

中国财政治理话语体系的承续与转换

——基于 1981—2020 年全国财政工作会议讲话文本的研究

The Continuity and Transformation of the Discourse System of
Chinese Fiscal Governance: Research Based on Speech Texts of
National Fiscal Work Conference from 1981 to 2020

李淑一 魏升民 马光荣

LI Shu-yi WEI Sheng-min MA Guang-rong

[摘要] 财政是国家治理的基础和重要支柱, 话语体系是一定时期经济社会发展变迁的综合表达, 梳理研究财政治理话语体系, 对审视中国财政发展历程以及深化财政领域相关研究, 具有重要意义。本文基于 1981—2020 年全国财政工作会议讲话文本, 运用 LDA 主题模型分析方法, 深入研究 1980 年代以来中国财政治理话语体系变迁。结果显示: (1) 中国财政治理话语体系具有阶段性特征, 即在 1981—1993 年、1994—2002 年、2003—2012 年、2013—2020 年, 分别呈现出“国家性”“公共性”“科学性”与“民生性”; (2) 中国财政治理话语体系演化具有四条鲜明的主线索, 分别是健全完善财税体制、服务保障民生需求、防范和化解风险以及加强对外交流合作; (3) 中国财政治理话语体系表现出“薪火相传的继承性”“与时俱进的创新性”的双重特点, 表明中国财政治理话语体系不仅是一个前后传承的接续形态, 还是一个推陈出新的演化过程。本文的研究有利于廓清中国财政治理话语体系变迁, 为观察审视中国财政发展历程提供了新视角。

[关键词] 财政治理 话语体系 LDA 模型 标识性概念

[中图分类号] F812.0 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 07-0003-11

Abstract: Fiscal is the foundation and important pillar of national governance, and the discourse system is a comprehensive expression of economic and social development and changes in a certain period. Sorting out and studying the discourse system of fiscal governance is of great significance to examine the development course of Chinese fiscal and deepen relevant research in the field of fiscal. Based on the speech texts of the 1981 - 2020 National Fiscal Work Conference, this paper uses the LDA thematic model analysis method to deeply study the changes of Chinese fiscal governance discourse system since the 1980s. The results show that: (1) the discourse system of financial governance in China is characterized by stages, that is, “national”, “public”, “scientific” and “civilian” in 1981 - 1993, 1994 - 2002, 2003 - 2012 and 2013 - 2020 respectively. (2) The evolution of Chinese discourse system of fiscal governance has four distinct main clues, which are to improve and perfect the fiscal and tax system, to serve and guarantee people’s livelihood, to prevent and defuse risks, and to strengthen foreign exchanges; (3) Chinese fiscal governance discourse system shows the dual characteristics of “inheritance from generation to generation” and “innovation advancing with The Times”, indicating that Chinese fiscal governance discourse system is not only a continuation of succession, but also a process of evolution. The research of this paper is helpful to expurgate the change of the discourse system of Chinese fiscal governance and provide a new perspective for observing and examining the development course of Chinese fiscal.

Key words: Fiscal governance Discourse system The LDA model Identity concept

[收稿日期] 2022-02-25

[作者简介] 李淑一, 女, 1996 年 7 月生, 中国财政科学研究院博士研究生, 研究方向为国际财政; 魏升民, 男, 1988 年 2 月生, 国家税务总局广东省税务局税收科学研究所副研究员, 研究方向为财税理论与政策; 马光荣, 男, 1986 年 12 月生, 中国人民大学财政金融学院教授, 研究方向为政府间财政体制、地方政府债务、税制改革等。本文通讯作者为魏升民, 联系方式为 13751711573@126.com。

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“现代财政-金融结合框架下的地方政府债务管理研究”(项目编号: 21&ZD095)。

感谢财政部王法忠老师的文本支持; 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

2013年11月,党的十八届三中全会审议通过《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》,首次提出“财政是国家治理的基础和重要支柱”这一重要论断,不仅赋予了财政在国家治理中新的历史作用,还为从治理视角审视中国财政发展历程提供了更为精准的观察维度。例如,李炜光(2014)^[1]认为财政是连接政治、经济与社会三大子系统的媒介,只有把财政问题上升到这个综合性极强的理论高度,中国现代财政制度的建构和作为国家治理的基础才是现实的和可能的。卢洪友(2014)^[2]认为财政是各种利益关系的交汇点,财政与市场、财政与社会、财政与民众各个层面都有着千丝万缕的联系,财税预算制度理所当然地成为现代国家治理的基础性制度安排。高培勇(2014)^[3]认为将财政定位于国家治理的基础和重要支柱,使其成为国家治理体系的重要组成部分,从根本上摆正了财政与财税体制的位置。我们还同步检索中国知网以“财政治理”为主题的研究论文,发现相关题材的文献数量从2013年的数百篇,大幅度增长至2020年的2000多篇,充分说明中国财政领域围绕“财政治理”这一议题进行了深入研究,逐渐形成了较为科学严谨且内容丰富的学术共同体。

2017年5月,中共中央印发《关于加快构建中国特色哲学社会科学的意见》,明确提出要“加快构建中国特色哲学社会科学学科体系、学术体系和话语体系”。其中,“话语体系是学术体系的反映、表达和传播方式,是构成学科体系之网的纽带,主要包括:概念、范畴、命题、判断、术语、语言等”(谢伏瞻,2019^[4])。此后,众多学者开始关注不同学科不同领域话语体系的构建问题,如社会学话语体系(洪大用,2018^[5])、法学话语体系(廖奕,2018^[6])、生态文明思想话语体系(张云飞,2019^[7])、中国特色社会主义制度优势话语体系(陈金龙,2020^[8])、中国共产党现代化话语体系(罗永宽和齐娟,2021^[9])等。然而,颇为遗憾的是,近年来聚焦财政治理领域研究的学者众多,成果丰硕,但寻求揭示财政治理话语体系的研究成果却不多见,个别学者如温婧等(2021)^[10]研究了新时代中国税务话语体系的内涵与建构逻辑,但距真正形成独属于财政治理领域的话语体系仍有不小差距。当前在迈向和实现第二个百年奋斗目标的过程中,更加需要“理论工作者进一步丰

富、发展与完善中国经济学的相关范畴、概念与理论体系(谢伏瞻,2019^[11])”。

因此,本文尝试转向“财政治理+话语体系”视角,基于1981—2020年全国财政工作会议讲话文本(主要是指国务院副总理以及财政部部长、副部长在当年度全国财政会议工作上的讲话文本),运用潜在狄利克雷分布(Latent Dirichlet Allocation,简称LDA)模型分析方法(Blei等,2003^[12]),定量识别1980年代以来中国财政治理话语体系中的语词转换、话题演变等内容,并在对其进行可视化分析的基础上,进一步提炼出中国财政治理话语体系的演化线索。本文的研究内容有利于廓清中国财政治理话语体系变迁,为理论上丰富中国财政治理研究、实践中讲好中国财税故事提供新的视角。

