,文中未列出回归结果,感兴趣的读者可联系作者索取。

为样本划分节点进行分组回归。

结果显示,在2016年之前,金融科技对银行风险的作用效果并不显著,而2016年之后,金融科技成效开始显现,特别是大型银行,金融科技发展对银行风险的抑制效果明显强于2016年之前。相比之下,中小型银行的金融科技发展未体现出明显的阶段性差异。除此之外,对于不同类型银行,在2016年之前,大银行与中小银行的金融科技成效差异不明显,在2016年之后,银行间出现较为明显的差异。

综合来看,金融科技发展对不同类型银行、不同时期的银行都存在非对称性影响。对于大型银行来说,在金融科技兴起初期,银行的金融科技投资并未显著改善风险水平,在金融科技发展较为成熟后,对风险的抑制作用开始显现。对于中小银行而言,金融科技的效果尚未显现。

3. 基于影子银行的检验^①

银行在核心业务之外,还进行着影子银行业务。为更全面研究金融科技发展下我国银行的经营和风险变化,本文进一步将影子银行纳入分析框架。

影子银行发展与监管背景有着密不可分的联系。自2013年起,原银监会颁布《商业银行资本管理办法(试行)》(俗称“中国版巴塞尔协议Ⅲ”),规定了资本充足率为核心的监管要求,商业银行面临的资本监管压力变大,出于监管套利的动机,从事影子银行活动的激励增加(刘莉亚等,2019^[29])。经过一段时期的快速增长,2016年年底,中央经济工作会议提出了防范金融风险的工作要求,2017年,针对银行业的监管收紧,“三三四十”系列专项整治活动陆续开展,影子银行中部分同业、投资和理财业务受到限制。到了2018年,《商业银行委托贷款管理办法》《关于规范金融机构资产管理业务的指导意见》(简称《资管新规》)等监管条例正式出台,开始专门针对影子银行进行整治,影子银行规模大幅下降。因此,为了排除政策因素对结果的干扰,本文采取以下办法:第一,删除2018年及以后的样本;第二,为了捕捉监管压力引致的影子银行规模变动,本文进一步将监管压力变量加入模型(7):

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta_1 FinTech_{i,t} + \beta_2 Pressure_{i,t} + \varphi Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中: $Pressure_{i,t}$ 代表银行受到的监管压力变化。参考

吴俊霖(2019)^[30]的研究,将其设置为滞后一期的资本充足率监管要求倒数与银行实际资本充足率倒数之差。滞后一期是由于银行通常根据上一期的资本达标情况调整经营策略,即 $Pressure_{i,t} = (1/CAR_{i,t}^*) - (1/CAR_{i,t-1})$ 。 $Pressure_{i,t}$ 值越大,说明银行资本充足率($CAR_{i,t-1}$)越高于监管要求($CAR_{i,t-1}^*$),银行的资本状况越好,面临的监管压力越小。 CAR^* 根据不同时期的监管政策定义:2010—2012年,系统重要性银行取11%,其他银行取10%;2013—2017年,系统重要性银行取11.5%,其他银行取10.5%。

(1) 基于表内影子银行的检验。

以表内影子银行(*SHADOW*)为被解释变量的检验结果显示,金融科技对中小型银行的表内影子银行规模具有正向影响,但对大型银行没有显著影响。可能的差异原因在于:一方面,金融科技的发展加剧了银行竞争,中小型银行的经营压力增加,可能面临资本金不足、信贷资金缺乏等问题,通过资产腾挪操作可以节约资本金并回笼资金,因而扩张影子银行业务的动机增加。另一方面,中小银行的优质客户被分流,为了满足一些长尾客户的需求,不得不降低信贷标准,通过通道、同业、投资等方式实现贷款发放,这些业务也会造成影子银行规模扩张。结合前文结论,金融科技提高了中小型银行的非利息收入占比,可能是由于影子银行业务的扩张所导致。中小型银行的监管压力(*Pressure*)指标显著为负,说明银行面临的监管压力越大,影子银行扩张越明显,符合理论预期。而大型银行资本充足水平普遍较高,达标压力不大,影子银行扩张与监管压力相关性较弱。

(2) 基于表外影子银行的检验。

本文分别以非保本理财产品(*WMP*)和委托贷款(*EL*)作为被解释变量进行检验。总体来看,大型银行的金融科技发展与表外影子银行扩张正相关,中小型银行则相关性不强。对于理财业务而言,以往的理财产品发行一般是通过银行网点进行。金融科技促进了手机银行等工具的开发与使用,大型银行利用知名度优势,可以吸纳更多客户,增加理财产品的发行和销售量;对于委托贷款业务而言,大型银行的优势则更明显,委托贷款出资人往往愿意与具有高知名度的大型银行合作,委托贷款发放量增加。而中小型银行本身规模较小,客户资源有限,发展新技术增加

^① 受篇幅限制,影子银行的回归结果未列出,感兴趣的读者可联系作者索取。

的理财产品销量有限,且社会知名度偏低,吸引到的委托贷款出资人有限,因此表外影子银行扩张不明显。

综合来看,金融科技发展对影子银行业务具有正向影响,表现为促进大型银行的表外影子银行业务增长和中小型银行的表内影子银行业务增长。差异的原因在于,银行的资源禀赋不同、表内和表外影子银行产品差别,导致金融科技的作用效果各异。表外影子产品中的理财和委托贷款业务,依赖于银行的规模和知名度优势,因而大型银行的业务扩张更快。而表内影子银行主要是通道、同业、投资等业务,有利于短期内缺乏资金的中小银行快速融通资金。

对于银行风险而言,表内和表外影子银行都可能会造成银行的真实风险水平被低估。《巴塞尔协议Ⅲ》规定银行的风险加权资产扩张不能超过资本金的限制,不同风险的资产对应了不同权重。对表内资产而言,一般贷款项目的风险权重为100%,但将资产“包装”后,按照会计记账规则,资产科目贷款减少,现金增加,金融投资类科目增加(自留机制要求持有大于5%的比例)。现金的权重为0,只要对应的金融投资科目权重不是非常高,这种资产腾挪就可以降低银行账面的风险资产规模。对于表外业务而言,虽然按照规定,委托贷款和非保本理财的风险和损失应该由委托人和投资人承担。但由于“抽屉协议”或“刚性兑付”的存在,银行还是对这些业务承担了一些信用风险。因此,如果银行将金融科技应用于扩张影子银行业务,会提高实际风险承担。并且,基于风险加权资产指标的监管标准,不能有效捕捉这些信用风险。换句话说,银行的隐性风险提高了。

直观上来看,影子银行业务相对类似的常规银行业务具有更高的风险,在不考虑影子银行的因素时,前文结论倾向于高估金融科技对银行风险的积极作用,而低估了消极作用。具体消长程度仍需进一步的研究,但本文结论可以提供一个参考,明晰金融科技影响银行风险的路径以及可能存在的影响因素及影响方向。

(五) 稳健性检验^①

1. 使用工具变量。

金融科技与银行风险之间可能存在双向因果关系。比如,风险水平越低的银行,往往越关注风险管

理,也更乐于发展金融科技来增强自身的风控能力。为解决这一问题,本文采用工具变量法对模型重新估计。

借鉴 Cheng 和 Qu (2020)^[31] 的研究,以银行的薪资水平 (*Salary*) 作为工具变量,进行面板数据两阶段最小二乘 (2SLS) 估计。工具变量的选取考虑到,金融科技发展水平与劳动力转移有关,高科技人才引领了金融科技发展。银行的薪资水平越高,越有可能吸引科技人才,越有可能推动银行金融科技的发展。因此,银行薪资水平与银行金融科技水平相关,但其与银行风险并不直接相关。工具变量的 2SLS 回归结果支持前文结论。

2. 对金融科技变量进行标准化处理。

本文依据百度中的公开媒体信息构造金融科技变量,一种潜在的可能是,不同银行的媒体关注度不同。比如,规模较大的银行具有较高的媒体关注度,同样的金融科技水平下,其新闻报道数量高于小银行。为缓解这一问题,本文对金融科技指标进行标准化处理,通过控制银行规模和总新闻数量进行稳健性检验。本文采取两种方法:一是,将金融科技指标除以银行当期的总资产规模;二是,用金融科技指标除以该银行新闻总数量。但是,百度搜索的结果与键入关键词的内容有关,无法直接得到一家银行的新闻总数。考虑到该种误差的本质是银行的媒体关注度差异,因此,本文将“银行名称+新闻”作为基准关键词,重新爬取百度资讯,得到该关键词下的新闻总数量,作为衡量银行媒体关注度的指标。然后计算银行金融科技指标与同期的媒体关注度之比作为替代指标。结果表明,大银行发展金融科技降低了自身风险,而对中小银行来说,金融科技的风险抑制作用并不显著,本文结果稳健。

3. 改变金融科技变量的测度方式。

如果新闻报道本身具备选择性,金融科技与银行风险之间还可能存在内生性问题。例如,整体收益较好、风险水平稳定的银行具有更高的关注度,其金融科技的发展和运用会被媒体新闻报道更多,那么金融科技指标就会和银行风险相关联。为避免这一问题,本文依据银行的年报文本,重新构造金融科技指标 (*FinTech_AR*),进行稳健性检验。本文使用两种指标:一是,直接统计银行年报中金融科技关键词的

^① 受篇幅限制,文中未列出稳健性检验结果,感兴趣的读者可联系作者索取。

词频；二是，考虑年报的篇幅长短差别较大，本文统计了年报文本的总词数（剔除数字、标点、停用词等无关信息），用金融科技词频除以年报总词数控制其影响。结果显示，金融科技对银行风险的抑制作用在不同银行样本中仍存在显著差异，说明上文结论在替换了解释变量时依然是成立的。

4. 替换银行风险变量。

本文替换了银行的风险度量标准，使用不良贷款率（*NPL*）和贷款减值准备比率（*LLR*）代表银行风险水平。不良贷款率反映银行的实际信用风险，贷款减值准备比率可以反映银行的经营状况和风险承担意愿。基于公司治理理论，银行在收入水平较高时会增加贷款减值准备，在收入水平较低时会减少贷款减值准备。在替换了被解释变量后，本文结果依然稳健。

五、结论及政策建议

本文结合网络爬虫技术和文本分析技术建立了银行层面的金融科技发展指标，然后利用2010—2019年60家商业银行的数据实证分析了金融科技对银行风险的影响。研究得出如下结论：

第一，总体来看，金融科技发展可以显著降低银行风险水平，上述结论在经过了一系列稳健性检验后仍然成立。

第二，异质性分析表明，对于国有银行、设立科技子公司的银行和资产规模较大的银行来说，其新技术应用融合情况较好，风险水平得到显著抑制。而对非国有银行、未设立科技子公司的银行和中小型银行来说，金融科技的消极影响抵消了积极影响，总体风险无显著改善。

第三，机制分析表明，科技发展通过推动银行的营业结构转变进而影响银行的风险水平。金融科技提高了大型银行的比较优势，扩充了其客户群体和业务空间，银行存款规模和贷款规模提高，存款结构和业务结构改善。而金融科技削弱了中小型银行比较优势，其原有业务空间受到挤压，核心客户流失，盈利水平下降，总体风险上升。金融科技将改变银行业市场格局，重新划分资源蛋糕。

第四，门限效应检验表明，金融科技对银行风险的影响发生了结构性变化，即二者存在非线性关系。随着银行规模的增加，金融科技对银行风险的抑制效果非线性增强。存在银行发展金融科技的最优规模区

间，当银行规模处于较大区制（越过第一门限值）时，金融科技风险抑制效果明显，当银行规模处于较小区制时，这一抑制效果并不显著。

第五，基于影子银行的分析表明，金融科技与影子银行规模增长正相关，说明新技术的应用也给影子银行发展提供了便利。金融科技可能会通过提高影子银行规模进而增加银行的隐性风险。

根据研究结论，本文提出如下建议：

第一，中小银行应把握金融科技趋势，合理选择转型方向。中小银行对金融科技的运用还不充分，获客渠道未得到拓展，借此防控风险也未取得显著成效。受到资金或地域限制，中小银行不能复制大银行的发展模式，技术投入与运用也应根据自身禀赋条件，开创具有比较优势的金融产品与服务。

第二，在科技发展政策方面，政策制定应结合银行的特征和发展阶段，避免“一刀切”。比如为大型银行的金融科技发展提供良好的政策环境，鼓励其自主创新。为中小型银行研发通用的系统和数字化平台，供其免费或低成本使用，以基本满足中小型银行技术发展需求，减少其科技投入的成本。引导银行合理进行科技投入，避免加重其经营负担。

第三，不同类型的银行应把握好自身需求和市场定位，避免传统存量博弈，努力形成业务互补，创造市场增量。金融科技的发展将加剧银行间的资源争夺，大型银行分流了中小银行的客户，挤占了其业务空间。然而，从整个行业的角度来看，金融科技发展的重心不应放在通过结构调整争夺原有市场，而应该放在助力银行延伸服务边界，努力开辟新增市场，提高总体金融服务的可得性和包容性。

第四，根据商业银行的不同类型与发展模式，采取差异化的监管措施。金融科技的运用打破了原有市场均衡，重塑了金融市场格局。针对大型银行，应在风险可控的前提下，防范其为抢占市场而引发过度竞争的风险。针对中小银行，应引导鼓励银行找到新的盈利增长点，并规范其产品和经营，防控同业和投资等业务经营风险。另外，由于非利息业务无需提取准备金，还应防止银行的过度杠杆，在控制个体风险的同时杜绝系统性风险。

第五，在审慎监管框架下，持续完善对影子银行的监管。金融科技发展给影子银行业务的发展提供了便利条件，可能导致不同类型银行中影子银行结构调整。现有针对影子银行的监管条例已经取得了一些成

效,但仍存在按下“葫芦”浮起“瓢”的现象。监管部门应逐步引导金融机构利用金融科技手段更好地管理影子银行业务风险,而不是利用新技术进行监管套利。

参考文献

- [1] Chen M A, Wu Q, Yang B. How Valuable Is Fintech Innovation? [J]. *The Review of Financial Studies*, 2019, 32 (5): 2062-2106.
- [2] Thakor A V. Fintech and Banking: What Do We Know? [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2020, 41: 100833.
- [3] Philippon T. The Fintech Opportunity [R]. NBER Working Paper, No. 22476, 2016.
- [4] Goldstein I, Jiang W, Karolyi G A. To Fintech and Beyond [J]. *The Review of Financial Studies*, 2019, 32 (5): 1647-1661.
- [5] Sheng T. The Effect of Fintech on Banks' Credit Provision to SMEs: Evidence from China [J]. *Finance Research Letters*, 2021, 39: 101558.
- [6] Buchak G, Matvos G, Piskorski T, et al. Fintech, Regulatory Arbitrage, and the Rise of Shadow Banks [J]. *Journal of Financial Economics*, 2018, 130 (3): 453-483.
- [7] Fuster A, Plosser M, Schnabl P, et al. The Role of Technology in Mortgage Lending [J]. *The Review of Financial Studies*, 2019, 32 (5): 1854-1899.
- [8] 邱晗, 黄益平, 纪洋. 金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角 [J]. *金融研究*, 2018 (11): 17-29.
- [9] 龚晓叶, 李颖. 金融科技对普惠金融“悖论”的影响——基于中国银行业风险承担水平的证据 [J]. *证券市场导报*, 2020 (9): 33-43.
- [10] 方意, 王羚睿, 王炜, 王晏如. 金融科技领域的系统性风险: 内生风险视角 [J]. *中央财经大学学报*, 2020 (2): 29-37.
- [11] Philippon T. On Fintech and Financial Inclusion [R]. NBER Working Paper, No. 26330, 2019.
- [12] 徐晓萍, 李弘基, 戈盈凡. 金融科技应用能够促进银行信贷结构调整吗? ——基于银行对外合作的准自然实验研究 [J]. *财经研究*, 2021 (6): 92-107.
- [13] Granja J, Makridis C, Yannelis C, et al. Did the Paycheck Protection Program Hit the Target? [R]. NBER Working Paper, No. 27095, 2020.
- [14] Berg T, Burg V, Gombovic A, et al. On the Rise of Fintechs: Credit Scoring Using Digital Footprints [J]. *The Review of Financial Studies*, 2020, 33 (7): 2845-2897.
- [15] 盛天翔, 朱政廷, 李祎雯. 金融科技与银行小微企业信贷供给: 基于贷款技术视角 [J]. *管理科学*, 2020 (6): 30-40.
- [16] 金洪飞, 李弘基, 刘音露. 金融科技、银行风险与市场挤出效应 [J]. *财经研究*, 2020 (5): 52-65.
- [17] Cornett M M, McNutt J J, Strahan P E, et al. Liquidity Risk Management and Credit Supply in the Financial Crisis [J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 101 (2): 297-312.
- [18] Stiroh K J, Rumble A. The Dark Side of Diversification: The Case of US Financial Holding Companies [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2006, 30 (8): 2131-2161.
- [19] 李志辉, 李梦雨. 我国商业银行多元化经营与绩效的关系——基于50家商业银行2005—2012年的面板数据分析 [J]. *南开经济研究*, 2014 (1): 74-86.
- [20] 郭品, 沈悦. 互联网金融、存款竞争与银行风险承担 [J]. *金融研究*, 2019 (8): 58-76.
- [21] 申创, 赵胜民. 市场竞争度、非利息收入对银行收益的影响研究 [J]. *南开经济研究*, 2018 (1): 50-66.
- [22] 李志生, 邵杨楠. 中国影子银行的动态变化——基于银行资产负债表视角的分析 [J]. *财经问题研究*, 2021 (10): 62-74.
- [23] 李春涛, 闫续文, 宋敏, 杨威. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据 [J]. *中国工业经济*, 2020 (1): 81-98.
- [24] 朱恩伟, 吴璟, 刘洪玉. 基于新闻文本共现性的银企关系分析——以房地产上市公司为例 [J]. *金融研究*, 2019 (2): 117-135.
- [25] 姜富伟, 胡逸驰, 黄楠. 央行货币政策报告文本信息、宏观经济与股票市场 [J]. *金融研究*, 2021 (6): 95-113.
- [26] 李倩, 吴昊, 郭梦婷, 王嘉敏. 媒体情绪与公司风险承担关系研究——基于媒体情绪的“掩饰”效应 [J]. *中央财经大学学报*, 2022 (2): 65-77.
- [27] 余东华, 张明志. “异质性难题”化解与碳排放 eco 再检验——基于门限回归的国别分组研究 [J]. *中国工业经济*, 2016 (7): 57-73.
- [28] 鲁钊阳, 马辉. 金融科技创新对实体经济增长的影响研究 [J]. *科学管理研究*, 2021 (5): 150-159.
- [29] 刘莉亚, 黄叶苞, 周边. 监管套利、信息透明度与银行的影子——基于中国商业银行理财产品业务的角度 [J]. *经济学 (季刊)*, 2019 (3): 1035-1060.
- [30] 吴俊霖. 影子银行、资本监管压力与银行稳健性 [J]. *金融监管研究*, 2019 (1): 31-52.
- [31] Cheng M, Qu Y. Does Bank Fintech Reduce Credit Risk? Evidence from China [J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2020, 63: 101398.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

冗余信息还是有用信息？

——基于 IPO 招股说明书风险信息披露的一项实验研究

Redundant Message or Useful Information?

An Experimental Study on Risk Disclosure in IPO Prospectus

陈旭霞 高雅馨 吴 溪

CHEN Xu-xia GAO Ya-xin WU Xi

[摘要] 尽管从直观上的理念而言，冗余信息并不利于资本市场的信息使用人有效使用信息，但语言学范畴上的较高冗余度信息可能通过信息蕴含或复现深化信息使用人的理解。因此，信息冗余度更高时是否必然削弱了对信息使用人的投资决策作用是一个需要实证检验的问题。基于 IPO 招股说明书风险信息披露的一项实验研究，我们发现被试对冗余度更高的核心技术泄密风险披露表现出更强烈的投资意愿。进一步分析显示，冗余度更高的风险信息披露伴随着被试更低的风险感知，且被试对公司核心技术感受到了更高的潜在市场价值。本文证据意味着冗余度更高的信息并不必然和投资决策无关，并可能提升投资意愿，从而有助于理解冗余度较高的信息披露之所以存在于市场的微观需求。

[关键词] 信息冗余度 投资意愿 风险感知 实验研究

[中图分类号] F230 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 10-0050-09

Abstract: Intuitively, redundant disclosure may hamper the effective use of information for capital market investors. However, linguistically more redundant disclosure may deepen investors' understanding of information through information inclusion and/or repetition. Therefore, it is an empirical question whether linguistically more redundant disclosure necessarily weakens the usefulness of investment decision making. Based on an experimental study of risk disclosure in the initial public offering (IPO) prospectus, we find that subjects exhibit stronger willingness of stock investment after reading linguistically more redundant disclosure on critical technique leakage risk compared with less redundant disclosure. Further analysis shows that more redundant risk disclosure is associated with subjects' lower perceived risk of critical technique leakage, along with a high perceived market value of the company's critical technique. The evidence suggests that more redundant information is not necessarily irrelevant to investment decision making; rather, it may enhance investment willingness. Taken together, our study helps understand the market demand for linguistically more redundant corporate disclosure.

Key words: Information redundancy Investment willingness Risk perception Experimental study

[收稿日期] 2022-03-21

[作者简介] 陈旭霞，女，1977年8月生，北方工业大学经济管理学院副教授，硕士生导师，管理学博士，研究方向为财务会计与审计；高雅馨，女，1997年7月生，北方工业大学经济管理学院硕士研究生，研究方向为会计与信息披露；吴溪，男，1977年11月生，中央财经大学会计学院教授，博士生导师，管理学博士，研究方向为财务会计与审计。本文通讯作者为吴溪，联系方式为 wuxi@cufe.edu.cn。

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“IPO 监管审核决策：考量因素披露模式变迁、漏判风险与优化途径”（项目编号：71872003）。感谢罗乐、周波以及匿名评审人提出的修改建议，本文文责自负。

一、引言

信息披露是资本市场投资者了解被投资企业的最主要途径之一,旨在向投资者提供充分、必要的投资决策信息。相应地,简明清晰成为信息披露的一项基本质量要求^①。注册制在科创板的试点推行,进一步强调以信息披露为中心的监管理念,更加关注信息披露的有用性^②。然而,我国监管机构近期指出,科创板试点注册制以来,招股说明书信息披露仍存在“篇幅冗长、针对性不足、合规性信息较多、投资决策作用偏弱,语言不够简明”等问题,“不仅降低了招股说明书的可读性,加大了投资者甄别和利用有效信息的难度,也在一定程度上影响了市场各方对注册制改革的认知和评价”(中国证监会,2022^[1])。由此可见,信息冗余仍然被认为是我国资本市场中存在的一项突出问题。

解决信息冗余问题的前提是理解信息使用人对冗余度不同的信息解读方式。我们认为,面对冗余度不同的信息,信息使用人可能存在不同的理解方式。一方面,冗余度较低使得信息更加简洁,通常而言便于信息使用人处理;另一方面,冗余度较高可能提供对信息使用人而言更丰富的信息量,也强化了蕴含信息或复现信息,从而深化信息使用人的理解。因此,信息冗余度更高时是否必然削弱了对信息使用人的投资决策作用,是一个需要实证检验的问题。

本文旨在通过一项实验研究,评估信息使用人在面对冗余度不同的信息时的投资意愿差异、风险感知差异以及公司价值感知差异,深化理解在解决冗余信息问题上可能面临的挑战。我们以科创板首次发行股票(IPO)招股说明书的一项重要风险信息披露(即核心技术的泄密风险)为实验情境。我们设计了冗余度高低不同的两版风险披露表述,请被试在阅读后评价对实验材料公司的投资意愿、对技术泄密风险的感知程度以及对公司关键技术潜在市场价值的感知程度。我们通过问卷星随机发放冗余度不同的两版实验材料。

实验操控测试结果显示,被试对不同版本实验材料的冗余度感知存在显著差异。我们发现,与冗余度较低的实验材料相比,被试在阅读了冗余度较高的实

验材料后,表现出显著更高的投资意愿,感知到了较低的技术泄密风险,并对公司的关键技术感知到了更高的潜在市场价值。

本文的学术贡献在于对信息披露领域的一项传统观念提出了相反的证据。尽管信息冗余在观念上通常被认为不利于资本市场信息使用人的信息处理和消化,但本文的实验证据表明,冗余度更高的信息可能有利于增强信息使用人的投资意愿,且背后的机理可能在于冗余度更高的信息使得信息使用人感知到了更低的信息不对称程度。

相应地,本文的现实含义在于,一方面,不宜全面否定冗余度更高的信息披露行为,这种行为有其广泛存在于市场的微观需求;另一方面,更多倡导自愿性的信息披露,使得信息披露主体自发决定其信息披露的冗余度,有助于信息使用人更充分地利用冗余度的自愿性差异做出投资决策。

二、假说发展

(一) 界定冗余信息时面临的挑战

信息的冗余性由信息论创始人 C. E. Shannon 首次提出(Shannon 和 Weaver, 1949^[2]),是指冗余信息与有效信息并存的现象。C. E. Shannon 的研究提供了界定冗余信息的初步思路:若在一个文段中删除某些文字后,读者仍能够清晰地理解文段含义,那么被删除的文字可界定为冗余信息。

但现实生活中,由于在不同情境下对冗余信息的容忍度不同,且人们在面对同一项信息时的主观感受也存在差异,导致冗余信息仍然难以界定。比如在紧急情况或讲求经济效益的情况下,人们对冗余信息的容忍度很低,任何冗余信息都会被快速识别并予以剔除;而在文学作品中,整个文学作品可能都不提供任何新的信息,但却可能被人们接受甚至赞扬(钱冠连,1986^[3])。再比如“代表团 10 人 29 号星期六 1287 班机 14 点到达派车接”这样的一则电报,语言学家的角度可能认为“星期六”是冗余信息,毫无信息含量;但也有观点认为这样的表达既兼顾了记忆习惯,又重复强调了关键信息(叶南,2004^[4])。更一般地,翻译学和传播学等领域的研究者认为,适量

① 信息披露简明性规则起源于美国证监会颁布的《简明英语披露计划》,我国在《上市公司信息披露管理办法(修订稿)》(2021年版)中指出信息披露义务人披露的信息应当真实、准确、完整,简明清晰、通俗易懂。

② 《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第41号——科创板公司招股说明书》指出,科创板招股说明书应便于投资者阅读,浅白易懂、简明扼要、逻辑清晰,具有可读性和可理解性。

的冗余信息能帮助受众消除信息噪声的干扰，快速抓住重点，产生积极的效果（廖七一，1996^[5]；成军，2018^[6]）。

（二）研究假说

经济领域的信息披露强调决策有用性，信息使用人希望信息编报者提供充分、必要的信息以帮助自己进行投资决策。招股说明书是投资者了解一家拟上市企业潜在收益和风险的最主要载体，因此其信息有用性对于投资者非常重要。根据 C. E. Shannon 提出的冗余度计量方式，冗余信息的表现形式之一就是在同等文字数量的前提下，有用信息含量降低。投资者可能会在混杂了有用的和冗余的信息中产生困扰，从而难以做出有效的投资选择（梁伟亮，2019^[7]）。因此，相比单纯的有用信息，混杂了冗余信息的披露可能令投资者做出不同的投资决策。而另一方面，投资者也可能不会受到冗余信息的干扰，仍能从中准确识别出有用信息，并作出相应投资决策。如果这种情况在投资者个体中占主导，那么面对冗余程度不同的信息并不会影响投资者的投资决策。基于上述讨论，我们以备择假设的形式提出本文第一项假设：

H1：在面对冗余程度不同的信息时，投资者表现出显著的投资意愿差异。

在假设 H1 中，信息冗余程度差异之所以可能影响投资意愿，一个可能的机理在于，投资意愿通常受到投资者风险收益感知的重要影响（张继勋等，2011^[8]），而冗余程度不同的信息使得投资者感受到了不同的信息不对称程度和投资风险。一种可能是，信息量的增加能够缓解信息使用人感知到的信息不对称程度，从而感知到更低的风险；另一种可能是，如果冗余度较高的信息对投资者没有增量效用，则信息使用人的风险感知可能和低冗余度信息相似；还有一种可能是，信息量是风险的放大器，更多的信息会对风险事件加以强化，从而导致更高的风险评估（Weinberg 等，1977^[9]）。因此，相比单纯的有用信息，冗余度更高的信息既可能弱化信息使用人的风险感知程度，也可能和风险感知无关，还有可能强化风险感知。基于上述讨论，我们以备择假设的形式提出本文第二项假设：

H2：在面对冗余程度不同的信息时，投资者表现出显著的风险感知差异。

三、研究方法

（一）实验任务

考虑到科创板注册制试点以来信息使用人对信息披露质量的关注，本文以科创板首次发行股票（IPO）招股说明书的一项重要风险信息披露（即核心技术的泄密风险）为实验情境。我们设计的实验任务是设计不同冗余度的风险信息披露，并随机安排被试在阅读某一冗余度版本的信息披露表述后评价：（1）对披露相关信息的公司进行中长期股票投资的意愿高低（Tan 等，2019^[10]）^①；（2）对公司技术泄密风险的感知程度；（3）对公司关键技术的潜在市场价值的感知程度。各项意愿表达和感知程度采用 0~10 的度量，其中 0 为最低，10 为最高。

之所以选取招股说明书风险因素中的技术泄密风险作为实验情境，主要考虑如下：第一，与主板上市公司相比，科创板上市公司淡化了财务指标的限制，更加注重技术的先进性，因此技术泄密风险的高低直接影响科创板公司长期的核心竞争力；第二，我们在广泛阅读了科创板上市公司的招股说明书后发现，技术泄密风险的披露具有普遍性，且信息冗余度差异较明显，诸多科创板公司在披露技术泄密风险的同时大量肯定企业历史成绩，重复性的和似为套话的表述较多，即本文引言中提到的、监管者在科创板公司招股说明书信息披露中列举的“突出问题”。为此，我们选取了科创板某行业较为共性的技术泄密风险信息披露模式为基准，设置实验。

（二）实验变量设计

本实验采用被试者组间设计，实验变量为信息冗余度。我们设置冗余度高低水平不同的两组信息。对于冗余信息的界定原则，我们参考徐盛桓（1984）^[11]在《语言的冗余性》的做法，即在较高冗余度的信息披露删除一些文字后，读者仍能够清晰地理解该案例的含义，那么剔除这些文字后的信息披露为较低冗余度的信息披露。相应地，在对信息冗余度的操控上，实验材料披露的基本风险信息（即低冗余度信息）为：

“掌握和研发独特改性技术配方是公司提升核心竞争力的关键。为应对技术泄密风险，公司已经在制度、人员、专利保护、股权等方面做了较详尽的安

① 我们还询问了被试将公司放入股票池加以关注的意愿，作为投资意愿的铺垫性问题。

排,采取了严密的技术保护措施。但由于目前知识产权保护制度尚不成熟,存在专有技术流失或泄密情况,公司关键核心技术仍存在被侵权风险。如果该技术被泄露或受侵害,将给公司生产经营带来重大不利影响。”

在语言学意义上,冗余性通常有两种表现形式:一是信息的蕴含,二是信息的复现(徐盛桓,1984^[11])^①。据此,我们设计冗余度更高的实验材料,使其不仅披露了基本风险信息,还存在对风险相关信息的蕴含与复现,从而在语言学范畴上表现出更高的冗余度。具体而言,我们增加了对基本风险信息的补充解释说明,即进一步表述对技术、专利保护的具体措施:

“掌握和研发独特改性技术配方是公司提升核心竞争力关键。为应对技术泄密风险,公司已经在制度、人员、专利保护、股权等方面做了较详尽的安排,采取了严密的技术保护措施。经过多年的技术攻关和研发积累,公司掌握了多项关键核心技术和相关工艺,并建立起一套相对完善的研发体系。为避免公司关键核心技术和工艺受到外部侵权,公司通过申请专利,运用法律手段对关键核心技术和工艺进行保护。同时,公司在内部建立了较完善的知识产权管理体系,制定了相关的制度和文件,与核心技术人员签订了《保密协议》。但由于目前知识产权保护制度尚不成熟,存在专有技术流失或泄密情况,公司关键核心技术仍存在被侵权风险。如果该技术被泄露或受侵害,将给公司生产经营带来重大不利影响。”

从语言学角度,增加的上述表述(即下划线文字)是基本风险信息披露中“应对技术泄密风险,公司已经在制度、人员、专利保护、股权等方面做了较详尽的安排,采取了严密的技术保护措施”的具体阐述,蕴含在原有信息表述的语义范畴之内,目的仍然是说明公司采取了严密的技术保护措施,同时也可以理解成是对相近语义单位的重复出现。因此从设计理念上,我们增补后的风险信息披露具备语言学范畴上的更高冗余度特征。上述新增表述使得高冗余度版本的风险信息披露文字比低冗余度版本多154个

字,占低冗余度版本的风险信息披露总字数(160个字)的96%(即接近翻倍),在理论上已较为明显地增加了信息披露的冗余度。

基于此前的假说发展,更高冗余度的信息披露可能令信息使用人产生不同认知:(1)认为公司针对技术泄密风险已经采取了较为充分的防范措施,从而剩余的技术泄密风险更低;(2)认为该冗余表述没有提供实质性的增量信息;(3)认为公司试图通过一些正面信息掩盖技术泄密风险;(4)认为公司对防范措施的重视反映出公司核心技术对竞争厂商而言具有较强的吸引力(否则不会有高的技术泄密风险,也没有必要采取严格的防范措施)。这些不同方式的解读,分别对应到信息使用人的投资价值评价方面,则分别是:(1)投资价值较高;(2)和基本风险信息的披露方式没有明显区别;(3)认为公司试图美化和掩饰自身重大风险,从而投资价值较低;(4)可能认为公司核心技术具备较高的潜在市场价值,从而具有较高的投资价值。由于信息使用人可能对上述新增表述存在不同的解读方式,我们无法在事前确定高冗余度信息披露的投资价值含义及其背后的风险感知,这取决于实证检验。

(三) 实验过程控制的设计与实施

本实验通过问卷星的问卷设计功能设计冗余程度高低不同的两个版本实验问卷,并以随机方式由被试作答(即通过选择“情景随机”,使得每名被试随机地抽到其中一个版本的问卷);被试完成作答后提交问卷星系统。^②

对于每一版本的实验材料,我们将其设计在三张页面上,其中第一页包括案例公司的简要信息,招股说明书中关于核心技术泄密风险的信息披露,以及基本的实验问题(即风险感知、价值感知、投资关注、投资意愿);第二页请被试填选个人基本特征(如年龄、性别、学历、专业等),以及关注度/理解力测试;第三页为操控测试。

为了确保线上实验过程的有效控制,我们将问卷星的答卷功能做了如下设置:(1)被试只能逐页作

① 信息的蕴含是指一个表达单位所负载的信息,实际上包含了另一个表达单位所负载的信息。信息的复现则是指同一个语言单位、同义单位、近义单位、共指单位的重复出现。例如,“我是长江,我是长江”属于同一语言单位的复现。

② 本研究使用的问卷星问卷链接为 <https://www.wjx.cn/vj/OSinxAa.aspx>,感兴趣的读者可点击查阅,并可通过多次点击查阅不同冗余度版本的实验材料。在开展正式实验之前,我们也通过问卷星设计了初步的实验材料并进行了一次预实验,发现冗余度与投资意愿之间的基本关系与正式实验一致的结果。在预实验后,我们根据专家反馈意见进一步完善了实验设计,包括补充完善了冗余度设置方式、与机理检验相关的问题设置、操控测试,对被试遴选标准的考虑、对实验环境和过程的控制,以及部分人口学特征的设置方式。

答, 每页未完成所有问题时无法进入下一页; 该项控制可确保我们设计的所有问题得到回答。(2) 被试在作答完毕进入下一页面后, 无法返回上一页面回顾有关信息; 该项控制可确保我们在第二页设计的关注度/理解力测试以及第三页设计的操控测试具有合理效果。(3) 如果被试完成作答或中途退出作答, 均无法通过链接再次启动答卷; 该项控制可确保回收的答卷来自不同被试, 以及确保被试不会通过中途退出、重新进入的方式实现不同页面信息的比对与回顾。

有别于传统的实验室研究, 线上实验的方式使得研究者不易观察和把控被试作答时的状态与关注程度, 为此我们在被试完成基本的实验问题(即风险感知、价值感知、投资关注、投资意愿)的页面后, 在新跳转的被试基本信息问卷页面最后设计了测试题, 即询问被试在此前页面读到的材料是否披露了核心技术泄密风险信息。如果被试回答为“否”, 则表明被试缺乏基本的关注度或对实验材料内容的理解能力, 我们将其作为无效问卷。此外, 我们通过问卷星提供的答卷时长信息, 将有效样本限制在作答时间为20分钟以内。

在被试规模方面, 我们要求问卷星回收的每一冗余度版本问卷中, 扣除关注度/理解力测试的无效问卷后数量至少为150份。在被试构成方面, 我们要求问卷星回收的每一冗余度版本问卷中, 投资经验达到24个月或更长的被试比重不小于50%。在和问卷星确认上述设计需求后, 我们通过购买问卷星的数据采购服务, 由问卷星实施问卷发放, 并在2个工作日内完成回收。

(四) 操控测试的设计

为了合理保证被试能够感知到本研究的关键实验变量——信息披露冗余度在不同版本实验材料中的差异, 同时又不可能向同一名被试提供两个版本的实验材料, 我们参考 Leitter 等(2021)^[12]的操控测试方式, 设计了两道操控测试问题, 分别从信息蕴含和信息复现的视角考察被试如何理解问卷中关于核心技术

泄密风险披露的语言冗余度。

对于冗余度较高和较低版本的问卷, 我们分别向被试呈现两段表述, 请被试评估第二段表述的语义在多大程度上包含在了第一段表述^①中(0表示完全未包含, 10表示完全包含)。对于冗余度较高版本的问卷, 第二段表述为进一步说明公司如何采取了保密措施的增补冗余表述^②, 而第一段表述则为公司已采取保密措施的笼统表述。对于冗余度较低版本的问卷, 第一段表述与高冗余度版本相同, 仍为公司已采取保密措施的笼统表述; 但第二段表述则改为公司仍然表明存在技术泄密风险及遭受损失的可能^③。

根据我们的设计, 高冗余度版本中的第二段表述在语言学范畴上明显蕴含在风险防范措施的基本表述中, 而低冗余度版本中的第二段表述在语言学范畴上更少地蕴含在风险防范措施的基本表述中(因为语义已发生了转折)。因此相较于低冗余度版本问卷的被试, 我们预期高冗余度版本问卷的被试能够在更大程度上意识到两段表述的信息蕴含关系。

我们还请被试评价第二段表述的语义在多大程度上是对第一段表述的重复(0表示完全未重复, 10表示完全重复)。类似于信息蕴含, 根据我们的设计, 高冗余度版本中的第二段表述与第一段表述在语义上的重复度更高, 因此相较于低冗余度版本问卷的被试, 我们预期高冗余度版本问卷的被试能够在更大程度上意识到两段表述的信息复现关系。

四、实验结果

(一) 问卷回收情况、操控测试与样本筛选

通过问卷星, 我们回收了通过关注度/理解力测试的328份问卷^④, 并剔除了3份答卷时长超过20分钟的答卷。其中低冗余度版本问卷收回170份, 高冗余度版本问卷收回155份。

在第一项操控测试中, 高冗余度版本的被试认为增补表述蕴含在风险防范基本表述中的程度均值(中位数)为7.4(8), 而低冗余度版本的被试认为

① 即“掌握和研发独特改性技术配方是公司提升核心竞争力的关键。为应对技术泄密风险, 公司已经在制度、人员、专利保护、股权等方面做了较详尽的安排, 采取了严密的技术保护措施。”

② 即“经过多年的技术攻关和研发积累, 公司掌握了多项关键核心技术和相关工艺, 并建立起一套相对完善的研发体系。为避免公司关键核心技术和工艺受到外部侵权, 公司通过申请专利, 运用法律手段对关键核心技术和工艺进行保护。同时, 公司在内部建立了较完善的知识产权管理体系, 制定了相关的制度和文件, 与核心技术人员签订了《保密协议》。”

③ 即“但由于目前知识产权保护制度尚不成熟, 存在专有技术流失或泄密情况, 公司关键核心技术仍存在被侵权风险。如果该等技术被泄露或受侵害, 将给公司生产经营带来重大不利影响。”

④ 问卷星反馈的、未通过关注度/理解力测试的问卷(78份)占回收问卷总数(406=328+78)的19%。

转折表述蕴含在风险防范基本表述中的程度均值(中位数)为5.2(5.5)。组间差异检验显示,高冗余度版本的被试认知到的信息蕴含程度显著高于低冗余度版本的被试(t 统计量=8.89, p 值<0.0001; z 统计量=7.82, p 值<0.0001)。

在第二项操控测试中,高冗余度版本的被试认为增补表述重复了风险防范基本表述的程度均值(中位数)为6.5(6),而低冗余度版本的被试认为转折表述重复了风险防范基本表述的程度均值(中位数)为4.5(5)。组间差异检验显示,高冗余度版本的被试认知到的信息复现程度同样显著高于低冗余度版本的被试(t 统计量=7.50, p 值<0.0001; z 统计量=6.62, p 值<0.0001)。

总体而言,不同冗余度版本的被试感知到了显著不同的、符合预期方向的信息披露冗余度,操控测试得以通过。

另一方面,通过操控测试,我们也得以进一步识别出冗余度感知明显有悖于同一冗余度版本下其他被试的问卷,这些问卷很可能表明被试的关注度或理解能力不足。具体而言,对于低冗余度版本的回收问卷,我们进一步剔除了对信息蕴含认可度或信息复现认可度高达95%分位数及以上的被试(在0~10量表中涉及作答大于等于9的答卷);对于高冗余度版本的回收问卷,我们进一步剔除了对信息蕴含认可度或信息复现认可度低于5%分位数及以上的被试(其中涉及信息蕴含认可度作答小于等于4的答卷,或信息复现认可度作答小于等于3的答卷)。

经过上述筛选程序,我们进一步剔除了22份低冗余度版本的回收问卷和23份高冗余度版本的回收问卷,最终得到280份有效答卷,其中低冗余度和高冗余度版本答卷分别为148份和132份。

(二) 被试基本特征描述

表1栏(1)描述了280名样本被试的基本特征。被试年龄主要分布在18岁至40岁之间^①;39%的被试为男性;被试的学历以本科为主;44%的被试具有财经类专业背景;81%(75%)的被试曾经学过投资(风险评估)相关课程;被试的股票投资经验主要分布在12个月至60个月之间;45%的被试正在或近期计划进行股票投资;33%的被试属于平衡型或激进型的投资偏好。

表2 个体特征变量的描述性统计

变量	(1)	(2)	(3)	(2) vs. (3)
	全样本	低冗余组	高冗余组	
	(N=280)	(N=148)	(N=132)	组间差异检验
	均值	均值	均值	t 统计量
AGE	2.56	2.49	2.64	-2.01**
GENDER	0.39	0.40	0.39	0.21
DEGREE	2.91	2.95	2.88	1.16
MAJOR	0.44	0.40	0.48	-1.32
COURSE_INV	0.81	0.79	0.83	-0.75
COURSE_RISK	0.75	0.72	0.80	-1.55
EXP	2.47	2.38	2.58	-1.61
PLAN	0.45	0.43	0.46	-0.50
PREFERENCE	0.33	0.28	0.38	-1.68*

注:变量界定如下:

- AGE 被试年龄:18岁以下取1,18~30岁取2,30~40岁取3,40岁以上取4。
- GENDER 被试性别:男性取1,女性取0。
- DEGREE 被试学历:高中及以下取1,大专取2,本科取3,研究生及以上取4。
- MAJOR 被试所学专业:为财务、经济、金融时取1,否则取0。
- COURSE_INV 被试是否学习过投资相关课程,如是取1,否则取0。
- COURSE_RISK 被试是否学习过风险评估相关课程,如是取1,否则取0。
- EXP 被试的投资经验:低于12个月时取1,介于12个月至24个月时取2,介于24个月至60个月时取3,大于60个月时取4。
- PLAN 被试的投资计划:正在进行或计划近期进行投资时取1,否则取0。
- PREFERENCE 被试的投资风险偏好:认为自己的投资偏好为平衡型或激进型时取1,保守型或稳健型时取0。

(三) 随机化检查

为了检验本实验过程对组间被试的随机化效果,我们测试了高低冗余度的两组被试在基本特征方面的差异性。表2栏(2)、栏(3)的描述和表2栏(4)对比结果显示,高低冗余度的两组被试在性别、学历、专业、是否修过投资或风险评估相关课程、投资经验、投资计划等个体特征方面均不存在显著差异,而在年龄和投资风险偏好方面表现出一定的差异,其中低冗余度版本的被试年龄区间相对偏年轻(t 统计量=-2.01, p 值=0.045),而投资风险偏好略倾向于保守型或稳健型(t 统计量=-1.68, p 值=0.093)。由于考虑到被试隐私,我们并未询问被试的具体年龄,而是选择了较为宽泛的年龄区间,使得

① 尽管我们设计了18岁以下的年龄选项,但样本被试的最低年龄均在18岁以上。

该变量的统计有效性存在一定局限。总体而言，表2表明本实验过程具备合理的随机化效果。

(四) 假设 H1 的检验结果

表2列示了假设 H1 的检验结果。组 A 显示，高冗余组被试对公司股票表现出的中长期投资意愿 (LTINVEST) 均值为 6.99，而低冗余组被试表现出

的投资意愿均值为 6.32。组 B 列示了单变量方差分析 (ANOVA) 的结果。首先，未列报的方差齐性检验结果显示，卡方统计量为 0.02 (p 值 = 0.89)，因此通过了方差齐性检验。ANOVA 检验得到的 F 统计量 = 7.74 (p 值 = 0.007)，表明高冗余组的被试在中长期投资公司股票的意愿显著强于低冗余组。

表 2 风险信息披露冗余度对投资意愿 (LTINVEST) 的影响

组 A: 因变量的组间描述					
LTINVEST	(1)		(2)		
	低冗余组 (N=148)		高冗余组 (N=132)		
	均值 6.39		均值 6.99		
组 B: 单因素方差分析 (ANOVA)					
变异来源	离均差平方和	自由度	均方	F 统计量	p 值
REDUNDANCY (组间)	31.78	1	31.78	7.74	0.006
组内	1 141.07	278	4.10		

注：变量界定如下：

LTINVEST 被试对公司股票的中长期投资意愿：0 表示完全没有意愿，10 表示非常愿意。

REDUNDANCY 技术泄密风险信息披露的冗余度：被试回答的问卷为高冗余度版本时取 1，为低冗余度版本时取 0。

(五) 假设 H1 的稳健性测试

其一，考虑到高冗余度版本和低冗余度版本的被试在个别基本特征方面仍存在一定差异，为了进一步控制被试其他个体特征可能对研究结果造成的干扰，我们还进行了多元回归分析。由于投资意愿的取值范围为非负整数，且意愿表达属于定序数据，我们估计如下定序 logit 回归模型 (ordered logit regression)：

$$LTINVEST = b_0 + b_1 REDUNDANCY + Controls + \varepsilon \quad (1)$$

表3列示了模型 (1) 的回归结果。结果显示，在控制了被试的年龄、性别、受教育水平、专业背景等个体特征后，实验变量 REDUNDANCY 的系数均显著大于零 (z 统计量 = 2.05, p 值 = 0.041)。因此，表2的发现并未受到不同冗余度版本的被试基本特征差异的影响。

其二，如果进一步提高对关注度和理解力测试的筛选标准，即根据操控测试中的冗余度感知在 90% 分位数水平上背离同一冗余度版本下其他被试的问卷 (主测试采用 95% 分位数的标准)，对 44 份被试答卷予以剔除，表2的结果进一步增强。具体而言，低冗余组被试 ($N=121$) 的中长期投资意愿为 6.34，高冗余组被试 ($N=115$) 的中长期投资意愿为 7.15，ANOVA 检验得到的 F 统计量 = 9.45 (p 值 = 0.002)。

其三，我们在问卷的投资意愿问题之前也铺垫性地询问了被试关注公司股票 (并放入股票池) 的意

表 3 风险信息披露冗余度对投资意愿 (LTINVEST) 的影响：定序 logit 回归结果

因变量: LTINVEST	系数	z 统计量
实验变量		
REDUNDANCY	0.458	2.05**
控制变量		
AGE	0.399	1.89*
GENDER	0.173	0.74
DEGREE	0.121	0.44
MAJOR	-0.229	-1.00
COURSE_INV	-0.007	-0.02
COURSE_RISK	0.352	1.20
EXP	0.175	1.49
PLAN	0.286	1.32
PREFERENCE	0.315	1.26
N	280	
模型 F 统计量	2.60***	

注：***、**、* 表示 1%、5%、10% 的显著性水平 (双尾)。变量界定参见表 1 和表 2。

愿 (STOCKPOOL)。我们发现，关注股票意愿和中长期投资意愿 (LTINVEST) 之间的相关系数为 0.72，意味着这两个变量在构念上既密切相关，又存在一定差别。作为稳健性测试，我们还考察了风险信息披露冗余度与被试对公司股票关注度的关系。我们发现，