本文的研究结果显示:1981—2020年,中国财政治理话语体系在不同发展阶段呈现出阶段性特征,即在1981—1993年、1994—2002年、2003—2012年、2013—2020年,分别呈现出“国家性”“公共性”“科学性”与“民生性”特征,且不同特征承续与转换的背后,反映的是财政治理在政治、经济、文化、社会、生态等国家治理各个层面的全方位深嵌。与此同时,中国财政治理话语体系变迁呈现出四条鲜明的主线索,分别是健全完善财税体制、服务保障民生需求、防范和化解风险以及加强对外交流合作,这既是读懂中国财政治理话语体系变迁的重要锁钥,也是财政彰显作为“国家治理的基础和重要支柱”职能定位的重要领域。

本文可能的贡献在于:(1)手动搜集整理1981—2020年全国财政工作会议讲话文本以建立文本数据库,并对重点语词、热点话题等进行定量识别,为精细刻画中国财政治理变迁提供了新视角;(2)引入LDA模型分析方法,对全国财政工作会议讲话文本进行规范的定量研究,为中国财政治理研究引入新方法提供了启示与借鉴;(3)归纳并总结1980年代以来中国财政治理话语体系的演化线索,有利于进一步拓展丰富财政治理领域相关研究。

本文余下部分内容安排如下:第二部分为文献述评与理论分析;第三部分为研究设计、数据与模型;第四部分为定量识别与结果分析;第五部分为结论与研究展望。

二、文献述评与理论分析

财政是国家治理的基础和重要支柱,意味着财政

制度是现代国家治理制度体系中最核心的一项基础性制度。高培勇(2015)^[13]认为“基础和支柱说”所蕴含的最重要意义,就是以往作为经济范畴、主要在经济领域定位的财政,在跃升至国家治理层面、定位于国家治理总棋局之后,不仅其功能和作用获得了全面提升和拓展,而且作为第一次从根本上摆正了财政位置的回归本义之举,亦获得了学理性支撑和方法论支持。自此以后,站在国家治理的宏大层面,全方位、多学科地诠释和解读中国财政治理的研究成果纷纷涌现。

例如,刘尚希(2015)^[14]提出国家治理的三个维度,即国家与市场(企业)的关系、国家与社会(个人)的关系、中央与地方(城乡区域)的关系,并将三个维度阐述为财政在新时期发展和改革的坐标系,财政活动、财政改革、财政法治都深嵌到国家治理的三个维度之中。崔潮(2016)^[15]立足国家治理演化的三维视阈,比较分析了中外财政现代化进程,认为中国正进入财政现代化建设的新阶段,建设的是治理型财政,且治理型财政具有主体多元性、公共参与性、公益性与回应性、绩效性、法治性等特征。鲁建坤和李永友(2018)^[16]从国家治理角度整体性地探讨中国财政体制垂直不平衡存在的内在逻辑,发现中国财政体制具有很强的纵向激励功能,契合于政治组织的纵向分工架构,因应国家治理需求。付敏杰(2020)^[17]认为要从现代化强国的内在逻辑去理解作为改革和制度发展目标的现代财政制度,中国的现代财政制度以全面建设现代化强国为发展目标,以现代化经济体系为汲取之源,支撑新时代的现代国家治理体系建构,是中国全面建设现代化强国的“第三支柱”。此外,还有学者提出了财政治理研究领域的诸多新论断,如“财政全域国家治理”(贾康和龙小燕,2015^[18])、“国家治理财政论”(吕冰洋,2018^[19])、“财政治理风险观”(刘尚希等,2018^[20])等。

纵观上述成果,学者们扎根于中国特色社会主义伟大实践,对新时代以来中国财政治理的内涵、外延、定位以及财政治理与国家治理的关系等议题进行了深入挖掘,取得了系统化系列化的标志性成果。事实上,不同学者们的研究结论,往往反映的是他们对财政治理的不同看法,这些看法归根结底是通过很多相同的抑或不同的语词、话题、概念、范畴、命题、术语等表达出来,表达方式或会不同但实质可能有所重叠。那么,如何识别这些差异?一种有效的解决途

径是借助政策文本分析方法,通过观察与财政治理密切相关的众多政策文本中的语词搭配、语词转换、重点语词等内容,识别和提炼与财政治理关联紧密的一组热点主题,进而寻求揭示出中国财政治理话语体系的新变化新特点。

所谓政策文本,通常是指因政策活动而产生的相关文本,是一个社会群体留下的包含丰富语义特征的记录(Kozlowski等,2019^[21])。政策文本分析是一种量化分析政策文本结构属性的研究方法,最初是应用在情报学、信息学等领域(Carley,1997^[22])。得益于互联网的快速发展、计算机技术的巨大进步以及随之而来的“计算转向”(Luhmann和Burghardt,2022^[23]),文本大数据采集与分析方法在经济学、金融学、社会学等社会科学研究领域的应用方兴未艾(沈艳等,2019^[24])。近年来,这一方法在财政治理与国家治理研究领域同样得到广泛运用。例如,卢盛峰等(2020)^[25]基于1997—2017年国务院-省-市政府的工作报告文本,定量识别了中国地方政府财政治理特征及其动态趋势。王亚婷和孔繁斌(2020)^[26]对1994—2019年中央机构颁布的政府债务相关的政策文献计量分析,发现我国地方政府债务问题的相关政策在不同时期有着不同的话语焦点。宋雄伟等(2020)^[27]以新中国成立以来党代会、全国人大、政协以及国务院等部门工作报告为据,识别国家治理话语体系的话语主题在不同历史阶段演进、分流、合并、消失与重组的变化规律。宋雄伟(2021)^[28]对新中国成立以来政府工作报告的文本分析,发现中国政府治理形成以“社会主义、人民、政府、生活、农业、产业、企业、改革”等为核心概念的话语体系。刁伟涛等(2022)^[29]运用文本分词和词频分析方法,以2015—2019年中央-省-市政府预算报告中的地方债务治理内容为基础,系统梳理了地方债务治理的发展历程和基本全貌,为进一步改进和完善地方政府治理提供了重要启示。

然而,已有研究或关注财政治理的某一领域,如地方政府财政治理、地方政府债务治理,或寓财政治理于国家治理研究之中,将财政治理作为国家治理的某一方面展开。相对于既有研究而言,本文专题聚焦财政治理话语体系研究,通过手动搜集整理1981—2020年全国财政工作会议讲话文本,建立文本数据库,梳理与识别了1980年代以来中国财政治理话语体系中的重点语词、热门话题等内容,并在运用

LDA 模型方法定量分析的基础上, 归纳并总结中国财政治理话语体系的演化线索。因此, 本文的研究是刻画中国财政治理话语体系的一次更为精细的尝试, 有利于进一步拓展和丰富中国财政治理领域相关研究。

三、研究设计、数据与模型

(一) 研究设计

有研究显示, 国内现有治理研究多以理论脉络演进、决策制定亲历与感悟、典型化事实等方式为主, 易忽视重要会议精神和重要文件中蕴含的治理思想(李朱, 2019^[30])。事实上, 政策文本不只是一种展示“白纸上黑字”的策略工具, 更是记载和反映会议精神 and 文件思想的重要载体, 且“文本的语言含义自然会反映人的特定态度、看法主张、价值取向和利益, 从文本的内容进行分析, 可以推测文本提供者的目的和意图”(卢盛峰等, 2020^[24])。我们认为, 全国财政工作会议讲话文本是政府部门最重要的官方文本之一, 由国务院副总理以及财政部部长、副部长在当年度全国财政工作会议上的讲话生成, 其主要内容是决策者对年度财政工作的总结, 以及对下一阶段的工作部署, 涉及预算收支管理、收入分配调控等方面, 全方位展现了一段时期内财政工作的重心, 是财政部门制定和执行具体政策的重要依据, 且行文规