高冗余组的被试表现出的股票关注度均值为 6.79，而低冗余组的被试表现出的股票关注度均值为 6.30。未列报的方差齐性检验结果显示，卡方统计量为 1.30 (p 值 = 0.25)，因此同样通过了方差齐性检验。因变量为 *STOCKPOOL* 时，ANOVA 检验得到的 F 统计量 = 4.59 (p 值 = 0.033)，表明低冗余组和高冗余组的被试之间在放入股票池的意愿平均而言也存在显著差异。尽管股票关注度和我们直接询问被试的中长期投资意愿存在一定的差异，但上述证据同样表明了类似的发现。

其四，为了解我们的发现是否主要体现在投资经验较丰富或不丰富的被试中，我们分别考察了投资经验在 24 个月以上 ($N=147$) 和 24 个月以下 ($N=133$) 的被试，结果显示在两组被试中，高冗余度版

本的被试均表现出显著更强的投资意愿（其中投资经验较丰富组的 ANOVA 检验 F 统计量 = 4.23, p 值 = 0.042；投资经验较少组的 ANOVA 检验 F 统计量 = 2.90, p 值 = 0.091）。

(六) 假设 H2 的检验结果

表 4 列示了假设 H2 的检验结果。组 A 显示，低冗余组被试感知到的技术泄密风险 (*PERCVRISK*) 均值为 7.29，而高冗余组被试感知到的技术泄密风险均值为 6.90。组 B 列示了单因素方差分析结果，ANOVA 检验得到的 F 统计量为 3.27 (p 值 = 0.072)，表明高冗余组的被试感知到的技术泄密风险平均而言在边际上显著低于低冗余组的被试。^① 表 4 的证据表明，被试对高冗余度的信息披露感知到了更低的技术泄密风险。

表 4 风险信息表述冗余度对技术泄密风险感知 (*PERCVRISK*) 的影响

组 A: 因变量的组间描述					
<i>PERCVRISK</i>	(1)		(2)		
	低冗余组 ($N=148$)		高冗余组 ($N=132$)		
	均值 7.29		均值 6.90		
组 B: 单因素方差分析 (ANOVA)					
变异来源	离均差平方和	自由度	均方	F 统计量	p 值
<i>REDUNDANCY</i> (组间)	10.56	1	10.56	3.27	0.072
组内	898.23	278	3.23		

注：变量界定如下：

PERCVRISK 被试对公司技术泄密风险的感知程度：0 表示感受不到风险，10 表示感受到极高风险。

REDUNDANCY 技术泄密风险信息披露的冗余度：被试回答的问卷为高冗余度版本时取 1，为低冗余度版本时取 0。

(七) 机制分析

为了进一步理解被试在投资意愿和风险感知背后的认知逻辑，我们在实验材料的基本问题中，请被试根据其对公司技术泄密风险的感受程度，评价公司核心技术的潜在市场价值 (*PERCVMVAL*)。如果被试对高冗余度版本的信息披露表现出更高的投资意愿和更低的风险感知，其背后的逻辑应当是被试通过冗余度更高的信息披露感受到了公司核心技术伴随着较高的

市场价值。

表 5 列示了对技术价值感知的检验结果。组 A 显示，低冗余组被试感知到的技术市场价值 (*PERCVMVAL*) 均值为 7.45，而高冗余组被试感知到的技术市场价值均值为 7.87。组 B 列示了单因素方差分析结果，ANOVA 检验得到的 F 统计量为 5.30 (p 值 = 0.022)，表明高冗余组的被试感知到的技术市场价值平均而言显著高于低冗余组的被试。^② 表 5 的证据

表 5 风险信息表述冗余度与核心技术潜在市场价值感知 (*PERCVMVAL*) 的关系

组 A: 因变量的组间描述			
<i>PERCVMVAL</i>	(1)		(2)
	低冗余组 ($N=148$)		高冗余组 ($N=132$)
	均值 7.45		均值 7.87

① 未列报的方差齐性检验结果显示，因变量为 *PERCVRISK* 时，卡方统计量为 3.64 (p 值 = 0.06)，在边际上未通过方差齐性检验。

② 未列报的方差齐性检验结果显示，因变量为 *PERCVMVAL* 时，卡方统计量为 0.06 (p 值 = 0.80)，通过了方差齐性检验。

续前表

组 B: 单因素方差分析 (ANOVA)					
变异来源	离均差平方和	自由度	均方	F 统计量	p 值
REDUNDANCY (组间)	12.62	1	12.62	5.30	0.022
组内	661.38	278	2.38		

注: 变量界定如下:

PERCVIVAL 被试对公司核心技术潜在市场价值的感知程度: 0 表示无潜在价值, 10 表示潜在价值极高。

REDUNDANCY 技术泄密风险信息披露的冗余度: 被试回答的问卷为高冗余度版本时取 1, 为低冗余度版本时取 0。

表明, 被试对高冗余度的信息披露感知到显著更高的技术市场价值, 从而有助于我们理解为什么被试对高冗余度信息披露的公司表现出更高的投资意愿和更低的风险感知。

五、研究结论

尽管常规理念认为, 信息冗余不利于资本市场的信息使用人有效利用信息进行投资决策, 但我们认为这种观念通常将冗余度更高的信息等同于无用信息, 在理论上和现实中都可能面临着挑战, 即信息使用人可能认为冗余度更高的信息可能有助于缓解信息不对称程度, 从而对其风险评估和投资决策仍然具有有用性。本文基于一项实验, 考察了资本市场中招股说明书中的关键风险信息披露冗余度如何影响投资意愿和公司风险与价值感知, 旨在深化对冗余信息的理解。

我们首先发现, 实验材料的风险信息披露冗余度越高, 被试的投资意愿更强, 具体表现为更有意愿中长期投资案例公司的股票。进一步地, 我们发现风险信息披露冗余度越高, 被试感知到的风险更低, 感知到的公司关键资源市场价值更高, 从而表明冗余度更

高的信息并不必然等同于风险无关信息或价值无关信息。综上, 我们的发现意味着“冗余”信息本身的界定存在难度, 信息使用人很可能倾向于对语言学界定为更高冗余度的信息表现出更强的投资意愿、更低的风险感知和更高的价值判断。这也解释了为什么冗余度更高的信息披露广泛存在于市场。

本研究存在如下局限。其一, 我们在实验材料中设置的风险性质为科技创新型企业的技术泄密风险, 但尚难以确定本研究的实验结论是否适用于更广泛的其他性质的风险。其二, 我们的实验对某一种冗余形式的程度设置处于某种特定水平, 一个可能的情形是信息使用人在某种程度以内的冗余表述具有某种反应, 而对某种程度之上的冗余表述具有显著不同的另一种反应; 而本研究并未在同一维度的冗余表现形式方面进行冗余程度上的更丰富操控。其三, 本文采用直接询问被试风险倾向的方式测量风险感知, 而并未采用行为测量方式。尽管自我报告的叙述测量方式在时间稳定性方面具有优势, 但行为测量方式通常具有较高的精确度。这些局限都值得通过未来进一步研究予以完善、深化和拓展。

参考文献

- [1] 中国证监会. 注册制下提高招股说明书信息披露质量的指导意见 [S]. 北京: 2022.
- [2] Shannon C E, Weaver E. The Mathematical Theory of Communication [M]. University of Illinois press, 1949.
- [3] 钱冠连. 语言冗余信息的容忍度 [J]. 现代外语, 1986 (3): 1-6.
- [4] 叶南. 论语言表达形式与信息熵、冗余度的关系 [J]. 西南民族大学学报 (人文社科版), 2004 (10): 293-296.
- [5] 廖七一. 论翻译中的冗余信息 [J]. 外国语 (上海外国语大学学报), 1996 (6): 47-51.
- [6] 成军. 同义反复话语的信息冗余性及其交际功能 [J]. 外国语文, 2018 (6): 70-76.
- [7] 梁伟亮. 科创板实施下信息披露制度的两难困境及其破解 [J]. 现代经济探讨, 2019 (8): 125-132.
- [8] 张继勋, 周冉, 孙鹏. 内部控制披露、审计意见、投资者的风险感知和投资决策: 一项实验证据 [J]. 会计研究, 2011 (9): 66-73.
- [9] Weinberg A. M. Is Nuclear Energy Acceptable? [J]. Bulletin of the Atomic Scientists, 1977, 33 (4): 54-60.
- [10] Tan H-T, Wang E Y, Yoo G S. The Joint Effect of Jargon Type and Industry Knowledge on Investors' Judgments [J]. Journal of Accounting and Economics, 2019, 67 (2/3): 416-437.
- [11] 徐盛桓. 语言的冗余性 [J]. 现代外语, 1984 (2): 1-6.
- [12] Leitter Z, Koonce L, White B. The Effect of Identifying Intangible Assets in an Acquisition on Investors' Judgments [Z/OL]. (2021-02)[2022-03-01]. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3789990>.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

“分散”还是“集中”？

——基金持股组合的业绩研究

“Diversification” or “Concentration”？

The Research on the Performance of Fund Holding Portfolio

罗毅 林树

LUO Yi LIN Shu

[摘要] 投资组合理论认为基金经理应在投资组合中分散持股，这与当下部分中国基金经理的投资实践相悖。本文因此考察“分散”和“集中”两种持股策略，哪一种能使基金持股组合赢得优胜业绩？基于2004年上半年到2019年上半年中国主动型开放式基金的20 857个样本，发现无论是行业层面的集中持股，还是个股层面的集中持股，采用“集中”策略的基金持股组合赢得了更好的投资业绩。“集中”策略带来的优胜业绩在基金由团队管理、熊市、基金公司办公地位于中心城市时更突出。以上研究发现说明中国基金经理在某些行业和个股上具有优秀的投资能力，基金投资者可据此辅助投资决策。

[关键词] 投资组合理论 分散 集中 投资业绩

[中图分类号] F23 F82 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 10-0059-12

Abstract: Portfolio theory argues that fund managers should diversify holding stocks in investment portfolios, which is contrary to the investment behavior of some fund managers in China. Therefore, this paper focuses on the question that, to win outstanding performance, should fund managers choose diversified holdings or choose concentrated holdings? Based on the 20, 857 samples of active open-end funds from the first half of 2004 to the first half of 2019 in China, this paper finds that concentrated holdings are conducive for fund managers to winning outstanding performance on stock portfolios both on industry level and on stock level. Furthermore, the outstanding performance of stock portfolio brought from the concentrated shareholding behavior is better when the fund is managed by team, market is in the bear, or the fund company is located in center cities. The above findings show that Chinese fund managers have excellent investment ability in few industries and individual stocks, and fund investors can make investment decisions based on them.

Key words: Portfolio theory Diversified holdings Concentrated holdings Investment performance

[收稿日期] 2021-05-20

[作者简介] 罗毅，男，1991年12月生，南京大学会计学博士，贵州财经大学会计学院副教授，研究方向为财务金融与资本市场；林树，男，1978年4月生，南京大学商学院教授，博士生导师，研究方向为财务金融与资本市场。本文通讯作者为林树，联系方式为 slin@nju.edu.cn。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“会计异象策略、竞争强度与基金业绩”（项目编号：71872081）；国家自然科学基金项目“信息优势或利益冲突：股东关系对基金投资行为的影响”（项目编号：71372030）；教育部人文社会科学重点研究基地“南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心”暨“区域经济转型与管理变革协同创新中心”重大课题项目“长三角区域资本市场发展研究”（项目编号：CYD-2020009）；贵州财经大学引进人才科研启动项目“机构投资者持股与上市公司环境责任履行研究”（项目编号：2021YJ038）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

2021年伊始,公募基金业绩喜人,各路基金经理在微信微博被屡屡“封神”,张坤、蔡嵩松、朱少醒等基金经理成为年轻投资者追捧的新偶像。这些基金经理的持仓具有一个共同特点,即集中持股于特定行业或标的股票,例如“坤坤不老、蓝筹到老”的张坤偏爱蓝筹;从学业到事业深耕计算机科技行业的“少年天才”蔡嵩松钟情科技股;创造“十年十倍、十五年二十倍”业绩神话的老将朱少醒专注价值成长股。他们这种投资风格带来的骄人业绩与传统投资组合理论“不把所有鸡蛋放在一个菜篮子里”的分散投资理念相悖。

对此,研究者在21世纪初就开始了投资组合理论的反思。Kacperczyk等(2005)^[1]发现部分基金经理在某些行业具有优秀的投资能力,并通过集中持股在这些行业赢得了优胜业绩。孔东民等(2010)^[2]借鉴其方法,针对中国情景的研究却得到相反的研究结论,发现中国基金经理在行业上的集中持股并未赢得优胜业绩,在行业上的分散持股才有利于所管理基金获得优胜业绩,并据此认为可能是美国股市基金经理们投资更为谨慎和理性,而中国基金经理在投资策略上不成熟和过分投机。本文对比Kacperczyk等(2005)^[1]和孔东民等(2010)^[2]的研究,发现孔东民等(2010)^[2]的研究中存在这样几方面的问题:第一,投资业绩采用基金净值增长率、市场调整后的净值增长率两种方式来衡量值得商榷。基金净值增长率不仅受到所持股票组合的影响,也会受到非股票投资组合、基金申购赎回资金流量的影响,要想准确反映基金经理的股票投资能力,应以基金所持股票组合收益率作为投资业绩,且需要借鉴Kacperczyk等(2005)^[1]的研究对投资业绩进行因子调整。第二,基金持股行业集中度指数的计算结果值得商榷。在所借鉴Kacperczyk等(2005)^[1]的研究中,Kacperczyk等(2005)^[1]是根据基金所有持仓股票明细数据来进行行业集中度指数计算,孔东民等(2010)^[2]采用的是季度数据,而中国公募基金在季度只公布十大重仓股持仓数据,利用十大重仓股数据来代表所有股票持仓数据计算行业集中度指数进行研究影响研究结论的可靠性。第三,遗漏大量控制变量。孔东民等(2010)^[2]的研究除时间固定效应外,只控制四个基

金层面的影响因素,特别是以基金净值增长率、市场调整后的净值增长率作为因变量遗漏控制所持股票组合风险特征等重要因素会严重影响研究结论的可靠性,也未对基金申购赎回资金净流量、基金公司特征进行控制,同样也会影响研究结论的可靠性。

针对孔东民等(2010)^[2]在中国情景研究中存在的问题,本文聚焦2004年上半年到2019年上半年中国主动型开放式股票型、主动型开放式混合型(偏股、平衡、灵活配置)基金全部持股组合的20857个半年度-基金样本;采用Carhart四因子模型调整后收益率衡量基金持股组合的投资业绩;基于基金半年度的持仓明细计算基金在行业和个股层面的持股集中度;补充控制孔东民等(2010)^[2]的中国情景研究中遗漏的影响因素。重新考察中国公募基金是“分散”持股有利于赢得优胜业绩,还是“集中”持股有利于赢得优胜业绩?与孔东民等(2010)^[2]的研究发现相反,本文发现“集中”持股的中国公募基金,其持股组合在未来取得了更好的投资业绩,这种“集中”无论是在行业层面还是在个股层面,均能为所管理基金持股组合带来优胜业绩。异质性检验表明:当基金由团队管理时,集中持股更能提升基金股票组合的投资业绩;当市场处于熊市时,集中持股更能提升基金股票组合的投资业绩;当基金公司办公地坐落于政治金融中心(北京和上海)时,集中持股更能提升基金股票组合的投资业绩;本文的主结论经过一系列稳健性检验后依然成立。

本文的研究具有以下四点贡献:第一,丰富了基金股票投资组合业绩影响因素的研究文献。有别于从股票特征、基金特征、基金公司特征的研究,本文从信息优势视角考察集中持股行为对基金投资组合业绩的影响,丰富了基金股票投资组合业绩影响因素的研究文献。第二,为基金经理开发投资策略提供了理论依据。传统投资组合理论认为应该分散投资,本文的实证证据显示当基金经理在某些行业和个股上具有信息优势时,集中持股或许是更好的选择,为基金经理在开发投资策略时突破传统投资理论的束缚提供了理论依据。第三、揭示部分中国基金经理具有优秀的投资能力。与孔东民等(2010)^[2]的研究发现相反,本文的实证结果显示中国基金经理通过集中持股可以获得优胜业绩,说明在中国基金经理群体中,的确存在部分基金经理具有出色的投资能力,这类基金经理通

过集中持有具有信息优势的股票赢得了优胜业绩。第四,为基金投资者的投资决策提供了参考。本文实证发现部分基金经理通过集中持股赢得了优胜业绩,投资者可关注这类基金经理的投资行为,复制其投资组合或申购其管理的基金以实现自身财富的保值增值。

本文后续安排如下:第二部分进行理论分析并提出研究假设;第三部分针对研究假设进行研究设计;第四部分为实证结果分析;第五部分为结论。

二、理论分析与研究假设

投资组合理论强调“不把所有的鸡蛋放在一个菜篮子里”,该理论引入数学中的均值、方差概念,通过数学模型证明可构建出收益-风险匹配最佳的投资组合,因此在风险一定的情况下,按模型推理出的组合结构分散投资可以为股票组合带来最佳的投资业绩。这一理论得到许多学者的支持,例如 Elton 等 (1993)^[3] 研究发现共同基金的基金经理作为一个整体,其业绩并没有跑赢标准普尔 500 指数;这与 Jensen (1967)^[4] 的研究结论一致;中国学者孔东民等 (2010)^[2] 也研究发现分散投资才有利于提升基金的投资业绩。但实务界和学界也存在与此相反的观点,实务界安德烈·科斯托拉尼 (2007)^[5] 质疑该理论是“女巫的水晶球”,是商学院教授编排出来骗人的把戏,对投资实践根本没有任何现实指导意义,他认为投资是集人类心理学等多学科为一体的复杂过程,不能用数学来简单概括;Grinblatt 和 Titman (1989)^[6] 则通过研究认为使用主动管理策略的基金经理具有股票挖掘能力,因此其集中投资反而能够使所管理的基金赢得出色业绩;Daniel 等 (1997)^[7] 也研究发现主动型基金经理具有出色的股票选择能力,使其管理的基金在业绩上跑赢了基准组合;Wermers (2000)^[8]、Frank 等 (2004)^[9] 的研究也显示采用主动型管理方式的基金经理具有出色的投资能力。部分研究深入考察了主动型基金经理出色投资能力的来源问题,例如,Coval 和 Moskowitz (1999)^[10] 研究发现那些投资能力出色的主动型基金经理对投资总部设在本地的公司具有强烈偏好,之后他们进一步研究发现,这跟这些公司的总部设在本地使基金经理形成信息优势有关;Kacperczyk 等 (2005)^[11] 为了进一步调查主动型基金经理掌握的信息优势,提出用行业集中度指数来度量基金经理掌握的行业信息优势,研究其

与基金业绩的关系,结果显示基金经理利用掌握的行业信息优势集中持股于某些行业获得了超额回报。以上研究中,从投资组合理论出发的研究认为分散投资有利于提升基金投资组合的投资业绩,而从信息优势理论出发的研究则认为集中持股于基金经理更了解的行业更有利基金投资组合赢得优胜业绩。对此本文提出如下竞争性假设:

H1a: 基金投资组合在行业上的分散持股有利于提升投资组合的投资业绩。

H1b: 基金投资组合在行业上的集中持股有利于提升投资组合的投资业绩。

投资组合理论以个股为切入点,通过个股与个股之间的搭配,再结合无风险资产,形成一个在数学模型推理中完美的投资组合,该理论认为消除非系统性风险的最佳投资组合是市场组合,因此如果设定非系统风险为 0,收益最佳的组合就是完全复制市场组合的持股组合。但是作为专业人士的主动型基金经理,其职责在于利用专业知识精心研究,为基金投资者谋取最大的投资收益,一味为了规避非系统风险复制市场组合,难以体现其投资水平及履行其受托投资责任。且投资组合理论从数学出发,对投资实践中的影响因素刻画存在遗漏与片面的问题,而这恰好是基金经理发挥专长可以用来进行获利的地方。例如,投资组合理论只关注股价走势的数学意义,没有对支撑这种走势的股票基本面信息进行刻画,还辩解市场有效,股价会完全反映公司基本面方面的信息。事实上,在中国这类非强势有效市场,公司股价往往滞后反映公司基本面方面的信息,那些提前挖掘基本面信息形成信息优势的各类投资者,只要能够充分利用自己掌握的信息优势便可能赢得超额收益。这些基本面信息通常就是合法的公开信息(罗孝玲等,2013^[11];王春和王进猛,2020^[12]),投资者之间谁能对这种公开信息进行更准确及时的解读,谁就能获利。基于公开信息的这类投资策略用投资组合理论难以解释。另外,投资组合理论忽视基金经理与其他个体因人际、业务等关系形成信息优势而为基金投资组合带来的有利影响,而这种源于关系的持股业绩也是基金投资组合业绩的重要组成部分。例如,Cohen 等 (2008)^[13] 发现基金经理通过持仓与上市公司董事会成员具有校友关系的股票取得了优胜业绩。Massa 和 Rehman (2008)^[14] 发现基金购买与集团其他成员有贷款业务

往来公司的股票能够取得不俗业绩，他们认为这是因为商业关系使基金经理获取到了私有信息。部分研究还发现 IPO 时与投资银行商业关系紧密的基金公司获得了更高的 IPO 配额，关联基金因此取得了更好的业绩 (Ritter 和 Zhang, 2007)^[15]。吕康娟等 (2015)^[16]发现投资者运用信息关联渠道形成的信息优势，在短期内获得超额收益。还有部分研究发现基金经理持仓总部坐落在本地的上市公司股票获得优胜业绩是因为同城使基金经理与上市公司高管之间更容易进行沟通，从而对公司更加了解 (Pool 等, 2012^[17])。在排除经济因素导致的内生性问题后，投资者的投资依然具有本地偏好 (Branikas 等, 2020^[18])。申宇等 (2015)^[19]发现基金经理校友关系广度能对基金业绩带来正向影响。Ellis 等 (2020)^[20]研究发现倾向投资于与所在城市有直航航班上市公司的对冲基金能赢得优胜业绩，因为直航使对冲基金获得了更多上市公司的基本面信息。以上研究表明，基金经理和其他资本市场相关方广泛、良好的人脉或业务关系有利于其形成信息优势而提高投资业绩，其集中投资于这些人脉或业务关系等所指向的标的股票能够赢得优胜业绩。因此，本文分别从投资组合理论和信息优势理论出发，在个股层面提出如下竞争性假设：

H2a: 基金持股组合在个股上的分散持股有利于提升持股组合的投资业绩。

H2b: 基金持股组合在个股上的集中持股有利于提升持股组合的投资业绩。

三、研究设计

(一) 样本数据及来源

本文选取 2004 年上半年到 2019 年上半年中国主动型开放式股票型基金、主动型开放式混合型基金 (偏股、平衡、灵活配置) 作为研究对象，采用实证分析法考察基金持股集中度对其持股组合未来业绩的影响。基金每半年的持股明细数据来源于国泰安数据库 (CSMAR)；所持个股含股利再投资收益率来源于国泰安数据库 (CSMAR)；对样本基金 (主动型开放式股票型、非偏债混合型) 进行识别时，识别数据来源于 Wind 金融终端；基金持股的个股特征、基金及基金公司特征等数据来源于国泰安数据库 (CSMAR)，缺失部分从中国研究数据服务平台 (CNRDS) 进行补充。对原始数据进行了如下处理：(1) 对基金持

股组合涉及的变量按个股市值占持股组合市值的比例进行加权处理归集到基金层面；(2) 剔除主效应模型中变量数据存在缺失的样本；(3) 对主效应模型中的所有连续变量进行上下 1% 的缩尾处理。根据上述步骤，最终得到 20 857 个有效观测。

(二) 变量定义与研究模型

1. 因变量。

本文的因变量为基金持股组合未来 6 个月 Carhart 四因子调整后收益率 IR 。将未来时间长度定义为 6 个月，原因有如下两点：第一，本文的时间频率为半年，根据我国监管机构的相关规定，我国公募基金管理机构在半年报或年报中才披露公募基金的持股明细情况，研究者因此只能以半年为期限了解基金的持仓明细情况。第二，本文以半年为期限构建刻画基金持股集中度的持股集中度指数，考察其对未来投资业绩的影响，如果将业绩计算期延伸超过 6 个月，则会出现未来的业绩应该归属于最近的半年末还是上一个半年末的问题；如果将业绩缩短为 6 个月以内，则会出现业绩考察不全面，遗漏到下一个半年末时段内的业绩。故权衡之后选择持股明细对应半年末未来 6 个月作为未来业绩的计算期， IR 的具体计算公式如下：

$$R_{i,t} - R_{F,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,M} \times (R_{M,t} - R_{F,t}) + \beta_{i,SMB} \times SMB_t + \beta_{i,HML} \times HML_t + \beta_{i,MOM} \times MOM_t + e_{i,t} \quad (1)$$

$$\alpha_{i,k} = \prod_{i=1}^6 (1 + \alpha_{i,t}) - 1 \quad (2)$$

$$IR_{j,k} = \sum_{j=1}^N (w_{j,i,k} \times \alpha_{i,k}) \quad (3)$$

第一步，借鉴申宇等 (2015)^[19] 的做法，以 12 个月为滚动期，根据公式 (1) 计算所有基金持有个股的月度 Carhart 四因子调整后收益率 α 。公式 (1) 中， $R_{i,t}$ 为股票 i 在 t 月的含股利再投资收益率， $R_{F,t}$ 为 t 月按一年期定存定取存款利率折算的无风险利率， $R_{M,t}$ 为 t 月的市场收益率， SMB_t 为 t 月的规模因子， HML_t 为 t 月的价值因子， MOM_t 为 t 月的动量因子。第二步，根据公式 (2) 将个股月度 Carhart 四因子调整后收益率 α 折算为半年度。公式 (2) 中， $\alpha_{i,k}$ 为股票 i 在 k 半年 Carhart 四因子调整后收益率， $\alpha_{i,t}$ 为股票 i 在 k 半年中第 t 月的月度 Carhart 四因子调整后收益率。第三步，根据公式 (3) 计算基金持股组合的半年度 Carhart 四因子调整后收益率 $IR_{j,k}$ 。

公式 (3) 中, $IR_{j,k}$ 为基金持股组合的半年度 Carhart 四因子调整后收益率, $w_{j,i,k}$ 为 k 半年末基金 j 所持股票组合中个股 i 的市值在基金股票组合中的权重, $\alpha_{i,k}$ 为股票 i 在 k 半年 Carhart 四因子调整后收益率。 IR 的值越大, 说明基金所持股票组合在未来的投资业绩越好, 反之则反。

2. 自变量和控制变量。

本文的自变量为两类三个, 即基金持股行业集中度指数 (ICI)、基金持股个股集中度指数 (SCI 、 HHI)。借鉴 Kacperczyk 等 (2005)^[1] 的研究方法, 基金持股行业集中度指数 (ICI) 具体计算如下:

$$ICI_{i,t} = \sum_{j=1}^N (w_{j,t} - w_{j,i,t})^2 \quad (4)$$

公式 (4) 中, $ICI_{i,t}$ 为基金 i 在 t 半年末根据基金持股市值计算的行业集中度指数, N 为基金 i 在 t 半年末持有的行业数, $w_{j,t}$ 为基金 i 在 t 半年末持有行业 j 的 A 股流通市值占基金持股市值的比重, $w_{j,i,t}$ 为行业 j 的所有 A 股流通市值占整个资本市场 A 股流通市值的比重。采用证监会上市公司行业分类指引进行行业划分^①。该值越大, 基金投资的行业越集中, 该值越小, 基金的持仓与市场组合越趋同。类似地, 本文借鉴该思路计算基金持股个股集中度指数 (SCI) 如下:

$$SCI_{i,t} = \sum_{j=1}^N (w_{j,t} - w_{j,i,t})^2 \quad (5)$$

公式 (5) 中, $SCI_{i,t}$ 为基金 i 在 t 半年末根据基金持股市值计算的个股集中度指数, N 为基金 i 在 t 半年末持有的个股数, $w_{j,t}$ 为该基金在 t 半年末持有个股 j 的 A 股流通市值占基金持股市值的比重, $w_{j,i,t}$ 为个股 j 的 A 股流通市值占整个资本市场流通 A 股市值的比重。该值越大, 基金投资在个股上越集中; 该值越小, 基金的持仓与市场组合越趋同。为进一步度量基金持仓的个股集中度, 本文借鉴赫芬达尔指数的计算思路, 计算基金持股个股集中度指数 (HHI) 如下:

$$HHI_{i,t} = \sum_{j=1}^N w_{j,t}^2 \quad (6)$$

公式 (6) 中, $HHI_{i,t}$ 为基金 i 在 t 半年末根据基金持股市值计算的个股集中度指数, N 为基金 i 在 t 半年末持有的个股数, $w_{j,t}$ 为该基金在 t 半年末持有个股 j 的 A 股流通市值占基金持股市值的比重。该值越大, 基金投资在个股上越集中, 该值越小, 反之则反。

借鉴申宇等 (2015)^[19]、侯伟相和于瑾 (2018)^[21]、Lin 等 (2019)^[22] 的研究, 本文对以下因素进行控制: (1) 基金管理费率 ($Manage_fee$)。样本基金当期根据半年折算后的管理费率。(2) 基金年龄 ($Fund_age$)。样本基金按年计算的成立年限。(3) 资金净流入 (Sum_flow)。每个半年样本基金根据 Dahlquist 等 (2000)^[23] 定义方法计算的基金净流入^②, 最后折算为亿元^③。(4) 任职年限 ($ATenure$)。样本基金在该半年末被在任基金经理管理的平均年限。(5) 基金总净值 (TNA)。样本基金每个半年末基金总净值 (元) 的自然对数。(6) 基金公司总净值 (FC_TNA)。每个半年末样本基金所属基金公司旗下同类基金总净值 (元) 的自然对数。(7) 股票流动性 ($Liquid$)。基金按个股持仓市值占持股组合市值比例加权后所持股票组合累计交易额与期末个股流通市值的比值。(8) 上市年限 (Age)。基金按个股持仓市值占持股组合市值比例加权后所持股票组合的成立年数。(9) 股利 (Div)。基金按个股持仓市值占持股组合市值比例加权后所持股票组合半年末前 6 个月每股累计现金股利与期末每股股价的比值。(10) 财务杠杆 (Lev)。基金按个股持仓市值占持股组合市值比例加权后所持股票组合长期负债与所有者权益的比值。(11) 权益回报率 (Roe)。基金按个股持仓市值占持股组合市值比例加权后所持股票组合净利润与所有者权益的比值。(12) 股价波动率 (Vol)^④。基金按个股持仓市值占持股组合市值比例加权后所持股票组合前 24 个月含股利再投资收益率的标准差。所有变量概览如表 1 所示。

① 具体到行业大类, 即细分到行业门类后的二级编码。

② $Sum_flow = TNA_{i,t} - TNA_{i,t-1} \times NAV_{i,t} / NAV_{i,t-1}$, $TNA_{i,t}$ 为基金 i 在 t 期净资产总额, $NAV_{i,t}$ 为基金 i 在 t 期单位复权净值。

③ 没有进行对数处理是因为资金净流入指标在净流出时会取负值, 无法进行对数处理。

④ 由于股价波动率 (Vol) 是标准差, 因此在加权时采用矩阵方式求组合的标准差, 而不是简单地算术加权。

表1 变量概览

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
因变量	投资业绩	<i>IR</i>	基金当期末持仓股票组合未来6个月Carhart四因子调整后收益率
自变量	行业集中度指数	<i>ICI</i>	基金当期借鉴Kacperczyk等(2005) ^[1] 方法计算的股票持仓行业集中度指数
	个股集中度指数	<i>SCI</i>	基金当期借鉴Kacperczyk等(2005) ^[1] 思路计算的股票持仓个股集中度指数
		<i>HHI</i>	基金当期个股持仓占比的赫芬达尔指数
控制变量	管理费率	<i>Manage_fee</i>	基金当期的半年度管理费率
	基金年龄	<i>Fund_age</i>	基金当期的成立年限
	资金净流入	<i>Sum_flow</i>	基金当期资金净流入, 参见Dahlquist等(2000) ^[23] 的定义方法
	任职年限	<i>ATenure</i>	在任基金经理当期管理该基金的平均年限
	基金总净值	<i>TNA</i>	基金总净值的自然对数
	基金公司总净值	<i>FC_TNA</i>	基金公司旗下同类基金总净值的自然对数
	股票流动性	<i>Liquid</i>	当期按基金持仓个股市值加权后累计交易额与期末个股流通市值的比值
	上市年限	<i>Age</i>	当期按基金持仓个股市值加权后的成立年数
	股利	<i>Div</i>	当期按基金持仓个股市值加权后前6个月的每股累计现金股利与期末每股股价的比值
	财务杠杆	<i>Lev</i>	当期按基金持仓个股市值加权后长期负债与所有者权益的比值
	权益回报率	<i>Roe</i>	当期按基金持仓个股市值加权后净利润与所有者权益的比值
股价波动率	<i>Vol</i>	当期按基金持仓个股市值加权后前24个月含股利再投资收益率的标准差	

3. 研究模型。

针对假设H1a、H1b, 本文设计研究模型(7)检验基金在行业上是分散投资有利于提升持股组合的投资业绩, 还是集中投资有利于提升持股组合的投资业绩。

$$IR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times ICI_{i,t} + \sum \beta_n Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

模型(7)中, $IR_{i,t}$ 为基金*i*在*t*期末所持股票组合在未来6个月的Carhart四因子调整后收益率, 该指标值越大, 说明基金*i*在*t*期末未来的投资业绩越好, 反之则反; $ICI_{i,t}$ 为基金*i*在*t*期末借鉴Kacperczyk等(2005)^[1]方法计算的持股组合行业集中度指数, 该值越大, 说明基金*i*在*t*期的持股行业越集中, 该值越小, 说明基金*i*在*t*期的持股行业和市场行业市值分布越一致。借鉴申宇等(2015)^[19]、侯伟相和于瑾(2018)^[21]、Lin等(2019)^[22]的研究, $Controls_{i,t}$ 控制了基金*i*在*t*期末基金、基金公司、持股组合等方面的特征。如果 β_1 显著为负, 则说明基金在行业上分散持股有利于提升持股组合的未来投资业绩, 假设H1a成立。如果 β_1 显著为正, 则说明基金在行业上集中持股有利于提升持股组合的未来投资业绩, 假设H1b成立。

针对假设H2a、H2b, 本文设计研究模型(8)

和模型(9)检验基金在个股上是集中投资有利于提升持股组合的投资业绩, 还是分散投资有利于提升持股组合的投资业绩。

$$IR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times SCI_{i,t} + \sum \beta_n Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$IR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times HHI_{i,t} + \sum \beta_n Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

模型(8)和模型(9)中, $IR_{i,t}$ 为基金*i*在*t*期末所持股票组合在未来6个月的Carhart四因子调整后收益率, 该指标值越大, 说明基金*i*在*t*期末未来的投资业绩越好, 反之则反。 $SCI_{i,t}$ 为基金*i*在*t*期末借鉴Kacperczyk等(2005)^[1]思路计算的持股组合个股集中度指数, 该值越大, 说明基金*i*在*t*期的持股越集中; 该值越小, 说明基金*i*在*t*期的持股和市场个股市值分布越一致。 $HHI_{i,t}$ 为基金*i*在*t*期末借鉴赫芬达尔指数方法计算的持股组合个股集中度指数, 该值越大, 说明基金*i*在*t*期的持股行业越集中, 该值越小, 说明基金*i*在*t*期的持股越均匀分散。借鉴申宇等(2015)^[19]、侯伟相和于瑾(2018)^[21]、Lin等(2019)^[22]的研究, $Controls_{i,t}$ 控制了基金*i*在*t*期末基金、基金公司、持股组合等方面的特征。如果模型(6)和模型(7)中的 β_1 显著为负, 则说明基金在个股上分散持股有利于提升持股组合的未来投资业

绩,假设 H2a 成立。如果模型 (6) 和模型 (7) 中 β_1 显著为正,则说明基金在个股上集中持股有利于提升持股组合的未来投资业绩,假设 H2b 成立。

四、实证分析

(一) 描述性统计分析结果

表 2 显示,基金持股组合未来 6 个月 Carhart 四因子调整后收益率 *IR* 的均值为 8.46%,中位数为 6.87%,最小值为-35.1%,最大值为 94.80%,标准差为 8.54%。这说明基金持股组合的未来 6 个月 Carhart 四因子调整后收益率差异较大,所选样本基金具有一定的代表性。基金持股组合行业集中度指数 *ICI* 的均值为 0.083 0,中位数为 0.059 6,最小值为 0.006 4,最大值为 0.337 0,标准差为 0.072 9。这说明样本基金的持股行业集中度差异较大,且大部分基金倾向于多行业分散持股,只有少部分基金集中于少部分行业进行持股。基金持股组合个股集中度指数 *SCI* 的均值为 0.042 6,中位数为 0.036 8,最小值为 0.003 3,最大值为 0.109 0,标准差为 0.025 3。这说明样本基金持股组合个股集中度差异较大,且大部

分基金倾向于分散持股,只有少部分基金集中于少部分股票进行持股。基金持股组合个股集中度指数 *HHI* 的均值为 0.049 2,中位数为 0.043 0,最小值为 0.003 6,最大值为 0.120 0,标准差为 0.027 1。这说明样本基金持股组合个股集中度差异较大,且大部分基金倾向于分散持股,只有小部分基金集中于小部分股票进行持股。控制变量方面,样本基金半年的平均管理费率为 0.69%,平均年龄为 4.458 0 年,平均当期资金净流入为-1.421 0 亿元,基金经理的平均管理年限为 1.981 0 年,平均基金净值为 552 519 895.13 元人民币,基金公司管理同类基金的平均总净值为 6 867 046 925.22 元人民币,基金所持股票组合加权后的平均股票流动性为 1.311 0,基金所持股票组合加权后的平均年龄为 13.480 0 年,基金所持股票组合加权后的平均现金股利比率为 0.59%,基金所持股票组合加权后的平均财务杠杆为 23.00%,基金所持股票组合加权后的平均权益报酬率为 12.50%,基金所持股票组合加权后的平均股价波动率为 10.30%。从控制变量来看,样本基金具有代表性,持股组合中的个股多为基本面优质的股票。

表 2 主效应模型变量描述性统计结果

变量	样本量	均值	中位数	最小值	最大值	标准差
<i>IR</i>	20 857	0.084 6	0.068 7	-0.351 0	0.948 0	0.085 4
<i>ICI</i>	20 857	0.083 0	0.059 6	0.006 4	0.337 0	0.072 9
<i>SCI</i>	20 857	0.042 6	0.036 8	0.003 3	0.109 0	0.025 3
<i>HHI</i>	20 857	0.049 2	0.043 0	0.003 6	0.120 0	0.027 1
<i>Manage_Fee</i>	20 857	0.006 9	0.007 5	0.003 0	0.007 5	0.001 4
<i>Fund_Age</i>	20 857	4.458 0	3.359 0	0.715 0	14.250 0	3.366 0
<i>Sum_Flow</i>	20 857	-1.421 0	-0.394 0	-42.620 0	42.120 0	8.233 0
<i>ATenure</i>	20 857	1.981 0	1.584 0	0.082 2	8.129 0	1.477 0
<i>TNA</i>	20 857	20.130 0	20.250 0	15.280 0	23.840 0	1.739 0
<i>FC_TNA</i>	20 857	22.650 0	22.950 0	17.700 0	25.420 0	1.666 0
<i>Liquid</i>	20 857	1.311 0	1.217 0	0.002 7	5.913 0	0.616 0
<i>Age</i>	20 857	13.480 0	13.570 0	0.008 9	32.420 0	3.820 0
<i>Div</i>	20 857	0.005 9	0.001 3	0.000 0	0.057 1	0.007 8
<i>Lev</i>	20 857	0.230 0	0.201 0	0.000 0	2.212 0	0.160 0
<i>Roe</i>	20 857	0.125 0	0.124 0	-0.003 6	0.471 0	0.049 2
<i>Vol</i>	20 857	0.103 0	0.096 5	0.001 5	0.303 0	0.039 4

注:对连续变量进行了上下 1%的缩尾处理。

(二) 主效应模型回归分析结果

表3列(1)显示,加入控制因素后,样本基金行业集中度指数 *ICI* 与所持股票组合未来6个月 *Carhart* 四因子调整后收益率 *IR* 的回归系数为0.0297,在1%的显著性水平上显著为正。这说明基金在行业上集中持股有利于所管理股票组合在未来取得优胜业绩,假设 H1b 成立。表3列(2)显示,加入控制因素后,样本基金个股集中度指数 *SCI* 与所持股票组合未来6个月 *Carhart* 四因子调整后收益率 *IR* 的回归系数为0.1285,在1%的显著性水平上显著为正。这说明基金在个股上集中持股有利于所管理股票组合在未来取得优胜业绩,假设 H2b 成立。表3列(3)显示,加入控制因素后,样本基金个股集中度指数 *ICI* 与所持股票组合未来6个月 *Carhart* 四因子调整后收益率 *IR* 的回归系数为0.1051,在1%的显著性水平上显著为正。这说明基金在个股上集中持股有利于所管理股票组合在未来取得优胜业绩,假设 H2b 依然成立。

表3 主效应模型回归分析结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>IR</i>	<i>IR</i>	<i>IR</i>
<i>ICI</i>	0.0297*** (4.8315)		
<i>SCI</i>		0.1285*** (7.0304)	
<i>HHI</i>			0.1051*** (6.0598)
<i>Manage_Fee</i>	1.3770*** (3.9669)	1.7608*** (4.9769)	1.7056*** (4.8103)
<i>Fund_Age</i>	0.0008*** (5.2522)	0.0008*** (5.3384)	0.0008*** (5.2659)
<i>Sum_Flow</i>	0.0002*** (4.5242)	0.0003*** (4.6747)	0.0003*** (4.6738)
<i>ATenure</i>	-0.0019*** (-5.7778)	-0.0019*** (-5.7471)	-0.0019*** (-5.7956)
<i>TNA</i>	-0.0010*** (-2.8339)	-0.0010*** (-2.8976)	-0.0009*** (-2.7219)
<i>FC_TNA</i>	-0.0006* (-1.9170)	-0.0006* (-1.8327)	-0.0006* (-1.9023)
<i>Liquid</i>	0.0083*** (6.6142)	0.0088*** (6.9992)	0.0089*** (7.1222)
<i>Age</i>	-0.0032*** (-14.3439)	-0.0032*** (-14.4376)	-0.0032*** (-14.3556)

① 采用交乘得到的结论一致于分组检验得到的结论。

续前表

	(1)	(2)	(3)
	<i>IR</i>	<i>IR</i>	<i>IR</i>
<i>Div</i>	-0.7096*** (-5.9937)	-0.7236*** (-6.1231)	-0.7247*** (-6.1306)
<i>Lev</i>	-0.0556*** (-14.2823)	-0.0550*** (-14.1340)	-0.0557*** (-14.3240)
<i>Roe</i>	0.7626*** (50.4413)	0.7599*** (50.2677)	0.7626*** (50.4832)
<i>Vol</i>	0.3358*** (12.4124)	0.3364*** (12.4418)	0.3480*** (12.8156)
<i>Time_dummy</i>	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	0.0437*** (3.3200)	0.0369*** (2.7973)	0.0350*** (2.6425)
<i>N</i>	20857	20857	20857
<i>adj. R²</i>	0.4765	0.4772	0.4768
<i>F</i>	442.4985	443.6583	443.0933

注:括号中为 *t* 统计量; *、**、*** 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。下同。

(三) 分组检验结果^①

上述研究发现,基金集中持股有利于基金在所管理的股票组合上取得优胜业绩。随之,本文关心上述发现是否因情景不同而存在差异。具体地,本文从基金是否由团队管理、所处市场时期、基金公司办公地三个方面进行考察。

目前我国的基金行业中,部分基金由基金经理团队进行管理,团队管理是否能够发挥群策群力的合作优势,进而有助于基金经理寻找到有价值的投资标的,并通过集中持有这类股票而赢得优胜业绩呢?对此本文将样本根据是否由团队管理进行分组,当基金在当期只由一位基金经理进行管理时,将基金在当期定义为非团队管理组;当基金在当期由两位及以上的基金经理进行管理时,将基金在当期定义为团队管理组,据此对主效应模型进行分组回归。结果如表4所示,在非团队管理组,基金行业集中度指数 *ICI* 与所持股票组合未来6个月 *Carhart* 四因子调整后收益率 *IR* 的回归系数为0.0146,在10%的显著性水平上显著为正;基金个股集中度指数 *SCI* 与所持股票组合未来6个月 *Carhart* 四因子调整后收益率 *IR* 的回归系数为0.1045,在1%的显著性水平上显著为正;基金个股集中度指数 *HHI* 与所持股票组合未来6个月

Carhart 四因子调整后收益率 *IR* 的回归系数为 0.082 0, 在 1% 的显著性水平上显著为正。在团队管理组, 基金行业集中度指数 *ICI* 与所持股票组合未来 6 个月 Carhart 四因子调整后收益率 *IR* 的回归系数为 0.054 0, 在 1% 的显著性水平上显著为正; 基金个股集中度指数 *SCI* 与所持股票组合未来 6 个月 Carhart 四因子调整后收益率 *IR* 的回归系数为 0.169 0, 在 1% 的显著

性水平上显著为正; 基金个股集中度指数 *HHI* 与所持股票组合未来 6 个月 Carhart 四因子调整后收益率 *IR* 的回归系数为 0.146 6, 在 1% 的显著性水平上显著为正。对比两组回归系数发现, 在团队管理组, 回归系数与显著性均明显好于非团队管理组, 说明基金由基金经理团队管理时, 集中持股行为对投资业绩的提升效果更好。

表 4 基金是否由团队管理分组检验结果

	非团队			团队		
	<i>IR</i>	<i>IR</i>	<i>IR</i>	<i>IR</i>	<i>IR</i>	<i>IR</i>
<i>ICI</i>	0.014 6* (1.891 2)			0.054 0*** (5.342 3)		
<i>SCI</i>		0.104 5*** (4.415 5)			0.169 0*** (5.878 7)	
<i>HHI</i>			0.082 0*** (3.660 0)			0.146 6*** (5.353 1)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	0.038 3** (2.348 1)	0.032 6** (1.993 6)	0.031 3* (1.903 8)	0.052 7** (2.375 5)	0.044 3** (1.989 6)	0.041 2* (1.846 2)
<i>N</i>	14 497	14 497	14 497	6 360	6 360	6 360
<i>adj. R²</i>	0.479 1	0.479 7	0.479 5	0.474 1	0.474 6	0.474 1
<i>F</i>	311.065 2	311.777 9	311.504 7	134.296 5	134.563 3	134.301 6

注: *Controls* 控制了基金管理费率 (*Manage_fee*)、基金年龄 (*Fund_age*)、基金资金净流入 (*Sum_flow*)、基金经理任职年限 (*Tenure*)、基金净值 (*TNA*)、基金公司总净值 (*FC_TNA*)、股票流动性 (*Liquid*)、公司年龄 (*Age*)、股利比率 (*Div*)、财务杠杆 (*Lev*)、权益净利率 (*Roe*)、股价波动率 (*Vol*)、时间固定效应。下表同。

进一步地, 本文考察基金经理集中持股行为对持股组合投资业绩的影响在牛市和熊市是否存在差异。对此将 2006 年 1 月到 2007 年 12 月、2014 年 7 月到 2015 年 6 月对应半年的样本定义为牛市组, 将 2008 年 1 月到 2008 年 12 月、2015 年 7 月到 2016 年 6 月对应半年的样本定义为熊市组^①。对主效应模型分组回归的结果如表 5 所示。在牛市组, 基金行业集中度指数 *ICI* 与所持股票组合未来 6 个月 Carhart 四因子调整后收益率 *IR* 的回归系数为 0.007 4, 不显著; 基金个股集中度指数 *SCI* 与所持股票组合未来 6 个月 Carhart 四因子调整后收益率 *IR* 的回归系数为 0.014 1, 不显著; 基金个股集中

度指数 *HHI* 与所持股票组合未来 6 个月 Carhart 四因子调整后收益率 *IR* 的回归系数为 0.096 9, 在 10% 的显著性水平上显著为正。在熊市组, 基金行业集中度指数 *ICI* 与所持股票组合未来 6 个月 Carhart 四因子调整后收益率 *IR* 的回归系数为 0.042 4, 在 5% 的显著性水平上显著为正; 基金个股集中度指数 *SCI* 与所持股票组合未来 6 个月 Carhart 四因子调整后收益率 *IR* 的回归系数为 0.239 6, 在 1% 的显著性水平上显著为正; 基金个股集中度指数 *HHI* 与所持股票组合未来 6 个月 Carhart 四因子调整后收益率 *IR* 的回归系数为 0.182 2, 在 1% 的显著性水平上显著为正。对比两组回归系数发现, 在熊市组,

① 此法下牛转熊拐点对应的半年被归入牛市, 为进一步验证该分组结论的稳健性, 作者将牛转熊所在半年的样本定义为熊市重新分组回归, 得到的结论与论文呈现划分法下的结论一致。

无论是回归系数还是显著性均明显强于牛市组，说明市场整体不乐观反而能凸显部分基金经理的投资能力，这类基金经理通过集中持股使持股组合赢得了更好的投资业绩。

表 5 牛市与熊市分组检验结果

	牛市			熊市		
	<i>IR</i>	<i>IR</i>	<i>IR</i>	<i>IR</i>	<i>IR</i>	<i>IR</i>
<i>ICI</i>	0.007 4 (0.344 4)			0.042 4** (2.550 1)		
<i>SCI</i>		0.014 1 (0.238 0)			0.239 6*** (5.045 5)	
<i>HHI</i>			0.096 9* (1.732 9)			0.182 2*** (3.981 3)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	-0.101 4*** (-4.273 9)	-0.102 0*** (-4.199 5)	-0.115 0*** (-4.596 0)	0.011 5 (0.526 0)	-0.005 3 (-0.239 8)	-0.010 4 (-0.455 6)
<i>N</i>	2 019	2 019	2 019	2 581	2 581	2 581
<i>adj. R²</i>	0.633 4	0.633 4	0.633 9	0.369 3	0.373 9	0.371 6
<i>F</i>	194.678 3	194.668 9	195.119 3	95.405 1	97.290 2	96.334 8

最后本文考察基金集中持股对组合业绩的提升效应是否会因基金公司办公地而产生差异。当基金公司坐落于北京、上海这类中心城市时，一方面由于中心城市信息资源富集可能会有利于基金经理更及时准确地找到有价值的投资标的；另一方面中心城市的人才虹吸效应使就职于中心城市的基金经理可能具有更强的研究能力，更能在市场中找到有价值的投资标的；因此中心城市基金经理集中持有这类股票能够赢得更好的投资业绩。对此本文将样本根据基金公司办公地分为非中心城市和中心城市两组^①，对主效应模型分别进行回归，结果如表 6 所示。在非中心城市组，基金行业集中度指数 *ICI* 与所持股票组合未来 6 个月 Carhart 四因子调整后收益率 *IR* 的回归系数为 -0.000 4，不显著；基金个股集中度指数 *SCI* 与所持股票组合未来 6 个月 Carhart 四因子调整后收益率 *IR* 的回归系数

为 0.033 3，不显著；基金个股集中度指数 *HHI* 与所持股票组合未来 6 个月 Carhart 四因子调整后收益率 *IR* 的回归系数为 0.019 8，不显著。在中心城市组，基金行业集中度指数 *ICI* 与所持股票组合未来 6 个月 Carhart 四因子调整后收益率 *IR* 的回归系数为 0.050 5，在 1% 的显著性水平上显著为正；基金个股集中度指数 *SCI* 与所持股票组合未来 6 个月 Carhart 四因子调整后收益率 *IR* 的回归系数为 0.182 2，在 1% 的显著性水平上显著为正；基金个股集中度指数 *HHI* 与所持股票组合未来 6 个月 Carhart 四因子调整后收益率 *IR* 的回归系数为 0.155 7，在 1% 的显著性水平上显著为正。对比两组回归系数发现，在中心城市组，无论是回归系数还是显著性均明显强于非中心城市组，说明当基金公司办公地坐落于中心城市时，基金经理集中持股行为对投资业绩的提升效应更强。

表 6 基金公司办公地分组检验结果

	非中心城市			中心城市		
	<i>IR</i>	<i>IR</i>	<i>IR</i>	<i>IR</i>	<i>IR</i>	<i>IR</i>
<i>ICI</i>	-0.000 4 (-0.042 5)			0.050 5*** (6.466 8)		
<i>SCI</i>		0.033 3 (1.083 6)			0.182 2*** (7.961 6)	

① 北京上海为中心城市，否则为非中心城市。

续前表

	非中心城市			中心城市		
	<i>IR</i>	<i>IR</i>	<i>IR</i>	<i>IR</i>	<i>IR</i>	<i>IR</i>
<i>HHI</i>			0.019 8 (0.678 6)			0.155 7*** (7.178 9)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	0.075 6*** (3.497 8)	0.073 0*** (3.363 9)	0.073 4*** (3.366 5)	0.025 9 (1.532 7)	0.017 1 (1.008 0)	0.013 6 (0.796 6)
<i>N</i>	7 243	7 243	7 243	13 614	13 614	13 614
<i>adj. R²</i>	0.456 6	0.456 7	0.456 6	0.492 9	0.493 7	0.493 3
<i>F</i>	142.497 8	142.548 3	142.517 5	308.715 8	309.705 0	309.161 5

(四) 稳健性检验结果^①

为验证主结论是否稳健，本文做了五类稳健性检验：(1) 内生性检验。为缓解基本回归结果可能存在遗漏变量导致的内生性问题，本文通过倾向性得分匹配法(PSM)对样本进行一对一匹配，用匹配后的样本重新进行本文的主效应模型回归，实证结果显示本文的假设 H1b、H2b 依然成立。(2) 替换自变量检验。本文在设计自变量时，为严格考察基金集中持股行为对所持股票组合投资业绩的影响，视野完全聚焦于基金持股的股票组合，因此在计算自变量指标时选择的权重计算基准为股票组合期末市值，考虑大部分基金均不会完全满仓，存在部分未投资于股票组合的资金，在此以基金期末净值为基准构建权重重新计算三个自变量，将新自变量代入主效应模型重新回归，实证结果显示本文的假设 H1b、H2b 依然成立。(3) 采用股票组合原始业绩。为进一步验证本文主结论的稳健性，在此采用投资组合的原始业绩 *R* 替换 Carhart 四因子调整后收益率 *IR* 对主效应模型进行重新回归，实证结果显示本文的假设 H1b、H2b 依然成立。(4) 采用股票组合 *CAPM* 调整后业绩。为继续检验本文主结论的稳健性，在此采用投资组合的 *CAPM* 调整后收益率替换 Carhart 四因子调整后收益率对主效应模型进行重新回归，实证结果显示本文的假设 H1b、H2b 依然成立。(5) 采用股票组合 *Fama-French* 调整后业绩。最后本文采用投资组合的 *Fama-French* 调整后收益率替换 Carhart 四因子调整后收益率对主效应模型进行重新回归，实证结果显示本文的

假设 H1b、H2b 依然成立。综上，本文的主结论是十分稳健的。

五、结论

本文基于中国 A 股市场 2004 年上半年到 2019 年上半年主动型开放式股票型、主动型开放式混合型(偏股、平衡、灵活配置)基金持股组合的 20 857 个半年度-基金样本，考察样本基金持股集中度对所管理基金持股组合未来投资业绩的影响。有如下两点发现：第一，基金持股的行业集中度越高，所持股票组合未来的投资业绩越好。第二，基金持股的个股集中度越高，所持股票组合未来的投资业绩越好。进一步研究后发现：当基金由团队管理时，团队的群策群力、多元互补有利于基金经理在某些行业或个股上形成信息优势，此时集中持股于这些行业或个股更能赢得优胜业绩；当市场处于熊市时更能体现部分基金经理卓越的投资能力，此时他们集中持股于具有信息优势的行业或个股能赢得更好的投资业绩；当基金公司办公地坐落于政治金融中心(北京和上海)时，一方面由于中心城市信息资源富集有利于形成信息优势，另一方面因为人才虹吸效应就职于中心城市的基金经理通常具有更优秀的投研能力，此时这类基金经理集中持股于具有行业或个股信息优势的股票能够赢得更好的投资业绩。本文的主结论经过一系列稳健性检验后依然成立。本文的研究在理论方面从信息优势视角丰富了基金投资组合业绩影响因素的研究文献，

^① 受篇幅所限，稳健性的实证结果可联系作者查询。

为基金经理在传统投资组合理论之外开发投资策略提供了理论依据；在实务上揭示部分中国基金经理具有优秀的投资能力，他们通过集中持有掌握信息优势的

股票赢得了优胜业绩，为基金投资者的投资决策提供了参考。

参考文献

- [1] Kacperczyk M, Sialm C, Zheng L. On the Industry Concentration of Actively Managed Equity Mutual Funds [J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60 (4): 1983-2011.
- [2] 孔东民, 李捷瑜, 邢精平, 等. 投资组合的行业集中度与基金业绩研究 [J]. *管理评论*, 2010 (4): 17-25.
- [3] Elton E J, Gruber M J, Das S, et al. Efficiency with Costly Information: A Reinterpretation of Evidence from Managed Portfolios [J]. *The Review of Financial Studies*, 1993, 6 (1): 1-22.
- [4] Jensen M C. The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964 [J]. *Journal of Finance*, 1967, 23 (2): 389-416.
- [5] 安德烈·科斯托拉尼. 大投机家的证券心理学 [M]. 林琼娟, 译. 重庆大学出版社, 2007.
- [6] Grinblatt M, Titman S. Mutual Fund Performance: An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings [J]. *Journal of Business*, 1989, 62 (3): 393-416.
- [7] Daniel K, Grinblatt M, Titman S, et al. Measuring Mutual Fund Performance with Characteristic-based Benchmarks [J]. *Journal of Finance*, 1997, 52 (3): 1035-1058.
- [8] Wermers R. Mutual Fund Performance: An Empirical Decomposition into Stock-picking Talent, Style, Transactions Costs, and Expenses [J]. *Journal of Finance*, 2000, 55 (4): 1655-1703.
- [9] Frank M M, Poterba J M, Shackelford D A. Copycat Funds: Information Disclosure Regulation and the Returns to Active Management in the Mutual Fund Industry [J]. *Journal of Law & Economics*, 2004, 47 (2): 515-541.
- [10] Coval J D, Moskowitz T J. Home Bias at Home: Local Equity Preference in Domestic Portfolios [J]. *Journal of Finance*, 1999, 54 (6): 2045-2073.
- [11] 罗孝玲, 马世昌, 罗丹. 《新闻联播》与股市异动的关系研究——基于注意力理论的解释 [J]. *统计与信息论坛*, 2013 (6): 3-9.
- [12] 王春, 王进猛. 投资者关注与股票收益率——基于新闻联播报道的实证研究 [J]. *系统工程*, 2020 (2): 109-121.
- [13] Cohen L, Frazzini A, Malloy C. The Small World of Investing: Board Connections and Mutual Fund Returns [J]. *Journal of Political Economy*, 2008, 116 (5): 951-979.
- [14] Massa M, Rehman Z. Information Flows within Financial Conglomerates: Evidence from the Banks-mutual Funds Relation [J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 89 (2): 288-306.
- [15] Ritter J R, Zhang D. Affiliated Mutual Funds and the Allocation of Initial Public Offerings [J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 86 (2): 337-368.
- [16] 吕康娟, 黄俐, 陆焯. 资本市场中的信息关联及其对投资收益的影响——基于复杂网络视角的实证研究 [J]. *商业经济与管理*, 2015 (9): 78-90.
- [17] Pool V K, Stoffman N, Yonker S E. No Place Like Home: Familiarity in Mutual Fund Manager Portfolio Choice [J]. *Review of Financial Studies*, 2012, 25 (8): 2563-2599.
- [18] Branikas L, Hong H, Xu J. Location Choice, Portfolio Choice [J]. *Journal of Financial Economics*, 2020, 138 (1): 74-94.
- [19] 申宇, 赵静梅, 何欣. 校友关系网络、基金投资业绩与“小圈子”效应 [J]. *经济学 (季刊)*, 2015 (1): 403-428.
- [20] Ellis J, Madureira L, Underwood S. The Causal Effects of Proximity on Investment: Evidence from Flight Introductions [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2020, 55 (6): 1978-2004.
- [21] 侯伟相, 于瑾. 基金资产网络、投资能力与基金净值暴跌风险——基于股票型基金的研究 [J]. *国际金融研究*, 2018 (4): 86-96.
- [22] Lin S, Tian S, Zheng L. Friend or Foe: On a Common Shareholder Relationship between Mutual Funds and Public Companies [J]. *Journal of Financial Markets*, 2022, 58: 100673.
- [23] Dahlquist M, Engström S, Söderlind P. Performance and Characteristics of Swedish Mutual Funds. [J]. *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 2000, 35: 343-368.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

公共政策如何应对人工智能引发的失业风险？

How Do Public Policies Deal with the Risk of Unemployment Caused by Artificial Intelligence?

黄旭 许文立

HUANG Xu XU Wen-Li

[摘要] 人工智能发展应用是中国实现高质量发展的重要契机，但存在失业风险。本文构建了一个包含人工智能特征的多产业代际交替的动态一般均衡模型，产业分为制造业和服务业，人工智能替代了制造业中常规性工作导致了失业率的攀升，进而定量分析相关公共政策的效应。研究结果表明，随着人工智能的发展，失业率将攀升。如果政府对失业者进行直接救济，社会总产出将提高，但救济金总额占政府财政支出比例将上升。如果政府对失业者培训后再就业或投资高等教育，社会总产出将提高，同时再培训或投资高等教育费用占政府财政支出比例将下降。进一步研究发现，直接救济将导致经济增长率、劳动收入份额和社会总福利下降，而培训后再就业和投资高等教育的政策效应均优于直接救济。基于此，本文提出应对失业风险的公共政策应该更倾向于“授人以鱼不如授人以渔”的策略。

[关键词] 人工智能 失业 再就业培训

[中图分类号] F015 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 10-0071-14

Abstract: The development and application of artificial intelligence is an important opportunity for China to achieve high-quality development, but there is a risk of unemployment. This paper constructs a dynamic general equilibrium model of multi-industry intergenerational alternation that includes the characteristics of artificial intelligence. The industry is divided into manufacturing and service industries. Artificial intelligence replaces routine work in manufacturing, which leads to a rise in unemployment. We then quantitatively analyzes related industries and the effect of public policy. The findings suggest that unemployment will climb as AI develops. If the government provides direct relief to the unemployed, the total social output will also increase, but the proportion of total relief payments in government fiscal expenditure will also increase. If the government retrains the unemployed and then re-employs or invests in higher education, the total social output will increase, while the proportion of retraining or investment in higher education in government fiscal expenditure will decrease. Further research finds that, direct relief will lead to a decrease in economic growth rate, labor income share and total social welfare, and the policy effects of re-employment after training and investment in higher education are better than direct relief. Based on this, this paper proposes that public policies to deal with unemployment risks should be more inclined to the strategy of “giving a man a fish rather than giving him a fish”.

Key words: Artificial intelligence Unemployment Reemployment training

[收稿日期] 2021-11-30

[作者简介] 黄旭，男，1985年4月生，宁波财经学院金融与信息学院讲师，研究方向为应用经济学；许文立，男，1987年2月生，安徽大学经济学院讲师，研究方向为财政政策。本文通讯作者为许文立，联系方式为 xuweny87@hotmail.com。

[基金项目] 国家青年自然科学基金项目“‘双循环’新发展格局下工业机器人应用的就业效应研究”（项目编号：72103151）；教育部青年人文社会科学研究规划基金“工业机器人应用对劳动力市场极化影响研究：基于任务偏向型技术进步的视角”（项目编号：21YJC790138）；浙江省哲学社会科学规划课题“疫情冲击下区块链金融助力中小微企业的融资模式及其保障机制研究”（项目编号：21NDJC168YB）。

感谢匿名评审人提出的宝贵修改意见，本文已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

进入新时期以来,我们正在见证由中国共产党领导的伟大民族复兴,而人工智能可以为中国经济发展与复兴提供战略新动能,也是引领中国经济发展最重要的战略抓手。我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,正处在转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力的攻关期,迫切需要新一代人工智能等重大创新添薪续力^①。一方面,需要注意的是,人工智能和机器人的兴起给经济和社会带来了广泛而深远的影响(王永钦和董雯,2020^[1]),尤其是要警惕技术发展过程中可能出现的“人工智能陷阱”。例如,人工智能(AI)和机器人技术的迅猛发展在推动生产力进步的同时,也加速了劳动力市场上机器人对人的替代,给人类工作带来前所未有的挑战(董志强和黄旭,2019^[2])。虽然人工智能的发展也会创造新的工作岗位,但大多是高技能工作岗位,根据“中国企业-劳动力匹配调查”(CEES)数据,工业机器人在制造业中对劳动力工作岗位替代效应明显,并且存在明显异质性,即对非技能劳动力的替代效应大于技能劳动力,在2025年左右,机器人对我国劳动力市场的替代效应将上升至4.7%(程虹等,2018^[3])。另一方面,根据中国统计年鉴数据显示,2012年以来,中国制造业就业人口出现持续下滑,由2012年23241万左右下降为2019年的21305万,主要原因在于制造业工人工资大幅上升,推动了制造业机器换人的进程(蔡跃洲和陈楠,2019^[4];黄旭,2022a^[5])。由此可见,在推动人工智能驱动高质量发展的进程中,中国可能面临“人工智能陷阱”,进而引发失业风险,降低人们的福祉。那么,“人工智能陷阱”可能诱发的失业有多严重?对社会福利的影响有多大?可以采取哪些应对措施?这些问题都是本文关注的焦点。

为定量分析“人工智能陷阱”带来的失业风险、对福利的影响,以及应对措施,本文构建包含人工智能和人力资本的动态一般均衡模型,探究了三种公共政策(直接救济、培训后再就业和投资高等教育)应对失业风险和福利的作用。模型经济包含制造业和服务业,并将劳动力异质化,区分为高技能劳动力和低技能劳动力。人工智能在制造业中得到广泛使用,

可以同时提高智能资本和劳动者的生产效率,作为一种通用性技术,人工智能存在较强的溢出效应,能提高服务业全要素生产效率。结合中国实际背景,本文假设人工智能会替代制造业大量低技能工作岗位从而导致失业的产生。

二、文献综述

学术界对于人工智能或自动化生产的经济影响的研究观点并未达成一致。大部分学者认为人工智能会促进经济高质量增长。人工智能通过自动化替代大量劳动力,提高了资本和劳动者生产效率(Acemoglu和Restrepo,2018a^[6];董志强和黄旭,2021^[7];孙早和侯玉琳,2021^[8];谢攀和张伊娜,2021^[9];黄旭,2022b^[10])。Aghion等(2017)^[11]指出对于具体的工作任务,分配的资本与劳动力大于一定比值时,自动化会提高社会总产出。在此基础上,陈彦斌等(2019)^[12]指出人工智能可以通过智能化生产提高全要素生产率,从而实现经济高速增长,同时可以合理应对老龄化的冲击。实证方面,学者大多使用工业机器人、计算机资本等作为人工智能的代理变量,普遍支持人工智能对经济增长的正面影响(Graetz和Michaels,2015^[13])。

也有部分学者认为,人工智能的发展会导致贫困化增长(Immiserizing Growth),贫富差距过大,甚至会出现经济停滞的现象(Gasteiger和Prettner,2017^[14])。Benzell等(2015)^[15]假设机器人完全替代低技能工人,同时可以部分替代高技能工作岗位,数值模拟发现经济将呈现贫困化增长,社会总产出将提高,但对劳动力的需求会下降,工人工资将减少,工人的社会福利将下降。黄旭和董志强(2019)^[16]的研究也支持上述结果,并进一步指出如果政府对人工智能征税,可以实现经济和社会福利U型增长。

在不利经济效应方面,失业风险尤其引人关注。人工智能的发展将导致大面积失业的风险,逐渐成为学者研究的热点问题。Frey和Osborne(2017)^[17]以自动化概率模型对美国702种职业进行分类,发现美国47%的劳动力工作岗位存在被自动化替代的风险。Acemoglu和Restrepo(2020)^[18]使用了1990—2007

① 2018年10月31日,中共中央政治局就人工智能发展现状和趋势举行第九次集体学习。中共中央总书记习近平在主持学习时强调,人工智能是新一轮科技革命和产业变革的重要驱动力量,加快发展新一代人工智能是事关我国能否抓住新一轮科技革命和产业变革机遇的战略问题。要深刻认识加快发展新一代人工智能的重大意义,加强领导,做好规划,明确任务,夯实基础,促进共同经济社会发展深度融合,推动我国新一代人工智能健康发展。

年美国数据实证发现，机器人的广泛使用会显著降低对劳动力的需求，1 000 个劳动力中每增加 1 个机器人，就业率将下降约 0.18% ~ 0.34%。闫雪凌等 (2020)^[19] 使用我国 2006—2017 年制造业分行业数据，实证发现工业机器人保有量每上升 1%，就业岗位减少约 4.6%。王永钦和董雯 (2020)^[1] 实证发现如果工业机器人渗透度提高 1%，企业对劳动力的需求将下降 0.18%。孔高文等 (2020)^[20] 基于中国地区层面和行业层面的数据，实证发现机器人的使用会降低当地被替代行业劳动力的需求，导致技术性失业现象，但同时会产生溢出效应，即劳动力从被替代的行业转入其他行业。

此外，学界普遍认同人工智能对不同劳动力的影响并不相同。Autor 等 (2003)^[21] 指出人工智能或自动化的发展，将替代大量常规性工作岗位，例如流水线上工作，因此会导致大量低技能工人失业。孙早和侯玉琳 (2021)^[8] 实证发现工业智能化将导致先进设备替代初中和高学历劳动力，并增加对高、低教育程度劳动力的需求。长期中，在人工智能替代效应和抑制效应的共同作用下，中国劳动力市场就业总量大致保持平稳，但在中短期中，受到岗位结构、年龄和受教育程度的影响，人工智能会造成较严重的结构性失业。

总之，现有的文献主要使用西方数据预测人工智能对工作岗位的替代风险，而关于如何应对失业风险的文献却相对缺乏，少数文献提出了对工人进行培训等公共政策以应对失业风险的观点 (曹静和周亚林, 2018^[22])，但并未用实证或数值模拟的方法进行验证。基于此，本文可能的贡献如下：第一，在陈彦斌等 (2019)^[12]、Acemoglu 和 Restrepo (2018a)^[6] 的基础上，将人工智能区分为替代旧的工作任务和创造新的工作任务，并以 Logistic 函数表示其演进轨迹；第二，国内外文献鲜有研究人工智能对社会总福利的影响，本文特别研究了人工智能失业背景下多种公共政策对社会总福利的影响，丰富了人工智能的研究内容；第三，相比无公共政策干预，本文对比了多种公共政策的效应，发现直接救济将导致经济增长率、劳动收入份额和社会总福利下降，而培训后再就业和投资高等教育的公共政策效应均优于直接救济。培训后再就业和投资高等教育能分别提高低技能和高技能工人的人力资本，说明投资人力资本的公共政策能有效应对人工智能的失业风险。

三、理论模型构建与学理逻辑

为了研究人工智能对失业的影响，本文将构建包含人工智能和人力资本的代际交替动态一般均衡模型。本文借鉴陈彦斌等 (2019)^[12]、郭凯明 (2019)^[23]、黄旭 (2021)^[24]、Acemoglu 和 Restrepo (2018a)^[6]、Prettner 和 Strulik (2020)^[25] 的做法，构建基于任务类基准模型，任务类模型最大的优点是能同时刻画人工智能替代旧的劳动力工作任务和创造新的劳动力工作任务。本文在上述文献基础上做了如下改进：第一，上述文献均没有考虑人力资本，本文则引入人力资本，考察加强人力资本投资对失业的影响；第二，在上述文献基础上，本文以指数函数形式同时体现人工智能对智能资本和人力资本的增强效应，以及对其他行业的溢出效应；第三，陈彦斌等 (2019)^[12] 采用 Logistic 函数刻画人工智能技术的演进轨迹，本文则采用 Logistic 函数分别刻画人工智能替代旧任务和创造新任务的演进轨迹；第四，陈彦斌等 (2019)^[12] 假设劳动力是同质的，而本文将劳动力异质化，同时考察高技能工人和低技能工人。

本文所构建的理论模型中，人工智能将产生三种效应：替代效应、技术效应和溢出效应。人工智能将对现有工作岗位产生破坏效应，替代制造业中大量低技能工作岗位，例如流水线上常规性工作，从而导致失业现象的产生。同时人工智能将产生技术效应，提升劳动者和智能资本的生产效率，从而提高制造业生产产出。最后，人工智能具备溢出效应，不仅能提高制造业生产效率，还能带来服务业生产效率的提升。

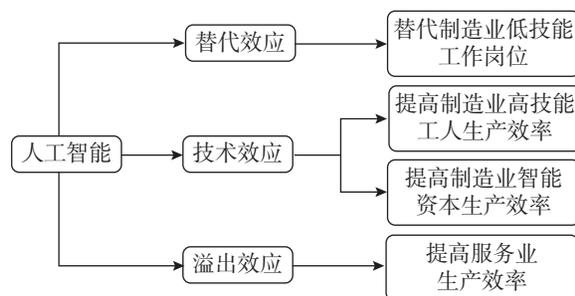


图1 人工智能的多种效应

针对人工智能可能造成的失业现象，本文研究三种公共政策应对失业风险。政府对制造业和服务业在岗的劳动者劳动收入和资本收入征税，筹集税收用于宏观调控：(1) 政府对失业者直接救济，保障其基本生活；(2) 政府对失业者进行技能培训，促进其在服务业再就业；(3) 政府投资高等教育，增加高

技能工人比例。原因是人工智能会替代制造业大量低技能工人，投资高等教育相当于提前布局，使未来失业人群提前提高技能水平，塑造成高技能工人。直接救济没有改变失业者人力资本水平，培训再就业提高了低技能工人的人力资本水平，投资高等教育则提高了高技能工人的人力资本水平。

(一) 企业与人工智能

1. 企业。

借鉴郭凯明 (2019)^[23] 的做法，假设社会上存在一个最终品生产部门和两个中间品生产部门，其中中间品生产部门分别为制造业和服务业，最终品生产部门将制造业和服务业产品进行复合形成最终品。为简化起见，假设每个部门均只有一家代表性企业进行生产，市场处于完全竞争状态，最终品生产函数为

$$Y_t = [\gamma^{1/\varepsilon} Y_{m,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + (1-\gamma)^{1/\varepsilon} Y_{s,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (1)$$

其中， Y_t 表示最终品产出， $Y_{m,t}$ 为制造业产出， $Y_{s,t}$ 为服务业产出， $\varepsilon \in (0, +\infty)$ 为两中间品部门产出的替代弹性， $\gamma \in (0, 1)$ 表示两部门产出权重的系数。制造业采用人工智能驱动自动化进行生产，同时人工智能是一种通用技术，对其他行业存在较强的溢出效应，因而也能促进服务业生产效率的提升。 $j = \{m, s\}$ 分别表示制造业和服务业。

假设最终品价格标准化为 1，制造业 t 期价格为 $P_{m,t}$ ，服务业 t 期价格为 $P_{s,t}$ ，则制造业与服务业相对价格 P_t 为：

$$P_t = \frac{P_{m,t}}{P_{s,t}} = \frac{\gamma}{1-\gamma} \left(\frac{Y_{m,t}}{Y_{s,t}} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \quad (2)$$

且满足

$$[\gamma^\varepsilon P_{m,t}^{1-\varepsilon} + (1-\gamma)^\varepsilon P_{s,t}^{1-\varepsilon}]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} = 1 \quad (3)$$

制造型企业同时包含研发部门和生产部门。高技能劳动力参与研发工作，低技能劳动力从事生产部门常规性工作，例如流水线上工作。制造型企业使用 Cobb-Douglas 技术将研发部门 RD_t 和生产部门 X_t 结合在一起，生产函数为：

$$Y_{m,t} = (RD_{m,t})^{1-\alpha_m} [X_{m,t} (A_{k,t} K_{m,t}, A_{2,t} H_{2,m,t})]^{\alpha_m} \quad (4)$$

其中， α_m 为制造型企业生产部门的产出弹性， $1-\alpha_m$ 为制造型企业研发部门的产出弹性。 $A_{k,t}$ 为智能资本

$K_{m,t}$ 的生产效率， $A_{2,t}$ 为低技能工人人力资本 $H_{2,m,t}$ 的生产效率。采用 Cobb-Douglas 生产函数的原因是，虽然人工智能技术的发展增加了对高技能工人的需求，但高技能工人的份额目前在中国相对比较固定^①。制造型企业研发部门 $RD_{m,t}$ 的生产来源于高技能工人的创意，故假设研发部门由高技能工人的人力资本决定，为简化起见，制造型企业研发部门的生产函数为：

$$RD_{m,t} = A_{1,t} H_{1,m,t} \quad (5)$$

其中， $H_{1,m,t}$ 为高技能工人的人力资本存量， $A_{1,t}$ 为高技能工人人力资本的生产效率。本文主要考察人工智能对经济的影响，故以人工智能技术的指数函数形式表示人力资本的生产效率，假设 $A_{1,t} = A_t^{m_1}$ 。 A_t 为人工智能技术， m_1 为人工智能技术在研发部门的边际效应。

制造型企业生产部门借鉴 Acemoglu 和 Restrepo (2018a)^[6] 基于任务类模型，假设制造型企业生产部门 $X_{m,t}$ 通过 CES 函数加总多种生产任务得到， t 期任务区间为 $[N_t-1, N_t]$ ，其长度标准化为 1， $X_{m,t}$ 生产函数为：

$$X_{m,t} = \left(\int_{N_t-1}^{N_t} X_{m,t}(z)^{\frac{\varepsilon_m-1}{\varepsilon_m}} dz \right)^{\frac{\varepsilon_m}{\varepsilon_m-1}} \quad (6)$$

其中， $z \in [N_t-1, N_t]$ 为中间品的生产任务， $X_{m,t}(z)$ 为任务 z 生产的中间品数量， $\varepsilon_m \geq 0$ 为中间品生产任务之间的替代弹性。

中间品生产任务 z 既可以由智能资本进行生产，也可以由劳动力进行生产，其生产函数为：

$$X_{m,t}(z) = \begin{cases} A_{2,t} \gamma_{l,t}(z) h_{m,t}(z) + A_{k,t} \gamma_{k,t}(z) k_{m,t}(z) & z \in [N_t-1, I_t] \\ A_{2,t} \gamma_{l,t}(z) h_{m,t}(z) & z \in (I_t, N_t] \end{cases} \quad (7)$$

人工智能技术的发展决定了任务是否可以用智能资本进行生产，其中 $z \in [N_t-1, I_t]$ 已经实现了自动化生产，可以由资本生产； $z \in (I_t, N_t]$ 没有实现自动化生产，只能由劳动力进行生产。 N_t 表示 t 期生产任务的前沿， I_t 表示自动化技术的前沿。 N_t 越大表示创造的新生任务越多， I_t 越大表示人工智能驱动的自动化技术替代旧的生产任务越多。 N_t 、 I_t 为本文关注的

① 参见 <http://nads.ruc.edu.cn/zkcg/zcjb/2979e6117e1e4e819610ffbd05252920.htm>。

核心变量，因为它们对工作岗位数量变化会产生较大的影响。 $h_{m,t}(z)$ 、 $k_{m,t}(z)$ 分别表示任务 z 所使用劳动力的人力资本和智能资本。低技能劳动力生产效率分解成两种技术的乘积，一种与生产任务 z 无关即 $A_{2,t}$ ，一种与生产任务 z 有关即 $\gamma_{l,t}(z)$ 。同理智能资本的生产效率也分解成与生产任务 z 无关的技术 $A_{k,t}$ 和与生产任务 z 有关的技术 $\gamma_{k,t}(z)$ 。假设 $\gamma_{l,t}(z)/\gamma_{k,t}(z)$ 关于任务 z 单调递增，表示劳动力在高指数任务中具有相对优势。另外，为区分人工智能技术对智能资本和劳动力生产效率的差异，本文采用人工智能指数函数形式表示智能资本和劳动力的生产效率，假设 $A_{2,t}=A_t^{m_2}$ ， $A_{k,t}=A_t^{m_k}$ ，其中 m_2 为人工智能技术对低技能劳动力生产效率的边际效应， m_k 为人工智能技术对智能资本生产效率的边际效应。上文中假设 $A_{1,t}=A_t^{m_1}$ ， m_1 为人工智能技术在研发部门对高技能劳动力生产效率的边际效应。本文主要通过 m_1 、 m_2 、 m_k 数值的差异体现人工智能对劳动力和智能资本生产效率影响的差异。

制造业生产部门所有低技能工人人力资本存量 $H_{2,m,t}$ 和智能资本数量 $K_{m,t}$ 分别为：

$$H_{2,m,t} = \int_{N_t-1}^{N_t} h_{m,t}(z) dz, K_{m,t} = \int_{N_t-1}^{N_t} k_{m,t}(z) dz \quad (8)$$

由式 (7) 可知任务 z 的价格为：

$$p_t(z) = \begin{cases} \frac{R_t}{A_{k,t}\gamma_{k,t}(z)} & z \in [N_t-1, I_t] \\ \frac{\omega_{2,m,t}}{A_{2,t}\gamma_{l,t}(z)} & z \in (I_t, N_t] \end{cases} \quad (9)$$

其中， R_t 为制造业资本要素的价格， $\omega_{2,m,t}$ 为制造业低技能工人的工资。任务 $z \in (I_t, N_t]$ 是否被自动化取决于资本和劳动力在该任务上的成本，若 $\frac{R_t}{A_{k,t}\gamma_{k,t}(z)} < \frac{\omega_{2,m,t}}{A_{2,t}\gamma_{l,t}(z)}$ ，则制造业使用资本的成本将低于劳动力成本，制造业将采用自动化替代低技能工人，企业对低技能工人的需求减少从而导致制造业失业现象的发生。假设由于制造业自动化导致的失业人口为 U_t ，失业率为 e_t ，则 $e_t = U_t/L_t$ 。

由式 (6)~式 (8) 得：

$$X_{m,t} = \left[\left(\int_{N_t-1}^{I_t} \gamma_{k,t}(z)^{\varepsilon_m-1} dz \right)^{\frac{1}{\varepsilon_m}} (A_{k,t} K_{m,t})^{\frac{\varepsilon_m-1}{\varepsilon_m}} + \left(\int_{I_t}^{N_t} \gamma_{l,t}(z)^{\varepsilon_m-1} dz \right)^{\frac{1}{\varepsilon_m}} (A_{2,t} H_{2,m,t})^{\frac{\varepsilon_m-1}{\varepsilon_m}} \right]^{\frac{\varepsilon_m}{\varepsilon_m-1}} \quad (10)$$

采取与 Acemoglu 和 Restrepo (2018a)^[6] 相同的简化假设，令 $\gamma_{l,t}(z) = \gamma_{k,t}(z) = 1$ 得：

$$X_t = \left[(I_t - N_t + 1)^{\frac{1}{\varepsilon_m}} (A_{k,t} K_{m,t})^{\frac{\varepsilon_m-1}{\varepsilon_m}} + (N_t - I_t)^{\frac{1}{\varepsilon_m}} (A_{2,t} H_{2,m,t})^{\frac{\varepsilon_m-1}{\varepsilon_m}} \right]^{\frac{\varepsilon_m}{\varepsilon_m-1}} \quad (11)$$

将式 (11) 代入式 (4) 可得制造业企业生产函数为：

$$Y_{m,t} = (A_t^{m_1} H_{1,m,t})^{1-\alpha_m} \left\{ \left[(I_t - N_t + 1)^{\frac{1}{\varepsilon_m}} (A_t^{m_k} K_{m,t})^{\frac{\varepsilon_m-1}{\varepsilon_m}} + (N_t - I_t)^{\frac{1}{\varepsilon_m}} (A_t^{m_2} H_{2,m,t})^{\frac{\varepsilon_m-1}{\varepsilon_m}} \right]^{\frac{\varepsilon_m}{\varepsilon_m-1}} \right\}^{\alpha_m} \quad (12)$$

其中，

$$A_t = \frac{\exp\left(\int_{N_t-1}^{I_t} \gamma_{k,t}(z)^{\varepsilon_m-1} dz + \int_{I_t}^{N_t} \gamma_{l,t}(z)^{\varepsilon_m-1} dz\right)^{\frac{1}{\varepsilon_m-1}}}{I_t^{\varepsilon_m} (N_t - I_t)^{N_t - I_t}} \quad (13)$$

式 (12) 本质上是 CES 函数嵌入 Cobb-Douglas 函数得到的嵌套函数，外层函数使用 Cobb-Douglas 函数的原因是相对于低技能工人，高技能工人与人工智能驱动的自动化生产相对互补。内层函数使用 CES 函数的原因是人工智能驱动的自动化生产会替代低技能工人从事的常规性工作。其经济学含义是高技能工人在研发部门工作促进人工智能的发展，包含自动化技术的进步和新生任务的产生。

采用类似的方法，服务型企业生产函数为：

$$Y_{s,t} = A_t^{m_s} H_{1,s,t}^{1-\alpha_s} \left\{ \left[\lambda^{\frac{1}{\varepsilon_s}} K_{s,t}^{\frac{\varepsilon_s-1}{\varepsilon_s}} + (1-\lambda)^{\frac{1}{\varepsilon_s}} H_{2,s,t}^{\frac{\varepsilon_s-1}{\varepsilon_s}} \right]^{\frac{\varepsilon_s}{\varepsilon_s-1}} \right\}^{\alpha_s} \quad (14)$$

其中， $A_t^{m_s}$ 为服务业全要素生产效率， m_s 为人工智能对服务业的溢出效应， $H_{1,s,t}$ 为服务业所有高技能工人的人力资本存量， $H_{2,s,t}$ 为服务业所有低技能工人的人力资本存量， $K_{s,t}$ 为服务业生产所使用的传统物质资本存量， ε_s 为服务业传统物资资本与低技能人力资本的替代弹性。人工智能目前主要应用于制造业中，例如人工智能驱动自动化设备生产替代了大量低技能工人，提高了生产效率。当制造业产量提升规模扩大时，会刺激当地服务业发展，促进服务业扩大生产规模，此即人工智能对服务业的溢出效应。本文在模型中加入服务业的一个重要原因是，在制造业失业的低技能工人普遍会流入服务业再就业。人工智能对制造业和服务业的影响效应主要通过参数 m_1 、 m_k 、 m_2 、 m_s 来体现。因为人工智能对制造业影响程度大于服

务业，同时人工智能对智能资本生产效率的边际效应大于高技能工人，对高技能工人生产效率的边际效应大于低技能工人，从而假设 $m_k > m_1 > m_2 > m_s$ 。

为简化起见，假设制造型企业和服务型企业资本投资均来自自有资本（本企业工人的储蓄），从而资本存量动态方程如下：

$$K_{j,t+1} = (1 - \delta_k)K_{j,t} + I_{j,t} \quad (15)$$

$$I_{j,t} = L_{1,j,t}s_{1,j,t} + L_{2,j,t}s_{2,j,t} \quad (16)$$

其中， δ_k 为资本折旧率， $I_{j,t}$ 为企业投资，来自本企业总储蓄。

企业完全竞争并追求利润最大化，从而由式 (12)、式 (14) 可得：

$$\omega_{1,j,t} = \frac{(1 - \alpha_j)P_{j,t}Y_{j,t}}{H_{1,j,t}}, j = m, s \quad (17)$$

$$\omega_{2,j,t} = \frac{\alpha_j P_{j,t} Y_{j,t}}{H_{2,j,t}} \theta_{ij}, j = m, s \quad (18)$$

又由于人力资本存量 $H_{i,j,t} = l_i h_{i,t} L_{i,j,t}$ ， $i = 1, 2$ ； $j = m, s$ ，其中 l_i 为劳动力的工作时间， $h_{i,t}$ 为单个劳动力的人力资本存量。从而，企业对劳动力的需求函数为

$$L_{1,j,t} = \frac{(1 - \alpha_j)P_{j,t}Y_{j,t}}{l_1 h_{1,t} \omega_{1,j,t}}, j = m, s \quad (19)$$

$$L_{2,j,t} = \frac{\alpha_j P_{j,t} Y_{j,t}}{l_2 h_{2,t} \omega_{2,j,t}} \theta_{ij}, j = m, s \quad (20)$$

其中低技能劳动力在制造业和服务业产出弹性分别为：

$$\theta_{1m} = \frac{(N_t - I_t)^{\frac{1}{\epsilon_m}} (A_t^{m_2} H_{2,m,t})^{\frac{\epsilon_m - 1}{\epsilon_m}}}{(I_t - N_t + 1)^{\frac{1}{\epsilon_m}} (A_t^{m_k} K_t)^{\frac{\epsilon_m - 1}{\epsilon_m}} + (N_t - I_t)^{\frac{1}{\epsilon_m}} (A_t^{m_2} H_{2,m,t})^{\frac{\epsilon_m - 1}{\epsilon_m}}}, \quad (21)$$

$$\theta_{1s} = \frac{(1 - \lambda)^{\frac{1}{\epsilon_s}} H_{2,s,t}^{\frac{\epsilon_s - 1}{\epsilon_s}}}{\lambda^{\frac{1}{\epsilon_s}} K_{s,t}^{\frac{\epsilon_s - 1}{\epsilon_s}} + (1 - \lambda)^{\frac{1}{\epsilon_s}} H_{2,s,t}^{\frac{\epsilon_s - 1}{\epsilon_s}}}$$

本文计算失业人口的方法为，分别计算出制造业和服务业对低技能和高技能劳动力的需求函数，再用总的劳动力减去制造业和服务业劳动力人口即为失业人口。在平衡状态时，高技能工人工资在制造业和服务业相同，低技能在两家企业也相同，从而 $\omega_{1,m,t} = \omega_{1,s,t}$ ， $\omega_{2,m,t} = \omega_{2,s,t}$ ，由此计算得到制造业企业对低技能工人的需求 $L_{2,m,t} = zL_{2,s,t}L_{1,m,t}/L_{1,s,t}$ 。从而失业人数为 $U_t = L_t - (L_{1,m,t} + L_{2,m,t} + L_{1,s,t} + L_{2,s,t})$ ，其中 L_t 为总的劳动力数量，由此可知失业率 $e_t = U_t/L_t$ ，结合式

(17)、式 (18) 可求出失业率 e_t 为：

$$e_t = 1 - \frac{L_{1,s,t} + L_{2,s,t} + L_{1,m,t} + zL_{2,s,t}L_{1,m,t}/L_{1,s,t}}{L_t} \quad (22)$$

其中 $z = \frac{1 - \alpha_s}{1 - \alpha_m} \cdot \frac{\alpha_m}{\alpha_s} \cdot \frac{\theta_{1m}}{\theta_{1s}}$ 。需要特别指出的是，总人口 L_t 在本模型中为定值。由式 (21) 可以看出制造业企业和服务业企业对不同类型技能劳动力 ($L_{1,m,t}$ 、 $L_{2,m,t}$ 、 $L_{1,s,t}$ 、 $L_{2,s,t}$) 的需求做出决策时，最终会内生影响经济失业率 e_t 的变化。

2. 人工智能。

本文借鉴 Acemoglu 和 Restrepo (2018a)^[6]，将人工智能理解成为自动化生产方式，其核心变量是自动化前沿技术 I_t 和新生任务 N_t ，但 Acemoglu 和 Restrepo (2018a)^[6] 并未阐述 I_t 和 N_t 的变动过程。人工智能技术以深度学习等方式发展， I_t 和 N_t 函数形式需要进一步确定。根据 Mckinsey (2018)^[26] 人工智能技术演化轨迹满足“先凸后凹”的形式，原因是人工智能在初始时期普及程度较慢，发展比较迟缓；随着人工智能研发的投入，其普及程度速度加快；当人工智能技术普及到一定程度后，其发展又趋于缓和。借鉴陈彦斌等 (2019)^[12] 的研究思路，本文用 Logistic 函数描述 N_t 和 I_t 的演化过程，原因是 Logistic 函数呈现“先凸后凹”的形式，具体函数形式如下：

$$N_t = N_0 + (\bar{N} - N_0) / [1 + e^{-\theta_1(t - q_1)}] \quad (23)$$

$$I_t = I_0 + (\bar{I} - I_0) / [1 + e^{-\theta_2(t - q_2)}] \quad (24)$$

其中， N_0 和 I_0 分别为人工智能产生新生任务和自动化前沿技术的初始值； \bar{N} 和 \bar{I} 分别为人工智能产生新生任务和自动化前沿技术的极限值； θ_1 和 θ_2 分别为人工智能产生新生任务和自动化前沿技术变化趋势的曲率； q_1 和 q_2 分别为人工智能产生新生任务和自动化前沿技术变化趋势由凸转凹的时间节点。

本文虽然引入了研发部门，但是并没有采用完全内生化方式处理人工智能技术的发展，而是采用式 (23) 和式 (24) 的方式处理，原因是：第一，人工智能研发部门生产函数的形式很复杂，目前还难以确定；第二，目前人工智能在发展中国家尚处于初级发展阶段，数据比较难获取，对参数校准比较困难。借鉴陈彦斌等 (2019)^[12] 采用的形式，既可以将人工智能技术进步速度、新生任务和自动化前沿技术变化趋势考虑进去，又容易实现参数校准。

(二) 家庭

假设社会中存在众多家庭，家庭里面总的劳动力为 L_t ，每个个体将存活两期。劳动力成年期时参与工作获得收入，老年期依靠个人储蓄生活。假设每个劳动力成年时期都拥有 1 单位的时间，他们会根据自身效用来选择受教育时间。例如，一个劳动力知晓了成为高技能和低技能劳动力的效用后，如果觉得低技能更适合自己的话，那么，个体会选择接受 d 单位时间的初中级教育（即高中毕业就工作），但是如果个体觉得成为高技能劳动力更有利，那么，会选择继续接受 q 单位时间的高等教育。根据 Prettner 和 Strulik (2020)^[25]，低技能和高技能之间的阈值是劳动者个人能力的某一水平 a_i^* ，而劳动者选择教育时间 d 和 q 会影响到个人的能力水平，能力水平的分布进而影响到效用水平。因此，劳动者要内生地选择教育程度。本文与 Prettner 和 Strulik (2020)^[25] 的区别在于，低技能工人将面对失业的风险。假设低技能工人失业风险的概率为 $p_t(I_t)$ ，自动化程度越高，替代的低技能工人越多，失业风险概率越大。借鉴 Frey 和 Osborne (2017)^[17]，低技能工人失业风险的概率为：

$$p_t = \frac{1}{1 + \exp(-I_t)} \quad (25)$$

失业风险概率采用上述形式可以同时保证 $0 < p_t < 1$ 和失业风险概率 p_t 与自动化 I_t 正相关。需要特别指出的是失业风险的概率 $p_t(I_t)$ 属于事前概率，而失业率 e_t 属于事后概率，两者并不相同。

低技能工人在制造业和服务业生产部门从事常规性工作，数量分别为 $L_{2,m,t}$ 、 $L_{2,s,t}$ 。高技能工人在制造业研发部门从事人工智能技术的研发工作，或在服务业从事管理类工作，数量分别为 $L_{1,m,t}$ 、 $L_{1,s,t}$ 。人工智能会替代制造业低技能工人，从而导致失业现象的产生。高技能工人能同时获得劳动收入和资本收入，而低技能工人仅仅能获得劳动收入。本文将劳动力进行异质性处理，是因为人工智能更容易替代低技能工作岗位，同时也是为了和现实相符合。

劳动力通过接受教育获得人力资本，低技能工人接受高中教育之后人力资本存量为 $h_{2,t}$ ，每个高技能工人接受高等教育后人力资本存量为 $h_{1,t}$ 。低技能工人工作的时间为 $l_2 = 1 - d$ ，高技能工人工作的时间为 $l_1 = 1 - d - q$ 。总的人力资本存量与劳动力工作时间、每个个体人力资本存量和劳动力数量有关，从而低技能工人总的人力资本存量分别为 $H_{2,j,t} = l_2 h_{2,t} L_{2,j,t}$ ，高

技能工人总的人力资本存量为 $H_{1,j,t} = l_1 h_{1,t} L_{1,j,t}$ ，其中 $j = \{m, s\}$ ，分别表示制造业和服务业。

1. 个人。

工人的效用分为成年时期和老年时期，其终生效用函数为：

$$u_{i,j,t} = \ln c_{i,j,t} + \beta \ln(\bar{R} s_{i,j,t}) - \psi_{[i=1]} m(a) \quad (26)$$

$i = 1, 2; j = m, s$

其中， $c_{i,j,t}$ 为类型为 i 的工人 t 期消费， \bar{R} 为资本价格， $s_{i,j,t}$ 为个人成年时期的储蓄， $\bar{R} s_{i,j,t}$ 为个人老年时期的消费。 $\psi_{[i=1]}$ 为示性函数，当 $i=1$ 时， $\psi=1$ ；当 $i=2$ 时， $\psi=0$ 。假设 a 为个人的学习能力，均匀分布在区间 $[0, 1]$ 上。个人接受高等教育需要付出额外的努力， $m(a)$ 为努力所产生的负效用。假设 $m(a) \geq 0$ ，且 $\partial m / \partial a < 0$ ，即学习需要消耗个人认知资源，总会带来负效用，同时学习能力越强的人，所需要付出的认知资源越少，带来的负效用越少。

高技能工人预算约束条件为：

$$(1 - \tau_1 - \zeta_1) l_1 \omega_{1,j,t} h_{1,t} = c_{1,j,t} + s_{1,j,t} \quad (27)$$