范、用词严谨, 高度凝练、体系完善, 具有强烈的权威性和相当程度的研究价值。据此, 本文选用全国财政工作会议讲话文本, 从中提炼与财政治理相关的语词和话题, 作为分析中国财政治理话语体系的主要依据, 这在逻辑上是可行的。

基于上述考虑, 本文主要从两方面出发考察中国财政治理话语体系。一方面, 立足静态层面, 在不同时间窗口下对语词维度(w)、话题维度(z)上的与财政治理相关的重点语词、热点话题进行识别与分析, 审察不同时期财政治理话语体系的主要内容及其线索变化, 这部分内容主要通过词云图(wordcloud)形式展示。其中, t 代表时间维度, w 代表语词维度, z 代表话题维度。另一方面, 立足动态层面, 运用LDA模型方法归纳并总结1980年代以来中国财政治理话语体系的演化线索。选择LDA模型的好处是, 该模型算法提供了一个“自动化”(automatic)过程, 能够将文本(包括非常大的文本库)内容编码为一组具有实质意义的编码类别, 形成特定含义的“话题”(Mohr和Bogdanov, 2013^[31]), 有助于实现在“最少人工干预”(minimum manual intervention)条件下, 归纳中国财政治理话语体系在时间维度(t)上的演化线索, 并运用桑基图(Sankey diagram)进行可视化展示。本文构建的主要研究框架如图1所示。

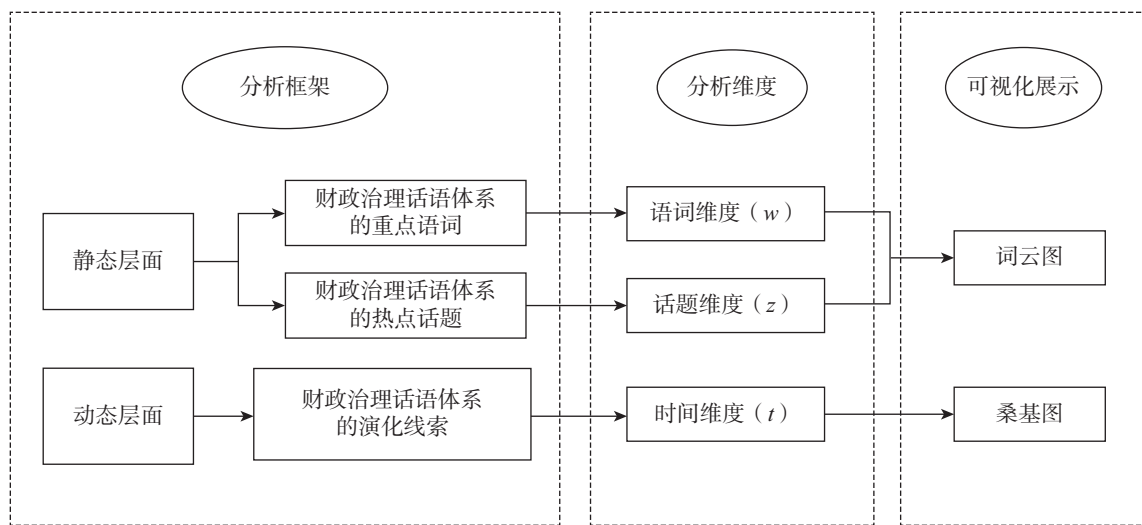


图1 本文的主要研究框架

(二) 数据

第一, 收集整理文本数据。通过中国政府网、财政部官方网站、中国知网等公开渠道, 手动检索并整理全国财政工作会议讲话文本, 限于数据可得性, 时

间起止范围为1981年至2020年。本文参考高培勇等(2018)^[32]、楼继伟(2019)^[33]等学者梳理中国财政发展历程的做法, 将1980年代以来中国财政发展历程划分为1981—1993年、1994—2002年、2003—

2012年以及2013—2020年等四个阶段。本文手动检索到全国财政工作会议讲话文本共计91份、77.8万多字、3615个自然段落，其中每份文本平均8500多字、40个自然段落，文本的基本参数如表1所示。

值得说明的是，在具体筛选文本过程中，我们注重甄别文本类型，手动去除新闻报道类、政策解读类等重复性文本，并经第三方反复核验筛查，以确保文本数据的可靠性、准确性和权威性。

表1 1981—2020年全国财政工作会议讲话的基本参数

发展阶段	份数	总字数	平均字数/份	总段落数	平均段落/份
1981—1993年	39	217 925	5 588	1 011	26
1994—2002年	31	221 915	7 159	1 070	35
2003—2012年	12	210 123	17 510	934	78
2013—2020年	9	128 674	14 297	600	67
总计	91	778 637	8 556	3 615	40

资料来源：笔者根据全国财政工作会议讲话文本整理所得。

第二，进行文本预处理。将全国财政工作会议讲话文本作为数据来源，通过结巴(jieba)分词、词频-逆文件频率(TF-IDF)算法、添加自定义词典等自然语言处理方式，对文本进行预处理，同时进行时间窗口分割，以获得具有时间序列特征的与财政治理相关的语词、话题。对文本进行预处理的具体操作过程是：第一步，丰富自定义词典。引用《现代经济学大典(财政学分册)》(贾康和高培勇，2016^[34])、《现代经济学大典(政治经济学分册)》(逢锦聚等，2016^[35])中的财政专业词汇，如“利改税”“分税制”“公共财政”“法治政府”等，完善词典内容，

确保与财政治理相关语词、话题的完整性，提高分词效果。第二步，运用jieba进行分词。利用Python软件中文本分析常用的精确模式进行jieba分词，在分词过程中，添加自定义停用词表以去除虚词或无实际意义的词，如“充分发挥”“决定性”“明确指出”“回顾总结”等，结合中文停用词表(即哈工大停用词表)，保证与财政治理相关的语词、话题的精准度。第三步，通过词袋模型(bag-of-words model)方式构建词典，将分词后的词语转化为计算机更易计算识别的向量模式，为LDA模型分析做好准备。

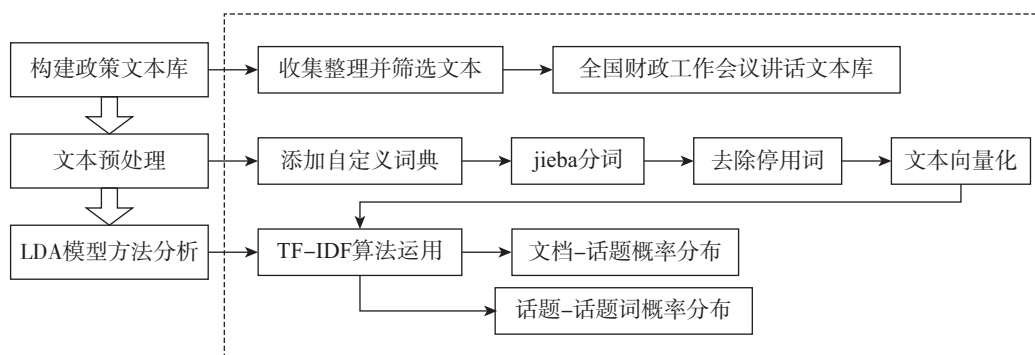


图2 本文的主要研究方法

第三，研究方法分析。本文运用LDA模型分析方法，获取财政治理话语体系中的语词、话题等内容的空间表征，如图2所示。这一过程主要基于TF-IDF(词频-逆文档频率)算法，通过两个重要概率分布进行，即“文档-话题概率分布”获取与财政治理相关的特定话题的文档情况；“话题-话题词概率分布”获取与财政治理相关的话题以及不同话题之间的关联程度、演化逻辑等。其中，TF-IDF算法中