其中， τ_1 为政府对高技能工人收入征税的税率， ζ_1 为高技能工人投资人力资本所占劳动收入的比例，从而高技能工人人力资本的投资为 $e_{1,t} = \zeta_1 l_1 \omega_{1,j,t} h_{1,t}$ 。

高技能工人追求一生效用最大化，由式 (26) 和式 (27) 计算可得：

$$c_{1,j,t} = \frac{(1 - \tau_1 - \zeta_1) l_1 \omega_{1,j,t} h_{1,t}}{1 + \beta}$$

$$s_{1,j,t} = \frac{\beta (1 - \tau_1 - \zeta_1) l_1 \omega_{1,j,t} h_{1,t}}{1 + \beta} \quad (28)$$

低技能工人进行消费和储蓄抉择时将面临失业风险的衡量，当低技能工人就业时，其收入来源于企业工资 $\omega_{2,j,t}$ ；当低技能工人失业时，其收入来源于政府的救济金 b_t 。又由于低技能工人面临失业风险的概率为 p_t ，就业的概率为 $1 - p_t$ ，从而

$$(1 - p_t) [(1 - \tau_2) l_2 \omega_{2,j,t} h_{2,t}] + p_t b_t = c_{2,j,t} + s_{2,j,t} + e_{2,t} \quad (29)$$

其中，左式为低技能工人的期望收入； τ_2 为政府对低技能工人收入征税的税率；低技能工人人力资本的投资为 $e_{2,t}$ ， $e_{2,t} = \zeta_2 \{ (1 - p_t) [(1 - \tau_2) l_2 \omega_{2,j,t} h_{2,t}] + p_t b_t \}$ ， ζ_2 为低技能工人投资人力资本所占期望收入的比例。

低技能工人追求一生效用最大化, 由式 (26) 和式 (29) 可得:

$$c_{2,j,t} = \frac{(1-\zeta_2)\{(1-p_t)[(1-\tau_2)l_2\omega_{2,j,t}h_{2,t}] + p_t b_t\}}{1+\beta} \quad (30)$$

$$s_{2,j,t} = \frac{\beta(1-\zeta_2)\{(1-p_t)[(1-\tau_2)l_2\omega_{2,j,t}h_{2,t}] + p_t b_t\}}{1+\beta} \quad (31)$$

2. 个人教育抉择。

个人是否选择高等教育成为高技能工人取决于上述两种效用的大小, 个人选择成为高技能工人的条件为 $u_{1,j,t} \geq u_{2,j,t}$, 将式 (28)、式 (30) 和式 (31) 代入化简可得:

$$m(a) \leq (1+\beta) \ln \left[\frac{(1-\tau_1-\zeta_1)l_1\omega_{1,j,t}h_{1,t}}{(1-\zeta_2)\{(1-p_t)(1-\tau_2)l_2\omega_{2,j,t}h_{2,t} + p_t b_t\}} \right] \equiv \bar{\omega}_t \quad (32)$$

其中 $\bar{\omega}_t$ 为净技能溢价。当技能溢价大于努力学习带来的负效用时, 个人倾向于选择成为高技能工人。临界处, 两种效用相同, 临界能力值记为 a_t^* , 即

$$a_t^* = m^{-1}(\bar{\omega}_t) \quad (33)$$

假设能力累计分布函数为 $F(a)$, 从而低技能工人比例为 $F(a_t^*)$, 高技能工人比例为 $1-F(a_t^*)$ 。

(三) 政府部门

Acemoglu 和 Restrepo (2018b)^[27] 等西方文献研究对象大多为西方发达资本主义国家, 主要分析了人工智能对经济增长或劳动力市场的影响, 但很少考察政府的作用。本文引入政府部门, 是因为中国政府与西方服务型政府不同, 中国政府在经济增长中起到的作用很显著, 例如中国政府过去多年投资基础设施建设拉动经济高速增长, “稳增长” “保就业” 一直是中国政府长期关注的目标。中国政府有很多职能, 本文研究中国政府筹集税收, 进行转移支付救济失业者或投资人力资本。

大多数研究表明, 人工智能会替代大量常规性工作, 导致失业风险提高。面对失业, 常见的方法有向失业工人发放救济金和再就业培训。发放救济金可以保障失业者的基本生活, 同时可以帮助失业者寻找新的工作。再就业培训, 指失业者经过技能培训后实现再就业。中国目前的状况是制造业实现智能化生产后, 对常规性劳动力需求会逐渐减弱。与此同时, 随

着物流业和京东等平台型企业的蓬勃发展, 中国的服务业规模迅速扩大, 将制造业多余的劳动力转移到服务业是当下中国解决失业的一条合适路径。

除了上述两种方法外, 鉴于中国对高技能劳动力需求规模的扩大, 政府在教育措施方面可以进行相应调整以适应未来发展需求, 例如扩大本科生和研究生招生规模, 对招生专业及人数进行相应调整等。

政府的税收来源于三部分: 对高技能工人征税、对低技能工人征税、对资本征税。假设政府对高技能工人劳动收入征收的税率为 τ_1 , 对低技能工人劳动收入征收的税率为 τ_2 , 对资本收入征收的税率为 τ_3 , 从而政府 t 期的税收 G_t 为:

$$G_t = \tau_1(\omega_{1,m,t}H_{1,m,t} + \omega_{1,s,t}H_{1,s,t}) + \tau_2(\omega_{2,m,t}H_{2,m,t} + \omega_{2,s,t}H_{2,s,t}) + \tau_3(R_{m,t}K_{m,t} + R_{s,t}K_{s,t}) \quad (34)$$

政府将筹集的税收用于两种用途: 对失业者发放救济金和进行教育投资。中国目前的背景是由于人工智能的替代作用, 制造业劳动力逐渐多余, 服务业对劳动力需求在增加, 但由于制造业低技能工人未必能适应服务业工作岗位需求, 所以存在结构性失业的风险, 因此, 本文仅考虑制造业失业的情形。

为了和现实相符合, 假设救济金 b_t 与制造业低技能工人工资成正比,

$$b_t = \psi\omega_{2,m,t} \quad (35)$$

其中, 比例系数 $\psi \in (0, 1)$ 。比例系数小于 1 的原因是, 如果救济金大于工人工资, 则参与工作的工人将没有动力工作, 也选择失业领取救济金。政府支出的所有救济金为 $B_t = b_t U_t$ 。

政府支付救济金后, 将剩余的资金全部用于教育投资, 提升在职工人的人力资本存量, 从而教育投资 E_t 为:

$$E_t = G_t - B_t \quad (36)$$

假设政府构建了公共教育体系, 每个个体接受高中教育将花费政府 $d_{2,t}$ 成本, 接受高等教育将花费政府 f_t 成本, 从而高技能工人将花费政府的成本为 $d_{1,t} = d_{2,t} + f_t$ 。政府将教育资金 E_t 中的 μ 部分投资于高中教育, $1-\mu$ 部分投资于高等教育, 从而

$$\mu E_t = d_{2,t}(L_{1,m,t} + L_{2,m,t} + L_{1,s,t} + L_{2,s,t}) \quad (37)$$

$$(1-\mu)E_t = f_t(L_{1,m,t} + L_{1,s,t}) \quad (38)$$

劳动力的技能水平, 既受政府提供的公共教育的影响, 也与个人提升技能水平的投资正相关。政府投

资于教育，有利于教育行业的发展，提升教育的质量，例如专注于人力资源培训的促进会，大学开设的各种在职教育，政府部门组织面向企业员工的各种讲座等。制造业和服务业工人通过政府的投资获得再培训的机会，提升了人力资本存量。个人为了满足自身发展的需要，会通过培训提升自己的技能水平，例如在线教育等等。从而人力资本存量的变动方程为：

$$h_{i,j,t+1} = (1-\delta_i)h_{i,j,t} + a_i d_{i,t}^{\gamma_i} e_{i,t}^{1-\gamma_i} \quad (39)$$

$i=1, 2; j=m, s$

其中， δ_1 、 δ_2 分别为高技能工人和低技能工人人力资本的折旧率， γ_1 、 γ_2 分别为政府投资于高技能工人和低技能工人人力资本的边际效应， $1-\gamma_1$ 、 $1-\gamma_2$ 分别为高技能和低技能工人投资于人力资本的边际效应， a_1 、 a_2 分别为投资于高技能工人和低技能工人人力资本的技术参数。

(四) 模型均衡系统

当模型达到均衡时，劳动力市场出清，即高技能工人和低技能工人的劳动供给总量等于服务业和制造业的劳动需求量，从而 $L_t = L_{1,m,t} + L_{1,s,t} + L_{2,m,t} + L_{2,s,t} + U_t$ ；最终品市场出清，即最终品用于高技能低技能工人消费、救济失业者、智能资本再投资和高技能低技能工人人力资本再投资，从而 $Y_t = C_{1,m,t} + C_{1,s,t} + C_{2,m,t} + C_{2,s,t} + B_t + I_{m,t} + I_{s,t} + E_t$ 。模型达到均衡时，高技能工人效用实现了最大化、企业利润实现了最大化。由于模型过于复杂，人工智能技术的变化是 Logistic 函数，难以求出解析解，因此本文主要通过数值模拟分析公共政策对失业的影响。

四、参数校准

借鉴陈彦斌等 (2019)^[12] 的做法，本文选取模拟的时间为 2016—2035 年，每一期为一年。选取 2016 年，是为了结合中国 2016—2018 年实际经济数据进行拟合。和陈彦斌等 (2019)^[12] 不同的是，本文关注的核心变量是体现人工智能替代劳动力工作任务的变量 I_t 和表示人工智能创造新工作任务的变量 N_t 。和陈彦斌等 (2019)^[12] 的研究方法类似，本文用 Logistic 函数表示 I_t 、 N_t 的演化过程。

(一) 模型外参数校准

人口方面，本文不考虑人口老龄化，故假设人口增长率 $n=0$ 。根据《中国统计年鉴 2017》，以九年义务教育为界限划分为低技能和高技能工人，比例大约为 1:2，2016 年制造业人口约为 2.2 亿，服务业人

口约为 3.4 亿，故推算出 $L_{1,m,t} = 0.7 \times 10^8$ ， $L_{2,m,t} + U_t = 1.5 \times 10^8$ ， $L_{1,s,t} = 1.1 \times 10^8$ ， $L_{2,s,t} = 2.3 \times 10^8$ 。根据中国统计年鉴教育经费家庭投资估算， $\zeta_1 = 0.2$ ， $\zeta_2 = 0.1$ 。根据郭凯明 (2019)^[23]，智能资本和低技能劳动力的替代弹性为 $\varepsilon_m = 1.5$ ，服务业中传统物质资本与低技能劳动力的替代弹性为 $\varepsilon_s = 0.95$ 。制造业和服务业产品互补，故假设 $\varepsilon = 0.9$ 。根据《中国统计年鉴 2017》数据，2016 年制造业社会产值为 296 236 亿元，服务业社会产值为 384 220.5 亿元，故假设 $\gamma = 0.44$ 。再根据郭凯明 (2019)^[23]， λ 取值为 0.5。根据张车伟和赵文 (2020)^[28]，2016 年中国劳动收入份额约为 45.97%，由此推算出 $\alpha_m = 0.85$ ， $\alpha_s = 0.85$ 。个人消费方面，根据郭凯明 (2019)^[23]，本文假设时间偏好率 $\beta = 0.96$ 。

人力资本方面，本文不考虑养老问题。虽然我国人口寿命大致为 75 岁左右，但是 65 岁即退休，0~5 岁处于幼童时代，从而个人处于人力资本积累和工作的时间仅为 60 年。本文将个人一生的时间单位化为 1，并将 12 年高中教育作为基准状态。因此，12 年高中教育的时间转化为 $d = 12/60 = 1/5$ 。劳动力再经过高等教育成为高技能者，故本文假设 $q = 4/60 = 1/15$ 。从而低技能工人工作的时间为 $l_2 = 1 - d = 4/5$ 。借鉴 Lucas (1988)^[29]，假设政府投资教育对高技能和低技能工人人力资本的边际效应相同，即 $\gamma_1 = \gamma_2 = 0.5$ ，为简化起见，假设资金被平均分配给制造业和服务业高技能和低技能工人，即 $a_1 = a_2 = 1/4$ 。

智能资本折旧率方面，借鉴郭凯明 (2019)^[23]， $\delta_k = 0.05$ 。假设人力资本折旧率 $\delta_1 = \delta_2 = 0$ ，原因是后续实验要考虑没有人力资本投资和有人力资本投资两种情况，假设人力资本折旧率为 0 可以更方便进行数值模拟。借鉴郭凯明 (2019)^[23]，本文将人工智能理解成资本偏向性技术，故人工智能对资本生产效率的边际效应大于对劳动力生产效率的边际效应，同时根据生活经验，人工智能对高技能工人生产效率的边际效应大于低技能工人，再根据劳动收入份额和增长率进行校准得到 $m_k = 1$ ， $m_1 = 0.8$ ， $m_2 = 0.6$ ， $m_s = 0.5$ 。征税方面，借鉴陈彦斌 (2019)^[12]，假设 $\tau_1 = 0.05$ ， $\tau_2 = 0.05$ ， $\tau_3 = 0.01$ 。

(二) 模型内参数校准

人工智能替代旧的劳动力工作任务的同时会创造新的工作任务，核心变量是 I_t 和 N_t 。根据式 (23) 和式 (24)，需要校准的重要参数为 $\{\bar{N}, \bar{I}, \theta_1, \theta_2, q_1, q_2\}$ 。本文探究人工智能对失业的影响，为

简化起见,假设人工智能仅代替旧的工作任务,不创造新的任务,即假设 $N_t=1$ 。采用和陈彦斌等(2019)^[12]类似的研究方法,探究到2035年,自动化前沿技术替代劳动力工作任务5%、10%和15%时,人工智能替代劳动力工作任务对经济增长率、劳动收入份额和社会总福利的影响。校准的依据主要是根据2016年

劳动收入份额、经济增长率,以及Purdy和Daugherty(2017)^[30]、Purdy等(2017)^[31]设计劳动生产率的数据。具体校准结果如表1所示。本文模拟的思路是,当本文研究人工智能替代劳动力工作任务时,仅仅让 I_t 参数发生变化,而让其他参数保持不变,这样容易厘清替代劳动力工作任务的影响程度有多大。

表1 人工智能替代劳动力工作任务相关参数校准结果

情景设定	参数校准值	
情景1:到2035年,人工智能替代5%劳动力工作任务	$\bar{N}=1.0, \theta_1=0.04$ $\bar{I}=0.55, \theta_2=0.04$	$q_1=75, q_2=65.5$
情景2:到2035年,人工智能替代10%劳动力工作任务		$q_1=75, q_2=43.6$
情景3:到2035年,人工智能替代15%劳动力工作任务		$q_1=75, q_2=28.1$

对于剩下的参数,借鉴陈彦斌等(2019)^[12], $g_0=0.025$ 。借鉴Acemoglu和Restrepo(2018a)^[6], $N_0=1.0, I_0=0.3$ 。此时总的工作区间初始值为 $[0, 1]$, 智能资本的工作区间为 $[0, 0.3]$, 劳动力工作区间为 $(0.3, 1]$, 这样便于后续计算和模拟。再根据国家统计局公布的2016年失业率4.02%,代入式(24)可得 $a=0.028$ 。中国各地救济金比例并不一致,为保障失业者基本生活,救济金一般为当地平均工资的20%左右,故假设 $\psi=0.2$ 。

(三) 模型的适用性分析

根据上述参数模拟得到的2016—2018年经济增长率分别为7.55%、6.85%和6.43%,与现实2016—2018年经济增长率6.7%、6.8%和6.6%比较接近。劳动收入份额方面,模拟得到的2016—2018年数值分别为47.49%、46.22%和45.94%,根据张车伟和赵文(2020)^[28],2016—2018年中国劳动收入份额分别为45.97%、47.26%和47.80%,模拟值和真实值比较接近。另外本模型采用的人口数据与2016年人口数据相符。可见,本模型模拟得到的数据和现实比较相符,能较好地拟合中国的现实经济状况。

五、数值模拟

本文构建包含人工智能和人力资本的动态一般均

衡模型,主要关注政府应对失业问题采取公共政策的效应,本文关注的公共政策有:政府直接救济失业者、培训失业者实现再就业和投资高等教育,增加高技能工人比例。其中政府直接救济失业者和培训失业者再就业属于事后干预,而进行教育扩招属于事前干预。对失业者进行救济可以保障失业者的基本生活,让失业者有更多时间寻找新的工作;对失业者培训实现再就业则可以实现政府高质量就业的目标;进行教育扩招则可以提高高技能工人的比例,重塑劳动力素质,改变目前中国结构性失业的现状,让劳动力市场能更好地适应人工智能的发展。需要指出的是本文关注的主要是结构性失业问题,即人工智能替代制造业中低技能工人的工作岗位,培训后再就业指的是对制造业失业者培训,使之获得相应技能后在服务业实现再就业。

为了探究公共政策的效应,本文设置了多组实验进行数值模拟(如表2所示)。其中:实验1是为了探究政府对失业者进行直接救济的政策效应;实验2则可以评估政府采取培训再就业的政策效应;实验3是为了探究政府预判到未来失业的可能性,投资高等教育提高高技能工人比例的政策效应。本部分将无公共政策设置为基准状态,其他三种公共政策与之进行对比考察公共政策的效应。

表2 数值模拟实验的设定

实验组别	具体情景设定		标识
实验1	政府对失业者发放救济金	情景1:到2035年,人工智能替代5%劳动力工作任务	I~5%, B
		情景2:到2035年,人工智能替代10%劳动力工作任务	I~10%, B
		情景3:到2035年,人工智能替代15%劳动力工作任务	I~15%, B
实验2	政府对失业者培训,实现再就业	情景4:到2035年,人工智能替代5%劳动力工作任务	I~5%, Re
		情景5:到2035年,人工智能替代10%劳动力工作任务	I~10%, Re
		情景6:到2035年,人工智能替代15%劳动力工作任务	I~15%, Re

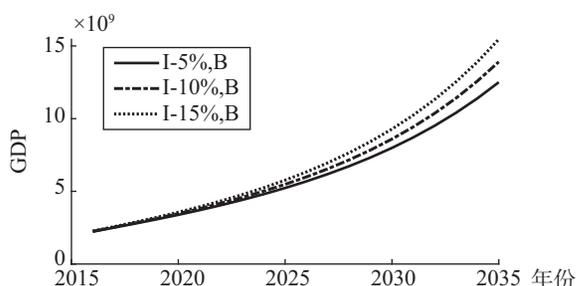
续前表

实验组别	具体情景设定	标识
实验 3	政府投资高等教育，增加高技能工人的比例	情景 7：到 2035 年，人工智能替代 5% 旧的工作任务
		情景 8：到 2035 年，人工智能替代 10% 旧的工作任务
		情景 9：到 2035 年，人工智能替代 15% 旧的工作任务
		I~5%, Edu I~10%, Edu I~15%, Edu

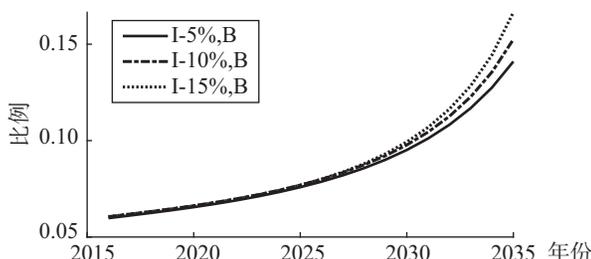
(一) 政府对失业者进行直接救济的政策效应

当政府选择直接救济失业者时，实验结果如图 2 所示。当人工智能替代的劳动力工作任务由 5% 逐渐上升到 10%、15% 时，2035 年社会总产出分别为 1.26×10^{10} 、 1.40×10^{10} 、 1.5×10^{10} ，制造业和服务业产出同时随着人工智能的发展而提高。由此可见，人

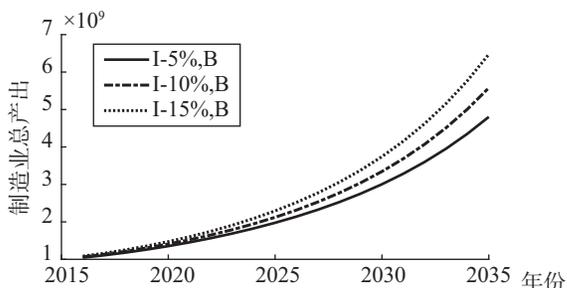
工智能的发展可以克服失业带来的不利影响，能促进经济持续发展。但人工智能的发展会导致失业率攀升，随着失业工人的增加，政府救济失业工人的财政负担会逐渐增加。当人工智能替代的劳动力工作任务由 5% 逐渐上升到 10%、15% 时，到 2035 年救济金占政府财政支出的比例由 14.11% 上升为 15.27%、16.68%。



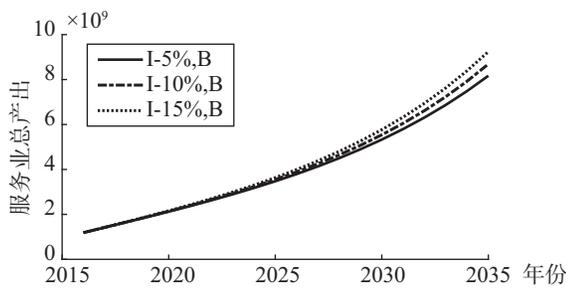
(1) 人工智能发展对 GDP 的影响



(2) 人工智能发展对救济金与财政支出比例的影响



(3) 人工智能发展对制造业产出的影响



(4) 人工智能发展对服务业产出的影响

图 2 人工智能失业背景下政府救济失业者对经济的影响

(二) 政府对失业者培训再就业的政策效应

当政府选择将原本用于救济失业者的资金用于培训失业者，帮助其获得相应技能，实现在服务业再就业时，实验结果如图 3 所示。当人工智能替代的劳动力工作任务由 5% 逐渐上升到 10%、15% 时，2035 年社会总产出分别为 1.42×10^{10} 、 1.62×10^{10} 、 1.81×10^{10} ，制造业和服务业产出同样呈现逐渐提高的趋势。同时，当人工智能替代的劳动力工作任务由 5% 逐渐上升到 10%、15% 时，政府对失业者进行就业再培训所花费的资金到 2035 年逐渐由 4.33% 下降为 4.20%、4.03%。原因是当失业者再就业后，不再需要政府进一步救济，同时再就业者提高了社会总产出，缓解了政府财政压力。

(三) 政府投资高等教育的政策效应

当政府提前预估到未来可能的失业时，政府可选择投资高等教育，提高高技能工人的比例，实验结果如图 4 所示。投资高等教育的依据是人工智能的发展会增加对高技能工人的需求。当人工智能替代的劳动力工作任务由 5% 逐渐上升到 10%、15% 时，2035 年社会总产出分别为 1.47×10^{10} 、 1.65×10^{10} 、 1.85×10^{10} ，制造业和服务业产出同样呈现逐渐提高的趋势。同时，当人工智能替代的劳动力工作任务由 5% 逐渐上升到 10%、15% 时，政府进行教育扩招所花费的资金到 2035 年逐渐由 4.25% 下降为 4.17%、3.96%。原因是投资高等教育可以满足人工智能发展对高技能工人的需求，同时减少了失业率，有利于社会总产出的提高。

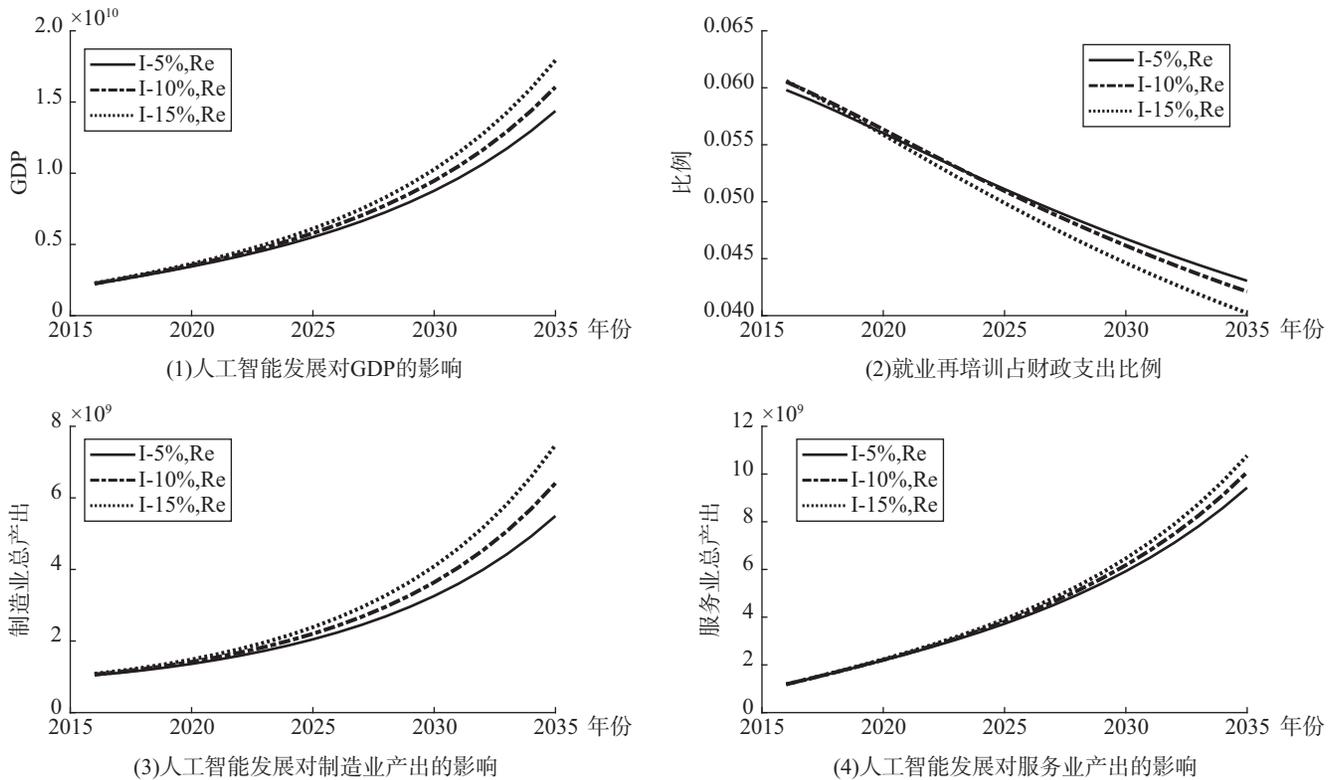


图3 人工智能失业背景下政府培训失业者再就业对经济的影响

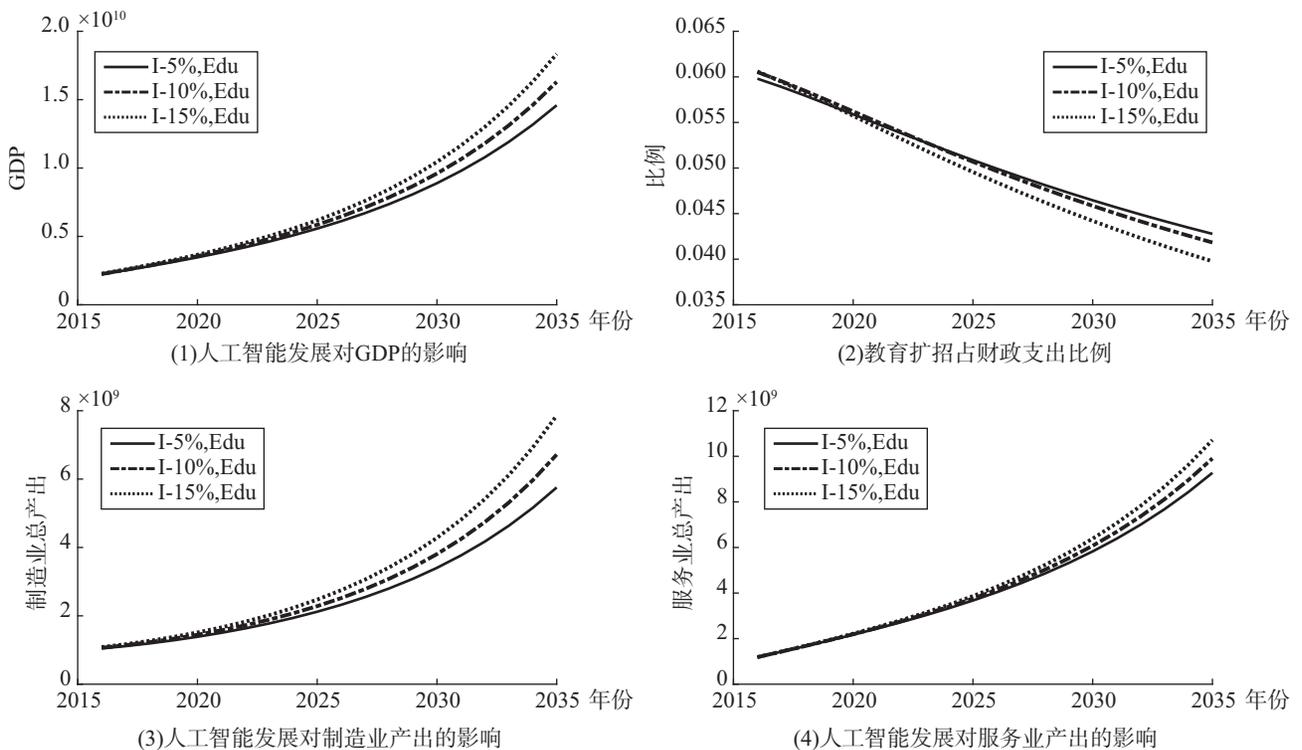


图4 人工智能失业背景下政府投资高等教育对经济的影响

(四) 三种政策的进一步对比

为了进一步评估三种公共政策的政策效应，本文列举了到2035年，人工智能替代5%工作岗位时经济增长率和劳动收入份额的变化（人工智能替代10%

和15%工作岗位具有类似的结果），其中无公共政策为基准状态，结果如表3所示。三种公共政策下，经济均实现了U型增长，说明面对失业政府的宏观调控是有效的。2035年无公共政策、直接救济、培训

再就业和投资高等教育下经济增长率分别为 6.31%、6.22%、6.89%和 6.96%。这说明：(1) 直接救济会导致经济增长率下滑。原因是直接救济的财政支出来自对劳动者和资本收入的税收，征税会影响劳动者的积极性，会导致经济增长率下滑。(2) 培训再就业和投资高等教育的政策下，劳动收入份额均高于直接救济。培训再就业提升的是低技能工人的人力资本，投资高等教育提升的是高技能工人的人力资本，说明投资人力资本可以有效应对失业问题。

随着人工智能的发展，劳动收入份额将呈现逐年下滑的趋势。原因是智能资本对劳动力存在替代的作

用，同时本文仅假设人工智能替代劳动力的工作岗位，没有考虑人工智能创造新的任务，资本的生产效率高于劳动力，从而导致劳动收入份额下降的局面。到 2035 年，当人工智能替代 5% 工作岗位时，无公共政策、直接救济、培训后再就业和投资高等教育三种公共政策下劳动收入份额分别为 43.05%、42.94%、43.80%和 44.83%。由此可见：(1) 直接救济会影响经济效率，导致劳动收入份额下降；(2) 培训后再就业和投资高等教育均可以有效延缓劳动收入份额下降的局面。

表 3 三种公共政策经济增长率和劳动收入份额对比

公共政策	经济增长率				劳动收入份额			
	2020 年	2025 年	2030 年	2035 年	2020 年	2025 年	2030 年	2035 年
无公共政策 (基准)	6.11%	5.65%	5.80%	6.31%	46.02%	44.83%	43.95%	43.05%
直接救济	6.05%	5.50%	5.70%	6.22%	45.95%	44.77%	43.75%	42.94%
培训再就业	6.43%	6.01%	6.30%	6.89%	46.01%	45.85%	44.63%	43.80%
投资高等教育	6.52%	6.03%	6.33%	6.96%	47.13%	46.30%	45.70%	44.83%

为了评估三种公共政策对社会总福利的影响，本文列举了到 2035 年，人工智能替代 5% 工作岗位时社会总福利的变化 (人工智能替代 10% 和 15% 工作岗位具有类似的结果)，其中无公共政策为基准状态。社会总福利指的是全体社会劳动者总效用的加总，能

衡量整个社会的幸福感。通过表 4 可以发现，到 2035 年，当人工智能替代 5% 工作岗位时，无公共政策、直接救济、培训后再就业和投资高等教育三种公共政策下社会总福利分别为 3.52×10^{11} 、 3.45×10^{11} 、 4.09×10^{11} 、 4.12×10^{11} 。

表 4 三种公共政策社会总福利对比

公共政策	社会总福利			
	2020 年	2025 年	2030 年	2035 年
无公共政策 (基准)	1.06×10^{11}	2.12×10^{11}	2.93×10^{11}	3.52×10^{11}
直接救济	1.03×10^{11}	2.07×10^{11}	2.86×10^{11}	3.45×10^{11}
培训再就业	1.07×10^{11}	2.23×10^{11}	3.27×10^{11}	4.09×10^{11}
投资高等教育	1.10×10^{11}	2.25×10^{11}	3.29×10^{11}	4.12×10^{11}

一方面，直接救济会导致社会总福利减少，原因是直接救济会导致劳动者收入减少，影响总体经济效率，导致社会总产出下滑，影响社会总福利。在公共政策理论与实践，直接补贴这种社会福利政策与劳动者的工作积极性存在一定程度的取舍，直接补贴可能会让人们变得更不愿意工作，这也与本文的福利分析结论一致。

另一方面，培训后再就业和投资高等教育公共政策下，社会总福利均高于直接救济。这意味着投资工人的人力资本，可以提高生产效率，增加社会总产出，进而达到提高社会总福利的目的。因此，“授人

以鱼不如授人以渔”，让人们掌握工作技能，提升人力资本水平从全社会的角度来讲是一种更好的措施。

六、结论

人工智能的发展会替代制造业大量常规性工作岗位，导致中短期结构性失业的现象。本文构建包含人工智能和人力资本的动态一般均衡模型，模型中同时包含制造业和服务业，劳动力在两部门中区分为高技能和低技能工人，并假设失业来源于制造业中人工智能驱动的自动化替代低技能工作岗位。面对人工智能可能造成的失业风险，本文探究了三种应对失业风险

的公共政策效应,即对失业者直接救济、对失业者培训后在服务业再就业和投资高等教育。

研究表明,对失业者直接救济将增加政府的财政支出,与无公共政策相比,直接救济将导致经济增长率、劳动收入份额和社会总福利下降。原因是直接救济的资金来源于其他劳动者的收入,为救济失业者需要对劳动收入和资本收入征税,这将导致经济效率下滑。对失业者培训再就业和投资高等教育的公共政策效应均将优于直接救济,不仅能提高经济增长率、延缓劳动收入份额下降,而且能提高社会总福利。说明未来随着人工智能技术的提高,对人的综合素质能力要求也将提高,投资人力资本可以有效应对人工智能带来的冲击。

结合上述研究结论,本文给出如下政策启示:第一,对失业者进行直接救济的必要性。未来人工智能的发展使得社会存在大面积失业的风险,失业者从制造业岗位被自动化替代,短时间内可能并不具备服务业的技能,因此对失业者进行短时间救济是必要的。救济失业者可以保障失业基本生活,同时可以让他们有更多的时间参加技能培训、寻找新的工作。需要指出的是,对失业者进行救济属于短时间的公共政策,救济金不易过高。因为如果对失业者进行长时间救济,会加重政府财政负担,同时会导致失业率的进一步攀升。如果救济金过高,会导致一部分就业者也选择失业,不利于社会经济持续健康的发展。第二,对失业者培训后再就业有利于稳就业,实现社会高质量就业和经济高质量发展的目标。培训后再就业可以降低失业率,实现稳就业的目标。同时失业者经过再培训获得了新的技能,提升了人力资本存量,有利于实现高质量就业的目标。失业者在服务业实现再就业有

利于服务业生产规模的扩大,由于服务业中高技能工人和低技能互补,服务业低技能工人数量增加会提高对服务业高技能工人的需求,进一步推动服务业发展。制造业中使用人工智能替代了大量常规性工作岗位,帮助企业降低生产成本,同时提高了企业的生产效率,有利于制造业生产规模的扩大。由此可见,培训后再就业可以同时促进制造业和服务业生产规模的扩大,有利于社会实现高质量发展的目标。第三,投资高等教育可以提高高技能劳动力的比例,有利于重塑劳动力市场,以适应未来人工智能的发展。根据现有研究文献,人工智能的发展会降低对低技能劳动力的需求,增加对高技能劳动力的比例。如果政府投资高等教育,则可以在未来提高高技能劳动力的比例。高技能劳动力比例的提高,可以减少失业率,同时高技能劳动力比例的提高可以促进人工智能研发水平的提升,促进人工智能的进一步发展。当人工智能技术水平提高后,又可以促进制造业和服务业的发展,提高社会总产出。

未来值得进一步研究的内容如下:第一,本文没有细致讨论再培训和教育扩招的费用,只是简单地将救济金总额转化为再培训和教育扩招的费用,这样便于进行对比,未来可以针对培训内容和费用进行更细致的研究。第二,本文人工智能仅考虑了自动化对劳动力工作任务的替代,并没有考虑新生任务对失业的影响,未来可以进一步研究新生任务对劳动力的技能需求变化及其对失业的影响。第三,本文采取 Logistic 函数表示人工智能的演化过程,属于外生化处理,未来可以对人工智能技术的发展进行全内生化处理,考察高技能工人比例的提升对人工智能发展的影响。凡此种种,均可以作为下一步研究内容。

参考文献

- [1] 王永钦,董雯.机器人的兴起如何影响中国劳动力市场?——来自制造业上市公司的证据[J].经济研究,2020(10):159-175.
- [2] 董志强,黄旭.人工智能技术发展背景下的失业及政策:理论分析[J].社会科学战线,2019(12):76-84,281.
- [3] 程虹,陈文津,李唐.机器人在中国:现状、未来与影响——来自中国企业-劳动力匹配调查(CEES)的经验证据[J].宏观质量研究,2018(3):1-21.
- [4] 蔡跃洲,陈楠.新技术革命下人工智能与高质量增长、高质量就业[J].数量经济技术经济研究,2019(5):3-22.
- [5] 黄旭.“机器换人”背景及政府补贴政策的影响[J].产业经济评论,2022(4):81-101.
- [6] Acemoglu D, Restrepo P. Automation and New Tasks: The Implications of the Task Content of Technology for Labor Demand [J]. NBER Working Paper, No. 25684, 2018a.
- [7] 董志强,黄旭.人工智能发展背景下公共政策的生长和不平等效应——一个动态一般均衡模型[J].学术研究,2021(2):92-99,178.
- [8] 孙早,侯玉琳.工业智能化与产业梯度转移:对“雁阵理论”的再检验[J].世界经济,2021(7):29-54.
- [9] 谢攀,张伊娜.人工智能、资本流动与代际效用——基于三期世代交叠的视角[J].中央财经大学学报,2021(3):102-114.
- [10] 黄旭.人工智能的三种效应:理论分析[J].技术经济,2022(7):83-92.

(下转第93页)

多企业纵向差异化竞争的博弈分析

——局部纳什均衡与全局纳什均衡

Game Analysis of Vertical Differentiated Competition of Multiple Enterprises: Local Nash Equilibrium and Global Nash Equilibrium

刘霖 刘韧

LIU Lin LIU Ren

[摘要] 在现实世界中,企业不仅通过产品定价进行竞争,而且通过选择产品质量进行竞争。本文构建了一个三企业纵向差异化竞争的博弈模型来分析企业的竞争策略和均衡状态,并区分了全局纳什均衡与局部纳什均衡。研究发现,质量差异最大化策略组合到底构成全局纳什均衡还是局部纳什均衡,取决于成本参数。生产高质量产品的企业和生产低质量产品的企业的利润都受成本参数的影响;当引入最低质量标准时,三家企业的利润都会下降,生产高质量产品的企业会降低产品价格,生产中质量和低质量产品的企业的产品价格变动取决于成本参数的大小。不断提升自身的产品质量是企业长远的生存之道。政府需要通过设置最低质量标准,保护消费者利益。

[关键词] 纵向差异化 博弈论 局部纳什均衡 最低质量标准

[中图分类号] F062.9 F224.32 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 10-0085-09

Abstract: In the real world, firms compete not only through product pricing but also through their choice of product quality. In this paper, a game model of three-firm vertical differentiation competition is constructed to analyze firms' competitive strategies and equilibria, and a distinction is made between global Nash equilibrium and local Nash equilibrium. It is found that whether the profile of quality-differentiation maximization strategies constitutes a global Nash equilibrium or a local Nash equilibrium depends on the cost parameters. The profits of both firms producing high-quality products and firms generating low-quality products are affected by the cost parameter; when a minimum quality standard is introduced, the profits of all three firms decline, the firm producing high-quality products reduce its price, and the firms producing the medium and low quality products change their prices depending on the size of the cost parameter. Continuously improving the quality of their products is the way to survive in the long run. The government needs to protect consumer interests by setting minimum quality standards.

Key words: Vertical differentiation Game theory Local nash equilibrium Minimum quality standards

[收稿日期] 2022-05-11

[作者简介] 刘霖,男,1969年1月生,北京大学政府管理学院副教授,博士生导师,研究方向为博弈论、政策评估;刘韧,男,1997年5月生,北京大学政府管理学院博士研究生,研究方向为公共事务与政策。本文通讯作者为刘韧,联系方式为 liuren@stu.pku.edu.cn。

[基金项目] 北京大学公共治理研究所一般项目“纵向差异化竞争与质量管制研究”(项目编号:YBXM202104)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

当前,中国社会的主要矛盾是人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。2021年中国实现了全面脱贫,在这一背景下,人民群众的消费已从“吃得饱”向“吃得好”转变,对产品质量的要求也越来越高。但另一方面,共同富裕不是同步富裕,在从全面脱贫向共同富裕前进的过程中,人民群众的收入会存在一定差距。因此,在人民群众整体对产品质量的要求提高的基础上,也会存在一些市场分化,消费者对质量的偏好程度会有所差异。在现实世界中,企业不仅通过产品定价进行竞争,而且通过选择产品质量进行竞争;随着技术水平的提高,产品的质量上限也不断提升,这为企业采取纵向差异化策略创造了越来越大的空间。例如,在快递行业,顺丰坚持提供送货上门和时效性更强的高质量服务,以获取高端市场;在互联网行业,系统安全性、隐私保护度等也被纳入到质量的内涵之中,成为行业内质量竞争的重要方面(王世强等,2020^[1]);在汽车行业,上汽通用五菱推出宏光MINIEV,面对高端新能源汽车领域的激烈竞争,另辟蹊径获取低端市场。不过,低质量不等于没有质量。政府为了保障消费者的权益,不会允许企业无限制地降低产品质量,往往会设置最低质量标准。例如,2021年中国实施《电动汽车安全要求》,对新能源汽车的质量提出最低要求。企业在纵向差异化竞争中,无论是选择生产高质量产品,还是选择生产低质量产品,其目的都是为了攫取利润。那么,企业采取纵向差异化策略对自身经营有何影响?生产较低质量产品的企业是否会转型生产较高质量产品?生产较高质量产品的企业又是否会转型生产较低质量产品?政府设置最低质量标准对企业的经营又会产生怎样的影响?对于这些问题的探讨不仅具有理论意义,而且具有现实意义。

二、文献综述

差异化竞争策略是企业面临激烈的价格竞争时,为了攫取更多利润而采取的一种竞争策略。在互联网信息技术和平台经济不断发展的条件下,消费者可以充分利用现代信息技术获取同质产品的价格信息,企业之间的价格竞争不断加剧,因此越来越多的企业转向产品差异化竞争。不同消费者的偏好往往有所不同,消费者偏好的差异也是企业采取差异化竞争

策略的重要原因(Shaw,1912^[2])。企业可以利用消费者偏好的差异,提供差异化的产品,形成基于消费者偏好的产品溢价。尤其互联网平台极大地拓展了企业经营的空间范围,消费者的类型也日益呈现多样化、差异化等特征。在部分产业组织理论模型的分析中,往往假设市场中只有两个生产同质产品的企业。但在现实中,市场存在多个企业,并且企业会生产差异化的产品,甚至通过产品差异形成某种垄断,设置进入壁垒,并形成产品溢价,获得更多利润。因此,在日趋激烈的市场竞争中,越来越多的企业采取了差异化竞争策略。

产品差异化是产业组织理论研究的一个重要课题。在一个垄断竞争行业中,企业可以生产差异化产品,满足具有不同偏好的消费者的需要。产品差异的因素包括物理差异、心理差异、空间差异、服务差异等。从消费者选择角度来看,产品差异化可以分为横向差异化和纵向差异化两类。横向差异化是指对于同一类产品,因为不同消费者偏好的产品特征不同,所以企业生产质量相近,但是在产品的外观、样式、功能、配置等方面存在差别的产品。纵向差异化是指消费者都偏好具有某种特征的产品,比如快递企业的运送时间越短越好、电脑的运行速度越快越好等,即在其他条件一致的情况下,消费者偏好质量高的产品。但是,不同质量产品的定价不同。受制于各自的预算约束,不同消费者所选择的产品质量未必相同,所以企业会提供不同质量的产品。本文着重分析企业纵向差异化竞争,因此对横向差异化的研究不再赘述。

在纵向差异化的分析中,Mussa和Rosen(1978)^[3]最早提出产品质量分割模型。这一模型假设在一个不存在信息不对称的市场上存在高质量和低质量的两种产品,消费者偏好高质量产品,则一个类型为 θ 的消费者购买质量为 s ,价格为 p 的产品所获得的效用为 $u(\theta, s, p) = \theta s - p$;当市场结构处于双寡头时,企业为了自身利润最大化,会选择产品质量差异最大化策略。在Mussa和Rosen模型的基础上,Gabszewicz和Thisse(1979)^[4]、Shaked和Sutton(1982)^[5]等的研究建立了整体研究框架。其中,Gabszewicz和Thisse(1979)^[4]构建了双寡头企业垄断模型,并设定了消费者质量偏好参数,在市场需求完全覆盖的条件下,高质量偏好参数的消费者购买高质量产品,低质量偏好参数的消费者购买低质量产品,当消费者收入差距足够大时,企业选择产品质量差异最大化策略。Shaked和Sutton

(1982)^[5]建立了一个三阶段非合作博弈模型：在第一阶段，企业选择是否进入该行业；在第二阶段，企业选择所生产产品的质量；在第三阶段，企业确定产品价格。研究发现高质量产品会获得高利润。Scarpa (1998)^[6]在不考虑边际成本的基础上，进一步将双寡头博弈模型拓展为三个企业，研究也表明企业在质量上的选择为纵向差异最大化。

进一步地，在上述纵向差异化研究的基础上，许多学者放松部分假设，考虑了更贴近现实的复杂情况。现实中的市场往往存在着信息不对称，消费者对企业生产的产品质量信息也可能无法完全掌握，部分学者认为广告可以提供有关产品的质量等方面的信息 (Telser, 1964^[7]; Stigler, 1961^[8]; Ozga, 1960^[9])，彭树宏和汪贤裕 (2005)^[10]建立了纵向差异化下的双寡头信息性广告竞争模型，模型结果表明，生产高质量产品的企业拥有更高的广告水平和更多的利润。在上述研究中，往往假设市场完全覆盖。刁新军等 (2011)^[11]在引入更符合现实的市场非完全覆盖假设并考虑产品的网络外部性的基础上建立了双寡头模型进行分析，研究发现无论在价格竞争还是数量竞争中，两种质量产品所获的利润受产品的网络外部性特征影响，在一定条件下，即使是低质量产品也可以获得较大利润。还有的学者考虑变动成本递增 (汤卫君等, 2014^[12])、生产能力约束 (Boccard 和 Wauthy, 2010^[13]) 等条件下的企业纵向差异化竞争状况。

在大部分关于企业纵向差异化竞争的研究中，质量差异最大化通常是企业的均衡策略选择。因此，存在一种可能，当对产品的质量没有管控时，企业会极限降低产品质量，如果此时市场中又存在着严重的信息不对称，可能会发生逆向选择，带来“劣币驱逐良币”的后果，市场中产品的平均质量下降，给社会的整体福利带来负面影响 (Akerlof, 1970^[14])。政府作为一个公共部门，在制定政策时往往考虑社会整体福利。因此，为了防止市场中产品的平均质量下降现象的发生，政府会采取一系列措施。设置最低质量标准就是政府常用的措施之一。Crampes 和 Hollander (1995)^[15]在假定厂商不存在固定成本，只存在随质量递增的单位成本的条件下，研究了双寡头垄断市场中实施最低质量标准的影响，发现适当的最低质量标准能够提高低质量产品厂商的利润，但是会降低高质量厂商的利润。进一步地，龚强和成酪 (2014)^[16]同