TF的值为某个语词在文章中出现的次数，IDF计算公式为 $\log[\text{语料库的文档总数}/(\text{包含该语词的文档数}+1)]$ 。这一算法的基本原理是，假如某个语词在某一类别出现得多，在其他类别出现得少，那IDF的值就会比较大，认为这个语词有很好的类别区分能力；假如这个语词在所有类别中都出现得多，那么IDF值会随着类别的增加而下降。也就是说，IDF反映的是一个语词能将当前文本与其他文本区分开的能力。

(三) 模型

LDA 模型建立在概率潜在语义分析 (Probabilistic Latent Semantic Analysis, 简称 PLSA) 深度解释文本的基础之上, 是一种更加泛化的文本话题模型分析方法 (宗成庆等, 2019^[36]), 能够对海量文本信息进行处理, 且在多维分析、可视化呈现等方面具有更趋精准的效果, 已有成果大都将其应用于图书情报学、文献计量学以及部分新兴领域研究 (邱均平和沈超, 2021^[37])。截至目前, 财政治理研究领域鲜有学者引入这一方法。LDA 模型的基本思想是将文本通过 LDA 模型训练, 得到文本在话题空间的语词表征 (即随机的潜在话题), 而后基于话题模型中的参数估计值, 刻画文档/话题关系、话题特征等拓展性信息。该模型的数学化表达公式如下:

$$p(w, z, \theta, \varphi; \alpha, \beta) = \prod_{j=1}^M p(\theta_j; \alpha) \prod_{i=1}^K p(\varphi_i; \beta) \prod_{t=1}^N p(z_{j,t} | \theta_j) p(w_{i,t} | \theta z_{j,t}) \quad (1)$$

本文假设 LDA 模型在全国财政工作会议文本库 D 中的每个文本 w 都有如图 3 的生成过程。首先, 根据财政工作会议文本中的模型参数 α 和 β 进行取样, 其中 α 是话题多项式 θ 的先验分布参数, 是一个 k 维向量 (k 为话题个数)。参考 Asuncion 等 (2012)^[38] 推荐的参数值改进方法, 在 LDA 通用设置基础上对参数进行平滑处理, 将超参数 α 取值设为 $50/k+1$; β 是话题多项式 φ 的先验分布参数, 是一个 v 维向量 (v 为词汇表里词的个数), 按照经验值设为 0.01。最优话题数 k 参考 Mimno 等 (2011)^[39] 提出的一致性得分 (coherence score) 确定, 参数在生成文本库的过程中使用吉布斯采样 (Gibbs Sampling) 推理方法估计, 生成 θ 和 φ 。其次, 根据文本级变量 θ 和 φ 取样, θ 代表文本在话题上的分布, φ 代表话题在话题词上的分布, D 代表文本数量, 每个文本采样一次。最后, 根据词级变量 w 和 z 取样, w 和 z 分别表示模型的语词及话题, 相应对每个文本中的语词采样, N_D 代表文本中语词的数量。

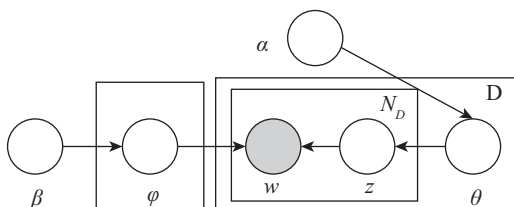


图 3 LDA 模型的图形表示

此外, 考虑到相近发展阶段的语词或话题在演化过程中, 往往具有较高相似性, 可通过提取较高相似度的话题, 识别不同话题间的演化关系。因此, 本文计算相近发展阶段的话题在向量上的余弦值 ($0 < \cos\theta < 1$), 以衡量话题相似度。即当余弦值趋向 0 时, 说明话题的向量有差异, 两话题间的关联度不够; 余弦值趋向 1 时, 说明话题向量相似度高, 将相近发展阶段相似度高的话题关联, 以分析不同话题间的演化关系。数学化表达如公式 (2) 所示, 其中, w_i^x 、 w_{i+1}^y 分别表示第 i、i+1 时间段的话题 x、y。

$$\cos(\theta) = \frac{\sum_{i=1}^n (w_i^x \times w_{i+1}^y)}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (w_i^x)^2} \times \sqrt{\sum_{i=1}^n (w_{i+1}^y)^2}} \quad (2)$$

四、定量识别与结果分析

(一) 话题生成分析

采用 Python 软件中的 gensim 包进行 LDA 话题模型参数估计, 将全国财政工作会议文本中与财政治理话语相关的话题数量区间设为 $[0, 30]$, 超参数 α 取值是 $50/k+1$, β 为 0.01, 同时考虑算力与收敛效果, 将收敛次数定在 400 次。此外, 通过计算一致性得分, 获取不同发展阶段上的最优话题数。一般情况下, 一致性得分随话题数量的增加而增加, 直到增至某个数值后趋于平稳或下降, 在平稳或下降前最高的一致性得分对应的话题数量即为最优话题数。1981—2020 年中国财政治理话题的一致性得分结果, 如图 4 所示。

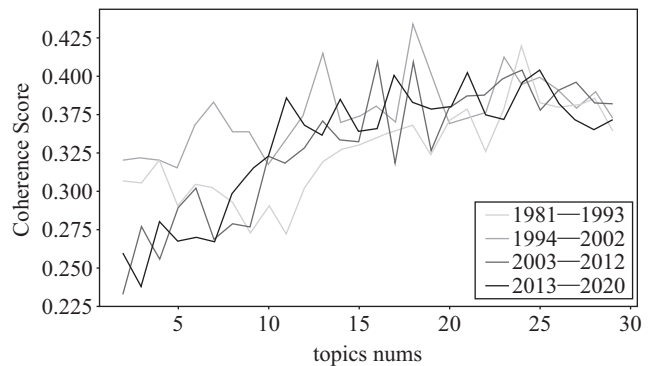


图 4 1981—2020 年中国财政治理话题的一致性得分图

由图 4 可知, 伴随话题数的增加, 不同发展阶段上的财政治理话题一致性得分逐渐增大, 达到最大值后, 逐渐在波动中趋于稳定。进一步手动去除重复或

与财政治理无关的话题聚类，最终确定不同发展阶段上的财政治理最优话题数，结果如表 2 所示。简言之，中国财政治理话题数从 1981—1993 年的 16 个、1994—2002 年的 16 个，经过演进、分流与合并、消失与重组，逐渐发展为 2003—2012 年的 18 个、2013—

2020 年的 24 个，至此，中国财政治理领域形成了以“国民收入、统收统支、税利、粮食、农村、社会保障、经济结构、改革（方案）、观念、消费税、税收政策、中央、事权”等热点话题为主要内容构成的话语体系。

表 2 1981—2020 年中国财政治理话题分布情况

发展阶段	一致性话题数	最优话题数	最终确定的财政治理话题
1981—1993 年	24	16	税利分流与两个比重、宏观调控、包干与基数、增收节支、财政干部管理、财经秩序、农税与收支相抵、整顿党的组织、财源建设、监督与管理、放权让利、财政补贴与税收减免、复式预算、改革开放、国家利益、保值公债
1994—2002 年	18	16	公共财政与宏观政策、会计制度与工作作风、分税制、财政支出、稽查与征管、预算与资金管理、国有企业与事权财权、两税、出口退税与涉外征管、财政法治建设、增收节支与两个比重、领导带队与财税队伍、股票市场、内部监督、税费改革、政企分开
2003—2012 年	18	18	财税改革、财政收支与社会保障、基本公共服务、新农村建设、国际财金合作、财政监督与管理、涉外税制、县乡财政与区域协调、财政信息化、国有资产与定额、科技创新与节能减排、行业管理与财政法治、世界经济环境、人民与根本利益、公共财政体制、支农惠农、就业与社会保障、绩效评价
2013—2020 年	25	24	现代财税体制、财政支农与乡村振兴、社会保障与城乡居民、就业与民生、节支与对冲、债务与风险、国际财经合作、党风廉政、三大攻坚、财政法治、财政管理、财政金融风险、财政干部队伍、国际财经事务、资金投入与民生、生态补偿、新型城镇化、绿色生态与智能制造、污染防治、核心技术与产业链供应链、循环与供需、税负与保险费率、抗击疫情、教育与扶贫

(二) 话题可视化分析

运用词云图形式对 1981—2020 年财政治理话题进行可视化展示，结果如图 5 所示。其中确定词云图的绘制参数时，话题的度量区域由该话题在 LDA 模型结果中的文档-话题概率分布决定。总体上，不同发展阶段的财政治理话题各有侧重，表明中国财政治理话语体系呈现阶段性特征，即在 1981—1993 年、1994—2002 年、2003—2012 年、2013—2020 年，分别呈现出“国家性”“公共性”“科学性”“民生性”特征，且不同特征承续转换的背后，反映的是财政治理在政治、经济、文化、社会、生态等国家治理各个层面的全方位深嵌。具体而言：

第一，1981—1993 年财政治理话语体系的“国家性”特征明显。这一时期，我国深入推行“对内改革、对外开放”政策，对计划与市场关系的认识不断深化，按照党的十二大“贯彻计划经济为主、市场调节为辅”“财政体制先行一步”等要求，财政改革作出积极调整以适应经济体制改革变化。财政治理话题重点围绕增加“国民收入”、提高“两个比重”、突破“统收统支”、实施“税利分流”、整顿“财经秩序”、维护“国家利益”、提高“经济效益”等展开。例如，在划分中央与地方政府收入与支出责

任方面，强调发挥“增收节支”的两个积极性，强调发挥财政政策这一“宏观调控”工具在稳定“物价”方面的积极作用等。在调节政府与企业关系方面，围绕培养“骨干企业”，鼓励企业生产“适销对路”产品，对“外贸企业”“农民”“教育”等特殊经营主体或领域，给予一定的财政补贴或税收优惠等。此外，“整顿党的组织”“监督与管理”等话题，同样镌刻着强烈的国家意志色彩。

第二，1994—2002 年财政治理话语体系的“公共性”特征明显。这一时期，伴随加快建立社会主义市场经济体制的改革目标确立，更好地发挥市场“无形之手”作用愈发受到重视。反映到财政领域，以厦门大学张馨教授为代表的财政学家开始探讨将“公共财政”作为中国财政改革的方向，到 1998 年以满足社会公共需要为核心的“公共财政”正式纳入政府决策(刘尚希, 2010^[40])，例如，1994 年“分税制”财政体制改革，体现为新“财税体制”以及税务机构“分设”“稽查与征管”等话题。1998 年确立建设公共财政目标后，开始更多地重视“社会保障”“费改税”“税费改革”“政企分开”以及“预算法”“预算与资金管理”等话题。此外，伴随对外开放程度不断扩大，“财经外交”“国际”“出口”以及“经济结构”“经

济运行”“宏观政策”等话题明显增多。

第三,2003—2012年财政治理话语体系的“科学性”特征明显。党的十六届三中全会审议通过《中共中央关于完善社会主义市场经济体制若干问题的决定》,强调要进一步健全和完善公共财政体制。这一时期,公共财政的建设与完善主要是在落实科学发展观中推进(高培勇,2014^[41])。例如,财政聚财方面,强调进行财税“改革”,将“蛋糕”做大,通过“增值税转型”“营改增”等,促进税负公平。财政用财方面,形成“医疗卫生”“社会保障”“养老保险”“住房”等基本公共服务领域的话题、“现代农业”“农田水利”“农民”“中低产田”“支农惠农”等新农村建设领域的话题、“县域”“调整结构”“基层政权”“财力”等县乡财政领域的话题,保障将“蛋糕”分好。财政节财方面,“高新技术”“新能源”“排污权”“绩效评价”等科创节能领域的话题也不断涌现。

第四,2013—2020年财政治理话语体系的“民生性”特征明显。党的十八大以来,中国特色社会主义进入新时代,这是我国发展新的历史方位。这一时期,现代财政制度改革放置于全面深化改革的总棋局中稳步推进,财政治理话语体系不仅有“消费税”“税收政策”“改革方案”“事权”“中央”“区域间”等延续下来的重点话题,更呈现出强烈的“民生性”特征。例如,围绕“贫困地区”“大病医疗”“养老保险”“教育”“安居工程”等话题,财政致力于保障“就业与民生”,满足人民对美好生活的需要。围绕“财政金融风险”“三大攻坚”“污染防治”“抗击疫情”以及“债务”“乱象”“税负”“预警”“对冲”等话题,财政致力于化解公共风险,提升人民福祉,服务经济社会发展大局,不断夯实其作为国家治理的基础和重要支柱的作用。



图5 1981—2020年中国财政治理话题的词云图

(三) 话题演化线索分析

基于JavaScript的数据可视化图表库ECharts,将财政治理话题的演化关系绘成桑基图,结果如图6所示。不同话题之间联系的强弱,通过计算相近发展阶段上不同话题间的余弦距离获得,余弦距离值越趋向于1,不同话题之间出现演化关系的概率越大。参照相关学者做法,确定0.3为相似度阈值,即认定余弦距离值高于0.3的话题具有演化关系。其中横轴代表1981—2020年的四个发展阶段,纵轴代表不同发展阶段上的话题。连线从左向右发展,线条的粗细代表不同话题间的联系强弱,线条越粗,表示不同话题间的演化关系越强烈。由图6可知,1981—2020年,中国财政治理话语体系演化的主线索主要有如下四条:

健全完善财税体制,是中国财政治理话语体系演变的第一条主线索。财政治理话题从1981—1993年的“包干与基数”“税利分流与两个比重”等话题,演化为1994—2002年的“分税制”,连同“公共财政与宏观政策”“预算与资金管理”“财政法治建设”等话题,进一步演化为2003—2012年的“公共财政体制”,连同“县乡财政与区域协调”“国有资产与定额”“财税改革”“涉外税制”等话题,最终演化为2013—2020年的“现代财税体制”话题。这一发现与相关学者研究类似,即改革开放初期的中国财政改革是局部的,1980年之后包括财税体制改革、税制改革、国有企业改革等在内的重要制度改革陆续推行,都是为了实现财税现代化(杨志勇,2018^[42])。此外,“农税”话题在2006年起消失,是因为这一时期伴随“让公共财政照耀农村”新理念的深入推行,我国持续加大对“三农”领域的财政投入,终结了延续两千余年的农业税。

服务保障民生需求,是中国财政治理话语体系演化的第二条主线索。财政治理话题从1981—1993年的“宏观调控”“改革开放”等话题,演化为1994—2002年的“公共财政与宏观政策”“股票市场”,进一步演化为2003—2012年的“基本公共服务”“新农村建设”“县乡财政与区域协调”等话题,最终演化为2013—2020年的“社会保障与城乡居民”“财政支农与乡村振兴”两大话题,涵盖“三大攻坚战”“就业与民生”“新型城镇化”“教育与扶贫”等众多民生领域。这说明财政治理话语一以贯之地彰显以人民为中心理念,且在不同时期既有继承

又有拓展，尤其在新时代背景下财政服务民生需求的内涵更丰富、范围更广阔，这也是中国共产党百年财政思想与实践的主线、治国理财的出发点（闫坤，2021^[43]）。

防范和化解风险，是中国财政治理话语体系演变的第三条主线索。财政治理话题从1981—1993年的“增收节支”“财政补贴与税收减免”等话题演化为1994—2002年的“两税”“增收节支与两个比重”“稽查与征管”等话题，进一步演化为2003—2012年的“涉外税制”“财政收支与社会保障”“财政监督与管理”等话题，最终演化为2013—2020年的“节支与对冲”“财政管理”等话题，涵盖了“税负与社会保险费率”“生态补偿”“污染防治”“财政法治”“财政金融风险”等话题。这表明财政作为防范和化解公共风险的基本机制，其兼顾“为人民理财”“管理国家风险”的职能在演变中日益丰富（刘尚希，2022^[44]）。

加强对外交流合作，是中国财政治理话语体系演变的第四条主线索。财政治理话题从1981—1993年的“整顿党的组织”“财政干部管理”“国家利益”等话题，演化为1994—2002年的“领导带队与财税队伍”“会计制度与工作作风”“内部监督”等话题，进一步演化为2003—2012年的“国际财金合作”“行业管理与财政法治”等话题，最终演化为2013—2020年的“国际财经合作”“国际财经事务”“党风廉政”“党政干部队伍”等话题。究其原因，一方面，打造一支高素质的财政干部队伍，是适应经济全球化、参与全球竞争的必然要求；另一方面，扩大财政治理话语在国际财经对话中的认同感和影响力，提升中国在国际财经事务中的话语权和规则制定权，需要加大干部管理、内部监督、制度建设、党风廉政建设等多领域改革协同互进，共同服务和支撑中国财政领域的对外开放事业。

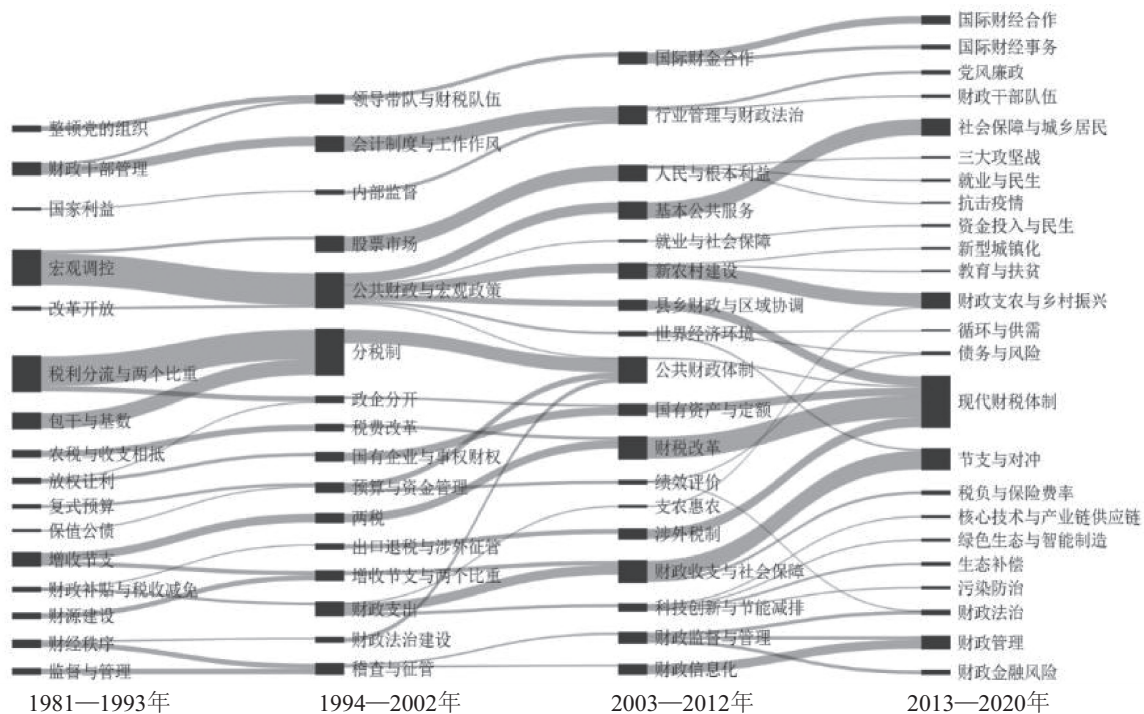


图6 1981—2020年中国财政治理话语体系演化的桑基图

概言之，1980年代以来，中国财政改革创新发展植根于中国特色社会主义伟大实践，在不同发展阶段催生不同财政治理话题，彼此交织互促并持续演化共生，形成了中国财政治理话语体系鲜明的四条主线索，即健全完善财税体制、服务保障民生需求、防范和化解风险及加强对外交流合作，体现出“薪火相传的继承性”“与时俱进的创新性”的双重特点。

五、结论与研究展望

“话语的识别和分析是现在人文科学和社会科学领域的头等大事”（费尔克劳，2021^[45]）。话语分析的研究目标不仅在于知识发现，还在于把握话语体系的发展趋势和规律（宋雄伟等，2020^[27]）。本文立足“财政治理+话语体系”视角，运用LDA模型分析方

法,定量识别1981—2020年中国财政治理话语体系的语词、话题等内容,并在对其进行归纳分析的基础上,进一步提炼出中国财政治理领域话语体系的演化主线。研究结果显示:第一,中国财政治理话语体系在不同发展时期呈现出阶段性特征。具体而言,在1981—1993年、1994—2002年、2003—2012年、2013—2020年,分别呈现出“国家性”“公共性”“科学性”与“民生性”特征,且不同特征承续与转换的背后,反映的是财政治理在政治、经济、文化、社会、生态等国家治理各个层面的全方位深嵌。第二,中国财政治理话语体系演化具有四条鲜明的主线索,分别是健全完善财税体制、服务保障民生需求、防范和化解风险以及加强对外交流合作,这既是读懂中国财政治理话语体系变迁的重要锁钥,也是财政彰显作为“国家治理的基础和重要支柱”职能定位的重要领域。