时考虑固定成本和可变成本，研究发现：在生产前期的准备阶段，如果提高质量标准需要大幅增加固定成本时，则质量标准的提高会减少高质量厂商的利润，增加低质量厂商的利润；在生产过程中，如果提高质量标准需要提高可变成本时，则质量标准的提高会增加高质量厂商的利润，减少低质量厂商的利润。因此，在分析企业的纵向差异化竞争时，不能忽视政府最低质量标准的影响。

已有文献为企业纵向差异化竞争奠定了良好的研究框架。本文与已有文献的联系在于：首先，本文借鉴 Mussa 和 Rosen (1978)^[3]、Gabszewicz 和 Thisse (1979)^[4]等的研究，在模型设定中同时考虑了市场中企业生产的产品质量差异和消费者的质量偏好差异。其次，本文在对企业纵向差异化竞争博弈过程的分析中，借鉴了 Shaked 和 Sutton (1982)^[5]等的研究，将博弈过程划分为多个阶段，并且都包含质量竞争和价格竞争两个阶段。最后，在成本结构的设定上，本文参照 Crampes 和 Hollander (1995)^[15]、汤卫君等 (2014)^[12]等已有文献的研究，考虑企业存在随质量递增的边际成本。

本文的贡献与已有文献的差别在于：首先，已有文献大部分假设市场只有两个企业分别生产两种质量的产品。本文考虑到现实中，产品质量范围越来越广，消费者偏好日益多样化，因此本文构建了一个市场中存在三个企业和高、中、低三种质量产品的博弈模型，更贴近现实。其次，虽然 Scarpa (1998)^[6]等考虑了三个企业参与竞争的情况，但是这些文献对博弈的均衡结果讨论并不完备。传统的博弈分析只考虑全局纳什均衡，即允许个体可以在整个策略空间中任意调整策略，而本文区分了局部纳什均衡和全局纳什均衡两种情况，对博弈的均衡结果进行了更完备的讨论，并发现了企业存在偏离全局纳什均衡状态的可能性。这使得本文在理论上也有一定的创新意义。

三、博弈模型的设定

借鉴 Shaked 和 Sutton (1982)^[5]、Scarpa (1998)^[6]等的研究，本文建立了一个完全但不完美信息的三阶段非合作博弈模型。假设某行业存在相互竞争的三家企业，企业 L、M、H 的产品质量分别为 q_L 、 q_M 和 q_H ，且满足：

$$0 < \eta \leq q_L < q_M < q_H \leq 1 \text{①}$$

其中， η 表示产品质量的下限。当产品质量低于该值时，即使产品是免费的，也没有消费者愿意购买它。

消费者都偏好高质量产品，但不同消费者对于产品质量的偏好强度是不同的。我们以 x 表示消费者对于产品质量的偏好强度，并假设 x 服从 $[0, 1]$ 区间的均匀分布。当企业 L、M、H 对于各自产品的定价分别为 p_L 、 p_M 和 p_H 时， x 类型消费者的效用函数为：

$$U_x(i) = \alpha + xq_i - P_i, i \in \{L, M, H\} \quad (1)$$

其中 α 为一个正的常数，这里不妨取 $\alpha = 1$ 。引入参数 α 的目的在于，即使消费者的类型 x 趋近于 0，只要产品价格不过高，消费者也愿意从某家企业那里购买一件产品。这样，在合理的定价下，所有类型的消费者都会购买产品，即整个市场被完全覆盖。

就企业而言，本文不考虑固定成本。假设产品质量越高，单位产品的成本就越高，即存在随质量递增的边际成本，企业的总成本函数为：

$$C(q) = \beta q, 0 < \beta < 1 \quad (2)$$

质量高的产品，生产成本也高，所以售价也更高，即 $p_L < p_M < p_H$ 。三家企业之间的博弈过程如下：

第一阶段：企业 L、M、H 同时选择产品质量 q_L 、 q_M 和 q_H ，且满足 $0 < \eta \leq q_L < q_M < q_H \leq 1$ 。

第二阶段：所有企业观察到第一阶段的质量选择之后，同时确定各自的产品定价 p_L 、 p_M 和 p_H 。

第三阶段：从效用最大化出发，每个消费者选择一家企业的产品，购买 1 单位。

四、博弈模型的求解与分析

消费者对于不同企业产品的购买决策既取决于其个人的质量偏好，也取决于产品价格。可以设想，在消费者对于质量的偏好强度上，存在两个分界点 x_1 和 x_2 ：在每个分界点的左右两侧，消费者购买不同企业的产品；在分界点上，消费者对于相邻质量的产品是无差异的，如图 1 所示。

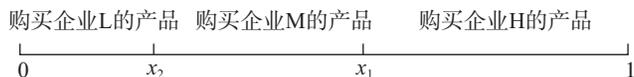


图 1 不同消费者的购买决策

对质量的偏好程度为 x_1 的消费者，购买企业 M 的产品或者购买企业 H 的产品，实际上是无差异的，即满足 $U_{x_1}(M) = U_{x_1}(H)$ 。结合式 (1)，即得 $\alpha + x_1q_M - p_M = \alpha + x_1q_H - p_H$ 。由此可得：

$$x_1 = \frac{p_H - p_M}{q_H - q_M} \quad (3)$$

类似地，可以得到：

$$x_2 = \frac{p_M - p_L}{q_M - q_L} \quad (4)$$

由于市场被完全覆盖，三家企业的产品需求量分别为：

$$y_H = 1 - x_1 = 1 - \frac{p_H - p_M}{q_H - q_M} \quad (5)$$

$$y_M = x_1 - x_2 = \frac{p_H - p_M}{q_H - q_M} - \frac{p_M - p_L}{q_M - q_L} \quad (6)$$

$$y_L = x_2 = \frac{p_M - p_L}{q_M - q_L} \quad (7)$$

假设三家企业在第一阶段已经分别选择了产品质量 q_L 、 q_M 和 q_H ，且满足 $0 < \eta \leq q_L < q_M < q_H \leq 1$ 。

现在分析第二阶段的博弈。三家企业的利润函数分别为：

$$\pi_L = [p_L - C(q_L)]y_L = (p_L - \beta q_L) \frac{p_M - p_L}{q_M - q_L} \quad (8)$$

$$\pi_M = [p_M - C(q_M)]y_M = (p_M - \beta q_M) \left(\frac{p_H - p_M}{q_H - q_M} - \frac{p_M - p_L}{q_M - q_L} \right) \quad (9)$$

$$\pi_H = [p_H - C(q_H)]y_H = (p_H - \beta q_H) \left(1 - \frac{p_H - p_M}{q_H - q_M} \right) \quad (10)$$

给定产品质量，各家企业自主定价以最大化利润，利用一阶条件可以得到各企业的反应函数：

① 本文也对放松该假设后的情况进行了分析，即允许三家企业 L、M、H 选择的产品质量不是依次递增的，详见第五部分。此外，若该条件中的“<”改为“≤”时，即存在企业选择的质量可以相同的情况时，企业只能获得零利润。例如，在企业 L 和企业 H 分别将产品质量选定在质量区间的下限 η 和上限 1 之后，若企业 M 选择的产品质量与其中任何一个对手相同，则在第二阶段就会出现同质产品的价格竞争博弈，导致竞争双方只能按边际成本定价，最终双方都只能获得零利润。显然，这种零利润的情形是比较特殊的，也不可能是博弈的最终纳什均衡结果，因此本文此处假设的条件为“<”，在第五部分会进行更详细分析。

$$p_L = \frac{1}{2}(p_M + \beta q_L) \quad (11)$$

$$p_M = \frac{1}{2}\beta q_M + \frac{(q_H - q_M)p_L + (q_M - q_L)p_H}{2(q_H - q_L)} \quad (12)$$

$$p_H = \frac{1}{2}(p_M + q_H - q_M + \beta q_H) \quad (13)$$

联立式 (11)、(12) 和 (13), 可求得:

$$p_L = \frac{1}{2}\beta(q_L + q_M) + \frac{(q_H - q_M)(q_M - q_L)}{6(q_H - q_L)} \quad (14)$$

$$p_M = \beta q_M + \frac{(q_H - q_M)(q_M - q_L)}{3(q_H - q_L)} \quad (15)$$

$$p_H = \frac{1}{2}\beta(q_H + q_M) + \frac{1}{2}(q_H - q_M) + \frac{(q_H - q_M)(q_M - q_L)}{6(q_H - q_L)} \quad (16)$$

式 (14)、(15) 和 (16) 构成了各企业在第二阶段进行的定价博弈的纳什均衡。

现在分析各企业在第一阶段的决策。预见到第二阶段的定价博弈的纳什均衡, 可以将式 (14)、(15) 和 (16) 代入各企业的利润函数, 求解各企业在第一阶段面临的最优化问题。

首先, 分析企业 M。将式 (14)、(15) 和 (16) 代入式 (9) 后, 企业 M 的利润函数可以简化为:

$$\pi_M = \frac{(q_H - q_M)(q_M - q_L)}{9(q_H - q_L)} \quad (17)$$

企业 M 选择产品质量 q_M 以最大化利润, 由一阶条件可求得:

$$q_M = \frac{1}{2}(q_L + q_H) \quad (18)$$

显然, 利润最大化的二阶条件是满足的:

$$\frac{d^2\pi_M}{dq_M^2} = -\frac{2}{9(q_H - q_L)} < 0$$

其次, 分析企业 H。将式 (14)、(15) 和 (16) 代入式 (10) 后, 企业 H 的利润函数可以简化为:

$$\pi_H = \frac{1}{4}(q_H - q_M) \left[1 - \beta + \frac{q_M - q_L}{3(q_H - q_L)} \right]^2 \quad (19)$$

将 π_H 对 q_H 求导数, 得:

$$\frac{d\pi_H}{dq_H} = \left[1 - \beta + \frac{q_M - q_L}{3(q_H - q_L)} \right]$$

$$\left\{ (1 - \beta) + \frac{(q_M - q_L)[(q_H - q_L) + (q_M - q_L)]}{6(q_H - q_L)^2} \right\} > 0 \quad (20)$$

因此, q_H 的最优值为:

$$q_H^* = 1 \quad (21)$$

最后, 分析企业 L。将式 (14)、(15) 和 (16) 代入式 (8) 后, 企业 L 的利润函数可以简化为:

$$\pi_L = \frac{1}{4}(q_M - q_L) \left[\beta + \frac{q_H - q_M}{3(q_H - q_L)} \right]^2 \quad (22)$$

将 π_L 对 q_L 求导数, 得:

$$\frac{d\pi_L}{dq_L} = \left[\beta + \frac{q_H - q_M}{3(q_H - q_L)} \right] \left\{ \frac{(q_H - q_M)(2q_M - q_H - q_L)}{12(q_H - q_L)^2} - \frac{1}{4}\beta \right\} \quad (23)$$

将式 (18) 代入式 (23), 可得:

$$\frac{d\pi_L}{dq_L} = -\frac{1}{4}\beta \left[\beta + \frac{q_H - q_M}{3(q_H - q_L)} \right] < 0 \quad (24)$$

因此, q_L 的最优值为:

$$q_L^* = \eta \quad (25)$$

将式 (21) 和式 (25) 代入式 (18), 可得 q_M 的最优值为:

$$q_M^* = \frac{1}{2}(1 + \eta) \quad (26)$$

式 (21)、(25) 和 (26) 就是这个三企业纵向差异化竞争博弈的子博弈完美纳什均衡下的均衡产品质量组合。企业 H 按照可行质量区间的上限来选择产品质量, 企业 L 按照可行质量区间的下限来选择产品质量, 而企业 M 则按照可行质量区间的中间值来选择产品质量。这表明, 三家企业的质量决策都符合最大差异化原则。

将式 (21)、(25) 和 (26) 代入式 (14)、(15)、(16), 可得各企业在第二阶段的均衡定价分别为:

$$p_L^* = \frac{1}{4}\beta(1 + 3\eta) + \frac{1}{24}(1 - \eta) \quad (27)$$

$$p_M^* = \frac{1}{2}\beta(1 + \eta) + \frac{1}{12}(1 - \eta) \quad (28)$$

$$p_H^* = \frac{1}{4}\beta(3 + \eta) + \frac{7}{24}(1 - \eta) \quad (29)$$

容易验证三个企业的产品定价随质量的提高而提高, 即 $p_L^* < p_M^* < p_H^*$ 。另外, 只要 $0 < \eta < 1, 0 < \beta < 1$, 必有 $p_L^* < 1$, 故有 $U_{x=0}(L) = 1 - p_L^* > 0$ 。这表明所有消费者都会购买产品, 市场确实被全部覆盖。

将式 (21)、(25) 和 (26) 代入式 (17)、(19)、(22), 可得各企业在均衡状态下获得的利润分别为:

$$\pi_L^* = \frac{1}{288}(1-\eta)(1+6\beta)^2 \quad (30)$$

$$\pi_M^* = \frac{1}{36}(1-\eta) \quad (31)$$

$$\pi_H^* = \frac{1}{288}(1-\eta)(7-6\beta)^2 \quad (32)$$

假设质量下限 $\eta = 0.2$, 根据式 (30)、(31)、(32), 我们可以绘制考察各企业在均衡状态下的利润随成本参数 β 而变化的情况, 如图 2 所示。显然, 质量下限 η 既不影响各条利润曲线的形状, 也不影响各条利润曲线的交点。

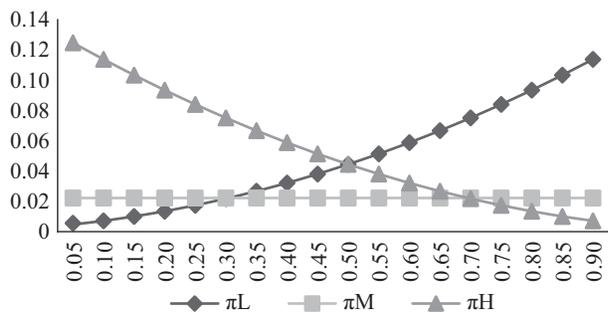


图 2 各企业的利润与成本参数 β 之间的关系

显然, 在均衡状态下, 企业 M 的利润与成本参数 β 无关。随着成本参数 β 的提高, 企业 L 的利润不断提高, 但企业 H 的利润不断降低。当 $\beta = 0.5$ 时, 企业 L 的利润与企业 H 的利润相等。这是因为三个企业的价格对成本参数变动的敏感性存在差异。随着成本参数 β 的提高, 一部分消费者会因为企业 H 产品价格上升幅度最大, 从而转向购买企业 M 和企业 L 的产品, 导致企业 H 的市场占有率下降, 企业 H 产品价格的上升不能弥补市场占有率下降和生产成本提高带来的利润损失。因此, 随着成本参数 β 的提高, 企业 H 的利润不断降低。同时, 对于企业 L 而言, 随着成本参数 β 的提高, 企业 L 的产品价格提高幅度最小, 从而吸引更多消费者购买企业 L 的产品, 企业 L 的市场占有率和产品价格的同时提高可以弥补生产成本提高带来的利润损失, 因此企业 L 的利润

不断提高。对于企业 M 而言, 成本参数 β 的提高虽然也带来了企业 M 的市场占有率、产品价格和生产成本的变化, 但是这三者各自的变化对企业 M 利润的影响恰好相互抵消, 所以企业 M 的利润与成本参数无关。

五、进一步分析：局部均衡与全局均衡

纳什均衡是非合作博弈中博弈各方的一种特定策略组合, 它要求每个参与者的策略都满足如下条件——在其他参与者不改变既定策略的情况下, 自己没有动机单方面改变策略。Ratiff 等 (2016)^[17] 区分了连续博弈的全局纳什均衡和局部纳什均衡, 给出了构成局部纳什均衡的一阶条件和二阶条件。考虑一个完全信息的 n 人博弈, 其中参与者 i 的策略空间为拓扑空间 M_i 。令 $M = \prod_{i=1}^n M_i$ 表示所有参与者的策略组合构成的空间。假设所有参与者都是理性的, 在博弈中会选择使自己成本最小的策略, 参与者的成本函数是一个二次可微函数 $f_i \in C^2(M, \mathbb{R})$ 。如果对于每一个参与者 i , 有策略组合 $(u_1, \dots, u_i, \dots, u_n) \in M$, 存在开集 $W_i \subset M_i$, 使得 $u_i \in W_i$ 并且满足对于 $\forall u'_i \in W_i \setminus \{u_i\}$ 有 $f_i(u_1, \dots, u_i, \dots, u_n) \leq f_i(u_1, \dots, u'_i, \dots, u_n)$, 那么 $(u_1, \dots, u_i, \dots, u_n)$ 就是一个局部纳什均衡。如果 $W_i = M_i$, 那么 $(u_1, \dots, u_i, \dots, u_n)$ 就是一个全局纳什均衡。局部纳什均衡未必是全局纳什均衡, 但是广义地说, 全局纳什均衡也是一种局部纳什均衡。

之前的分析都基于一个基本假定——三家企业 L、M、H 选择的产品质量依次递增, 即始终满足 $0 < \eta \leq q_L < q_M < q_H \leq 1$ 。如果没有这一限制条件, 是否存在企业存在偏离前述均衡状态的动机呢?

首先, 考察企业 M。在企业 L 和企业 H 分别将产品质量选定在质量区间的下限 η 和上限 1 之后, 企业 M 选择的产品质量一定不会与任何一个对手相同。否则, 在第二阶段就会出现同质产品的价格竞争博弈, 导致竞争双方只能按单位成本定价, 双方都只能获得零利润。由此可见, 企业 M 一定会依照式 (26) 来选择产品质量。也就是说, 企业 M 没有动机偏离前述均衡策略, 即取 $q_M^* = (1+\eta)/2$ 。

其次, 考察企业 L。在企业 H 选择质量区间的上限, 企业 M 选择 $q_M^* = (1+\eta)/2$ 之后, 企业 L 选择的产品质量也一定不会与任何一个对手相同, 否则, 在第二阶段的价格竞争博弈中就只能获得零利润。如果

企业 L 选择的产品质量在两个对手的产品质量之间，它现在的角色就变更为中档质量厂商；根据前面的分析结论，企业 L 此时一定遵循最大差异化原则来选择产品质量，即取 $q_L^\# = (q_M^* + q_H^*)/2 = (3 + \eta)/4$ 。此时，依据式 (31)，企业 L 获得的利润为：

$$\pi_L^\# = \frac{1}{36}(1 - \eta^\#) = \frac{1}{36} \left[1 - \frac{1}{2}(1 + \eta) \right] = \frac{1}{72}(1 - \eta) \quad (33)$$

若 $\pi_L^* \geq \pi_L^\#$ ，则企业 L 没有动机将产品质量提高到两个竞争对手之间。结合式 (30) 和 (33)，该条件等价于：

$$\beta \geq \frac{1}{6} \quad (34)$$

最后，考察企业 H。在企业 L 选择质量区间的下限 η ，企业 M 选择 $q_M^* = (1 + \eta)/2$ 之后，企业 H 选择的产品质量也一定不会与任何一个对手相同，否则，在第二阶段的价格竞争博弈中就只能获得零利润。如果企业 H 选择的产品质量在两个对手的产品质量之间，它现在的角色就变更为中档质量厂商；根据前面的分析结论，企业 H 此时一定遵循最大差异化原则来选择产品质量，即取 $q_H^\# = (q_L^* + q_M^*)/2 = (1 + 3\eta)/4$ 。

此后，各企业在第二阶段的定价可由式 (14)、(15)、(16) 算出：

$$p_L^\# = \frac{1}{8}\beta(1 + 7\eta) + \frac{1}{48}(1 - \eta) \quad (35)$$

$$p_H^\# = \frac{1}{4}\beta(1 + 3\eta) + \frac{1}{24}(1 - \eta) \quad (36)$$

$$p_M^\# = \frac{1}{8}\beta(3 + 5\eta) + \frac{7}{48}(1 - \eta) \quad (37)$$

现在，将各企业在第一阶段选择的产品质量和第二阶段制定的价格代入式 (9)，就可计算出企业 H 能够获得的利润：

$$\pi_H^\# = \frac{1}{72}(1 - \eta) \quad (38)$$

若 $\pi_H^* \geq \pi_H^\#$ ，则企业 H 没有动机将产品质量降低到两个竞争对手之间。结合式 (32) 和 (38)，该条件等价于：

$$\beta \leq \frac{5}{6} \quad (39)$$

综上所述，对于这个多企业纵向差异化竞争的博

弈，其均衡性质依赖于成本参数：

若 $1/6 \leq \beta \leq 5/6$ ，这个博弈存在一个子博弈完美纳什均衡。在这个均衡中，各企业在第一阶段遵循差异最大化原则来确定各自的产品质量——两家企业分别取质量区间的下限 η 和上限 1，另一家企业将产品质量确定为质量区间的中点；在第二阶段，三家企业分别按照式 (14)、(15) 和 (16) 来确定各自的产品价格。

若 $\beta < 1/6$ ，各企业的上述策略仅能构成基于局部纳什均衡而定义的子博弈完美纳什均衡，而非经典的基于全局纳什均衡而定义的子博弈完美纳什均衡。原因在于，若能够大幅提高产品质量，企业 L 就有动机将产品质量提高到两个对手之间；若产品质量只能在均衡策略中的质量水平附近小幅调整，企业 L 就没有动机改变产品质量。

若 $\beta > 5/6$ ，各企业的上述策略也仅能构成基于局部纳什均衡而定义的子博弈完美纳什均衡，而非经典的基于全局纳什均衡而定义的子博弈完美纳什均衡。原因在于，若能够大幅降低产品质量，企业 H 就有动机将产品质量降低到两个对手之间；若产品质量只能在均衡策略中的质量水平附近小幅调整，企业 H 就没有动机改变产品质量。

因此，当企业的质量选择可以发生跃迁时，企业纵向差异化竞争博弈的质量差异最大化策略组合到底构成全局纳什均衡还是局部纳什均衡，取决于成本参数。

六、拓展：引入最低质量标准的博弈分析

从图 2 还可以看出，当 $0 < \beta < 0.5$ 时，企业 H 因生产高质量产品而获得最高的利润；当 $0.5 < \beta < 1$ 时，企业 L 因生产低质量产品而获得最高的利润。在均衡中，企业 M 的利润不受成本参数 β 的影响，而且企业 M 获得的利润至少低于一个竞争对手。利用式 (30)、(31)、(32) 还可以计算出，当 $0.305 < \beta < 0.695$ 时，企业 M 获得的利润同时低于两个竞争对手。

政府可以通过管制政策来设置产品质量下限。为了考察这种管制政策的影响，我们将式 (27)、(28)、(29) 的两边分别对 η 求导，可得：

$$\frac{dp_L^*}{d\eta} = \frac{3}{4}\beta - \frac{1}{24}, \quad \frac{dp_M^*}{d\eta} = \frac{1}{2}\beta - \frac{1}{12}, \quad \frac{dp_H^*}{d\eta} = \frac{1}{4}\beta - \frac{7}{24} < 0$$

可见，当产品质量下限提高时，企业 L 将被迫

提高产品质量；从差异最大化原则出发，企业 M 也会随之提高产品质量。三家企业之间的竞争程度加剧，企业 H 会降低产品定价。

$$\text{若 } \frac{1}{6} < \beta < \frac{5}{6}, \text{ 则有 } \frac{dp_L^*}{d\eta} > 0, \frac{dp_M^*}{d\eta} > 0.$$

此时，由于产品的单位成本随产品质量上升而增加，企业 L 和企业 M 都会提高产品价格。

$$\text{若 } \frac{1}{18} < \beta < \frac{1}{6}, \text{ 则有 } \frac{dp_L^*}{d\eta} > 0, \frac{dp_M^*}{d\eta} < 0.$$

此时，企业 L 会提高产品价格，但企业 M 会降低产品价格。这是因为当成本参数处于中间范围时，企业 M 为了利润最大化，在质量被迫提高和成本参数较小的情况下，面对与企业 H 的质量差异缩小和企业 H 的价格降低而带来的更强烈的价格竞争时，企业 M 进一步提高价格会损失更多消费者，所以企业 M 会主动降低价格以扩大竞争优势。企业 L 依然选择提高产品价格，这是因为这一成本参数对于企业 L 来说仍然较高，企业 L 需要以提高产品价格来弥补成本上升带来的利润损失。

$$\text{若 } \beta < \frac{1}{18}, \text{ 则有: } \frac{dp_L^*}{d\eta} < 0, \frac{dp_M^*}{d\eta} < 0.$$

这表明，企业 L 和企业 M 都会降低产品价格。这是因为当成本参数非常小时，企业 L 在价格制定上的选择空间进一步扩大，面对与企业 M 的质量差异缩小和企业 M 的价格降低而带来的更强烈的价格竞争时，也会选择降低价格以扩大竞争优势。同理，企业 M 也会继续选择降低产品价格应对企业 H 的竞争。

最后，从式 (30)、(31)、(32) 可见，随着产品质量下限提高，三家企业的利润都会下降，这一结论与成本参数 β 无关。

七、结论与启示

随着生产力水平的不断提高，市场竞争不断加剧，消费者的偏好也日益多样化，纵向差异化竞争策略越来越受到企业的重视。即便在数字经济时代，对于不生产实物产品的互联网企业来说，系统安全性、隐私保护度等也被纳入质量的内涵之中，成为企业纵向差异化竞争中需要考虑的内容（王世强等，2020^[1]）。为了研究纵向差异化竞争中的策略选择及竞争结果，本文构建了一个包含三个企业和高中低三种质量产品的博弈模型展开分析。本文的主要发现有：

首先，在均衡时，三家企业按照差异最大化原则

选择所生产的产品质量，即企业 H 按照可行质量区间的上限来选择产品质量，企业 L 按照可行质量区间的下限来选择产品质量，而企业 M 则按照可行质量区间的中间值来选择产品质量。在均衡状态下，企业 M 的利润与成本参数 β 无关。但随着成本参数 β 的提高，企业 L 的利润不断提高，企业 H 的利润不断降低。其次，可以区分全局纳什均衡和局部纳什均衡。质量差异最大化策略组合到底是全局纳什均衡还是局部纳什均衡，取决于成本参数。当 $\beta < 1/6$ 时，企业 L 会将产品质量提高到两个对手之间；当 $\beta > 5/6$ 时，企业 H 会将产品质量降低到两个对手之间，质量差异最大化策略组合在这两种情况下都只能构成局部纳什均衡。最后，当政府实施最低质量标准时，三家企业的利润都会下降；企业 L 和企业 M 将提高产品质量；企业 H 降低产品定价，企业 L 和企业 M 的产品定价取决于成本参数 β 。

基于上述研究，本文得出以下启示：

对于企业而言，企业在纵向差异化竞争中要根据生产成本的变化，适时调整竞争策略。不断提高产品的质量，为消费者提供更优质的产品和服务是企业长远生存发展的必要条件。成本参数对企业的利润存在明显的影响，企业在纵向差异化竞争中选择何种定位需要充分考虑成本参数。但是，从长远来看，随着生产技术的不断进步和成熟，生产同一产品所需要的社会必要劳动时间会减少，产品的生产成本会降低，成本参数会变小。此时，生产高质量产品所获得的利润是最多的。如果企业的质量选择可以发生跃迁时，那么生产低质量产品的企业也会倾向于提高产品质量。所以，企业要想长远发展，就需要不断提升产品的质量。

对于政府而言，政府应树立明确的产品质量标准，加强市场监管，将企业的纵向差异化竞争的下限限制在合理范围内。企业选择纵向差异化竞争策略可以更好地满足不同类型消费者的差异化偏好，为消费者提供更多的消费选择空间，更充分地满足消费者的消费需求。但是，产品质量下限的提高对纵向差异化竞争中所有类型的企业的利润都会产生负面影响。部分企业为了利润最大化，可能会选择生产质量极低的产品，损害消费者的利益。因此，政府需要发挥规范市场的作用，设置科学的最低质量标准，这样既保证企业能够有充分合理的空间进行差异化竞争，激发企业的竞争活力，同时也可以防止企业过度降低产品质量，扰乱市场秩序。

参考文献

- [1] 王世强, 陈逸豪, 叶光亮. 数字经济中企业歧视性定价与质量竞争 [J]. 经济研究, 2020 (12): 115-131.
- [2] Shaw A W. Some Problems in Market Distribution [J]. Quarterly Journal of Economics, 1912, 26 (4): 703-765.
- [3] Mussa M, Rosen S. Monopoly and Product Quality [J]. Journal of Economic Theory, 1978, 18 (2): 301-317.
- [4] Gabszewicz J J, Thisse J F. Price Competition, Quality and Income Disparities [J]. Journal of Economic Theory, 1979, 20 (3): 340-359.
- [5] Shaked A, Sutton J. Relaxing Price Competition through Product Differentiation [J]. Review of Economic, 1982, 49 (1): 3-13.
- [6] Scarpa C. Minimum Quality Standards with More Than Two Firms [J]. International Journal of Industrial Organization, 1998, 16 (5): 665-676.
- [7] Telser L G. Advertising and Competition [J]. Journal of Political Economy, 1964, 72 (6): 537-562.
- [8] Stigler G J. The Economics of Information [J]. Journal of Political Economy, 1961, 69 (3): 213-225.
- [9] Ozga S A. Imperfect Markets through Lack of Knowledge [J]. Quarterly Journal of Economics, 1960, 74 (1): 29-52.
- [10] 彭树宏, 汪贤裕. 纵向差异化下的双寡头信息性广告竞争模型 [J]. 产业经济研究, 2005 (4): 24-29.
- [11] 刁新军, 杨德礼, 佟斌. 具有不对称网络外部性和纵向差异化的产品竞争策略 [J]. 运筹与管理, 2011 (3): 23-29.
- [12] 汤卫君, 朱晋伟, 杨锋. 变动成本递增情形下双寡头企业产品质量竞争与决策 [J]. 系统管理学报, 2014 (6): 804-809, 818.
- [13] Boccard N, Wauthy X Y. Equilibrium Vertical Differentiation in a Bertrand Model with Capacity Precommitment [J]. International Journal of Industrial Organization, 2010, 28 (3): 288-297.
- [14] Akerlof G A. The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1970, 84 (3): 488-500.
- [15] Crampes C, Hollander A. Duopoly and Quality Standards [J]. European Economic Review, 1995, 39 (1): 71-82.
- [16] 龚强, 成酩. 产品差异化下的食品安全最低质量标准 [J]. 南开经济研究, 2014 (1): 22-41.
- [17] Ratliff L J, Burden S A, Sastry S S. On the Characterization of Local Nash Equilibria in Continuous Games [J]. IEEE Transactions on Automatic Control, 2016, 61 (8): 2301-2307.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

(上接第84页)

- [11] Aghion P, Jones B F, Jones C I. Artificial Intelligence and Economic Growth [Z]. NBER Working Papers, 2017.
- [12] 陈彦斌, 林晨, 陈小亮. 人工智能、老龄化与经济增长 [J]. 经济研究, 2019 (7): 47-63.
- [13] Graetz G, Michaels G. Robots at Work: The Impact on Productivity and Jobs [Z]. Centre for Economic Performance, LSE, No. 1335, 2015.
- [14] Gasteiger E, Prettnner K. A Note on Automation, Stagnation, and the Implications of a Robot Tax [Z]. Discussion Paper, School of Business & Economics: Economics, 2017.
- [15] Benzell S G, Kotlikoff L J, Lagarda G, et al. Robots Are Us: Some Economics of Human Replacement [Z]. NBER Working Paper, No. 20941, 2015.
- [16] 黄旭, 董志强. 人工智能如何促进经济增长和社会福利提升? [J]. 中央财经大学学报, 2019 (11): 76-85, 128.
- [17] Frey C B, Osborne M A. The Future of Employment: How Susceptible Are Jobs to Computerisation? [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2017, 114: 254-280.
- [18] Acemoglu D, Restrepo P. Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets [J]. Journal of Political Economy, 2020, 128 (6): 2188-2244.
- [19] 闫雪凌, 朱博楷, 马超. 工业机器人使用与制造业就业: 来自中国的证据 [J]. 统计研究, 2020 (1): 74-87.
- [20] 孔高文, 刘莎莎, 孔东民. 机器人与就业——基于行业与地区异质性的探索性分析 [J]. 中国工业经济, 2020 (8): 80-98.
- [21] Autor D H, Levy F, Murnane R J. The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2003, 118 (4): 1279-1333.
- [22] 曹静, 周亚林. 人工智能对经济的影响研究进展 [J]. 经济学动态, 2018 (1): 103-115.
- [23] 郭凯明. 人工智能发展、产业结构转型升级与劳动收入份额变动 [J]. 管理世界, 2019 (7): 60-77, 202-203.
- [24] 黄旭. 人工智能技术发展背景下收入不平等及政策: 理论分析 [J]. 中央财经大学学报, 2021 (7): 83-91.
- [25] Prettnner K, Strulik H. Innovation, Automation, and Inequality: Policy Challenges in the Race against the Machine [J]. Journal of Monetary Economics, 2020, 116: 249-265.
- [26] McKinsey. Modeling the Impact of AI on the World Economy [Z/OL]. (2018) [2021-09-21]. <http://pinguet.free.fr/mckai918.pdf>.
- [27] Acemoglu D, Restrepo P. Artificial Intelligence, Automation and Work [Z]. NBER Working Papers, No. 24196, 2018b.
- [28] 张车伟, 赵文. 国民收入分配形势分析及建议 [J]. 经济学动态, 2020 (6): 3-14.
- [29] Lucas R E. On the Mechanics of Economic Development [J]. Journal of Monetary Economics, 1988, 22 (1): 3-42.
- [30] Purdy M, Daugherty P. How AI Boosts Industry Profits and Innovation [Z/OL]. (2017) [2021-09-21]. https://www.accenture.com/fr-fr/_acnmedia/36DC7F76EAB444CAB6A7F44017CC3997.pdf.
- [31] Purdy M, Qiu S, Chen F. How Artificial Intelligence Can Drive China's Growth [Z/OL]. (2017) [2021-09-21]. <https://www.chinacyj.com/guoji/4038.html>.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

低碳供应链管理研究解构： 基于知识图谱与内容分析的诠释

The Deconstruction of Low Carbon Supply Chain Management Research:
An Interpretation on the Knowledge Mapping and Content Analysis

刘晓红 郭兆坤 孙睿卿 王诗韵

LIU Xiao-hong GUO Zhao-kun SUN Rui-qing WANG Shi-yun

[摘要] 低碳供应链管理研究应运全球低碳经济浪潮而生，相关学者采取不同方法，从不同角度、不同维度、不同层面探讨的学术成果相继问世，在面临一个崭新的知识图谱、学科内容乃至理论体系羽化成碟之际，我们担负着从大量相关文献中解构其走向并呈现与世人的学术任务。笔者基于中国知网和 Web of Science 两个数据库资源（2011—2021），运用 CiteSpace 和内容分析法两种文献研究工具，从主题、理论及方法三个维度条分缕析 520 篇论文进行文献研究。结果显示：从“组织-供应链-外部环境”视角来看，低碳供应链管理研究主要可归为四类：链属企业的低碳运作、供应链协作减排、低碳供应链金融服务以及低碳供应链制度安排；某些相关理论应用研究成果虽在蓄势积芳，但从跨学科建设上构想，仍需对其进行系统梳理，以夯实理论基础，架构理论体系；不同研究方法各有所长，但初现倚重数理模型端倪；学术探索边界仍在拓展，理论体系有待构建、完备。本文基于知识图谱与内容分析对低碳供应链管理研究解构的诠释，是对过往低碳供应链管理研究成果阶段性总结的一种尝试，研究结论有助于促进低碳供应链管理研究的深入及其理论体系的建设和完善。

[关键词] 低碳供应链管理 CiteSpace 知识图谱 内容分析法

[中图分类号] F274 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 10-0094-15

Abstract: With the advent of low-carbon economy, a large body of literature on low-carbon supply chain management (LCSCM) has emerged. In face of new knowledge mapping, subject content and theory development, scholars should take on the responsibility of advancing knowledge from the existing body of work. To this end, the paper employed two techniques, i. e. CiteSpace and content analysis, to analyse related articles, which were identified from two databases, i. e. China national knowledge infrastructure (CNKI) and Web of Science, during the 2011-2021 timescale. An in-depth analysis building upon three dimensions, i. e. subject matters, theoretical grounds and methodological approaches, reveals that, from the perspective of “organization-supply chain-environment”, the LCSCM research can be viewed from four categories, i. e. low-carbon operations by supply chain members, low-carbon collaboration, financial services of low-carbon supply chains and institutional arrangements for low-carbon supply chains; some theories have been applied to explain LCSCM phenomenon, but more theories from a variety of disciplines are demanded; different methods have their own merits, yet most of the studies rely heavily on mathematical model; the field is still developing and a solid body of theory specific to LCSCM is needed. The present paper made an attempt to interpret the research findings by leveraging the skills of knowledge mapping and content analysis. It should facilitate the research progress of LCSCM and theory development.

Key words: Low-carbon supply chain management CiteSpace Knowledge mapping Content analysis

[收稿日期] 2022-05-06

[作者简介] 刘晓红，女，1967年1月生，中央财经大学商学院教授，博士研究生导师，主要研究方向为供应链绿色可持续创新，供应链金融，供应链管理理论建构；郭兆坤，女，1994年5月生，中央财经大学商学院博士研究生，研究方向为低碳供应链治理；孙睿卿，女，1996年4月生，中央财经大学商学院博士研究生，研究方向为供应链治理；王诗韵，女，1997年5月生，中央财经大学商学院博士研究生，研究方向为低碳供应链治理。本文通讯作者为刘晓红，联系方式为 xliu@cufe.edu.cn。

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“社会责任情景下考虑社会偏好行为的供应链运作优化与合作分析”（项目编号：72071221）。感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

近年来，随着低碳经济在全球范围内的兴起，在供应链管理研究领域，以低碳为主题的学术成果相继问世。这些成果的出现，不仅催生了一个新的研究方向：低碳供应链管理，同时也为供应链管理学科发展增添了新的内涵。

由于低碳供应链管理涉及一个传统的供应链管理不曾考虑到的因素：碳排放，即将碳排放纳入到供应链的管理与运作中。将碳排放纳入到供应链的管理与运作中，对从事供应链管理研究的学者来说，是一个全新的学术课题，这不仅是因为供应链的复杂性，同时也因为人们对“低碳管理”的全面认知尚未形成。因此，有关低碳供应链管理方面的学术探讨成果，尽管已现五彩缤纷，但其发展历史仍处于初期阶段（Das 和 Jharkharia, 2018^[1]），且在不断演进之中（Shaharudin 等, 2019^[2]）。从现有相关文献看，学者们运用不同方法，从不同方面、不同角度对低碳供应链管理进行了初步的有益探讨，尽管大家在诸多方面尚未达成统一定论，甚至存在截然不同的研究结论，但对已有研究成果给予适时、适当的梳理、解构，无疑有助于架构低碳供应链管理完整的知识结构及其理论体系的建立、发展，进而为低碳供应链管理实践提供更有效的理论依据。基于此，笔者基于知识图谱和内容分析，对现有相关文献条分缕析，从低碳供应链管理的研究主题、理论基础、方法应用以及未来方向做出初浅勾勒，诠释低碳供应链管理研究。

二、研究样本及分析工具

（一）文献样本选取

本文用于研究的文献样本来源于国内外两个权威数据库：中国知网（中文）和 Web of Science（英文）。根据所要研究的问题，我们以“低碳供应链”以及“low carbon *” AND “supply chain *”为关键词，分别对这两个数据库进行搜索。搜索的年度为2011—2021年。为了确保文献数据的质量，在英文文献搜索中，我们只保留属于非开放获取以及非付费的 Social Science Citation Index（SSCI）与 Science Citation Index-Expanded（SCI-E）类别的文献；而在中文文献搜索中，只采用中文社会科学引文索引（CSSCI）文献。根据所选关键词及文献数据筛选标

准，我们最终确认了 197 篇中文文献和 323 篇英文文献用于分析研究。图 1 为文献收集与筛选过程图。

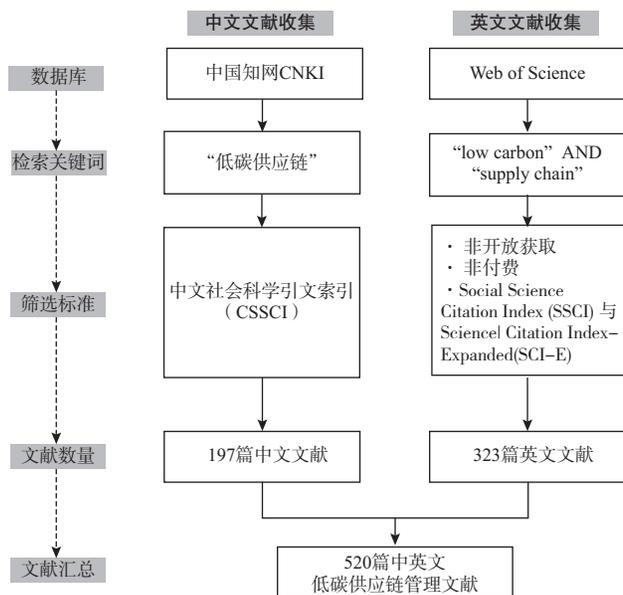


图 1 文献收集与筛选过程图

（二）分析工具和步骤

我们采用 CiteSpace 和内容分析法这两种工具对文献样本进行分析。CiteSpace 是一款可视化软件工具。该工具能够深入挖掘文献中的知识领域，并通过可视化的方法以及知识图谱的形式呈现出其中的规律、结构与分布情况（Chen, 2006^[3]）。而内容分析法是一种对相互关联的信息进行客观系统分析的研究工具（Berelson, 1952^[4]），通过定性与定量相结合的方法来确认和记录信息中的内容特征。CiteSpace 能够揭示所研究的文献的总体特征，而内容分析法可保留所研究文献的丰富内涵。两种方法结合运用可以充分挖掘数据样本信息。

分析过程按照先总体勾画后具体详解的步骤进行。首先，应用 CiteSpace 软件，从中国知网和 Web of Science 两个数据库分别导出所要研究的文献数据，包括文章的标题、摘要信息以及关键词。之后，将数据信息格式转换后输入至 CiteSpace 中，构成用于文献计量的基础文本数据。基于这些文本数据，利用聚类分析和时间线视图两个功能，形成关键词聚类 and 知识图谱，总体勾画文献样本。在此基础上，应用内容分析法对文献逐篇深入探究。具体而言，对所收集到的 520 个文献样本，确认分析的结构和范畴，以主题、理论以及方法为分析单元，对文献样本进行归类 and 解读。

三、研究结果与讨论

(一) 文献样本概貌：基于知识图谱的诠释

我们首先利用 CiteSpace 工具中的聚类分析功能对所获得的关键词进行聚类，并从结构与合理性两个方面对聚类的效果进行评估。一般来说，当聚类模块值 (Q) 大于 0.3 时，聚类结构显著；当聚类平均轮廓值 (S) 大于 0.5 时，聚类合理；倘若 S 大于 0.7，聚类令人信服。通过对中国知网和 Web of Science 所获得的文献样本分别聚类，依次得到 $Q=0.64$, $S=0.86$ 和 $Q=0.43$, $S=0.70$ ，表明聚类结果是可信的。之后，应用 CiteSpace 工具中的时间线视图功能对各聚类演变的时间跨度进行呈现。

从中文文献的知识图谱来看，197 篇文献样本被聚为 7 类：供应链 (#0)、低碳 (#1)、碳减排 (#2)

2)、低碳经济 (#3)、博弈论 (#4)、微分博弈 (#5) 以及组合融资 (#6)，如图 2 所示。这一结果表明：197 篇中文文献的研究内容与这七个方面有关。从时间线视图来看，每一聚类演变的时间跨度有所不同。供应链 (#0)、低碳 (#1)、碳减排 (#2) 3 个类别在 2011—2021 年间持续受到关注，成为这一时期的研究热点。低碳经济 (#3) 这一类别在 2011—2019 年间维持着较高的研究热度。博弈论 (#4) 和微分博弈 (#5) 两个类别分别在 2013—2020 年和 2012—2021 年时间段受到关注。组合融资 (#6) 虽然在 2012 年受到关注，但此后很长一段时间却并未成为研究热点，直到 2020 年重新被关注。这一现象说明：对于低碳供应链管理，中文文献研究的关注点是动态变化的，但大多维持着较高的热度。

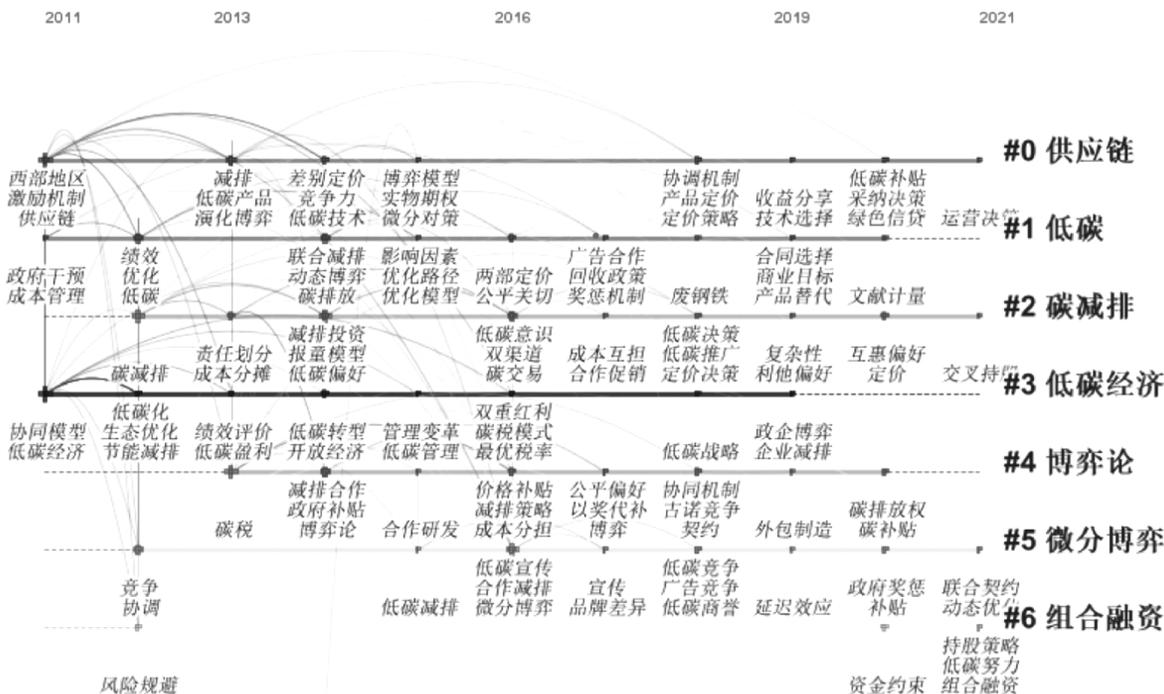


图 2 中国知网数据库低碳供应链管理文献知识图谱

从英文文献的知识图谱来看，323 篇英文文献被聚为 6 类：低碳供应链 (low-carbon supply chain) (#0)、供应链管理 (supply chain management) (#1)、低碳技术 (low carbon technology) (#2)、可再生能源 (renewable energy) (#3)、碳税 (carbon tax) (#4)、碳排放 (carbon emission) (#5)，如图 3 所示。这一结果表明：323 篇英文文献的研究内容与这六个方面有关。从聚类结果来看，与中文文献类似，英文文献也探讨了基于供应链为主体的低碳减排

活动，这可以从 3 个聚类看出，即低碳供应链 (low-carbon supply chain) (#0)、供应链管理 (supply chain management) (#1)、碳排放 (carbon emission) (#5)。但不同于中文文献，英文文献更加关注对低碳技术的研究，这从低碳技术 (low carbon technology) (#2) 可以看出。此外，可再生能源 (renewable energy) (#3) 这一类别也是中文文献样本没有涉及的。这个聚类关注供应链的能源消耗问题。从时间线视图来看，低碳供应链 (low-carbon

supply chain) (#0) 于2013年受到关注,至2021年一直维持着较高的热度。供应链管理(supply chain management) (#1)、低碳技术(low carbon technology) (#2)、可再生能源(renewable energy) (#3) 三个类别在2011—2021间持续受到关注,成为这一时期的

研究热点。碳税(carbon tax) (#4)、碳排放(carbon emission) (#5) 两个类别分别在2012—2021年和2011—2020年时间段被关注。总体来看,英文文献的几个类别一直受到持续关注。