本文的研究表明,中国财政治理话语体系不仅表现为一个前后传承的接续形态,还表现为一个推陈出新的演化过程。尤其是中国特色社会主义进入新时代以来,“当代中国正经历着我国历史上最为广泛而深刻的社会变革,也正在进行着人类历史上最为宏大而独特的实践创新”(习近平,2016^[46]),中国财政治理领域持续涌现一系列专业性、思想性、独创性的且扎根于中国特色社会主义实践的新语词,形成一批具有标识性概念、契合中国特色的财政治理新话题,这是中国特色社会主义话语体系在财政治理领域的鲜明体现。与此同时,伴随中国日益走向世界舞台的中

央,中国在全球治理中的影响力进一步扩大,其中“大国财政是维护大国在全球治理中地位、责任和权利的重要保障”(刘尚希和李成威,2016^[47])。例如,近年来中国坚持构建人类命运共同体、提出共建“一带一路”重大倡议、推动设立亚投行和金砖银行等新型多边金融机构、坚定支持《巴黎协定》并承诺将完全履行义务以及累计向全球提供数十亿剂新冠疫苗等,这一系列中国智慧、中国方案和国际公共品的背后是大国实力尤其是国家意志与财政力量的有机支撑(范建镛,2017^[48])。展望未来,在迈向第二个百年奋斗目标的新征程中,构建与中国全球治理地位相匹配的财政治理话语体系,既要以中国理论阐释中国实践,更要用中国实践升华中国理论,最终形成承续古今、融通中外且兼具思想引领力、现实解释力、国际传播力的中国特色社会主义财政治理话语体系,这是新时代中国财税研究者的使命与担当。

值得进一步强调和说明的是,在进行本文研究过程中,我们认为引入LDA模型分析方法,将机器学习、文本建模与财政治理研究有机结合,有利于为观察中国财政治理提供新视角,但模型展示的数据与图表的作用是辅助性的,研究结论离不开中国财政改革实践的验证以及更为细致的质性研究。我们相信,今后开展类似研究时,伴随机器学习技术、文本分析方法等飞速发展和充分运用,必将会为进一步拓展中国财政治理领域研究、推动中国财政领域“三大体系”建设、增强中国话语体系国际话语权提供更多富有成效的研究成果。

参考文献

- [1] 李炜光. 财政何以为国家治理的基础和支柱 [J]. 法学评论, 2014 (2): 54-60.
- [2] 卢洪友. 从建立现代财政制度入手推进国家治理体系和治理能力现代化 [J]. 地方财政研究, 2014 (1): 6-11.
- [3] 高培勇. 论国家治理现代化框架下的财政基础理论建设 [J]. 中国社会科学, 2014 (12): 102-122, 207.
- [4] 谢伏瞻. 加快构建中国特色哲学社会科学学科体系、学术体系、话语体系 [J]. 中国社会科学, 2019 (5): 4-22, 204.
- [5] 洪大用. 超越西方化与本土化——新时代中国社会学话语体系建设的实质与方向 [J]. 社会学研究, 2018 (1): 1-16, 242.
- [6] 廖奕. 中国特色社会主义法学话语体系研究反思——以“党内法规”话语为例 [J]. 法学家, 2018 (5): 1-14, 192.
- [7] 张云飞. 习近平生态文明思想话语体系初探 [J]. 探索, 2019 (4): 22-31.
- [8] 陈金龙. 新时代中国特色社会主义制度优势话语体系的建构 [J]. 中共党史研究, 2020 (4): 12-18.
- [9] 罗永宽, 齐娟. 中国共产党现代化话语体系的百年建构与发展逻辑 [J]. 中国特色社会主义研究, 2021 (1): 19-26, 51.
- [10] 温婧, 刘文郡, 杨子怡. 协作趋向与价值共创: 新时代中国税务话语体系的内涵与建构逻辑 [J]. 税务研究, 2021 (7): 141-145.
- [11] 谢伏瞻. 中国经济学的形成发展与经济学人的使命——《中国经济学手册·导言》[J]. 经济研究, 2022 (1): 4-15.
- [12] Blei D M, Ng A Y, Jordan M I. Latent Dirichlet Allocation [J]. The Journal of Machine Learning Research, 2003 (3): 993-1022.
- [13] 高培勇. 论中国财政基础理论的创新——由“基础和支柱说”说起 [J]. 管理世界, 2015 (12): 4-11.
- [14] 刘尚希. 财政与国家治理: 基于三个维度的认识 [J]. 经济研究参考, 2015 (38): 3-9, 17.