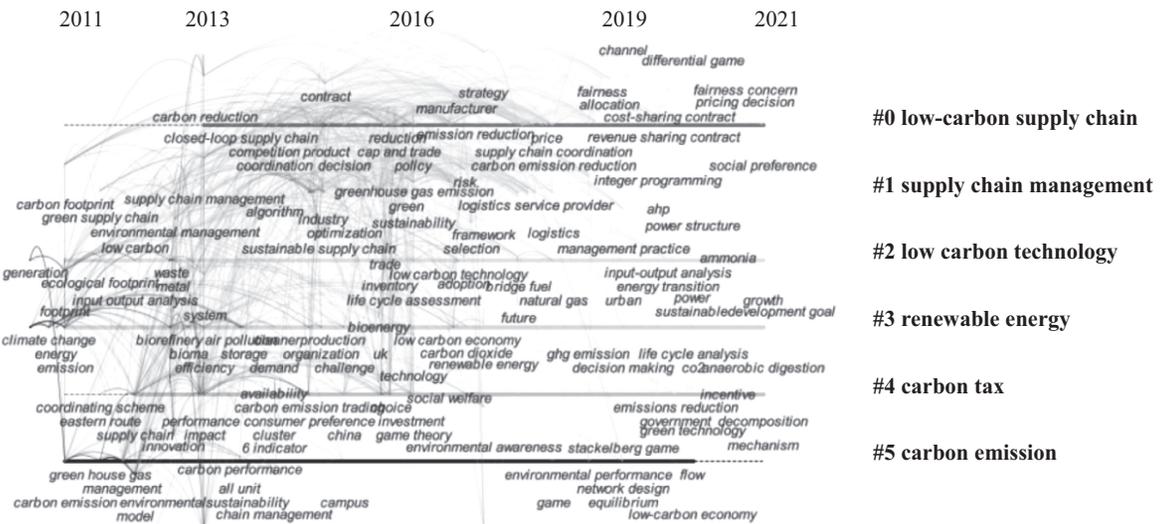


图3 Web of Science 数据库低碳供应链管理文献知识图谱

通过以上分析可以看出,中文文献样本和英文文献样本在聚类的数量以及关注点上虽有差异,但从研究内容来看,两者大致相同,都是在外部环境的驱使下,企业运用低碳管理的方法与手段,基于供应链开展低碳协作减排。此外,从时间图谱来看,不同聚类沿着时间线呈现出不断变化的研究热点。这一结果也表明,低碳供应链管理领域的研究仍在演进中,且研究的内容也有所变化。

(二) 主题、理论及方法特征: 基于内容分析的诠释

由于知识图谱只能根据每篇文献的标题、摘要以及关键词信息进行呈现,不能充分揭示文献的全部信息。基于此,我们运用内容分析法对每篇文献进行深入剖析。除了研究主题外,我们对理论以及方法也做了探究。理论关注于每个研究的理论基础,而方法聚焦于研究的方法论。图4为分析框架。

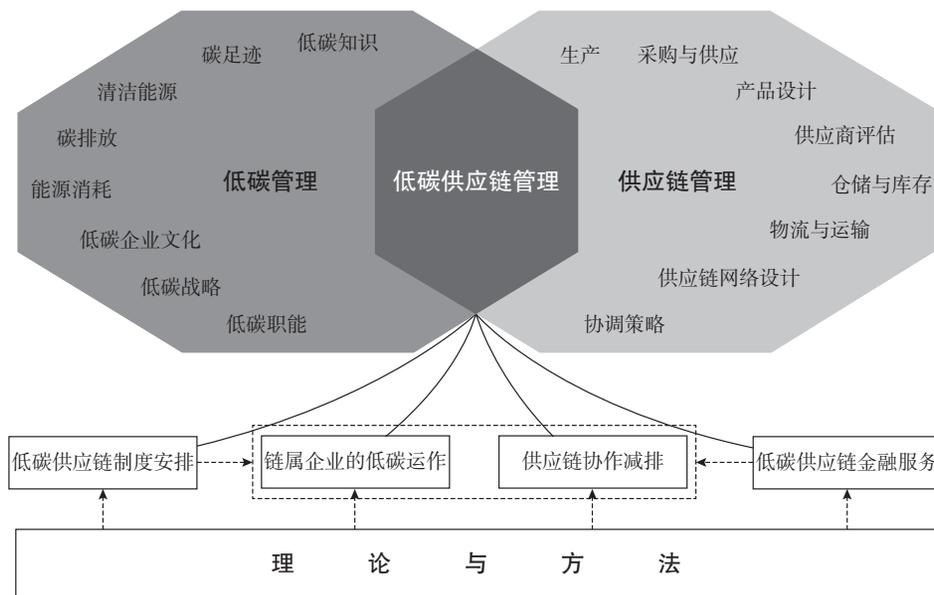


图4 基于内容分析法的低碳供应链管理研究框图

1. 低碳供应链管理研究主题。

供应链是由不同组织组成的分层嵌套网络结构,其运作与所处的环境密切相关。基于此,从“组织-供应链-外部环境”这一视角来看,520 篇文献的研究主题主要可归为四类:一类为链属企业的低碳运作(组织);二类为供应链协作减排(组织间);三类为低碳供应链金融服务(外部第三方组织);四类为低碳供应链的制度安排(外部制度环境)。比照知识图谱发现,这四个类别涵盖了知识图谱中呈现的所有内容。下面将逐一进行讨论。

(1) 链属企业的低碳运作。

从企业来看,低碳运作是对企业经营活动中产生的碳排放以及能源消耗进行管理与控制。Böttcher 和 Müller (2015)^[5]认为低碳管理的有效实施可以帮助企业获得竞争优势。而在供应链背景下,链属企业的低碳运作则是将碳排放与能源消耗的管控融入到众多复杂的供应链活动中,例如采购与供应、产品设计与生产、物流与运输等。一些文献也从这些方面进行了讨论。

例如,针对采购与供应中的碳排放控制问题,Rao 等 (2017)^[6]、Shaw 等 (2012)^[7]、刘荣娟和赵道致 (2014)^[8]以及王一雷等 (2020)^[9]将碳排放指标纳入到供应商的评估标准,提出了低碳供应商选择模型。与之类似,在物流服务供应链背景之下,陈香等 (2017)^[10]构建了针对低碳物流服务供应商的低碳行为能力评价指标。在对供应商进行评级以及选择的基础之上,Govindan 和 Sivakumar (2016)^[11]提出可以对供应商进行订单分配,以减少生产过程中温室气体的排放。Dou 等 (2015)^[12]构建了一种供应商发展计划投资组合评估模型,并同时考虑到低碳管理因素及传统的运营与环境因素。

再有,从低碳产品设计角度,He 等 (2015)^[13]提出了用碳足迹元素模型来测度产品生命周期各个阶段的碳排放情况。Kuo (2013)^[14]构建了一个协同系统来进行低碳产品设计,借助于该系统,碳排放较高的原材料/部件可被有效识别,从而在产品初期就能够考虑如何减少碳排放。基于将低碳产品的生产外包给独立制造商这一情形,Hong 等 (2018)^[15]提出了一种权衡生产过程中的成本与碳排放的决策框架,用以实现决策的优化。

物流活动能耗高,碳放量大,如何减少供应链管理中物流的碳排放也是一个关键问题。在这方面,为了解决和优化供应链采购中的物流碳排放问题,Kaur

和 Singh (2017)^[16]构建了多周期、多环节、多供应商、多载体的低碳采购物流模型,旨在为低碳采购和物流提供最优决策。针对物流外包现象,Ameknassi 等 (2016)^[17]提出了企业物流外包整合的最佳决策模型,在最大限度地减少预期物流成本的同时减少温室气体的排放。在逆向物流这一方面,Sun (2017)^[18]提供了逆向物流碳足迹的度量方法,并提出了碳足迹影响因素。Zhou 和 Zhou (2015)^[19]对办公用纸的逆向物流进行了研究,通过构建数学模型用以确定回收站和工厂的位置和数量,使总成本最小。Xiao 等 (2019)^[20]针对汽车回收的逆向物流,构建了一个逆向物流网络模型,用以实现物流网络的优化以及温室气体的减排。

从以上分析可知,链属企业的低碳运作涉及的环节众多,并且各个环节的能源消耗不同、碳排放水平也有所不同(Chelly 等,2019^[21])。也因此,供应链企业可以权衡如何采用不同的低碳实践活动,以更有效地减少整个供应链的碳排放以及能源消耗。

(2) 供应链协作减排。

供应链协作减排是供应链成员通过共享技术、资产和知识来减少整个供应链碳排放的一项战略举措(Liu, 2018^[22])。通过协作减排,供应链成员不仅能够最大限度地减少供应链层面的碳排放以及能源消耗,同时还能获取协同优势。例如,对缺乏碳减排技术的供应链成员来说,通过协作,可以获得合作伙伴的减排专业知识,而减排技术水平较高的成员通过帮助合作伙伴减排,也能提高自身的减排声誉(Dangelico 等,2013^[23])。

从文献样本来看,供应链协作减排主要关注以下三个方面的问题。一是供应链协作减排的动因。Liu (2018)^[22]认为成员企业的碳减排导向和供应链协作导向是促使企业开展协作减排的关键因素,而 Wu 等 (2021)^[24]发现政府低碳激励政策对企业开展供应链协作减排具有影响。除此之外,一些文献考察了其他因素,如 Ozorhon (2013)^[25]基于案例研究了建筑供应链中客户参与碳减排计划的作用,认为客户在促进企业进行供应链减排方面能起到关键作用。Xie 等 (2020)^[26]指出消费者的低碳偏好和环保意识对企业采用低碳技术,改善供应链碳排放,具有促进作用。这些文献表明,除了政府监管和政策压力,供应链成员企业、客户等都能促进供应链碳减排。二是供应链协作减排的具体运作模式。例如,邢恩凤等 (2020)^[27]考察了制造商、销售商与第三方回收商构成的“资

源-产品-碳排放权”三维交易模式下的企业协作低碳减排,发现在低碳再制造闭环供应链中,成员间的减排成本共担与收益共享契约可以实现低碳供应链的协调。Liu等(2020)^[28]探讨了第三方物流服务供应商参与的供应链低碳整合,一种低碳供应链协作模式,并指出作为供应链的整合者,第三方物流服务供应商在协作减排中可以起到能动作用。再有,Dangelico等(2013)^[23]分析了建立协作网络以及与供应链外部参与者建立知识联系的外部整合模式,而Kuo(2013)^[14]设计了一个核心企业与供应商的协作框架,用以帮助企业计算产品的碳足迹。三是供应链协作减排的绩效表现。例如,Mao等(2017)^[29]将低碳整合分为内外部两个维度,发现内外部低碳整合对环境绩效均能起到促进作用。类似地,Liu(2018)^[22]发现低碳协作减排可以显著提高企业的环境绩效和财务绩效。

除此之外,还有学者关注到其他因素对供应链协作减排的影响。如陈志祥(2011)^[30]认为,企业的信息化水平有助于供应链协调性的提升。叶同等(2021)^[31]指出制造商和零售商的公平关切行为也会影响到供应链协作减排。

(3) 低碳供应链金融服务。

近年来,如何运用金融工具助力供应链的低碳管理受到关注,特别是在中国。从收集到文献来看,这方面关注的内容主要聚焦在:金融机构如何影响低碳供应链决策,以及金融机构参与下的供应链低碳减排效果。

由于碳减排成本较高,对于资金受限的供应链成员来说,将金融机构引入,为其提供融资支持,可以提高其低碳减排的积极性,最终提升整个供应链减碳水平。此外,由于金融机构的支持,低碳供应链决策也会发生改变。例如,Xu和Fang(2020)^[32]将金融机构引入到供应链中,说明外部金融机构的参与会影响到供应链成员的减排投资和低碳生产决策。另外,根据影响低碳减排的不同因素,供应链成员也会采用不同的低碳融资决策。例如,Cao等(2019)^[33]开发了一个报童模型以确定低碳供应链中制造商的最佳融资均衡,说明碳减排投资对融资决策的影响。Tang和Yang(2020)^[34]构建了一个由资本受限的制造商和资本充足的零售商组成的低碳供应链,分析了金融机构参与的银行信贷融资与零售商提前付款两种融资模式下的供应链碳排放和收益。李波等(2020)^[35]比较了银行信贷融资和供应链成员间的贸易信贷融资两种

融资模式,认为低碳投资成本系数不同,供应链成员所采取的低碳融资决策也不同。张克勇等(2021)^[36]通过引入金融机构参与的两种链外融资模式(银行借贷融资及股权融资模式),探讨了在均衡自身效益及社会效益的基础上,资金约束的低碳供应链所采取的不同融资决策。

从文献讨论来看,金融机构的参与也为供应链低碳减排带来了收效。例如,周艳菊和熊凯伦(2018)^[37]通过构建第三方金融机构为主体的低碳服务供应链模型,说明金融机构的参与能有效促进供应链成员的低碳合作,并实现收益的增加。丁志刚等(2020)^[38]认为绿色信贷支持有助于供应链成员采纳低碳技术。同样,Cong等(2020)^[39]考察了绿色金融服务的作用,认为金融机构参与的融资与其他融资模式相结合对供应链低碳减排效果较好。再有,Zhao等(2020)^[40]提出,在产业共生体系中,金融支持已被证明是推动合作的关键因素,当基于金融机构参与的外部融资与供应链融资结合时,可以有效解决低碳产业共生体系资金约束问题,从而促进低碳生产及运营的实施。

(4) 低碳供应链的制度安排。

供应链开展低碳管理离不开其所在的制度环境,而良好的制度安排可以确保低碳活动的有效实施。从收集到的文献来看,学者们已认识到制度因素的重要性,并对此进行了讨论。从关注的焦点来看,主要是政府的政策、制度以及规则对低碳供应链如何有效实施给予的保障以及激励,如碳税、碳交易以及低碳补贴政策。

碳税是一种专门针对二氧化碳排放所征收的税。Chen等(2020)^[41]认为,最佳的碳税设计不仅会减少供应链中的碳排放,还能促使整个供应链加大对低碳技术的投资,从而获得更多的经济效益。Bai等(2020)^[42]也认为,从供应链的角度来看,作为核心企业的制造商在碳税政策下投资可持续技术以提高供应链的绩效是最优的决策。王君等(2021)^[43]研究了碳税政策下供应链成员的行为决策,认为在供应链碳减排活动中,碳税对供应链成员参与方的定价与减排决策都有影响。

碳交易是一种借用市场机制来促进环境保护的制度安排。《京都议定书》把这一机制作为解决碳排放问题的有效路径,即把碳排放权作为一种商品用于交易,允许企业对此进行买卖。在供应链背景下,一些学者对此也进行了探讨。例如, Ji等(2017)^[44]以低碳环境下的O2O零售供应链为研究对象,分析

了三种不同交易机制下的决策模型,说明碳交易制度对供应链低碳减排决策的影响。王文利和程天毓(2021)^[45]研究了碳交易制度对于供应链低碳减排效果的影响。

低碳补贴政策是指政府为了鼓励企业节能减排,对低碳项目所给予的资金补助。对低碳项目的补贴可通过生产补贴和消费补贴来实现。一些学者对这一政策在供应链低碳减排中的应用进行了讨论。例如,Wan(2018)^[46]考察了由制造商和零售商组成的闭环供应链中,低碳补贴政策在产品再制造中的应用是如何提升供应链的经济与环境绩效的。同样,Wang等(2020)^[47]讨论了在制造商和电子平台组成的闭环供应链中,低碳补贴政策的应用对提升供应链成员节能减排的积极性,供应链运营效率以及社会盈余方面的影响。

除此之外,一些文献探讨了不同制度安排对供应链低碳减排的影响。例如,程永伟等(2017)^[48]分析了碳交易与碳税配套使用对提升供应链减排效率的影响。Xu等(2020)^[49]分别对碳税和低碳补贴政策在不同碳排放水平的供应链中的应用进行了检验,结果表明对生产高碳产品的制造商征收碳税的同时,又对购买低碳产品的消费者提供补贴,可以有效降低供应链碳排放。王垒等(2020)^[50]研究了包括碳税、碳交易以及低碳补贴在内的复合碳政策对异质双渠道供应链的减排效果,说明在碳交易制度下,对高排放供应链征收碳税的同时,对低排放供应链进行碳补贴,既能扩大供应链的减排边界,又能节约政府的政策实施成本。

2. 低碳供应链管理研究的理论基础。

从收集到的520篇文献来看,分别有143篇(72.6%)中文文献以及239篇(74.0%)英文文献应用了理论。这些理论源自不同的学科体系,如表1所示。在运用理论的文献中,数学这一学科知识在低碳供应链管理研究中应用最为广泛,特别是在中文文献中,其占比为97.9%,高于英文(93.7%)。

具体到理论来看,博弈论被用于分析供应链成员以及竞争对手之间的利益博弈和信用博弈。如,基于博弈思想,Luo等(2016)^[51]研究了限额交易政策下减排效率不同的低碳制造企业的最佳定价和减排措施。通过报童模型,Wang和Choi(2020)^[52]分析了帕累托改进条件,以确保所有供应链参与者都可能通过协调获得减排。

一些学者应用战略管理理论来解释供应链中的低

碳现象。例如,Dangelico等(2013)^[23]从资源基础观的视角解释了供应链成员如何通过协作,从外部组织获得知识与技术资源来强化绿色制造以及绿色产品开发的能力,从而减少产品的碳足迹。Mao等(2017)^[29]基于自然资源基础观,说明低碳供应链整合有助于供应链成员绩效的提升。

另外,其他学科体系的理论也被应用。例如,基于权变理论,Alves等(2017)^[53]认为,为了实现更好的绩效,组织应当调整结构以契合外部环境变化的要求,诸如,考虑到气候变化带来的偶发事件会导致供应链中断,企业调整组织结构有助于低碳管理工作的高效实施。聚焦于物流环节的减排,Li等(2020)^[54]从理性行为理论解释了企业实施绿色物流的意愿如何受到内外部因素的影响,如内部动机、外部条件支持、政策体系等。Pan和Pan(2021)^[55]运用系统理论解释了在香港实现低碳建筑的关键驱动因素,如低碳材料的供应链、供应链合作伙伴的协同整合等。

此外,不同学科的理论也被综合应用到低碳供应链管理研究中。例如,基于利益相关者理论与自然资源基础观,Lopes等(2021)^[56]分析了来自利益相关者的压力、企业的低碳运营实践以及碳绩效之间的关系。Ali等(2020)^[57]基于制度理论以及资源基础观,探讨了绿色可持续活动,如绿色采购、绿色物流、绿色产品和流程设计以及监管框架对低碳绩效的影响。借助制度理论、资源基础观以及社会网络视角,Liu等(2020)^[28]解释了外包以及政府环境规制是如何影响第三方物流服务供应商开展低碳供应链整合,以及物流服务供应商的去碳化能力是如何正向调节上述关系的。Liu(2018)^[22]综合运用三个理论,即自然资源基础观、资源依赖理论和制度理论,解释了供应链协作减排对企业绩效的积极影响。

从以上分析可以看出,供应链管理本质上是一个复杂的系统工程,融入低碳管理后,系统变得更为复杂。不同学科理论的应用充分说明了低碳供应链管理的复杂性,需要采用跨学科的理论来解释其现象以及运作机理。然而从文献样本来看,特别是中文文献,除数学以外的其他体系的理论应用非常有限。

3. 低碳供应链管理研究的方法论。

为了更好地解决低碳供应链管理实践问题,除理论应用外,不同的方法以及不同的数据分析工具被应用到研究中,如表2所示。

表1 学科体系及其理论应用

学科体系	中文文章数	英文文章数	理论
数学	140 (97.9%)	224 (93.7%)	博弈论 (Game theory)
			报童模型 (Newsvendor model)
			演化博弈论 (The evolutionary game theory)
			微分博弈论 (Differential game theory)
			最优化理论 (Optimization theory)
战略管理	0	8 (3.3%)	资源基础观 (Resource-based view)
			自然资源基础观 (Natural resource-based view)
微观经济	0	5 (2.1%)	模糊集合理论 (Fuzzy set theory)
			资源依赖理论 (Resource dependence theory)
			管家理论 (Stewardship theory)
政治科学	0	4 (1.7%)	制度理论 (Institutional theory)
组织与组织行为	0	3 (1.3%)	权变理论 (Contingency theory)
			利益相关者理论 (Stakeholder Theory)
			理性行为理论 (Rational behavior theory)
社会学/人类学	0	1 (0.4%)	社会网络理论 (Social network theory)
系统学	1 (0.7%)	1 (0.4%)	系统理论 (Systems theory)
			系统动力学 (System dynamics theory)
生态学	2 (1.4%)	0	循环经济理论 (Circular economy theory)
			低碳经济理论 (Low carbon economic theory)
总计	143	239	

注：有的文章用了多种理论。

表2 研究范式及分析工具

方法论视角	中文论文数		英文论文数		分析工具
数理方法	158 (80.2%)		224 (69.3%)		数学建模
概念性研究	28 (14.2%)		50 (15.5%)		叙述与论断
实证研究	5 (2.5%)	访谈: 0 (0)	31 (9.6%)	访谈: 3 (0.9%)	计量/统计/数学
		问卷: 1 (0.5%)		问卷: 17 (5.3%)	
		二手数据: 2 (1.0%)		二手数据: 4 (1.2%)	
		案例: 2 (1.0%)		案例: 7 (2.2%)	定性: 解释/说明 定量: 统计/计量
文献综述	6 (3.0%)		18 (5.6%)		总结与展望
总计	197		323		—

从文章类型来看，主要有数理方法、概念性研究、实证分析和文献综述四种。在 520 篇文献中，73.5%的文章采用了数理方法，这一方法主要是通过采取数学建模或者仿真的方式进行分析以及推导。例

如，Luo 和 Tang (2014)^[58]研究了碳排放限额和碳排放交易机制下的低碳炼铁供应链规划问题，通过构建混合整数规划模型推导出最优运营决策，并考察了碳限额和碳价格对总成本和碳排放的影响。

Wang 等 (2016)^[59] 则通过构建博弈模型, 研究了当消费者具有环保意识并且在购物时会注意到产品碳足迹的情况下, 供应链的碳减排问题。15% 的文章为概念性研究, 主要提出概念化模型并对此讨论。例如, Ambekar 等 (2018)^[60] 对文化在低碳供应链能力中所扮演的角色进行了探讨, 并提出了相应的研究命题。

实证研究范式占比为 6.9%, 这种范式主要通过收集事实数据 (如访谈、问卷、案例等), 借助于不同的分析工具 (如统计、计量、数学), 来建立或检验理论假设。例如, 基于问卷调查法, Zhu 和 Geng (2013)^[61] 检验了中国制造企业在开展与供应链相关的节能减排行动中面临的压力以及阻碍。同样, 借助于来自中国制造企业的一手问卷数据, Mao 等 (2017)^[29] 运用结构方程模型分析工具, 验证了内外部低碳整合与企业的环境、财务绩效之间的相关性。Aikins 和 Ramanathan (2020)^[62] 应用多元线性回归以及随机前沿分析, 检验了英国食品供应链中各个环节 (生产、物流、运输, 销售) 与碳排放的关联性。文献综述占比为 4.6%, 该方法是对相关领域文献的系统性梳理, 旨在对未来研究提出方向性建议。

从研究范式的分布比例来看, 中文和英文文献中各种方法的使用比例较为一致, 数理模型方法在低碳供应链管理研究中占据主导地位, 相较之, 实证研究范式应用非常有限。从某种程度来看, 这可能是受限于数据收集的难度。

四、低碳供应链管理今后几个重要的研究方向

从以上知识图谱和内容分析可以看到, 现有的低碳供应链管理文献从链内 (链属企业的低碳运作及协作减排)、链外 (为供应链提供低碳服务的金融机构、外部低碳制度环境), 应用相关理论和方法, 对许多问题进行了考察。随着低碳需求的倍增, 特别是新一轮技术革命的应运而生, 一些低碳供应链管理的重要主题需深入探究, 特别是在以下三个方面: (1) 供应链的低碳社会责任; (2) 低碳供应链治理; (3) 低碳供应链技术创新。同时, 对跨学科知识、理论以及方法在低碳供应链管理研究中的应用也需要给予高度关注。基于此, 图 4 中的低碳供应链管理研究框架可进一步完善为如图 5 所示。下面, 我们将就今后几个重要的研究方向进行讨论。

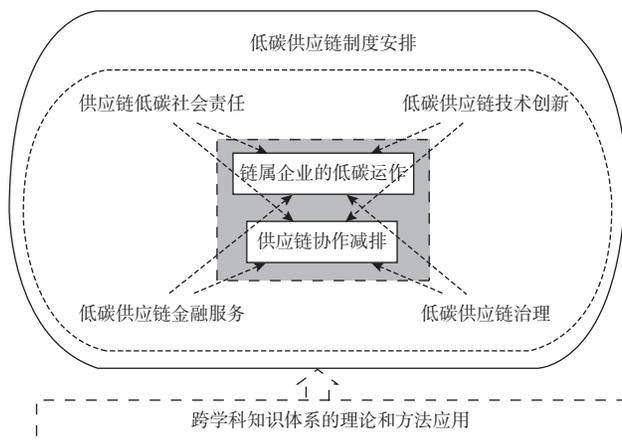


图 5 低碳供应链管理的研究架构

(一) 供应链低碳社会责任

为了实现供应链低碳可持续发展, 被动迎合利益相关者的低碳需求不足以应对挑战, 企业应积极主动履行低碳社会责任, 为减少供应链活动中的碳排放而努力。从目前来看, 企业社会责任 (CSR), 特别是环境社会责任, 已受到供应链管理学术界的极大关注。企业社会责任是指企业为社会所做出的有益行动; 这些行动往往超越了自身的利益需求和法律的要求 (McWilliams 和 Siegel, 2001^[63])。在供应链管理领域, 企业社会责任已被扩展到整个供应链层面, 成为供应链社会责任 (Maloni 和 Brown, 2006^[64])。概括性地说, 供应链社会责任是整个供应链对经济、社会及环境所做出的有益行动 (Brunninge 和 Fridriksson, 2017^[65]), 即为了满足社会各方的期望, 在供应链管理与运作中, 除了经济因素外, 还要充分考虑社会以及环境因素 (Carter 和 Jennings, 2004^[66], Figiel 等, 2018^[67])。由于供应链是一个由多个成员组成的网链结构, 比起企业层面的社会责任, 供应链社会责任更为复杂, 也更加难以实现。另外, 供应链低碳管理关注低碳减排以及能耗控制。从这一点来看, 供应链社会责任与低碳供应链管理有着较强的关联。这为探讨供应链低碳社会责任提供了潜在的机会, 如: (1) 基于现有文献对企业社会责任以及供应链社会责任的讨论, 如何界定供应链低碳社会责任? 低碳社会责任的供应链管理实践具有什么样的特征? (2) 供应链低碳社会责任对于供应链低碳减排具有什么样的影响? 低碳社会责任非供应链核心活动。履行这一责任是否会影响到供应链的正常运作? (3) 供应链低碳减排涉及成员间的相互协作。由于每个成员碳排放情况不同, 低碳认知也不同。在这一情况下, 履行供应链低碳社会责任会遇到什么样的问题? 这些问题应如何解

决? (4) 供应链低碳减排涉及到不同利益相关方。如何更好地发挥不同利益相关者的作用, 共同推进供应链低碳社会责任的履行, 进而推动供应链低碳减排的有效实施?

(二) 低碳供应链治理

为了保证供应链低碳管理的有效实施, 供应链管理者除了要对碳减排的手段、技术和方法积极创新外, 还应对影响碳减排的消极因素进行有效治理。基于交易成本经济学视角, Williamson (1996)^[68]认为治理是实现秩序的一种手段, 这种手段有利于解决潜在的利益冲突, 以实现共同收益。对于供应链来说, 供应链治理旨在协调供应链参与方目标冲突, 通过一系列制度安排, 用以维护供应链持续稳定运行 (李维安等, 2016^[69])。不同于供应链管理关注于供应链运营绩效的提升, 供应链治理遵循利益均衡与协调思想, 通过协调解决供应链中的各种矛盾冲突, 提升供应链的组织效能, 以保证供应链管理与运作的有效实施 (李维安等, 2016^[69]; Dolci 等, 2017^[70])。供应链治理作为协调和维护的机制, 有利于规避供应链的复杂性带来的风险 (Farndale 等, 2010^[71]; Blome 等, 2013^[72])。通过交换资源和协商共同目标, 供应链治理可以让成员间实现自主决策和利益均衡, 以应对供应链中的各种压力 (Rhodes, 2007^[73]; Dolci 等, 2017^[70])。

在低碳供应链管理中, 为了协调参与低碳管理的供应链各方成员协作关系, 减少由于碳减排活动引发的利益分配不均和矛盾冲突, 抑制成员间碳减排协作中的机会主义行为, 开展低碳供应链治理极为重要。鉴于供应链学术界尚未对此开展研究, 如何界定低碳供应链治理, 极为关键。例如: 低碳供应链治理的构念如何发展? 可依据的理论基础有哪些? 在明晰其内涵与外延后, 如何构建低碳供应链治理的理论研究框架? 契约治理和关系治理是供应链治理的两种常见机制 (Ghozzi 等, 2018^[74])。虽然这两种治理机制在供应链管理领域广为人知, 但在低碳供应链治理中, 这两种机制是否适用? 是否还有其他治理机制? 此外, 供应链治理的动因是通过治理行为协调目标冲突, 而低碳供应链管理的动因是实现环境绩效的提高, 那么低碳供应链治理的动因又与哪些因素有关? 再有, 低碳供应链治理既要实现低碳减排的目标, 又要解决供应链成员间不协调的问题, 在这种双重标准下, 低碳供应链治理成效又应如何衡量? 这些问题都值得学术界进一步探讨。

(三) 低碳供应链技术创新

供应链进行低碳转型发展不仅需要理念的创新, 更需要相应的技术创新为其支撑。进入数字经济时代, 越来越多的组织开始使用新技术助力供应链管理, 这也包括对供应链的低碳管理 (Diniz 等, 2021^[75]; Liu, 2019^[76])。正如 Jabbour 等 (2018)^[77]所述, 新技术正以一种前所未有的方式推动供应链低碳化。据此, 深入探究新技术对低碳供应链管理的影响极为重要。

从目前来看, 新技术主要指大数据、人工智能、区块链以及云计算等 (Bai 等, 2020^[42])。其中, 大数据主要关注大量数据的捕获以及对其准确的分析 (Lamba 和 Singh, 2017^[78]); 人工智能意指机器与人类沟通和模仿人类的能力, 人工智能技术, 如神经网络、遗传算法等已被广泛用于管理领域 (Toorajipour 等, 2021^[79]); 区块链是一个共享的、去中心化的分布式账本 (Diniz 等, 2021^[75]); 云计算技术则可以部署各种服务交付模型, 如软件即服务 (Software as a service)、平台即服务 (Platform as a service) 以及基础设施即服务 (Infrastructure as a service), 降低相应的软、硬件成本 (Singh 等, 2015^[80])。在对供应链开展低碳管理中, 大数据驱动的决策可以帮助供应链企业在不同的运营管理领域找到更优的碳减排解决方案 (Song 等, 2017^[81]; Song 等, 2018^[82]), 人工智能能进一步应用于低碳管理系统的规划与控制, 更准确、快速地解决碳减排中存在的难题 (Bag 等 2021^[83]), 而区块链可以跟踪供应链的温室气体排放, 结合智能合约的使用帮助供应链企业优化整个减排系统 (Diniz 等, 2021^[75]; Manupati 等, 2020^[84])。基于云计算技术, 供应链企业可以通过访问云端的碳减排系统, 使用相应的软件与工具, 降低供应链中小企业碳减排的门槛与成本 (Singh 等, 2015^[80])。

这就为研究者提供了深入探讨低碳供应链技术创新的潜在机会。例如: (1) 新技术如何提升供应链的减碳效能? 比如大数据能够帮助企业建立更为科学的低碳供应链的排放绩效评价模型, 为碳减排方案提供参考意见; 人工智能算法可以用于诸多运营环节的低碳化处理, 比如低碳物流领域, 计算最优的车辆路线与调度、集装箱的装载与物料的处理, 选择最低碳排放的行动计划。(2) 新技术在供应链减碳中的作用是否会受到自身特质的限制, 供应链企业又该如何攻克这些难点问题? 比如大数据的数据质量问题一直饱受争议, 为其价值创造蒙上了一层阴影, 而一些处

理手段,比如数据治理或能成为有效的解决措施。(3)如何以辩证的视角去看待新技术所带来的影响?技术的使用是一把双刃剑,在提升减碳效能的同时,也可能带来一些负面的影响。比如数据中心本身的高能耗、高排放问题;以及一些伦理道德问题,比如大量的数据可能会造成安全漏洞和隐私侵犯问题(Ogbuke等,2022^[85])。

(四) 跨学科知识、理论与方法的应用

为了有效解决低碳供应链管理实践的问题,理论指导和科学的方法应用不可或缺。供应链低碳管理是一个复杂的系统工程,不仅涉及供应链参与方自身的减碳行为,也涉及供应链成员间、功能间的一系列协调合作,流程优化,以及与外部环境的协调等,因此,单一学科知识体系已不足以解决这些问题,需要跨学科知识以及多种理论的应用。以上述几个潜在的研究机会为例,为了回答供应链低碳社会责任这一研究问题,充分掌握供应链管理、环境管理以及商业伦理等方面的知识无疑是有帮助的。至于理论依托方面,用于解释供应链管理现象的一些理论,如资源基础观(Wernerfelt,1984^[86])、资源依赖理论(Pfeffer和Salancik,1978^[87])、用于解释环境现象的种群生态理论(Hannan和Freeman,1977^[88])、用于解释商业伦理现象的利益相关者理论(Freeman和Reed,1983^[89])都可应用到对这一问题的具体阐述。至于低碳供应链治理,掌握环境管理以及供应链治理方面的知识也是非常重要的。理论方面,若要解释低碳供应链治理现象,按照李维安等(2016)^[69],交易成本经济学、代理理论、关系交换理论都可应用。低碳供应链技术创新涵盖了环境、供应链、新技术,特别是计算机学科以及创新方面的知识,学科知识的储备以及理论的掌握也必不可少。同样,在理论方面,创新扩散理论(Rogers,1995^[90])和技术威胁规避理论(Liang和Xue,2009^[91])等也都可用于解释这一现象。

同样,鉴于低碳供应链管理研究问题的复杂性,单一的研究方法已不足以揭示研究现象背后的逻辑原理(Fawcett和Waller,2011^[92])。学者们建议,为了更深刻地理解供应链的相关问题,需要跳出供应链经典方法论的范畴,扩展研究使用的“工具箱”,通过更多地探索其他学科的专业知识和方法激发供应链领域的研究潜力,全面了解供应链管理活动中的现象,从更多元的方法、更广泛的数据和专业领域中获得经验(Golicic等,2005^[93];Boyer和Swink,2008^[94];

Sanders等,2013^[95])。供应链管理涉及众多要素,加入低碳要素后的低碳供应链管理问题更为复杂,多元方法的综合应用必不可少。同样,以上面讨论的三个潜在研究机会而言,特别是供应链低碳责任与低碳供应链治理,都是非常前沿的研究话题,相关构念的界定尚不清晰。鉴于此,学者们可以首先从研究现象的构念发展为出发点,开展质化研究。在此基础上,结合各种研究范式,例如,将数学模型、仿真软件分析与实证研究相结合(Chandrasekaran等,2018^[96]),突破单一方法的局限性,充分捕捉复杂的低碳供应链管理问题。而在实证研究中,可进一步将质化研究与量化研究相结合,点面结合,加强研究的信效度。在数据处理方面,可从研究现象的本质出发,采用多种数据形式,如一手数据与二手数据相结合,全面解读现象。而在供应链低碳技术创新这一领域研究中,可将大数据、人工智能或其他计算机技术结合应用,如基于自然语言处理的情感分析、主题模型或仿真软件等,以及时捕捉新技术对于低碳管理的功效。

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

基于CiteSpace和内容分析法两种文献分析工具,我们对过去11年(2011—2021年)发表在国内外主流期刊上的520篇(197篇中文和323篇英文)低碳供应链管理文献进行了梳理,深入分析后得出如下主要研究结论。

第一,低碳供应链管理研究范围较广。从“组织-供应链-外部环境”视角来看,主要可归为四类:链属企业的低碳运作、供应链协作减排、低碳供应链金融服务以及低碳供应链制度安排。不同于企业低碳管理,供应链低碳管理涉及供应链的众多流程、环节与要素,如同知识图谱所现。而内容分析的深入解读表明:这些低碳活动不仅与链属企业以及供应链有关,同时还与为供应链提供低碳服务的第三方组织以及外部低碳制度环境有关。

第二,低碳供应链管理研究已具备一定的理论基础,但理论体系的架构有待加强。依据现有学科理论,如数学、战略管理、经济学、组织与行为学等,许多低碳供应链管理现象得以认知,但仍存现象未获理论解释。另外,不同学科理论应用不均衡,其中,数学学科应用最为广泛。再有,自有理论的开发未见。

第三,不同研究方法各有所长,但存在对数理模

型的过度倚重。借助于不同的研究范式,如数理模型、概念性研究、实证研究、文献综述等,低碳供应链管理的许多问题得到了探究,同时,方法的科学应用,也提升了低碳供应链管理研究的严谨性。但在范式应用上,数理模型占有绝对比重,实证范式尚未得到重视。

第四,低碳供应链管理研究边界仍在拓展中。从文献样本的知识图谱可以看出,低碳供应链管理研究具有动态变化的特点。受低碳环境的影响,特别是新一轮信息革命浪潮的到来,低碳供应链管理研究领域有待拓展,许多重要主题亟需探究,如供应链的低碳社会责任、低碳供应链治理以及低碳供应链技术创新。

(二) 管理启示

第一,全面认识低碳供应链,明确低碳管理的关键所在。本研究不仅为管理者提供了一个认知低碳供应链管理的知识图谱,同时还明确了供应链低碳管理的重要内容,链内如链属企业的低碳运作以及低碳协作,链外如提供低碳服务的第三方组织以及外部低碳制度环境。据此,在全面认识低碳供应链管理的基础上,识别低碳关键所在,对于有效实施低碳供应链管理与运作甚为重要。

第二,加强跨学科知识、理论与方法在低碳供应链管理中的应用。鉴于低碳供应链管理的复杂性,理论的依托、跨学科知识以及方法论的综合运用是解决该领域问题的关键。从实践来看,应用跨学科知识、

理论与方法解决低碳供应链管理问题极为重要。

第三,以实践为根本,不断探究低碳供应链管理新问题。低碳供应链管理领域仍在发展变化中,持续探寻低碳管理实践中的新问题至关重要。这不但有助于理论开发,同时对领域成熟度的提升也具有积极的作用。

(三) 局限与展望

本文基于知识图谱与内容分析对过往低碳供应链管理研究进行了阶段性总结。从研究来看,仍存有局限性,如文献样本数据选取范围。虽然我们避免了先前研究在选取文献样本数据的单一性,如单一国内数据源或国外数据源,同时选择了国内国外两个数据源,但时间跨度仅在有限年度(2011—2021年)。为挖掘到更多的文献信息,今后可延伸时间跨度,甚至可追踪到第一篇有关低碳供应链管理的文献出现。此外,虽整合了国内外两个数据源,但本研究更多关注于低碳供应链管理的共性特征,缺少对情境因素特殊性的深入挖掘。今后研究可在收集更多国内或国外文献样本的基础上,对低碳供应链管理研究的情境因素展开讨论,深入揭示不同制度安排对低碳供应链管理实践的影响。除此之外,最为重要的是,中国绿色发展正处于一个前所未有的历史机遇期。据此,今后研究应以“双碳”目标为契机,不断探索低碳供应链管理实践中的新现象,破解新问题,纵深推进低碳供应链管理知识体系的发展以及理论体系的构建。

参考文献

- [1] Das C, Jharkharia S. Low Carbon Supply Chain: A State-of-the-art Literature Review [J]. *Journal of Manufacturing Technology Management*, 2018, 29 (2): 398-428.
- [2] Shaharudin M S, Fernando Y, Jabbar C J C, et al. Past, Present, and Future Low Carbon Supply Chain Management: A Content Review Using Social Network Analysis [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 218: 629-643.
- [3] Chen C. CiteSpace II: Detecting and Visualizing Emerging Trends and Transient Patterns in Scientific Literature [J]. *Journal of the American Society for Information Science and Technology*, 2006, 57 (3): 359-377.
- [4] Berelson B. *Content Analysis in Communications Research* [M]. The Free Press. Glencoe, IL, 1952.
- [5] Böttcher C F, Müller M. Drivers, Practices and Outcomes of Low-carbon Operations: Approaches of German Automotive Suppliers to Cutting Carbon Emissions [J]. *Business Strategy and the Environment*, 2015, 24 (6): 477-498.
- [6] Rao C, Xiao X, Xie M, et al. Low Carbon Supplier Selection under Multi-source and Multi-attribute Procurement [J]. *Journal of Intelligent & Fuzzy Systems*, 2017, 32 (6): 4009-4022.
- [7] Shaw K, Shankar R, Yadav S S, et al. Supplier Selection Using Fuzzy AHP and Fuzzy Multi-objective Linear Programming for Developing Low Carbon Supply Chain [J]. *Expert systems with applications*, 2012, 39 (9): 8182-8192.
- [8] 刘荣娟,赵道致. 低碳经济发展模式下供应商选择问题研究 [J]. *北京交通大学学报: 社会科学版*, 2014 (1): 8-14.
- [9] 王一雷,朱庆华,夏西强. 基于模糊 AHP-GP 的低碳供应商选择模型 [J]. *运筹与管理*, 2020 (11): 121-128.
- [10] 陈香,龚本刚,吴邦雷. 物流服务供应链低碳行为能力评价模型 [J]. *统计与决策*, 2017 (5): 67-71.
- [11] Govindan K, Sivakumar R. Green Supplier Selection and Order Allocation in a Low-carbon Paper Industry: Integrated Multi-criteria Heterogeneous

- Decision-making and Multi-objective Linear Programming Approaches [J]. *Annals of Operations Research*, 2016, 238 (1): 243-276.
- [12] Dou Y, Zhu Q, Sarkis J. Integrating Strategic Carbon Management into Formal Evaluation of Environmental Supplier Development Programs [J]. *Business Strategy and the Environment*, 2015, 24 (8): 873-891.
- [13] He B, Wang J, Huang S, et al. Low-carbon Product Design for Product Life Cycle [J]. *Journal of Engineering Design*, 2015, 26 (10/12): 321-339.
- [14] Kuo T C. The Construction of a Collaborative Framework in Support of Low Carbon Product Design [J]. *Robotics and Computer-Integrated Manufacturing*, 2013, 29 (4): 174-183.
- [15] Hong I H, Su J C P, Chu C H, et al. Decentralized Decision Framework to Coordinate Product Design and Supply Chain Decisions: Evaluating Tradeoffs between Cost and Carbon Emission [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 204: 107-116.
- [16] Kaur H, Singh S P. Modeling Low Carbon Procurement and Logistics in Supply Chain: A Key Towards Sustainable Production [J]. *Sustainable Production and Consumption*, 2017, 11: 5-17.
- [17] Ameknassi L, Ait-Kadi D, Rezg N. Integration of Logistics Outsourcing Decisions in a Green Supply Chain Design: A Stochastic Multi-objective Multi-period Multi-product Programming Model [J]. *International Journal of Production Economics*, 2016, 182: 165-184.
- [18] Sun Q. Research on the Influencing Factors of Reverse Logistics Carbon Footprint under Sustainable Development [J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2017, 24 (29): 22790-22798.
- [19] Zhou X, Zhou Y. Designing a Multi-echelon Reverse Logistics Operation and Network: A Case Study of Office Paper in Beijing [J]. *Resources, Conservation and Recycling*, 2015, 100: 58-69.
- [20] Xiao Z, Sun J, Shu W, et al. Location-allocation Problem of Reverse Logistics for End-of-life Vehicles Based on the Measurement of Carbon Emissions [J]. *Computers & Industrial Engineering*, 2019, 127: 169-181.
- [21] Chelly A, Noura I, Frein Y, et al. On the Consideration of Carbon Emissions in Modelling-based Supply Chain Literature: The State of the Art, Relevant Features and Research Gaps [J]. *International Journal of Production Research*, 2019, 57 (15/16): 4977-5004.
- [22] Liu X. LRN 2016 SPECIAL The Antecedents and Consequences of Reduction Within a Supply Chain Collaboration Orientation of CO₂ Emissions: Evidence from China [J]. *International Journal of Logistics Research and Applications*, 2018, 21 (2): 160-175.
- [23] Dangelico R M, Pontrandolfo P, Pujari D. Developing Sustainable New Products in the Textile and Upholstered Furniture Industries: Role of External Integrative Capabilities [J]. *Journal of Product Innovation Management*, 2013, 30 (4): 642-658.
- [24] Wu Y, Lu R, Yang J, et al. Government-led Low Carbon Incentive Model of the Online Shopping Supply Chain Considering the O2O Model [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 279: 123271.
- [25] Ozorhon B. Response of Construction Clients to Low-carbon Building Regulations [J]. *Journal of Construction Engineering and Management*, 2013, 139 (12): A5013001.
- [26] Xie J, Li J, Liang L, Fang X, Yang G, Wei L. Contracting Emissions Reduction Supply Chain Based on Market Low-carbon Preference and Carbon Intensity Constraint [J]. *Asia-Pacific Journal of Operational Research*, 2020, 37 (2), 2050003.
- [27] 邢恩凤, 史成东, 闫秀霞, 等. 三维交易模式下企业协同低碳减排研究 [J]. *中国管理科学*, 2020 (3): 174-181.
- [28] Liu X, Qian C, Wang S. When Do 3PLs Initiate Low-carbon Supply Chain Integration? [J]. *International Journal of Operations & Production Management*, 2020, 40 (9): 1367-1395.
- [29] Mao Z, Zhang S, Li X. Low Carbon Supply Chain Firm Integration and Firm Performance in China [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017, 153: 354-361.
- [30] 陈志祥. 多种供应链环境下我国西部制造企业的发展机遇与运作管理策略 [J]. *四川大学学报 (哲学社会科学版)*, 2011 (4): 91-97.
- [31] 叶同, 关志民, 张大儒, 等. Nash 讨价还价公平关切下基于低碳商誉的供应链联合减排与广告的动态优化与协调 [J]. *中国管理科学*, 2021 (3): 119-132.
- [32] Xu S, Fang L. Partial Credit Guarantee and Trade Credit in an Emission-dependent Supply Chain with Capital Constraint [J]. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 2020, 135: 101859.
- [33] Cao E, Du L, Ruan J. Financing Preferences and Performance for an Emission-dependent Supply Chain: Supplier vs. Bank [J]. *International Journal of Production Economics*, 2019, 208: 383-399.
- [34] Tang R, Yang L. Impacts of Financing Mechanism and Power Structure on Supply Chains Under Cap-and-trade Regulation [J]. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 2020, 139: 101957.
- [35] 李波, 王敏学, 安思敏. 低碳努力下资金约束供应链的融资选择策略研究 [J]. *管理工程学报*, 2021 (2): 211-220.
- [36] 张克勇, 李春霞, 姚建明, 等. 零售商采购资金约束下的低碳供应链融资决策研究 [J]. *运筹与管理*, 2021 (8): 108-116.
- [37] 周艳菊, 熊凯伦. 碳限额交易机制下嵌入式低碳服务供应链模型研究 [J]. *软科学*, 2018 (2): 50-54.
- [38] 丁志刚, 许惠玮, 徐琪. 绿色信贷支持下供应链低碳技术采纳决策研究 [J]. *软科学*, 2020 (12): 74-80.
- [39] Cong J, Pang T, Peng H. Optimal Strategies for Capital Constrained Low-carbon Supply Chains Under Yield Uncertainty [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 256: 120339.
- [40] Zhao X, Xue Y, Ding L. Implementation of Low Carbon Industrial Symbiosis Systems Under Financial Constraint and Environmental Regulations: An Evolutionary Game Approach [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 277: 124289.
- [41] Chen X, Yang H, Wang X, et al. Optimal Carbon Tax Design for Achieving Low Carbon Supply Chains [J]. *Annals of Operations Research*, 2020: 1-28.

- [42] Bai Q, Xu J, Chauhan S S. Effects of Sustainability Investment and Risk Aversion on a Two-stage Supply Chain Coordination under a Carbon Tax Policy [J]. *Computers & Industrial Engineering*, 2020, 142: 106324.
- [43] 王君, 程先学, 蒋雨珊, 等. 碳税政策下考虑参考碳排放的供应链成员行为选择研究 [J]. *中国管理科学*, 2021 (7): 128-138.
- [44] Ji J, Zhang Z, Yang L. Comparisons of Initial Carbon Allowance Allocation Rules in an O2O Retail Supply Chain with the Cap-and-trade Regulation [J]. *International Journal of Production Economics*, 2017, 187: 68-84.
- [45] 王文利, 程天毓. 碳交易背景下供应链运营决策的演化博弈分析 [J]. *系统工程理论与实践*, 2021 (5): 1272-1281.
- [46] Wan N. The Impacts of Low Carbon Subsidy, Collection Mode, and Power Structure on a Closed-loop Supply Chain [J]. *Journal of Renewable and Sustainable Energy*, 2018, 10 (6): 065904.
- [47] Wang Y, Fan R, Shen L, et al. Recycling Decisions of Low-carbon E-commerce Closed-loop Supply Chain under Government Subsidy Mechanism and Altruistic Preference [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 259: 120883.
- [48] 程永伟, 穆东, 马婷婷. 混合碳政策下供应链减排决策优化 [J]. *系统管理学报*, 2017 (5): 947-956.
- [49] Xu C, Wang C, Huang R. Impacts of Horizontal Integration on Social Welfare under the Interaction of Carbon Tax and Green Subsidies [J]. *International Journal of Production Economics*, 2020, 222: 107506.
- [50] 王垒, 王苗, 蔺康康. 不同复合碳政策组合对异质性供应链决策的影响分析 [J]. *工业工程与管理*, 2020 (1): 60-68.
- [51] Luo Z, Chen X, Wang X. The Role of Co-opetition in Low Carbon Manufacturing [J]. *European Journal of Operational Research*, 2016, 253 (2): 392-403.
- [52] Wang S Y, Choi S H. Pareto-efficient Coordination of the Contract-based MTO Supply Chain under Flexible Cap-and-trade Emission Constraint [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 250: 119571.
- [53] Alves M W F M, De Sousa Jabbour A B L, Kannan D, et al. Contingency Theory, Climate Change, and Low-carbon Operations Management [J]. *Supply Chain Management: An International Journal*, 2017, 22 (3): 223-236.
- [54] Li A, Chen Y, Wang D. An Empirical Study of the Factors Influencing the Willingness to Implement Green Coal Logistics in China [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 245: 118932.
- [55] Pan W, Pan M. Drivers, Barriers and Strategies for Zero Carbon Buildings in High-rise High-density Cities [J]. *Energy and Buildings*, 2021, 242: 110970.
- [56] Lopes de Sousa Jabbour A B, Chiappetta Jabbour C J, Sarkis J, et al. Fostering Low-carbon Production and Logistics Systems: Framework and Empirical Evidence [J]. *International Journal of Production Research*, 2021, 59 (23): 7106-7125.
- [57] Ali S S, Kaur R, Persis D J, et al. Developing a Hybrid Evaluation Approach for the Low Carbon Performance on Sustainable Manufacturing Environment [J]. *Annals of Operations Research*, 2020: 1-33.
- [58] Luo Z, Tang L. Low Carbon Iron-making Supply Chain Planning in Steel Industry [J]. *Industrial & Engineering Chemistry Research*, 2014, 53 (47): 18326-18338.
- [59] Wang Q, Zhao D, He L. Contracting Emission Reduction for Supply Chains Considering Market Low-carbon Preference [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2016, 120: 72-84.
- [60] Ambekar S, Prakash A, Patyal V S. Role of Culture in Low Carbon Supply Chain Capabilities [J]. *Journal of Manufacturing Technology Management*, 2018, 30 (1): 146-179.
- [61] Zhu Q, Geng Y. Drivers and Barriers of Extended Supply Chain Practices for Energy Saving and Emission Reduction Among Chinese Manufacturers [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2013, 40: 6-12.
- [62] Aikins E F, Ramanathan U. Key Factors of Carbon Footprint in the UK Food Supply Chains: A New Perspective of Life Cycle Assessment [J]. *International Journal of Operations & Production Management*, 2020, 40 (7/8): 945-970.
- [63] McWilliams A, Siegel D. Corporate Social Responsibility: A Theory of the Firm Perspective [J]. *Academy of Management Review*, 2001, 26 (1): 117-127.
- [64] Maloni M J, Brown M E. Corporate Social Responsibility in the Supply Chain: An Application in the Food Industry [J]. *Journal of Business Ethics*, 2006, 68 (1): 35-52.
- [65] Brunninge O, Fridriksson H V. "We Have always Been Responsible": A Social Memory Approach to Responsibility in Supply Chains [J]. *European Business Review*, 2017, 29 (3): 372-383.
- [66] Carter C R, Jennings M M. The Role of Purchasing in the Socially Responsible Management of the Supply Chain: A Structural Equation Analysis [J]. *Journal of Business Logistics*, 2004, 25 (1): 145-186.
- [67] Figiel A, Michalski M, Botella J L M. Corporate Social Responsibility in Supply Chain Management: A New Model Approach [J]. *International Journal of Logistics Systems and Management*, 2018, 30 (4): 477-502.
- [68] Williamson O E. *The Mechanisms of Governance* [M]. Oxford University Press, 1996.
- [69] 李维安, 李勇建, 石丹. 供应链治理理论研究: 概念、内涵与规范性分析框架 [J]. *南开管理评论*, 2016 (1): 4-15, 42.
- [70] Dolci P C, Maçada A C G, Paiva E L. Models for Understanding the Influence of Supply Chain Governance on Supply Chain Performance [J]. *Supply Chain Management: An International Journal*, 2017, 22 (5): 424-441.
- [71] Farndale E, Pauwe J, Boselie P. An Exploratory Study of Governance in the Intra-firm Human Resources Supply Chain [J]. *Human Resource Man-*

- agement, 2010, 49 (5): 849-868.
- [72] Blome C, Schoenherr T, Kaesser M. Ambidextrous Governance in Supply Chains: The Impact on Innovation and Cost Performance [J]. *Journal of Supply Chain Management*, 2013, 49 (4): 59-80.
- [73] Rhodes R A W. Understanding Governance: Ten Years on [J]. *Organization Studies*, 2007, 28 (8): 1243-1264.
- [74] Ghozzi H, Platoni S, Tillie P, et al. TCE Determinants and Governance Forms in the EU “Non-GMO” Soybean Supply Chain [J]. *Food Policy*, 2018, 78: 68-80.
- [75] Diniz E H, Yamaguchi J A, Dos Santos T R, et al. Greening Inventories: Blockchain to Improve the GHG Protocol Program in Scope 2 [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 291: 125900.
- [76] Liu P. Pricing Policies and Coordination of Low-carbon Supply Chain Considering Targeted Advertisement and Carbon Emission Reduction Costs in the Big Data Environment [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 210: 343-357.
- [77] Jabbour A B L, Jabbour C J C, Foropon C, et al. When Titans Meet-Can Industry 4.0 Revolutionise the Environmentally-sustainable Manufacturing Wave? The Role of Critical Success Factors [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2018, 132: 18-25.
- [78] Lamba K, Singh S P. Big Data in Operations and Supply Chain Management: Current Trends and Future Perspectives [J]. *Production Planning & Control*, 2017, 28 (11-12): 877-890.
- [79] Toorajipour R, Sohrabpour V, Nazarpour A, et al. Artificial Intelligence in Supply Chain Management: A Systematic Literature Review [J]. *Journal of Business Research*, 2021, 122: 502-517.
- [80] Singh A, Mishra N, Ali S I, et al. Cloud Computing Technology: Reducing Carbon Footprint in Beef Supply Chain [J]. *International Journal of Production Economics*, 2015, 164: 462-471.
- [81] Song M, Cen L, Zheng Z, et al. How Would Big Data Support Societal Development and Environmental Sustainability? Insights and Practices [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017, 142: 489-500.
- [82] Song M L, Fisher R, Wang J L, et al. Environmental Performance Evaluation with Big Data: Theories and Methods [J]. *Annals of Operations Research*, 2018, 270 (1): 459-472.
- [83] Bag S, Gupta S, Kumar S, et al. Role of Technological Dimensions of Green Supply Chain Management Practices on Firm Performance [J]. *Journal of Enterprise Information Management*, 2021, 34 (1): 1-27.
- [84] Manupati V K, Schoenherr T, Ramkumar M, et al. A Blockchain-based Approach for a Multi-echelon Sustainable Supply Chain [J]. *International Journal of Production Research*, 2020, 58 (7): 2222-2241.
- [85] Ogbuke N J, Yusuf Y Y, Dharma K, et al. Big Data Supply Chain Analytics: Ethical, Privacy and Security Challenges Posed to Business, Industries and Society [J]. *Production Planning & Control*, 2022, 33 (2-3): 123-137.
- [86] Wernerfelt B. A Resource-based View of the Firm [J]. *Strategic Management Journal*, 1984, 5 (2): 171-180.
- [87] Pfeffer J, Salancik G R. *The External Control of Organizations: A Resource Dependence Perspective* [M]. Harper & Row, New York, 1978.
- [88] Hannan M T, Freeman J. The Population Ecology of Organizations [J]. *American Journal of Sociology*, 1977, 82 (5): 929-964.
- [89] Freeman R E, Reed D L. Stockholders and Stakeholders: A New Perspective on Corporate Governance [J]. *California Management Review*, 1983, 25 (3): 88-106.
- [90] Rogers E M. *Diffusion of Innovations: Modifications of a Model for Telecommunications* [M]//*Die Diffusion Von Innovationen in der Telekommunikation*. Springer, Berlin, Heidelberg, 1995: 25-38.
- [91] Liang H, Xue Y. Avoidance of Information Technology Threats: A Theoretical Perspective [J]. *MIS Quarterly*, 2009: 71-90.
- [92] Fawcett S E, Waller M A. Making Sense out of Chaos: Why Theory Is Relevant to Supply Chain Research [J]. *Journal of Business Logistics*, 2011, 32 (1): 1-5.
- [93] Golobic S L, Davis D F, McCarthy T M. *A Balanced Approach to Research in Supply Chain Management* [M]//*Research Methodologies in Supply Chain Management*. Physica-Verlag HD, 2005: 15-29.
- [94] Boyer K K, Swink M L. Empirical Elephants—Why Multiple Methods Are Essential to Quality Research in Operations and Supply Chain Management [J]. *Journal of Operations Management*, 2008, 26 (3): 338-344.
- [95] Sanders N R, Zacharia Z G, Fugate B S. The Interdisciplinary Future of Supply Chain Management Research [J]. *Decision Sciences*, 2013, 44 (3): 413-429.
- [96] Chandrasekaran A, Linderman K, Sting F J. Avoiding Epistemological Silos and Empirical Elephants in OM: How to Combine Empirical and Simulation Methods? [J]. *Journal of Operations Management*, 2018, 63: 1-5.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

企业员工特质正念对职业幸福感链式影响机理探究

The Research on the Chain Impact Mechanism of Employee

Trait Mindfulness on Occupational Well-being

沈莉 王雅楠 刘生敏 唐可欣

SHEN Li WANG Ya-nan LIU Sheng-min TANG Ke-xin

[摘要] 员工特质正念能够影响其职业幸福感, 而此过程中自我调节和自我超越发挥了重要的链式中介作用。笔者基于资源保护理论、自我决定理论和自我觉知—调节—超越理论模型(S-ART理论), 在构建员工特质正念影响职业幸福感链式中介模型的基础上, 运用结构方程建模和Bootstrap方法对来自5个省、市不同类型企业员工问卷所获取的有效数据进行分析, 实证检验企业员工特质正念对职业幸福感的链式影响机理。检验证实: 员工特质正念对职业幸福感有显著的促进作用; 员工自我超越在其特质正念影响职业幸福感中发挥显著的中介效应, 但其中自我调节的中介作用不显著; 员工自我调节和自我超越连续中介传导特质正念对职业幸福感具有正向影响, 且链式中介效应显著。本研究通过实证检验企业员工特质正念影响职业幸福感的链式关系, 揭示了企业员工特质正念作为有价值的内在资源如何影响其职业幸福感的内在机理, 研究结论从个体特质和内在资源层次拓展了组织幸福力的相关学术探讨, 为企业培育正念型员工并激发其自我超越获得职业幸福感提供了理论依据。

[关键词] 员工特质正念 职业幸福感 自我调节 自我超越

[中图分类号] F715 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 10-0109-10

Abstract: Employee trait mindfulness can affect their occupational well-being, while self-regulation and self-transcendence play important chain-mediated roles in this process. Based on resource conservation theory, self-determination theory and self-awareness-regulation-transcendence theory model (S-ART theory), the authors constructed a chain mediation model of employee trait mindfulness affecting occupational well-being, using structural equation modeling and Bootstrap methods. The effective data obtained from the questionnaires of employees of different types of enterprises from 5 provinces and municipalities were analyzed, and the chain effect mechanism of employee trait mindfulness on occupational well-being was empirically tested. The test confirms that: employee trait mindfulness has a significant promoting effect on occupational well-being; employee self-transcendence plays a significant mediating role in the influence of employee trait mindfulness on occupational well-being, but the mediating effect of self-regulation is not significant; the positive effect of trait mindfulness on occupational well-being is transcended through continuous mediation, and the chain mediation effect is significant. This study empirically examines the chain relationship between employee trait mindfulness and occupational well-being, and reveals the internal mechanism of how employee trait mindfulness affects their occupational well-being as a valuable internal resource. The research conclusions extend the individual traits and internal resources. This paper provides a theoretical basis for enterprises to cultivate mindful employees and stimulate their self-transcendence to obtain occupational well-being.

Key words: Employee trait mindfulness Occupational well-being Self-regulation Self-transcendence

[收稿日期] 2022-06-15

[作者简介] 沈莉, 女, 1978年12月生, 上海理工大学管理学院助理教授, 经济学博士, 主要研究方向为正念领导力、人力资源管理; 王雅楠, 女, 1998年12月生, 复旦大学生命工程学院硕士研究生, 研究方向为行为科学与管理; 刘生敏, 男, 1983年6月生, 上海理工大学管理学院副教授, 管理学博士, 主要研究方向为组织行为、领导力与团队; 唐可欣, 女, 1999年12月生, 上海理工大学管理学院硕士研究生, 研究方向为组织行为、人力资源管理。本文通讯作者为沈莉, 联系方式为 shenli@usst.edu.cn。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“在线社会网络用户声誉的超网络分析理论与方法研究”(项目编号: 71771152); 上海理工大学教师发展研究项目(项目编号: CFTD203022)。

感谢匿名评审人和责任编辑所提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 文责自负。

一、引言

近年来,在组织管理学术领域中,从主观和心理层面对员工职业幸福的研究日益广泛和深入。国内外相关学者探讨了员工个体特征、组织管理方式和家庭支持(Chan等,2019^[1];Warr,1990^[2])等对员工职业幸福感的影响,关于员工职业幸福感的高低直接影响个体工作满意度、工作绩效和组织绩效(Chan等,2019^[1])的研究结论已基本成为学术界的共识。如何提高作为组织中员工的职业幸福感呢?无疑,企业员工拥有丰富的内在心理资源,更有助于高度适应工作和生活环境的变化,以致自发地提升自身的职业幸福感水平。有些学者认为,特质正念(individual trait mindfulness)能够带来大脑背外侧的前额叶区域的结构改变,激发员工的积极情绪(Vago和David,2012^[3]),提升员工的认知功能和任务表现能力(Jackson,2019^[4]),有助于个体的行为和人际关系调节(Shonin等,2014^[5]),改善身心健康、缓解压力等(郑晓明等,2019^[6];Wongtongkam等,2017^[7])。然而,迄今有关特质正念作为一种有价值的内在心理资源对职业幸福感影响(Xie等,2022^[8])的相关文献,主要集中于组织中正念训练与干预、领导正念水平对员工职业幸福感的积极影响(Shonin等,2014^[5];沈莉和葛玉辉,2021^[9])方面,缺乏将员工特质正念作为个体内在资源,探讨其如何通过改变工作中自我行为产生内在驱动,进而影响职业幸福感的学术成果。基于此,本文在组织研究框架内,深入探究员工特质正念如何通过自我调节和自我超越的连续中介作用对其职业幸福感产生链式影响。

二、文献综述与研究假设

(一) 员工特质正念对职业幸福感的影响

随着越来越多的企业开始实践员工正念项目,学者们发现正念对组织成员的行为有着积极作用。正念是将注意集中于当下的自我觉知,是一种活在当下的能力(Bishop等,2004^[10])。根据现有文献,个体正念的内涵主要包括三个方面:(1)正念是一种觉知(awareness)。正念强调个体专注于当下正在发生的事情,正念的元觉知能力能够促进个体认知灵活与适应性,减少无意识的、习惯性的冲动或反应(Walach等,2006^[11])。这种觉知能力有助于员工在工作场所中觉察和精确把握负面情绪。(2)正念是

一种持续的注意力(attention)。Brown和Ryan(2003)^[12]认为正念是对当下时间或经验的觉察,支持个体保持持续的注意力,是一种稳定、可控和高效的专注力品质。(3)正念是一种内在资源和心理状态(Shonin等,2014^[5])。员工个体正念既可指一种特质(a trait),称为特质正念(trait mindfulness);也可以是一种状态(a state of being),称为状态正念(state mindfulness)。特质正念是自然存在于个体之间不同的正念水平,具有专注、开放、好奇等内在特点;状态正念是通过注意力调节(如正念练习干预)后所形成或维持的状态。本文所研究的员工未经特别正念干预,所以文中正念指的是员工特质正念。从正念的内涵可知,特质正念之所以能将个人从无意识的想法、惯性、情绪和不健康的行为模式中解脱,是因为特质正念所带来的高度专注和元觉知可以帮助员工获得心智空间和“去中心化”(decentering),减少思想反刍和自我叙事的评判,避免内在资源损耗,它在培养个体对当下所发生的知情、专注和自我认可中发挥着重要作用,而所有这些都与个体心理幸福感的提高密切相关(Ryan和Deci,2000^[13])。

员工特质正念是一种有价值的内在资源,探寻其对职业幸福感所产生的影响具有重要的现实意义。学者们从不同视角对组织中职业幸福感的概念进行了研究。基于主观幸福感视角,职业幸福感是指员工在工作中产生的积极情感、消极情感和认知评价(Bakker和Oerlemans,2011^[14]);基于心理幸福感视角,将职业幸福感定义为员工对其在工作中发挥的潜能与自我价值的感知评价(Ryff,1989^[15]);从两种幸福感的整合视角来看,职业幸福感被认为是员工在工作中对积极情感的体验,对职业的认可程度、胜任能力和发展期望(Fisher,2010^[16];黄亮,2014^[17])。基于以上学者的研究以及Warr(1990)^[2]的界定,本文从整合视角出发,认为员工职业幸福感是指员工在工作中对积极情感的感知体验、自我价值的实现以及对工作效能的总体评价,包括情绪幸福感、工作自主性和工作能力这三个重要因素。

根据资源保护理论,有丰富资源的个体能够获得更多资源(Halbesleben和Wheeler,2008^[18]),并产生更多积极的心理状态、胜任力和工作行为(Hobfoll,2011^[19]),体验到更高水平的幸福感(李爱梅等,2015^[20])。以往研究显示,员工特质正念作为一种内在正向资源,对职业幸福感有积极的预测作用。

首先,员工特质正念的元觉知有助于稳定员工情绪,带来持续的情绪幸福感体验。具体来说,员工特质正念可以促使员工调节身心、接受当下,将注意力转移至寻找可替代资源,减少情绪耗竭和职业倦怠(Hulsheger等,2013^[21]),稳定情绪,从而提升对当下的愉悦觉知和幸福感体验(Warr,1990^[2])。其次,Malinowski和Lim(2015)^[22]研究表明正念可以通过与工作相关的积极情感和心理资本(如自我效能感、乐观韧性等)来预测工作投入,其中应对自动化和压力时的惯性反应是正念影响工作投入的关键原因。员工特质正念有助于维护员工乐观、自信等资源,使员工正确看待自己和所处环境,暂停自动化反应,获得更多的内在空间和职业自主性,以及对职业的认同感和满意度。因此,员工特质正念能够增强员工的工作投入和自主性。最后,员工特质正念通过提升员工的专注度和觉察力,减少其工作偏差行为的产生,提高其工作能力(Reb等,2015^[23])。综合以上分析可知,员工特质正念能够从心理情绪、工作自主性和工作能力这三个方面促进职业幸福感的提升。由此,本研究提出假设1:

假设1: 员工特质正念对职业幸福感有正向影响。

(二) 自我调节在员工特质正念与职业幸福感之间的中介作用

在日益不确定的企业环境中,员工要想不被外部力量盲目驱使并能灵活应变,就需要提升自我调节(self-regulation)能力。自我调节指的是员工有效调节自己的能力,包括情绪调节、行为调节和认知调节这三个方面(Zimmerman,2000^[24])。其中,员工的情绪调节是指个人如何控制和表达所产生的情感(Chambers等,2009^[25]);行为调节是指个人对自身行为的掌控(Glomb等,2011^[26]);认知调节是指控制自我思想以实现一个潜在的认知目标(Bandura,1985^[27])。自我调节是个人、行为和环境三者相互作用的结果(Bandura,1985^[27]),特质正念可以帮助企业员工有意识地观察自身情感、行为及外部事件,在个人、行为和环境三者中达成平衡,并对此做出客观的评估与处理,降低自动驾驶行为,减少对自己的负面评判和认知,将消极情感与压力转化为积极情感或行为(Glomb等,2011^[26]),从而进行更高效的自我调节(Good等,2016^[28])。

员工特质正念所带来的自我调节能力,可以清楚地让员工明白“我的情绪不代表我”(Bishop等,

2004^[10]),避免员工损耗内在资源或产生过激行为。特质正念不但能够提高员工工作绩效(Glomb等,2011^[26]),也能改变其对工作的满意感。Brown和Ryan(2003)^[12]研究表明,通过自我调节功能,个体正念水平可以正向预测心理幸福感。当企业陷入突发的困境时,正念能够促进员工在实现目标的过程中不断进行自我调节,产生积极的思想 and 行动,更好地理解职业需求与冲突,从而提升在组织中的幸福感(Seligman,2006^[29])。综上所述,员工特质正念能正向影响员工的自我调节,而自我调节能促使幸福感的提升(Henoch等,2015^[30])。由此,本文提出假设2:

假设2: 自我调节在员工特质正念与职业幸福感之间起中介作用。

(三) 自我超越在员工特质正念与职业幸福感之间的中介作用

每个人对幸福的理解和态度不一样,有的员工追求物质、权利等外在事物所带来的短暂愉悦体验,但在此过程中容易感到焦虑和压力,因此通过这种方式所体验到的幸福感是波动的(Twenge,2015^[31])。如果员工能够超越个体当前的欲望与利益,做到善良利他,与他人、社会和谐联结,就能获得持久平静的幸福体验,这就是自我超越的价值功能(刘萍等,2022^[32])。自我超越(self-transcendence)是一个渐进的、非线性的、处理自我脆弱觉知的内在驱动过程(Reed,2008^[33]),是一种自己与他人之间的积极关系。特质正念能够促进员工超越自我关注的需求,使其更具有共情和同情等积极的亲社会行为(Vago和David,2012^[3]),促进自我超越的发展(Reed,2008^[33])。具体而言,员工特质正念能改善员工的思维方式,减少焦虑,带来内心平静,这是自我超越实现的重要因素之一。此外,拥有正念特质的员工对外部环境和事态的感知敏感,可以注意到外部形势发生的变化,从而积极地进行归纳和新的意义构建(Langer,1989^[34])。在此过程中,员工的自我效能感得以提升,帮助他人的意愿被激发,他们会关注更广泛的社会福祉,这些都是员工特质正念对自我超越所产生的积极影响。

员工自我超越有利于个体幸福指数的提升(Coward和Kahn,2004^[35])。根据自我决定理论,自我超越能使员工从对组织的固有依赖中解放出来,获得自己与他人的统一感,增强追求更有意义生活的意识

(Maslow, 1969^[36])。同时,自我超越能让员工看到自我价值,在变化的工作环境中反思自我,对自我进一步提升。比如,追崇更高尚的人生观、价值和梦想,与他人和环境建立更亲密的关系,用对当下有意义的方式看待过去和未来(Reed, 2008^[33])等,这都能使员工获得更持久的职业幸福感。综上所述,员工特质正念可以使员工从意识内容中抽离,对他人的不幸展现同理心,关注人类命运,获得强烈的自我超越内在驱动,增强其对职业幸福更深层持久的感受和体验。由此,本文提出假设3:

假设3:自我超越在员工特质正念与职业幸福感之间起中介作用。

(四)自我调节和自我超越在员工特质正念与职业幸福感之间的链式中介作用

员工特质正念对职业幸福感的影响,源自正念驱动下个体从自我完善向利他超越的传递,这种内驱传递正符合正念神经生物学机制的S-ART理论模型(Vago和David, 2014^[3]),即正念自我觉知可以减少个体与自我加工相关的偏见,创建可持续的健康心智机制,促进个体有效的自我调节,进而有助于个体的自我超越。员工特质正念作为一种内在的正向资源,可以促进员工有效的自我调节,改变其情绪冲动,使其在面对失败时充满韧性和智慧空间(Baumeister等, 2003^[37])。特别是在不确定性较强的环境中,企业和员工难免会遭遇瓶颈和困难,良好的自我调节能力将帮助员工强有力地应对工作中的不良状态,使其在工作中更专注,减少工作行为偏差。同时,自我调节能帮助员工与其他人发展一种积极关系,这种关系可以超越自我关注的需求,通过对自我价值感和行为模式的深刻认知,增加亲社会特征,促进自我超越,获得生命意义,培育出一种普世的幸福感和美德感(Wallace, 2021^[38])。此外,员工特质正念作为一种元意识,有助于员工产生积极的工作认知和行为调节,并在促进员工自我超越的过程中,给其带来与他人和社会的联结感。具体来说,员工会更关注自我以外的事情(如他人的福祉),发现琐碎工作小事中的乐趣和意义,改变物质主义的价值观,拥有更强的应对不确定性和抗高压的工作能力,增加对自我和他人的共情与帮助(Hofer等, 2011^[39])等。这些都能够使员工在多变的商业环境中,降低危机感,提高复原力、自主性和胜任力,提升职业成就感,发现职业的社会价值,获得持久的职业幸福感体验。

综合前文所述的3个假设,本文认为员工特质正念对职业幸福感产生直接或间接的影响;员工特质正念可以通过促进其内在情绪、行为和认知的调节,激发员工的自我超越,而员工自我超越最终会促进职业幸福感,即存在“员工特质正念→自我调节→自我超越→职业幸福感”的链式作用机制。由此,本文提出假设4:

假设4:自我调节和自我超越在员工特质正念和职业幸福感之间起链式中介作用。

三、研究设计

(一)研究样本与数据收集

本研究采用随机整群取样的方法,在2020年6月—2021年1月期间,选择来自上海市、安徽省、天津市、湖北省、湖南省这5个省、市不同岗位的企业员工进行线上问卷调查。首先进行预调研,以检验问卷设计是否合理。此阶段回收有效问卷145份,有效问卷率为80.6%。对有效问卷进行统计分析后,修正调研问卷部分内容,随后进行正式调研。为减少共同方法偏差带来的影响,本次调研采用两阶段问卷发放的形式:第一阶段收集员工特质正念、自我超越和控制变量(性别、年龄、工作年限和工作性质)的数据,共发出430份问卷,收回383份,回收率为89.07%;第二阶段收集自我调节和职业幸福感的相关数据,主要面向上一阶段收回问卷的员工发放,收回问卷331份,回收率为86.42%。最终在删除42份无效问卷后,获得的有效问卷数量为289份,有效率为87.31%。调查的有效样本情况如表1所示。

表1 样本描述性统计

特征变量	类别	人数	百分比
性别	女	158	54.67%
	男	131	45.33%
年龄	35岁以下	233	80.62%
	35岁及以上	56	19.38%
工作年限	5年以下	215	74.39%
	5~14年	48	16.61%
	15年及以上	26	9.00%
工作性质	高层管理人员	36	12.46%
	部门主管	34	11.76%
	一般工作人员	219	75.78%

(二) 变量测量

本研究采用的测量工具均来源于进行中英文双向互译后的国外成熟量表。为确保量表表达的准确性和内容相同,本研究对量表中的条目进行了中、英文翻译与回译的方式进行修缮。

1. 员工特质正念。

员工特质正念的测量采用 Brown 和 Ryan (2003)^[12]开发的正念觉知量表(MAAS),该量表符合本研究正念的单一维度来评估员工特质正念的设定,共15个条目,采用李克特5点计分法。问卷条目例如:“有时我体验到一些情绪,过一会儿才意识到这种情绪”“除非身体的紧张感或者不舒服感引起我的注意,否则我一般不会去关注身体的感觉”等。

2. 职业幸福感。

职业幸福感采用 Warr (1990)^[2]编制的情绪幸福感量表、工作力量表以及 Hackman 和 Oldham (1976)^[40]编制的工作自主性量表来综合测量,采用李克特5点计分法,共三个维度(情绪幸福感、工作自主性和工作能力),22个条目,其中12个条目测量情绪幸福感,4个条目测量工作自主性,6个条目测量工作能力。问卷条目例如:“我几乎能处理好工作中的任何问题”“当我下班后,我还会担心工作问题”等。

3. 自我调节。

自我调节的测量采用改编自 Novak 和 Clayton (2001)^[41]修订的自我调节量表 SRS,采用李克特4点计分法。量表有三个维度(情绪调节、行为调节和认知调节),共26个条目,其中9个条目测量情绪调节维度,7个条目测量行为调节维度,10个条目测量认知调节维度。问卷条目例如:“我很难控制住自己的脾气”“当我生气的时候,我的行为会失控”等。

4. 自我超越。

自我超越的测量采用 Reed (2008)^[33]编制的自我超越量表 STS,量表是共15个条目的单一维度量表,采用李克特4点计分法。问卷条目例如:“我还是能很好地接受我自己”“我乐于现有的嗜好或兴趣”等。

5. 控制变量。

鉴于人口统计学变量会对职业幸福感产生影响,并结合以往相关研究对控制变量的选取,本文将性别、年龄、工作年限和工作性质作为控制变量进行处理,以降低控制变量对职业幸福感的影响。接下来,本文将运用 SPSS 23 和 AMOS 25 这两个统计软件对

数据进行处理和分析。

四、数据分析与结果

(一) 信度和效度检验

本研究使用 SPSS 23 软件对问卷进行信度检验,采用内部一致性系数 Cronbach's α 作为衡量指标。本研究变量对应量表的 Cronbach's α 值如表 2 所示,可见该系数值均大于 0.7,说明各量表的信度良好。

表 2 量表信度检验

量表	Cronbach's α
正念觉知量表 (MAAS)	0.894
自我超越量表 (STS)	0.901
自我调节量表 (SRS)	0.888
职业幸福感量表	0.899

由于本文采用的均为国内外成熟量表,故可以通过结构方程模型对研究变量进行区分效度分析,即使使用验证性因子分析法来检验员工特质正念、自我调节、自我超越和职业幸福感四个变量相互间能否有效区分。本文采用 AMOS 25 软件,利用 χ^2/df 、NFI、CFI、IFI 和 RMSEA 这些拟合指标检验模型的拟合效果。由表 3 可知,结果显示四因子模型拟合度最优,其中 $\chi^2/df=2.918<5$, $NFI=0.914>0.9$, $CFI=0.907>0.9$, $IFI=0.954>0.9$, $RMSEA=0.061<0.08$,各项指标均符合模型拟合的良好要求。若将四个变量按相应规则合并,构建三因子、二因子及单因子比较模型,对应模型的拟合情况均不如四因子模型,这表明四因子模型具有良好的区分效度。

(二) 描述性统计分析与相关性检验

本文用 SPSS 23 软件对变量进行描述性统计和相关性检验,各变量的均值(M)、标准差(SD)和相关系数如表 4 所示。由表 4 可知,员工特质正念分别与职业幸福感 ($r=0.324, p<0.01$)、自我调节 ($r=0.530, p<0.01$)、自我超越 ($r=0.381, p<0.01$) 呈显著正相关关系。自我调节对职业幸福感有显著正向影响 ($r=0.175, p<0.05$);自我超越对职业幸福感有显著正向影响 ($r=0.534, p<0.01$);自我调节对自我超越有显著正向影响 ($r=0.369, p<0.01$)。综上,员工特质正念、自我调节、自我超越和职业幸福感四个研究变量呈两两显著正相关关系,这为后续中介变量的检验奠定了基础。

表3 验证性因子分析结果

模型	χ^2/df	NFI	IFI	CFI	RMSEA
四因子模型 (A、B、C、D)	2.918	0.914	0.954	0.907	0.061
三因子模型 (A、B+C、D)	10.496	0.706	0.673	0.762	0.116
两因子模型 (A+B、C+D)	6.324	0.866	0.752	0.796	0.094
单因子模型 (A+B+C+D)	15.987	0.518	0.575	0.621	0.137

注：A表示特质正念、B表示自我调节、C表示自我超越、D表示特质正念。

表4 变量的描述性统计和相关性检验

	M	SD	性别	年龄	工作年限	工作性质	特质正念	自我调节	自我超越
性别	1.547	0.499							
年龄	1.193	0.396	0.065						
工作年限	1.342	0.633	0.098	0.783**					
工作性质	2.634	0.695	0.202*	0.174*	0.253**				
特质正念	3.133	0.765	0.140	0.142	0.095	0.046			
自我调节	3.676	1.121	0.132	0.109	0.035	0.122	0.530**		
自我超越	3.630	0.501	0.117	0.004	-0.119	0.031	0.381**	0.369**	
职业幸福感	3.811	2.165	0.021	0.130	0.059	-0.200*	0.324**	0.175*	0.534**

注：*、**分别表示 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ ，下同；M为均值，SD为标准差。

(三) 假设检验

本研究应用 AMOS 25 软件进行结构方程模型分析，首先建立基础模型（图1），并使用 Bootstrap 方法进行中介效应检验。使用 Bootstrap 法的好处是它相较于中介效应的其他检验方法（因果步骤法和系数乘法）而言更具有普适性，它既不要求总效应显著作为前提条件，也无需抽样分布服从正态分布，只要对应路径的置信区间不包含0，就说明存在中介效应（方杰等，2012^[42]）。该方法适合于本研究的应用情境。采用 Bootstrap 法时，设置研究样本的重复抽样次数为5000，置信水平为95%，检验结果如表5所示。由图1可知，在引入中介变量后，“自我调节→职业幸福感”这条影响路径不显著，即自我调

节不能显著正向影响员工的职业幸福感。由表5可知，检验自我调节在员工特质正念和职业幸福感之间中介效应的治理显示，自我调节的中介效应为-0.011，95%的置信区间为（-0.138，0.189），包含0，说明自我调节在员工特质正念与职业幸福感之间不存在中介效应，假设2不成立。

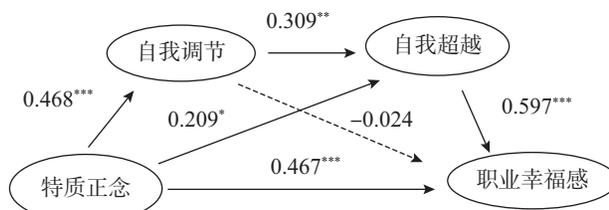


图1 基础模型

注：***表示 $p < 0.001$ ，下同。

表5 基础模型中介效应检验

中介路径	效应值	Bias-corrected Bootstrap 95% CI	
		LOWER	UPPER
		特质正念→自我调节→自我超越→工作幸福感	0.086**
特质正念→自我调节→工作幸福感	-0.011	-0.138	0.089
特质正念→自我超越→工作幸福感	0.125*	-0.291	-0.005
特质正念→自我调节→自我超越	0.145**	0.052	0.317
自我调节→自我超越→工作幸福感	0.185**	0.054	0.449

在此基础上，再使用结构方程建模的方法构建本文对比模型（图2），对基础模型和对比模型的拟合指标进行比较，结果如表6所示。由表6可知，除了基础模型的RMSEA=0.102偏大外，基础模型（ $\chi^2=101.328$, $df=38$, $\chi^2/df=2.667$, $NFI=0.894$, $IFI=0.931$, $CFI=0.929$, $TLI=0.898$ ）和对比模型（ $\chi^2=101.391$, $df=39$, $\chi^2/df=2.600$, $NFI=0.901$, $IFI=0.932$, $CFI=0.931$, $RMSEA=0.058$, $TLI=0.902$ ）的拟合指标均符合要求，但相比之下，对比模型的拟

合指标要优于基础模型，该对比模型即为本研究的最佳拟合模型。

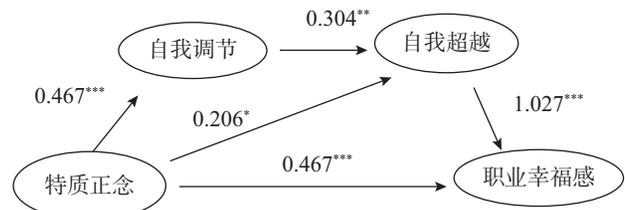


图2 对比模型（最佳拟合模型）

表6 模型拟合指标比较

模型	χ^2	df	χ^2/df	$\Delta\chi^2$	NFI	IFI	CFI	RMSEA	TLI
基础模型	101.328	38	2.667	—	0.894	0.931	0.929	0.102	0.898
对比模型	101.391	39	2.600	0.063	0.901	0.932	0.931	0.058	0.902

在控制性别、年龄、工作年限等变量后，对最佳拟合模型进行路径分析和Bootstrap法中介效应检验，结果如表7和表8所示。在该模型的影响路径分析中，由表7可知，各变量间的直接影响路径均显著。其中，员工特质正念与职业幸福感的直接效应为0.467，说明员工特质正念对职业幸福感有显著正向影响，假设1得证。特质正念对自我超越有显著的直接影响，直接效应为0.206；自我超越对职业幸福感亦有显著的直接影响，效应值为1.027；根据表8，自我超越在特质正念和职业幸福感之间的中介作用显著，效应值为0.212，95%置信区间为（-0.507，

-0.008），不包含0。由此，假设3成立。

根据表8，在修正后的最佳拟合模型中，自我调节在特质正念和自我超越之间的中介作用显著，效应值为0.142，95%置信区间为（0.051，0.301），不包含0。自我超越在自我调节和职业幸福感之间的中介作用显著，效应值为0.312，95%置信区间为（0.089，0.694），不包括0。自我调节和自我超越在特质正念和职业幸福感之间的链式中介作用显著，效应值为0.146，95%置信区间为（0.046，0.357），不包含0。由此，假设4成立。

表7 最佳拟合模型路径分析

路径	路径系数	直接效应	间接效应	总效应
特质正念→自我调节	0.467***	0.467***	—	0.467
自我调节→自我超越	0.304**	0.304**	—	0.304
特质正念→自我超越	0.206*	0.206*	0.142**	0.348
自我调节→职业幸福感	—	—	0.312**	0.312
特质正念→职业幸福感	0.467***	0.467***	0.358	0.825
自我超越→职业幸福感	1.027***	1.027***	—	1.027

表8 最佳拟合模型中介效应检验

中介路径	效应值	Bias-corrected Bootstrap95% CI	
		LOWER	UPPER
		特质正念→自我调节→自我超越→职业幸福感	0.146**
特质正念→自我超越→职业幸福感	0.212*	-0.507	-0.008
特质正念→自我调节→自我超越	0.142**	0.051	0.301
自我调节→自我超越→职业幸福感	0.312**	0.089	0.694

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

本文基于组织行为学和心理学相关理论,构建企业员工特质正念、自我调节、自我超越影响职业幸福感的链式研究模型,运用对企业员工问卷有效调查数据进行实证检验,得到如下主要研究结论。

第一,企业员工特质正念是正向影响职业幸福感的重要因素。以往的心理学研究已关注个体正念对其心理幸福感的影响(Brown和Ryan,2003^[12]),但未有深入到组织管理中对职场幸福感的影响研究。本研究选择员工特质正念作为自变量,检验其对职业幸福感的直接影响,证实员工特质正念水平越高,员工的情绪幸福感、工作自主性和工作能力就越高,所能感受到职业带来的幸福感和满足感越强。研究发现员工特质正念作为一种有价值的内在资源,能够从内而外地促进员工完全临在于当下的专注与稳定,自我觉察与同情,工作联结与投入,提升员工职业幸福感体验。本研究结论丰富了正念理论在组织领域中的应用,也有益地拓展了职业幸福感的前因研究。

第二,企业员工特质正念可以直接通过自我超越促进职业幸福感,但不能通过自我调节对职业幸福感产生影响。本研究分别将自我超越和自我调节纳入特质正念对职业幸福感的影响路径检验中,实证显示自我超越在员工特质正念和职业幸福感之间发挥重要中介作用。员工特质正念能够驱动员工的自我超越行为,进而激发其内在资源,使其更积极地看待职业挑战与压力,领悟职业价值与意义,增进利他与和谐发展,从而获得对职业幸福感的提升。然而,员工特质正念虽然能够有效驱动员工在情绪、行为和认知方面的自我调节,但自我调节不能促进员工职业幸福体验,影响有限。本研究从自我选择角度,发现了自我调节与自我超越在特质正念与职业幸福感之间不同的中介影响作用,为企业员工由内驱动职业幸福感的机理边界提供了理论支持。

第三,企业员工特质正念可以通过对员工自我调节和自我超越的持续作用实现对职业幸福感的提升。现有研究从神经生物学机制上提出正念提升个体自我调节和自我超越能力的理论模型(Vago和David,2012^[3]),但未有拓展应用和实证。本研究进一步拓展该理论,构建员工特质正念影响职业幸福感的链式中介模型,实证了“特质正念→自我调节→自我超

越→职业幸福感”这一最佳链式影响过程。本研究发现员工特质正念作为一种“接近对感知的感知”能力,可以增加员工对所处环境的敏锐觉察力,清晰觉知内在资源损耗,提升其自我调节能力;进而继续在员工自我选择的内在驱动中突破职业成长上限,促进自我超越;最终实现对职业持久和稳定的幸福感与满足感。这一研究结论显示了员工觉知和注意力、情感与行为调节、职业胜任和职业投入、利他与亲社会性、幸福与满足等一系列连续内在动态影响,为企业激励员工职业幸福感的研究提供了重要理论依据。

(二) 管理启示

笔者基于探讨员工特质正念对职业幸福感影响机理的研究结论,得到如下管理启示:

第一,特质正念可以作为员工职业发展中促进其职业幸福感的重要人格特质进行培育。企业应该在组织中积极培训与开发正念型员工,通过开展员工职场正念课程、采用正念沟通、正念会议等工作方法,积极提升员工的正念水平;帮助员工从高度紧张和充满压力的工作环境中解脱,找回内心平静,在自我觉察的空间中获得职业幸福感。与此同时,在日益不确定的商业环境下,员工为了获得更高的内心资源和幸福感,也可以主动通过自我经验习得提升自身特质正念水平,拥有对当下准确的觉知能力、客观的判断力、职业投入以及应对挑战的能力,从而提升企业创造力和绩效。

第二,企业在激励员工职业幸福感时应该持续地关注员工自我选择的动态变化,因为在员工通过特质正念驱动职业幸福感的过程中,自我调节对职业幸福感的影响有限,却又非常重要。自我调节能够为企业带来心理、行为和认知上都更为自律的员工,然而,如果员工只关注自己,只追求短期效益,这种“利己”驱动的满足感是短暂而波动的。因此,企业应该激励员工明白通过内驱力获得自我调节的真正意义在于驱动内在有效资源和内在空间进一步超越自我,进而帮助员工获得长期持续的职业生涯幸福感。

第三,激发员工实现自我超越是最终促进其职业幸福感的重要环节。企业需要培养员工的亲社会性和利他行为,帮助其在日趋激烈的工作中承担起来自职业、身心等方面的考验,打破超越自我认知的限制,寻求员工职业中“生命价值”的意义,实现员工与企业、社会的“命运共同体”。在实践中,企业领导

者更应该积极打造“利他”“共生”“慈爱”“坚毅”“创造于当下”的企业核心价值观和企业文化,丰富员工的内心资源,给予员工更多自我实现的机会,突破职业成长限制,以提升员工对职业的认同和奉献。

(三) 局限与展望

本文深入研究了员工特质正念对职业幸福感链式影响机理,但可能仍存在局限,未来研究可以从以下三个方面进行有价值的拓展与深化。第一,本研究验证了员工特质正念对其职业幸福感的影响,也指出正念包括特质正念和状态正念两种。未来研究可以从状态正念研究着手,使用实验研究法,通过对员工正念培训后的实验组和对照组收集相关数据进行实证研

究,在消除员工个体差异影响的基础上,深入探讨企业动态正念干预对员工职业幸福感的影响机理。第二,本研究通过自我调节、自我超越的链式中介作用探讨了员工特质正念对职业幸福感的影响,未来研究应继续从外部环境角度或其他心理特征角度,引入影响员工正念和职业幸福感的调节变量,进一步探讨影响机理的边界条件。第三,本研究从员工层面探讨了个体特质正念对职业幸福感影响机理,未来研究可以从领导、团队或组织方面展开,通过跨层次研究探讨个体正念、领导正念和团队正念对员工职业幸福感的影响机理。

参考文献

- [1] Chan X W, Kalliath P, Chan C, et al. How Does Family Support Facilitate Job Satisfaction? Investigating the Chain Mediating Effects of Work-family Enrichment and Job-related Well-being [J]. *Stress and Health*, 2020, 36 (1): 97-104.
- [2] Warr P. The Measurement of Well-being and Other Aspects of Mental Health [J]. *Journal of Occupational Psychology*, 1990, 63 (3): 193-210.
- [3] Vago D R, David S A. Self-awareness, Self-regulation and Self-transcendence (S-ART): A Framework for Understanding the Neurobiological Mechanisms of Mindfulness [J]. *Frontiers in Human Neuroscience*, 2012, 6: 1-30.
- [4] Jackson K T. Review of the Mind of a Leader: How to Lead Yourself, Your People, and Your Organization for Extraordinary Results by R. Hougaard and J. Carter [J]. *Journal of Business Ethics*, 2019, 159: 927-934.
- [5] Shonin E, Van Gordon W, Dunn T J, Singh N N, Griffiths M D. Meditation Awareness Training (MAT) for Work-related Well-being and Job Performance: A Randomised Controlled Trial [J]. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 2014, 12 (6): 806-823.
- [6] 郑晓明,倪丹,刘鑫.基于体验抽样法的正念对工作——家庭增益的影响研究[J].*管理学报*,2019(3):360-368.
- [7] Wongtongkam N, Krivokapic-Skoko B, Duncan R, Bellio M. The Influence of a Mindfulness-based Intervention on Job Satisfaction and Work-related Stress and Anxiety [J]. *International Journal of Mental Health Promotion*, 2017, 19 (3): 134-143.
- [8] Xie J, Ifie K, Gruber T. The Dual Threat of COVID-19 to Health and Job Security-Exploring the Role of Mindfulness in Sustaining Frontline Employee-related Outcomes [J]. *Journal of Business Research*, 2022, 146: 216-227.
- [9] 沈莉,葛玉辉.正念领导力——作用机制与动态发展模型[J].*商业经济与管理*,2021(358):16-28.
- [10] Bishop S R, Lau M, Shapiro S, Carlson L, Anderson N D, Carmody J, Devins G. Mindfulness: A Proposed Operational Definition [J]. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 2004, 11 (3): 230-241.
- [11] Walach H, Buchheld N, Buttenmüller V, Kleinknecht N, Schmidt S. Measuring Mindfulness—The Freiburg Mindfulness Inventory (FMI) [J]. *Personality and Individual Differences*, 2006, 40 (8): 1543-1555.
- [12] Brown K W, Ryan R M. The Benefits of Being Present: Mindfulness and Its Role in Psychological Well-being [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 2003, 84 (4): 822.
- [13] Ryan R M, Deci E L. Self-determination Theory and the Facilitation of Intrinsic Motivation, Social Development, and Well-being [J]. *American Psychologist*, 2000, 55 (1): 68.
- [14] Bakker A B, Oerlemans W. Subjective Well-being in Organizations [J]. *The Oxford Handbook of Positive Organizational Scholarship*, 2011, 49: 178-189.
- [15] Ryff C D. Happiness Is Everything, or Is It? Explorations on the Meaning of Psychological Well-being [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1989, 57 (6): 1069.
- [16] Fisher C D. Happiness at Work [J]. *International Journal of Management Reviews*, 2010, 12 (4): 384-412.
- [17] 黄亮.中国企业员工工作幸福感的维度结构研究[J].*中央财经大学学报*,2014,(10):84-92.
- [18] Halbesleben J R B, Wheeler A R. The Relative Roles of Engagement and Embeddedness in Predicting Job Performance and Intention to Leave [J]. *Work & Stress*, 2008, 22 (3): 242-256.
- [19] Hobfoll S E. Conservation of Resource Caravans and Engaged Settings [J]. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 2011, 84 (1):

116-122.

- [20] 李爱梅, 王笑天, 熊冠星, 李斌, 凌文铨. 工作影响员工幸福体验的“双路径模型”探讨——基于工作要求-资源模型的视角 [J]. 心理学报, 2015 (5): 624-636.
- [21] Hülsheger U R, Alberts H J E M, Feinholdt A, et al. Benefits of Mindfulness at Work: the Role of Mindfulness in Emotion Regulation, Emotional Exhaustion and Job Satisfaction [J]. Journal of Applied Psychology, 2013, 98 (2): 310.
- [22] Malinowski P, Lim H J. Mindfulness at Work: Positive Affect, Hope, and Optimism Mediate the Relationship between Dispositional Mindfulness, Work Engagement, and Well-being [J]. Mindfulness, 2015, 6 (6): 1250-1262.
- [23] Reb J, Narayanan J, Chaturvedi S. Leading Mindfully: Two Studies on the Influence of Supervisor Trait Mindfulness on Employee Well-being and Performance [J]. Mindfulness, 2014, 5 (1): 36-45.
- [24] Zimmerman B J. Attaining Self-regulation: A Social Cognitive Perspective [M]// Handbook of Self-regulation. New York: Academic Press, 2000: 13-39.
- [25] Chambers R, Gullone E, Allen N B. Mindful Emotion Regulation: An Integrative Review [J]. Clinical Psychology Review, 2009, 29 (6): 560-572.
- [26] Glomb T M, Duffy M K, Bono J E, Yang T. Mindfulness at Work [J]. Research in Personnel and Human Resources Management, 2011, 30: 115-157.
- [27] Bandura A. Social Foundations of Thought and Action [M]. Upper Saddle River: Prentice Hall, 1985: 23-28.
- [28] Good D J, Lyddy C J, Glomb T M, et al. Contemplating Mindfulness at Work: An Integrative Review [J]. Journal of Management, 2016, 42 (1): 114-142.
- [29] Seligman M E. Learned Optimism: How to Change Your Mind and Your Life [M]. New York: Vintage Books, 2006.
- [30] Henoch J R, Klusmann U, Luedtke O, et al. The Development of Occupational Self-Regulation: A Comparison of Teacher Students with Other Students [J]. Zeitschrift Fur Padagogische Psychologie, 2015, 29 (3/4): 151-162.
- [31] Twenge J M. Time Period and Birth Cohort Differences in Depressive Symptoms in the US, 1982-2013 [J]. Social Indicators Research, 2015, 121 (2): 437-454.
- [32] 刘萍, 张荣伟, 李丹. 自我超越价值观对持久幸福感的作用及机制 [J]. 心理科学进展, 2022 (3): 660-669.
- [33] Reed P G. Theory of Self-transcendence [J]. Middle Range Theory for Nursing, 2008, 3: 105-129.
- [34] Langer E J. Minding Matters: The Consequences of Mindlessness-Mindfulness [J]. Advances in Experimental Social Psychology, 1989, 22: 137-173.
- [35] Coward D D, Kahn D L. Resolution of Spiritual Disequilibrium by Women Newly Diagnosed with Breast Cancer [J]. In Oncology Nursing Forum, 2004, 31 (2): 24.
- [36] Maslow A H. Various Meanings of Transcendence [J]. Journal of Transpersonal Psychology, 1969, 1 (1): 56-66.
- [37] Baumeister R F, Campbell J D, Krueger J I, Vohs K D. Does High Self-esteem Cause Better Performance, Interpersonal Success, Happiness, or Healthier Lifestyles? [J]. Psychological Science in the Public Interest, 2003, 4 (1): 1-44.
- [38] Wallace B A. Minding Closely: the Four Applications of Mindfulness [M]. Tibet: Shambhala Publications, 2021.
- [39] Hofer J, Busch H, Kärtner J. Self-Regulation and Well-being: The Influence of Identity and Motives [J]. European Journal of Personality, 2011, 25 (3): 211-224.
- [40] Hackman H R, Oldham G. R. Motivation Through the Design of Work: Test of a Theory [J]. Organizational Behavior and Human Performance, 1976, 16 (2): 250-279.
- [41] Novak S P, Clayton R R. The Influence of School Environment and Self-regulation on Transitions between Stages of Cigarette Smoking: A Multilevel Analysis [J]. Health Psychology, 2001, 20 (3): 196.
- [42] 方杰, 张敏强, 邱皓政. 中介效应的检验方法和效果量测量: 回顾与展望 [J]. 心理发展与教育, 2012 (1): 105-111.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

问题属性、权威介入与跨区域环境协作治理

——基于京津冀地区的案例比较分析

The Nature of Dilemmas, Political Authority, and Cross-domain Collaborative Environmental Governance: Based on Comparative Analysis of Cases in the Beijing-Tianjin-Hebei Region

李宇环 张秋香 石银凤

LI Yu-huan ZHANG Qiu-xiang SHI Yin-feng

[摘要] 建设以首都为中心的世界级城市群，京津冀地区承载了推动区域均衡发展的重要使命，在京津冀众多协同领域中生态环境保护被列为三个率先突破的重点领域之一。本文选取京津冀地区环境协作治理为案例，运用制度性集体行动框架，基于该区域大气污染和水污染两个不同属性的问题领域，收集2013年至2021年的数据，分析问题属性差异和权威介入程度对协作达成的影响。通过案例分析发现在不同问题属性领域，协作治理网络结构特征确有不同；权威介入可以通过调节权责明晰性和利益分配均等性促进协作达成。最后在案例分析的基础上提出了推动地方政府协作达成的政策建议。

[关键词] 问题属性 权威介入 制度性集体行动 大气污染治理 水污染治理

[中图分类号] F207 D035.1 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 10-0119-10

Abstract: To build a world-class city cluster with the capital as the center, the Beijing-Tianjin-Hebei region bears the important mission of promoting balanced regional development, and ecological and environmental protection has been listed as one of the three key areas of the Beijing-Tianjin-Hebei synergy. This paper selected the Beijing-Tianjin-Hebei region as a case study, used the institutional collective action framework, collected data from 2013 to 2021 based on two problem areas with different attributes of air pollution and water pollution in the region, and analyzed the impact of problem attribute differences and authority intervention degree on the cooperation achievement. Through case analysis, it is found that the structure characteristics of collaborative governance network are indeed different in different problem attribute domains. Authority intervention can promote cooperation by regulating the clarity of power and responsibility and the equality of interest distribution. Finally, on the basis of case analysis, some policy suggestions are put forward to promote the cooperation between local governments.

Key words: The nature of different dilemmas Authority intervention Institutional collective action Air pollution control Water pollution control

[收稿日期] 2022-07-22

[作者简介] 李宇环，女，1985年12月生，中央财经大学政府管理学院副教授，研究方向为政府战略管理、公共治理、风险治理；张秋香，女，1999年7月生，中央财经大学保险学院硕士研究生，研究方向为公共治理、行为公共政策；石银凤，女，1994年8月生，中央财经大学政府管理学院博士研究生，研究方向为应急管理。本文通讯作者为李宇环，联系方式为 yuhuan.lee@163.com。

[基金项目] 北京市哲学社会科学项目“北京河湖协同治理与河长制建设研究”（项目编号：17GLC039）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、问题的提出

改革开放以来,各种生产要素在区域之间的自由流通和聚集,形成了长三角、珠三角、京津冀等具有区域竞争优势的大都市圈,同时也催生了诸如风沙、大气污染、水污染等大量“外部化”和“无界化”的跨区域环境问题,如何促进地方政府间的协作治理成为应对此类问题的关键(阿格拉诺夫和麦圭尔,2007^[1])。已有研究主要用集体行动的困境解释跨区域公共事务的治理问题。在跨区域环境问题的治理中,导致集体行动困境的原因主要有两个方面:一是跨区域环境问题的性质。环境污染是一种典型的负外部性问题,并且部分环境问题跨越了两个及以上行政区(沈坤荣等,2017^[2]),正是因为行政区隔的存在使得治理绩效的测量难度较大,因此理性的地方政府缺乏主动治理此类问题的内在动机。二是政府间权力和责任的碎片化。在财政分权体制下,地方政府在资金的使用上拥有较大自主权,基于理性决策的利益最大化,导致地方政府往往优先关注辖区内的公共事务,而忽视跨区域公共问题的治理。同时,在“行政发包制”的体制安排下,各种事务被逐渐发包至基层,中央、地方和基层政府之间的权威关系和控制权分配也影响着政策执行者的注意力配置,因此地方政府通常会忽略权责关系不明确的跨区域环境问题的治理(周雪光和练宏,2012^[3])。那么地方政府在跨区域问题治理上如何达成协作呢?

传统的解决方案主要有两种:一是强调通过竞争的方式提升地方政府在公共物品供给上的效率以及促进其对居民需求的关注;二是强调通过集中统一管理解决社会经济和环境的外部性问题。与传统研究将竞争与合作看成一对对立关系不同,本文认为合作和竞争在政府跨区域问题的治理中应当是一对互补而非互斥的关系。在面临资源稀缺情况时,地方政府之间存在竞争关系,但这并不妨碍他们之间的沟通和交流,“合作关系”可以积累社会资本,增进信任,降低合作成本(Feiock,2002^[4])。传统研究只观察影响政府行动的因素以及最后政府选择合作的具体形式,但制度性集体行动框架提供了解释地方政府协作治理的微观动机与现实选择之间的机理模型。因此,近年来制度性集体行动框架(Institutional Collective Action,

ICA)成为研究协作治理的主流框架。ICA框架是Feiock等人基于美国大都市治理实践提出的应对跨区域事务治理的模型,其前提之一是地方政府“碎片化”特征明显,即相互之间不存在行政隶属关系,各地方政府在治理跨域公共事务过程中“身份平等”。而中国的央地关系以及地方政府间关系十分复杂,牵扯甚多(温雪梅,2020^[5])。因此,本文在借用该理论解释中国跨域问题治理时引入跨域问题属性和权威介入两个因素,从这两个因素出发我们选择京津冀地区的跨域环境问题协作治理作为案例进行分析。

2014年京津冀协同发展上升为重大国家战略,2015年《京津冀协同发展规划纲要》发布,2019年习近平总书记提出“强化生态环境联防联控联治,持之以恒推进京津冀地区生态建设”的工作要求,京津冀一体化发展成为党中央、国务院在新的历史条件下提出的重大国家战略和重大决策部署。建设以首都为中心的世界级城市群,京津冀地区承载了推动区域均衡发展的重要使命。在京津冀众多协同领域中生态环境保护被列为三个率先突破的重点领域之一,三地在协作治理的思想共识、体制建设、机制设计、规划立法等方面取得了重要进展和突出成效。2021年,京津冀地区PM_{2.5}平均浓度降至38微克/立方米,其中北京市PM_{2.5}年均浓度降至33微克/立方米,空气质量首次全面达标,大气污染治理取得里程碑式突破;京津冀192个国家地表水考核断面水质达到或好于Ⅲ类的断面比例为70.4%,同比提高8个百分点,其中北京市达到或好于Ⅲ类国家断面比例,提高到75.7%,^①在重大国事活动期间的“冬奥蓝”“北京蓝”得到国际国内社会一致好评。本文选取京津冀地区的环境协作治理进行案例分析,一方面在于该区域的环境问题涉及多种类别,如固体废弃物、水、土壤、大气、风沙等,对于我们分析环境问题属性对协作达成的影响提供了较典型的场景;另一方面,京津冀协同发展作为重大国家战略,会较为频繁地接受来自中央层面的政策干预,这同样对我们分析权威介入对协作达成的影响提供了有价值的范本。基于此,本研究将聚焦分析在不同属性的跨域环境问题治理中,中央或上级权威应当如何发挥调节作用以解决地方政府的行动困境,以期为我国跨区域问题治理提供理论支撑。

^① 数据来源:邓佳,张雪晴,京津冀三地生态环境部门联合签署“十四五”合作框架协议,中华人民共和国生态环境部网站, https://www.mee.gov.cn/ywdt/dfnews/202206/t20220622_986288.shtml, 2022-08-09。

二、文献综述

在“中国知网”以“环境协作治理”为关键词进行检索,共检索到191篇文献,发表时间主要集中在2013年之后。在理论研究层面,已有文献主要讨论了影响跨域环境协作治理的横向、纵向因素。横向因素主要阐释协作主体间的学习路径对协作的影响;纵向因素主要关注科层发包型协作、适应调整型协作、市场契约型协作、多元参与型协作等治理策略对协作行为的影响(崔晶和毕馨雨,2020^[6])。除此之外,也有学者就城市群经济社会特征的异质性程度(锁利铭,2017^[7])、中央或上级政府的纵向干预(周凌一,2020^[8];徐换歌和王峰,2022^[9];邢华和邢普耀,2021^[10])、环境领域差异(锁利铭等,2020^[11])等因素对政府跨域环境协作治理的机制和效果进行了研究。另外,也有学者对跨域环境协作治理机制的构建策略进行了讨论,但是大多停留在思辨意义上(黄爱宝,2009^[12];胡佳,2015^[13];刘柯,2019^[14])。在实证研究层面,主要是基于单案例或多案例的研究,一种角度是从时空维度描述跨域环境协作治理的演变过程机制或协作结构(孙涛和温雪梅,2018^[15];马捷和锁利铭,2019^[16]);另一种角度是从案例实践出发探索跨域环境协作治理的路径(张紧跟和唐玉亮,2007^[17];林谋,2015^[18];李燕凌等,2016^[19])。

围绕京津冀地区的环境协作治理研究,目前有三条理论路径:一是从整体性治理理论出发,认为京津冀地区应整合各地政府内部职能相近的部门,形成包含财政、人事、信息等系统在内的跨区域整体性合作组织(崔晶,2011^[20]);二是基于自组织主导的多中心治理理论,强调由群众自发形成的正式或非正式组织是解决公共事务集体行动困境的关键,弱化了政府在其中的作用(汪泽波和王鸿雁,2016^[21]);三是从协同治理理论视角,强调多主体之间的沟通和合作,并建立包括目标、执法、信息、评估和技术等方面的协同机制以保证制度的持续性(魏娜和赵成根,2016^[22])。

上述研究视角从“应该怎么做”的问题出发给出了跨域环境治理的路径,但从实践来看,受制度安排、交易成本、合作基础、问题属性等因素的限制,任何单一路径都很难奏效。因此,本文基于制度性集体行动框架,从跨域协作过程“是什么”以及“为什么”的问题出发,分析政府协作机制的“黑箱”。

制度性集体行动框架融合了奥尔森个体层面的行动理论、奥斯特罗姆的制度发展框架、科斯的交易成本理论,为解释地方政府协作治理的微观动机与过程机理提供了理论基础。Feiock对制度性集体行动框架进行了完整描述,打开了集体行动困境与合作机制之间的“黑箱”(Feiock,2013^[23])。国内学者在这一框架基础上构建了基于中国场景的区域协同治理框架,对长三角、粤港澳大湾区、京津冀地区等区域的协作治理进行了案例研究(锁利铭等,2013^[24];锁利铭,2014^[25];崔晶和汪星熹,2020^[26];戴亦欣和孙悦,2020^[27];锁利铭等,2020^[11];蔡岚,2019^[28])。一类是解释性研究,即运用相关技术方法如社会网络分析法描述区域协同治理网络的特征,再结合制度性集体行动框架进行解释(单学鹏和罗哲,2021^[29]);一类是理论研究,即结合中国具体情况尝试将制度性集体行动框架本土化(温雪梅,2020^[5]);还有一类属于协作治理影响因素的研究,主要集中在公共物品属性(锁利铭等,2020^[11])、政府合作层级(崔晶和汪星熹,2020^[26])、区域异质性三个方面(李佳芸,2017^[30])。不同于西方国家,中国地方政府的行为会受到来自上级或者中央权威的纵向干预影响。那么针对不同的环境问题领域,中央或者上级政府应该如何发挥调节作用才能推动有效协作,本文将尝试通过京津冀地区的环境协作分析回应这一议题。

三、地方政府跨域环境协作治理的理论框架

(一) 问题属性对地方政府协作行为的影响

ICA框架认为,问题属性会影响地方政府的协作行为。有学者用“资产专用性”和“绩效可测量性”两个维度来区分不同领域的问题属性,并通过案例分析发现地方政府针对不同领域环境污染治理形成的协作方式存在较大差异(锁利铭等,2020^[11])。资产专用性是美国学者威廉姆森在研究组织交易成本理论时所提出的概念,其定义为“在不牺牲生产价值的条件下,资产可用于不同用途和由不同使用者利用的程度”(Williamson,1981^[31]);绩效可测量性是指在环境治理过程中成本投入的衡量难度以及治理效果的检测难度。本文基于这两个概念,并结合跨域环境问题协作的影响因素,提出“权责明晰性”和“利益可分配性”来界定环境问题属性。

实际上,地方政府在决定是否进行协作时首先考虑两个因素:一是各方在跨域协作中的权责能否明确界定;二是因协作而产生的收益是否能均衡分配。尽

管协作各方能够在协作可以降低总体平均成本这一问题上达成共识,但每个主体在其中的责、权、利是否能明确且易测量,直接影响到各方的协作意愿以及后续的监督和问责(阿格拉诺夫和麦圭尔,2007^[1])。另外,当地方政府协作的总体目标达成一致时,利益能否被均等分配就成了争论的话题。如果协作主体预期成本和利益无法被均等分配,那么潜在的参与者就有动机低估自己的能力并寻求搭便车,此时也会对协作的达成产生障碍(Feiock,2013^[23])。因此,不同问题属性会对地方政府协作达成产生影响。

基于上述分析,本文衡量提出问题属性的两个维度:权责明晰性和利益分配均等性。权责明晰性是指在协作过程中各主体的权力和责任范围是否可以被清晰界定。由于在协作过程中,各主体之间并不存在明显的上下级关系,每一个协作主体对于共同目标的达成都负有一定责任,但由于某些问题领域在责任追溯方面存在困难,也就造成了人人都有责任,但实际上没有人完全负责。只有当跨域问题治理的投入和产出可以被清晰地衡量,各协作主体的权力和责任范围才能被确定,协作也就更容易达成。例如在大气污染治理过程中,由于存在不确定性和空间外溢性,一旦协作总体目标没有达成,很难确定哪一个协作主体应当负主要责任。因此,权责明晰程度对地方政府协作达成会产生影响。

利益分配均等性是指协作产生的好处能否被均等地分配。通常资源依赖是协作得以产生的前提,协作的本质实际上是资源的交换。各协作主体在针对某一跨域问题的治理上所具备的资源是不一样的,那么理性的主体在决定是否协作时就需要考虑自己获取的收益和资源的投入是否成正比。如果某一主体投入的资源较少,但获取的收益最大,那么投入资源较多而获取收益较少的一方就不愿意进行协作。并且,如果某一跨域问题的利益分配均等程度较低,那么潜在的协作主体就有动机低估自己的资源支付能力而选择搭便车。也就是说,收益分配均等程度越高,地方政府越容易达成协作。生态补偿机制是调节利益分配均等化的重要举措,例如天津市和河北省于2017年开展了第一期引滦入津上下游横向生态补偿工作,探索通过生态补偿机制解决滦河的污染问题。因此,收益分配均等程度对地方政府协作达成会产生影响。

(二) 权威介入对地方政府协作达成的影响

当地方政府因为跨域环境问题性的复杂程度较高而协作意愿较低时,来自中央或上期的介入成为促进

协作达成的关键。有学者从干预措施本身的特点出发,将这种纵向干预分为三种类型:权威型、激励型和信息型(Moseley和Oliver,2008^[32])。权威型干预是指中央或上级政府基于自身的权威介入直接出台相关政策或者立法来促使某项行动的达成;激励型干预是指中央或上级政府通过财政或人事变动等措施来激励地方政府行动;信息型干预是指上级或中央政府不直接介入,而是通过信息、专家、技术等支持降低行动成本,减少地方政府合作的障碍。也有学者基于中国的实际情况,将权威型干预进一步分为过程导向型干预和结果导向型干预。前者是指中央或上级政府直接参与到地方政府的合作机制中,协调利益、明确职责;后者是指中央或上级政府通过绩效管理的方式强调协作目标的达成(周凌一,2020^[8])。

权威介入可以通过调节问题属性进而促进协作的达成。当跨域问题的权责明晰程度较低时,中央或上级权威的介入可以通过制定目标、完善监督和问责机制等,提高权责的明晰程度,进而促进地方政府协作的达成。例如在京津冀大气污染治理过程中,专门成立了相关的协作领导小组,并实行严格的考核问责制。生态环境部等相关部门和地方政府于2018年、2019年、2020年连续三年联合印发《秋冬季大气污染治理综合治理攻坚行动方案》,制定了大气污染治理目标。可以看出,权威介入可以通过调节权责明晰程度进而促进协作的达成。

当收益分配均等程度较低时,中央或上级权威可以通过补充选择性收益促进地方政府协作行为的达成。集体性收益和选择性收益是政府进行合作的前提,前者主要是指协作带来的共同收益,如规模经济形成下的成本降低;后者主要是指协作带来的差异化收益,如声誉、信任、地位等(锁利铭,2017^[33])。在中国的政治体制下,选择性收益是影响地方政府是否进行协作的重要因素。当跨域环境问题受到了来自上级的关注,地方政府采取行动的动机更加强烈,并希望以此获得声誉、信任、地位等社会资本。因此,中央或上级可以针对集体性收益获得较少的主体在选择性收益方面进行补充,那么地方政府的协作也将更容易达成。因此,权威介入可以通过调节利益分配均等程度进而促进地方政府协作的达成。

基于以上分析框架,本文通过案例分析问题属性对地方政府协作达成的影响,并讨论中央或上级介入如何通过调节问题属性促进协作治理的达成。本文用权责明晰性和收益分配均等性来分析不同环境治理领

域的问题属性。在权责明晰性较低时，地方政府协作的信息成本、执行成本和协商成本较高，此时中央或上级政府可以通过制定目标、完善监督和问责机制、建立绩效评估机制等提高权责明晰度，促进地方政府协作的达成。在收益分配均等性较低时，中央或上级可以对获得集体性收益较少的主体在选择性收益方面进行补充，那么地方政府的协作也将更容易达成。而当跨域问题的权责明晰性和收益分配均等性均较高时，权威介入可以不采取直接介入的方式，而通过信息干预为地方政府的协作提供信息、专家、技术等资源支持，从而降低地方政府在协作过程中的协商和执行成本。

四、京津冀地区环境协作治理案例比较分析

(一) 案例选取

本文选取京津冀地区大气污染和水污染两类环境问题进行案例比较。大气污染和水污染是两类普遍的跨区域环境问题，但两者在问题属性上具有较为明显的差异。由于存在流动性和空间外溢性，大气污染协作治理主体在权力和责任范围划分上存在困难，在执行过程中也难以进行监督和责任追溯，其权责明晰性较低；而水污染在地理区位上具备稳定性，治理绩效也容易观测，因此可以清晰界定各协作主体的权力和责任范围，其权责明晰性较高。同时，由于大气污染治理的协商成本、执行成本和信息成本相较于水污染来说更高，在治理过程中地方政府可能会基于自身效益最大化而产生“搭便车”行为，进而影响协作的达成。在地理区位上本文之所以选取京津冀地区，主要是基于京津冀三地空间紧邻、联系紧密，协同发展的需求迫切，同时也是问题最突出、最典型的地区之一。另外由于京津冀的战略地位，使得协作达成的影响因素更为复杂，分析这一区域的协作问题，对于推

进其他地区跨域问题的协作治理具有重要的示范作用。

(二) 案例背景

京津冀地区是我国重要经济增长极，具有重要的战略意义。随着工业化、城镇化进程加快，能源消耗持续增加，该区域的环境问题十分突出。在大气污染治理领域，北京市于2008年奥运会期间与周边地区首次开展了联防联控，并取得显著成效。2013年9月，国务院发布《大气污染防治行动计划》，明确指出到2017年，京津冀、长三角、珠三角等地区的空气质量要得到明显改善。同年10月，国务院批准成立了“京津冀及周边地区大气污染防治协作小组”（2018年改名为“京津冀及周边地区大气污染防治领导小组”），生态环境部大气环境司也相应成立了协调办、应对处和项目处专门负责和领导京津冀及周边地区大气污染治理的相关工作。在中央文件的指导下，北京、天津、河北省政府之间相互签订了协议开展大气污染协同治理。

在水污染治理方面，京津冀地区水资源体系一脉相承，北京、天津皆属于海河流域，河北省大部分属于海河流域，另外一部分属于滦河流域。由于河道干枯、自然湿地萎缩、入海河道淤泥堆积、地下水过度开采、水污染严重等问题，京津冀地区已经成为我国水资源最为短缺的地区之一，平均水资源不足全国的0.7%，却承载着全国8%的人口以及6%的粮食生产的用水需求。在水环境治理领域，京津冀第一次进行合作是在2008年奥运会期间，但此时的治理策略是以大气污染为主、兼顾水污染治理，并未形成系统的水污染协作治理机制。其正式协作始于2014年京津冀签订《京津冀水污染突发事件联防联控机制合作协议》，并成立京津冀水污染突发事件联防联控工作协调小组。

表1 京津冀地区大气污染和水污染治理重要政策梳理

时间	大气污染治理	水污染治理
2013	成立京津冀及周边地区大气污染防治协作小组，统筹负责和领导京津冀及周边地区大气污染治理的相关工作	—
2014	环境保护部发布《京津冀及周边地区重点行业大气污染限期治理方案》，从具体与大气污染密切相关行业着手，并实行严格的考核问责制，力争从源头上减少大气污染物排放	京津冀签订《京津冀水污染突发事件联防联控机制合作协议》，成立京津冀水污染突发事件联防联控工作协调小组，建立联席会议制度，采取轮值方式组织应急演练
2015	京津冀三地环保厅局签署《京津冀区域环境保护率先突破合作框架协议》；将北京市、天津市、河北省廊坊市等六个城市设定为京津冀及周边地区大气污染防治的核心区域，建立帮扶机制	国务院印发《关于水污染防治行动计划的通知》，要求对长江、黄河、珠江、松花江、淮河、海河、辽河七条流域进行重点治理
2016	国务院印发《“十三五”生态环境保护规划》，指出到2020年要建立完善有效的京津冀地区生态环境保护协作机制	北京市、天津市分别印发水污染防治工作方案，开始探索上下游横向生态保护补偿机制

续前表

时间	大气污染治理	水污染治理
2017	确定将京津冀及周边地区联防联控范围扩展至“2+26”城市，中央进一步加大资金支持力度；京津冀联合发布《建筑类涂料与胶粘剂挥发性有机化合物含量限值标准》	天津市和河北省开展第一期引滦入津上下游横向生态补偿工作，探索通过生态补偿机制解决滦河的污染问题
2018	国务院印发《打赢蓝天保卫战三年行动计划》《京津冀及周边地区2018—2019年秋冬季大气污染综合治理攻坚行动方案》	京津冀地区制定了《2018年京津冀水污染突发事件联防联控工作方案》，开展多次联合执法、联合应急演练工作
2019	《京津冀及周边地区2019—2020年秋冬季大气污染综合治理攻坚行动方案》	三省市河（湖）长办联合发布了《京津冀河（湖）长制协调联动机制》，加强河湖治理工作协调联动
2020	《京津冀及周边地区、汾渭平原2020—2021年秋冬季大气污染综合治理攻坚行动方案》；三地共同加强区域机动车和非道路移动机械等领域污染防治工作，协同研究出台《机动车和非道路移动机械排放污染防治条例》	北京市与河北省签订《密云水库上游流域生态环境联防联控战略合作协议》《白洋淀流域跨省（市）界水污染防治工作机制》，天津市与河北省签订实施第二轮《引滦入津上下游横向生态补偿协议》

资料来源：作者整理。后表同。

（三）数据来源与描述

1. 数据收集。

本文的数据来自于中央或地方发布的政策文件、新闻报道等，以“大气”“水资源”“水污染”“协作”“召开”“考察”“协议”“应急联动”“应急演练”“联防联控”等关键词进行检索。检索网站包括生态环境部、北大法宝数据库、中国知网、京津冀三地的人民政府官网、北京市生态环境局、天津市生态环境局、河北省生态环境厅以及相关政府部门网站，检索时间范围为2013年1月1日至2021年12月31日。另外，本文也在微博、微信公众号等平台上进行搜索，进一步对数据进行了补充。为保证数据的相关性，我们对收集到的文本进行人工逐条筛选，最终得到大气污染协作治理的相关报道或文件共125条，水污染协作治理共98条。

2. 数据整理与编码。

我们对收集到的数据运用内容分析法，按照发文

时间、协作内容、协作主体和协作方式四个维度进行一级编码。例如在2021年9月29日北京市生态环境局发布的新闻报道中提到“开展京津冀突发环境事件综合研究性演练……包括大气污染和水污染……此次演练由北京市生态环境局、天津市生态环境局、河北省生态环境厅共同主办，北京市延庆区人民政府承办”，本文据此判断协作主体包括北京市生态环境局、天津生态环境局、河北省生态环境厅、延庆区人民政府，协作方式为联合演习（如表2所示）。在协作主体划分方面，我们划分了中央及相关部门、京津冀省（市）及各相关部门、相关城市（区/县）及相关部门共四个层次，统计得出在大气污染协作治理方面共涉及26个主体，在水污染协作治理方面共涉及27个主体（如表3所示）。在初步了解协作方式的基础上，我们进一步根据正式程度将大气污染协作治理的协作方式分为考察、会议、联合行动、协议、协作机制五种。

表2 数据一级编码部分截取

时间	协作内容	协作主体	协作方式
2021	京津冀突发环境事件综合研究性演练，包括大气污染和水污染，此次演练由北京市生态环境局、天津市生态环境局、河北省生态环境厅共同主办，北京市延庆区人民政府承办	北京市生态环境局、天津生态环境局、河北省生态环境厅、延庆区人民政府	联合演习

表3 京津冀协作主体编码

A	中央
B、B1、B2、B3、B4、B5、B6、B7、B8、B9	北京市、通州区、房山区、怀柔区、门头沟区、大兴区、延庆区、密云区、顺义区、平谷区
C、C1、C2、C3	天津市、宝坻区、武清区、静海区
D、D1、D2、D3、D4、D5、D6、D7、D8、D9、D10	河北省、张家口市、承德市、廊坊市、雄安新区、涿州市、保定市、沧州市、唐山市、秦皇岛市、石家庄市
E、E1	山西省、太原市

续前表

A	中央
F	山东省
G	内蒙古自治区
H、H1	河南省、邯郸市
I	陕西省
J、J1	辽宁省、葫芦岛市

在一级编码的基础上，我们梳理出每个文本中包含的协作主体和协作关系，并进行编码，得到 163 对大气污染治理协作关系，109 对水污染治理协作关系，并运用 UCINET 软件构造协作关系的二维矩阵（如表 4 所示）。另外，我们还计算每个主体参与协作的次数，并将其作为属性数据，以反映各主体参与协作的程度。

表 4 协作关系二维矩阵部分截取

	A	B	B1	B5	B6
A	70	27	0	0	0
B	27	102	0	0	1
B1	0	0	1	0	0
B5	0	0	0	1	0
B6	0	1	0	0	1

我们以年份为单位，分别统计了大气污染协作治理和水污染协作治理的次数，以观测其协作频次差异和变化趋势（如图 1 所示）。另外，我们分别统计了大气污染和水污染治理的协作方式，以观测其协作正式程度和两种不同问题属性领域的差异（如图 2 所示）。就协作方式来看，大气污染方面，采取会议的方式进行协作的次数最多，其次是签订协议和进行相互考察。而水污染治理则签订了较多的正式协议，其次是召开会议和进行联合演练、联合执法等。相较于大气污染治理，水污染治理领域地方政府之间多采取签订协议的方式，反映了其达成合作的信息成本、协商成本以及合作风险等较低，在中央权威较少干预的情况下可以自发达成合作协议，也反映了其合作关系更加稳定。就签订协议的内容而言，大气污染更侧重于“责任状”“工作方案”“攻坚治理行动”“联合执法”“信息共享”等，而水污染治理则侧重“补偿机制”“联合督察”“应急预案”等。由此可见，在正式化程度较高的协议中，水污染治理更加追求长效、稳定的合作关系，而大气污染治理则在中央权威的介入下更侧重于完成短期的、临时的、紧急性的事务。

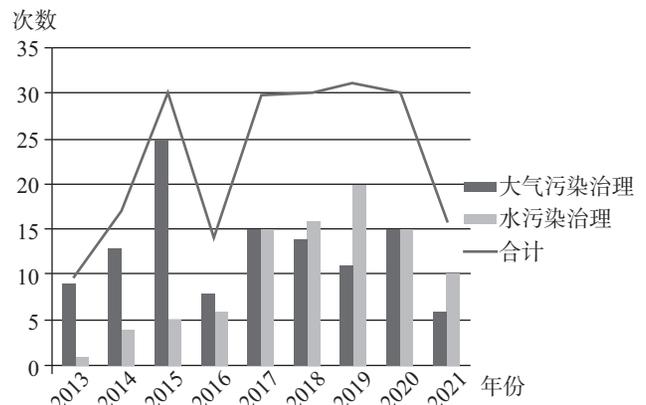


图 1 京津冀及周边地区大气污染和水污染治理水平

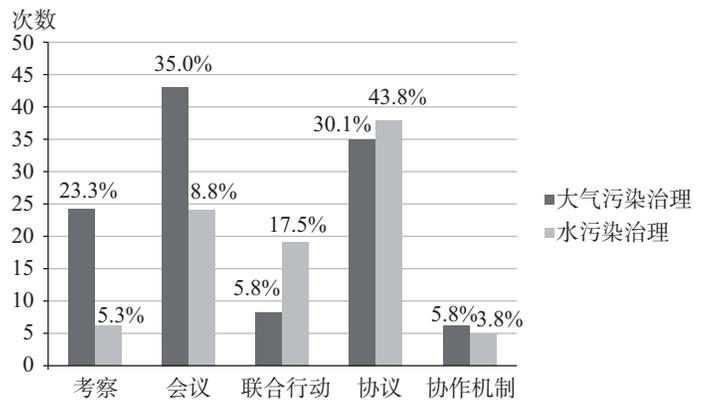


图 2 京津冀及周边地区大气污染和水污染治理协作方式

（四）京津冀地区大气污染和水污染治理案例分析

分析

1. 问题属性对协作达成的影响分析：京津冀两类环境问题的协作网络结构。

我们运用 UCINET 中的 NETDRAW 软件将二维矩阵可视化输出，得到协作网络结构。网络中每一个节点代表协作主体，节点之间的连线代表存在协作关系。另外，节点的大小表示参与协作的次数，参与协作的次数越多，节点越大；连线的粗细表示主体间协作的次数，次数越多，线条越粗。我们发现，京津冀地区在大气和水污染协作治理的网络结构特征上具有明显差异，具体表现为两方面：

一是相较于水污染治理，大气污染治理的网络结构较为松散。在大气污染协作治理过程中有 60%^① 以上的主体并未与其他主体形成密切的协作关系，而在水污染协作治理过程中这一比例仅为 30% 左右。究其原因可能是京津冀大气污染协作多体现为中央部门与省级政府的联合发文，而较少有省内各地级市、县、区之间的自主协作活动。例如，环境保护部、国家发展改革委员会等部门与京津冀等省市连续三年发布的《京津冀及周边地区秋冬季大气污染综合治理攻坚行动方案》，主要体现的是以行政权威传导问责压力而促成的合作，而不是基于自主意愿的平等协作。而在水污染协作治理过程中，京津冀省市内的市、县、区之间的自主协作关系较为频繁。例如，北京市密云区、怀柔区、延庆区与河北省承德市、张家口市联合签署的《密云水库上游流域生态环境联防联控联防战略协议》，通过开展联合演练，强化水污染治理的自主联动。

二是相较于水污染治理，大气污染治理协作网络中处于核心地位的主体数目较少。由于大气的流动受多种因素的综合作用，因此大气污染问题具有空间不确定性，从而使得因协作边界模糊而带来较高的合作风险和成本，难以积累合作信任和经验，导致其他城市加入合作网络的意愿降低，难以形成稳定的协作关系，因此从大气污染协作网络结构来看，居于中心位置的节点较少。相对来说，水流域具有地理空间上的稳定性，较容易确定各主体在协作中的权责边界，因此协作关系更加均衡稳定。京津冀地区的水流域涉及永定河流域、滦河流域、潮白河流域、白洋淀流域等，在跨域水污染协作治理过程中，形成了北京市、天津市、河北省省级层面，以及通州区、房山区、密云区、廊坊市、武清区等县区层面多个网络中心节点。

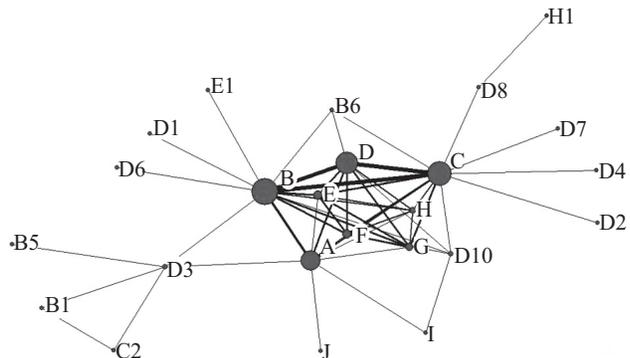


图 3 大气治理协作网络结构

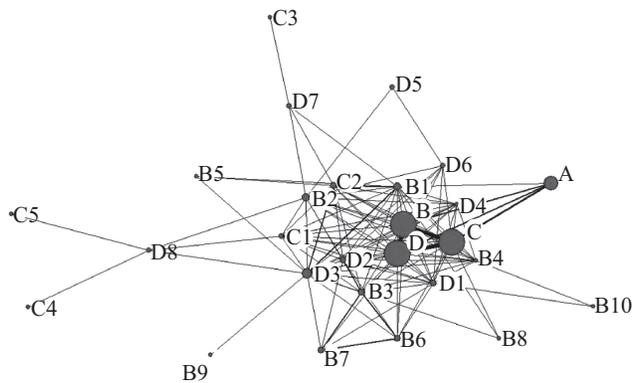


图 4 水污染治理协作网络结构

2. 权威介入通过调节权责明晰度促进地方政府协作的达成。

在大气污染治理方面，中央采取了一系列措施以明晰权责。例如，2013 年国务院成立京津冀及周边地区大气污染防治协作小组，生态环境部大气环境司也相应成立了协调办、应对处和项目处，专门负责京津冀及周边地区大气污染治理的相关工作，明晰各主体的权力和责任范围，并实行严格的考核问责制。京津冀大气污染协作主体由 2013 年的“七部委六省市”扩展到 2015 年的“八部委七省市”，并于 2017 年重新确定了京津冀地区大气污染传输通道的“2+26”城市。从 2017 年开始，中央相关部委和京津冀及周边地区连续三年印发《京津冀及周边地区秋冬季大气污染综合治理攻坚行动方案》，明确考核指标和主要任务，要求各省市及有关部门严格按照职责分工落实任务要求；同时，生态环境部对各地空气质量改善任务进展情况进行调查和考核，并采用下发预警通知函、约谈主要负责人、实施区域环评限批等措施进行问责。

与大气污染不同，在水污染治理中权威主要以间接介入的方式明确各主体的权责关系。在 2016 年，由北京市委书记担任组长，原环境保护部部长和京津冀三地省（市）长担任副组长，成立了京津冀及周边地区水污染防治协作小组，以“联动协作、责任共担”等原则协商统筹开展区域水污染协作治理。在此基础上，京津冀三地自主建立了省级或省级以下协作网络，如由京津冀环保部门共同成立的京津冀环境执法联动工作领导小组、京津冀水污染突发事件联防联控工作协调小组、风河西支和龙河环境污染联合处置工作协调小组等；自主签订了多项合作协议，如

① 计算依据是与三个或三个以下其他主体产生协作关系的主体数量除以总的参与协作主体的数量。

《京津冀凤河西支、龙河环境污染问题联合处置协议》《密云水库上游潮白河流域水源涵养区横向生态保护补偿协议》《白洋淀流域跨省（市）界水污染防治工作机制》等。

通过上述分析可见，中央权威在权责明晰性低的大气污染治理中主要以直接介入的方式促成地方协作的达成，权威直接介入主要是通过制定政策明确权责边界，并基于考核结果实行严格的问责，中央权威在协作中发挥主导作用；而在权责明晰性高的水污染治理领域，中央权威主要以间接介入的方式，并不发挥强势主导作用，中央通过弱干预促成地方之间可以自主达成协作。

3. 权威介入通过调节利益分配均等度促进地方政府协作的达成。

在大气污染治理中，权威介入主要通过增加协作方的集体性收益和选择性收益提高利益分配均等程度从而促进地方协作的达成。在京津冀大气污染治理中，中央主要通过增加关注、加大资金支持等提高协作方的利益分配均等性。例如，在2008年奥运会、2014年APEC会议等重大国事活动期间，大量新闻报道关注京津冀地区的“蓝天保卫战”效果，提出了“奥运蓝”“APEC蓝”等热词，通过增加声誉、提升地位等方式补充了大气协作治理的选择性收益，使得地方政府的协作更容易达成。另外，在京津冀及周边地区大气污染防治协作小组会议上，中央确定将京津冀及周边地区联防联控范围扩展至“2+26”城市，更重要的是进一步加大了对各地的资金支持力度，提高了大气协作治理的集体性收益。

在水污染治理方面，中央主要通过倡导建立生态保护补偿机制促进利益分配的均等化。例如，财政部等四部门于2016年发布了《关于加快建立流域上下游横向生态保护补偿机制的指导意见》，坚持在流域协作治理中秉持“成本共担、效益共享”的原则，明确了“谁受益谁补偿、谁污染谁付费”的生态补偿机制。在该意见的指导下，河北省和天津市两地于2017年开始探索引滦入津上下游横向生态补偿机制，并开展联合监测执法，在共同治理下滦河流域水质稳步提升，保障了天津市居民的安全饮水。并且在第一期三年合作过程中，中央安排9亿补助资金，河北省和天津市各安排3亿资金，体现了中央对两地水污染协作治理的集体性收益进行补充。

由此可见，在收益分配均等性较低的大气污染协作治理过程中，中央对地方政府进行的选择性收益补

充是促进协作达成的关键；而在收益分配均等性较高的水污染协作治理过程中，中央可以通过资金支持的作用提高地方政府的集体性收益进而促进地方政府协作治理的积极性。

五、案例扩展性讨论

经过对京津冀地区大气污染和水污染两类不同属性的环境问题的协作结构分析，本文发现在不同问题属性领域，协作治理网络结构特征确有不同，主要表现为大气污染治理的结构相较于水污染治理来说较为松散，并且在大气治理协作网络中处于核心地位的主体数目较少且联系不紧密，而水污染协作治理中处于核心地位的主体较多且关系相对均衡。经过对案例文本材料分析得出，一方面权威介入可以通过调节权责明晰性促进协作的达成。例如，中央通过成立统一的领导组织，负责协调和任务部署等工作，同时中央与地方政府联合签订行动方案，制定协作总体目标，分配任务，定期进行考核，并施行严格的问责制度，增强跨域环境问题的权责明晰性。另一方面，权威介入可以通过调节利益分配均等性促进协作的达成。例如，来自中央的关注和新闻报道，通过增加声誉、提升地位等方式增加协作各方的选择性收益；同时来自中央或上级的资金支持提高了协作各方的集体性收益。基于以上研究结论，本文认为跨域环境问题治理在有上级介入的情况下，更容易推动合作各方凝聚理念共识，促进协作达成；同时，上级介入的方式和程度可以针对不同的跨域问题属性或治理领域而有所差异。据此，我们提出以下三点政策建议。

第一，在协作初期阶段，权威介入应通过建立沟通协商机制以推动各方凝聚理念共识。通过建立工作协调小组定期开展会议的方式，在会商讨论中寻求共识；按阶段开展工作总结会议，使各主体能够充分表达利益诉求，针对发现的问题进行讨论并形成指导意见；建立信息报送制度，地方政府和相关部门定期向协调小组报告任务完成情况和下一阶段工作计划。

第二，在权责明晰性和利益分配均等性较高的跨域环境问题领域，权威介入应采取“弱干预”方式，力求在上级干预和地方自主权之间寻求平衡。通过上级权威的顶层制度设计和信息交流机制的建立间接促进各方协作，以保证地方政府有较大的自主性探索多样化的、创新型的协作方式。例如，倡导地方政府之间开展专项调研，促进相互之间交流学习；搭建政府、市场、社会交流平台，组织研修班或讨论会等活

动引导地方政府及相关部门与企业开展交流合作,促进基础设施建设和环保科技创新成果转化。

第三,在权责明晰性和利益分配均等性较低的跨区域环境问题领域,权威介入应采取“强干预”方式,通过纵向权力的直接嵌入以保证利益对称的互惠分配。根据协作初期形成的目标共识,上级政府牵头制定具体行动方案,规定阶段性重点任务;指导督促有

关部门和地方政府落实各项任务,例如,成立环保督察组进行不定期抽查,发现并及时督促地方政府整改问题;进行阶段性绩效考核,探索环境保护行政问责制和一票否决制。除此之外,上级政府可以引导地方政府探索建立生态补偿机制,均衡各方利益分配;将资金补贴与治理绩效挂钩,从而提升各方开展协作的行动积极性。

参考文献

- [1] 阿格拉诺夫,麦圭尔.协作性公共管理:地方政府新战略[M].北京大学出版社,2007.
- [2] 沈坤荣,金刚,方娴.环境规制引起了污染就近转移吗?[J].经济研究,2017(5):44-59.
- [3] 周雪光,练宏.中国政府的治理模式:一个“控制权”理论[J].社会学研究,2012(5):69-93,243.
- [4] Feiock R C A. Quasi-market Framework for Local Economic Development Competition [J]. Journal of Urban Affairs, 2002, 24: 123-42.
- [5] 温雪梅.制度安排与关系网络:理解区域环境府际协作治理的一个分析框架[J].公共管理与政策评论,2020(4):40-51.
- [6] 崔晶,毕馨雨.跨越生态环境协作治理的策略选择与学习路径研究——基于跨案例的分析[J].经济社会体制比较,2020(3):76-86.
- [7] 锁利铭.跨省域城市群环境协作治理的行为与结构——基于“京津冀”与“长三角”的比较研究[J].学海,2017(4):60-67.
- [8] 周凌一.纵向干预何以推动地方协作治理?——以长三角区域环境协作治理为例[J].公共行政评论,2020(4):90-107,207-208.
- [9] 徐换歌,王峰.纵向干预下的城市群协作治理何以降低雾霾污染?[J].公共管理与政策评论,2022(3):65-79.
- [10] 邢华,邢普耀.强扭的瓜不一定不甜:纵向干预在横向政府间合作过程中的作用[J].经济社会体制比较,2021(4):84-94.
- [11] 锁利铭,阚艳秋,李雪.制度性集体行动、领域差异与府际协作治理[J].公共管理与政策评论,2020(4):3-14.
- [12] 黄爱宝.论府际环境治理中的协作与合作[J].云南行政学院学报,2009(5):96-99.
- [13] 胡佳.区域环境治理中地方政府协作的碎片化困境与整体性策略[J].广西社会科学,2015(5):134-138.
- [14] 刘柯.论环境治理中区域行动者网络的建构[J].理论与改革,2019(3):159-171.
- [15] 孙涛,温雪梅.动态演化视角下区域环境治理的府际合作网络研究——以京津冀大气治理为例[J].中国行政管理,2018(5):83-89.
- [16] 马捷,锁利铭.城市间环境治理合作:行动、网络及其演变——基于长三角30个城市的府际协议数据分析[J].中国行政管理,2019(9):41-49.
- [17] 张紧跟,唐玉亮.流域治理中的政府间环境协作机制研究——以小东江治理为例[J].公共管理学报,2007(3):50-56,123-124.
- [18] 林谋.协作视角下福建省九龙江水污染的治理路径探析[J].水资源开发与管理,2015(1):73-75.
- [19] 李燕凌,康爱彬,张金桐.京津冀大气污染治理中的政府协作路径探索[J].产业与科技论坛,2016(10):255-256.
- [20] 崔晶.整体性治理视角下的京津冀大都市区地方政府协作模式研究[J].北京社会科学,2011(2):34-37.
- [21] 汪泽波,王鸿雁.多中心治理理论视角下京津冀区域环境协同治理探析[J].生态经济,2016(6):157-163.
- [22] 魏娜,赵成根.跨区域大气污染协同治理研究——以京津冀地区为例[J].河北学刊,2016(1):144-149.
- [23] Feiock R. The Institutional Collective Action Framework [J]. Policy Studies Journal, 2013, 41 (3).
- [24] 锁利铭,杨峰,刘俊.跨界政策网络与区域治理:我国地方政府合作实践分析[J].中国行政管理,2013(1):39-43.
- [25] 锁利铭.地方政府区域治理边界与合作协调机制[J].社会学研究,2014(4):47-53.
- [26] 崔晶,汪星熹.制度性集体行动、府际协作与经济增长——以成渝城市群为例[J].公共管理与政策评论,2020(4):27-39.
- [27] 戴亦欣,孙悦.基于制度性集体行动框架的协同机制长效性研究——以京津冀大气污染联防联控机制为例[J].公共管理与政策评论,2020(4):15-26.
- [28] 蔡岚.粤港澳大湾区大气污染联动治理机制研究——制度性集体行动理论的视域[J].学术研究,2019(1):56-63,177-178.
- [29] 单学鹏,罗哲.成渝地区双城经济圈协同治理的结构特征与演进逻辑——基于制度性集体行动的社会网络分析[J].重庆大学学报(社会科学版),2021(2):55-66.
- [30] 李佳芸.区域异质性、合作机制与跨省城市群环境府际协议网络[D].成都:电子科技大学,2017.
- [31] Williamson O E. The Economics of Organization: The Transaction Cost Approach [J]. American Journal of Sociology, 1981, 87 (3): 548-577.
- [32] Moseley A Oliver J. Central State Steering of Local Collaboration: Assessing the Impact of Tools of Meta-governance in Homelessness Services in England [J]. Public Organization Review, 2008: 117-136.
- [33] 锁利铭.城市群地方政府协作治理网络:动机、约束与变迁[J].地方治理研究,2017(2):13-26.

(责任编辑:孙亦军 张安平)