- [15] 崔潮. 治理型财政: 中国财政现代化建设的新阶段 [J]. 地方财政研究, 2016 (10): 29-34.
- [16] 鲁建坤, 李永友. 超越财税问题: 从国家治理的角度看中国财政体制垂直不平衡 [J]. 社会学研究, 2018 (2): 62-87, 243-244.
- [17] 付敏杰. 现代财政制度的国家视角——兼论中国全面建设现代化强国的财政治理框架 [J]. 财政研究, 2020 (2): 55-68.
- [18] 贾康, 龙小燕. 财政全域国家治理: 现代财政制度构建的基本理论框架 [J]. 地方财政研究, 2015 (7): 4-10.
- [19] 吕冰洋. “国家治理财政论”: 从公共物品到公共秩序 [J]. 财贸经济, 2018 (6): 14-29.
- [20] 刘尚希, 李成威, 杨德威. 财政与国家治理: 基于不确定性与风险社会的逻辑 [J]. 财政研究, 2018 (1): 10-19, 52.
- [21] Kozlowski A C, Taddy M, James A. The Geometry of Culture: Analyzing the Meanings of Class through Word Embeddings [J]. American Sociological Review, 2019, 84 (5): 905-949.
- [22] Carley K M. Extracting Team Mental Models through Textual Analysis [J]. Journal of Organizational Behavior, 1997, 18 (S1): 533-558.
- [23] Luhmann J, Burghardt M. Digital Humanities—A Discipline in Its Own Right? An Analysis of the Role and Position of Digital Humanities in the Academic Landscape [J]. Journal of the Association for Information Science and Technology, 2022, 73 (2): 148-171.
- [24] 沈艳, 陈赟, 黄卓. 文本大数据分析在经济学和金融学中的应用: 一个文献综述 [J]. 经济学 (季刊), 2019 (4): 1153-1186.
- [25] 卢盛峰, 李晓淳, 卢洪友. 地方政府财政治理特征研究: 来自中国政府工作报告文本识别的经验证据 [J]. 财政研究, 2020 (4): 99-114.
- [26] 王亚婷, 孔繁斌. 我国地方政府债务问题的政策话语图景——基于政策文本的计量分析 [J]. 西南民族大学学报 (人文社科版), 2020 (7): 191-200.
- [27] 宋雄伟, 张婧婧, 秦曾昌. 中国国家治理话语体系的构成与演化: 基于语词、概念与主题的分析 [J]. 政治学研究, 2020 (6): 57-74, 127.
- [28] 宋雄伟. 中国政府治理话语体系的延续与变迁: 一个宏观层面的叙述 [J]. 中国行政管理, 2021 (6): 72-81.
- [29] 刁伟涛, 孙晓萱, 沈亮. “本”中窥“债”略见一般——基于预算报告的我国地方债务治理概览 [J]. 中央财经大学学报, 2022 (3): 3-14, 26.
- [30] 李朱. 如何正确认识当前的经济形势和经济政策 [J]. 财经智库, 2019 (4): 121-139, 144.
- [31] Mohr J W, Bogdanov P. Introduction—Topic Models: What They Are and Why They Matter [J]. Poetics, 2013, 41 (6): 545-569.
- [32] 高培勇, 刘尚希, 金碚, 吴俊培, 张晓山. 中国的财税体制改革之路 [J]. 经济学动态, 2018 (10): 4-20.
- [33] 楼继伟. 40年重大财税改革的回顾 [J]. 财政研究, 2019 (2): 3-29.
- [34] 贾康, 高培勇. 现代经济学大典 (财政学分册) [M]. 北京: 经济科学出版社, 2016.
- [35] 逢锦聚, 林岗, 刘灿. 现代经济学大典 (政治经济学分册) [M]. 北京: 经济科学出版社, 2016.
- [36] 宗成庆, 夏睿, 张家俊. 文本数据挖掘 [M]. 北京: 清华大学出版社, 2019: 106-116.
- [37] 邱均平, 沈超. 基于LDA模型的国内大数据研究热点主题分析 [J]. 现代情报, 2021 (9): 22-31.
- [38] Asuncion A, Welling M, Smyth P, et al. On Smoothing and Inference for Topic Models [C]. Proceedings of the Twenty-Fifth Conference on Uncertainty in Artificial Intelligence, 2012: 27-34.
- [39] Mimmo D, Wallach H, Talley E, et al. Optimizing Semantic Coherence in Topic Models [C]. Proceedings of the 2011 Conference on Empirical Methods in Natural Language Processing, 2011: 262-272.
- [40] 刘尚希. 公共风险视角下的公共财政 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2010: 225-236.
- [41] 高培勇. 财税体制改革与国家治理现代化 [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2014: 78.
- [42] 杨志勇. 财税现代化: 大国之路 [M]. 上海: 格致出版社, 2018: 83.
- [43] 闫坤. 中国共产党百年财政史 [M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2021: 1-17.
- [44] 刘尚希. 人民财政观 [J]. 财政研究, 2022 (1): 3-5.
- [45] 诺曼·费尔克劳. 话语分析: 社会科学研究的文本分析方法 [M], 赵芃, 译. 北京: 商务印书馆, 2021: 145.
- [46] 习近平. 在哲学社会科学工作座谈会上的讲话 [EB/OL]. (2016-05-17) [2022-02-10]. http://www.xinhuanet.com/politics/2016-05/18/c_1118891128.htm.
- [47] 刘尚希, 李成威. 大国财政: 理念、实力和路径 [J]. 地方财政研究, 2016 (1): 9-14.
- [48] 范建镛. 财税改革、现代财政转型与大国崛起——大历史视角下的个案考察与初步分析 [J]. 经济学动态, 2017 (12): 10-17.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

环保税对企业全要素生产率的影响研究

Research on the Impact of Environmental Protection Tax on Total Factor Productivity of Enterprises

杨 杨 杨雨诗 杜 剑

YANG Yang YANG Yu-shi DU Jian

[摘要] 在双碳背景下,企业实现发展方式的绿色转型是一种必然趋势。如何平衡环境保护与企业经济增长的关系,是企业实现可持续发展的关键所在。2018年正式实施环保税,是我国第一次以立法的形式对环境污染进行约束,借助税收执法的刚性,加大环境规制强度。环保税可以通过对企业施加环境约束从而激励企业的绿色转型升级。本文基于沪深上市企业(2012—2020年)的相关数据,实证研究了环保税对企业全要素生产率的影响。结果表明:(1)环保税对企业全要素生产率具有显著的促进作用。(2)环保税对全要素生产率的影响具有区域异质性,对东部地区的促进作用最为显著,对西部地区的促进作用最弱。(3)环保税对非国有企业全要素生产率的促进作用要显著于国有企业。(4)环保税可以通过技术创新、财务绩效和资产结构作用于全要素生产率。本文采用中介效应模型,对环保税作用于全要素生产率的作用机制进行了深入的分析,为优化环保税政策提供了有效建议。

[关键词] 环保税 全要素生产率 中介效应

[中图分类号] F812.2 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2022)07-0014-11

Abstract: In the context of “double carbon”, it is an inevitable trend for enterprises to realize the green transformation of development mode. How to balance the relationship between environmental protection and enterprise economic growth is the key for enterprises to achieve sustainable development. The formal implementation of environmental protection tax in 2018 is the first time in China to restrict environmental pollution in the form of legislation, and increase the intensity of environmental regulation with the help of the rigidity of tax law enforcement. Environmental protection tax can stimulate the green transformation and upgrading of enterprises by imposing environmental constraints on enterprises. Based on the relevant data of listed companies in 2012 - 2020 from Shanghai and Shenzhen stock exchanges, this paper empirically studies the impact of environmental protection tax on total factor productivity. The results show that: (1) Environmental Protection Tax can significantly promote the Total Factor Productivity of enterprises. (2) The impact of Environmental Protection Tax on Total Factor Productivity has regional heterogeneity, and the promotion effect on the eastern region is the most significant, while the promotion effect on the western region is the weakest. (3) The promotion effect of Environmental Protection Tax on total factor productivity of non-state-owned enterprises is more significant than that of state-owned enterprises. (4) Environmental Protection Tax can affect total factor productivity through technological innovation, financial performance and asset structure. Using the mediation effect model, this paper makes an in-depth analysis on the action mechanism of Environmental Protection Tax on Total Factor Productivity, and improves effective suggestions for optimizing environmental protection tax policy.

Key words: Environmental protection tax Total factor productivity Mediating effect

[收稿日期] 2022-02-16

[作者简介] 杨杨,女,1980年8月生,贵州财经大学大数据应用与经济学院教授,博士生导师,研究方向为大数据财税与宏观经济波动;杨雨诗,女,1997年6月生,贵州财经大学大数据应用与经济学院硕士研究生,研究方向为大数据财税与宏观经济波动;杜剑,男,1976年1月生,贵州财经大学会计学院教授,博士生导师,研究方向为公司财务与公司治理。本文通讯作者为杜剑,联系方式为82368138@qq.com。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“中国减税降费的就业效应:理论建模、实证分析与政策建议”(项目编号:72003053);贵州省2021年度哲学社会科学规划重大课题“新形势下贵州经济高质量发展和环境高水平保护的协同性测度及机制创新研究”(项目编号:21GZZB30)。

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

我国经济已经实现了由快速发展阶段转向高质量发展阶段，党的十九大报告指出，经济高质量发展必须要提高全要素生产率。提高全要素生产率是提高劳动生产率、实现高质量发展的动力源泉，对全面建设社会主义现代化国家具有重要意义。2018年我国环保税法正式实施，强化了税收在环境治理上的调控作用，是中国顺应全球经济低碳蓬勃发展，推动实现绿色发展的长远布局。2020年“双碳”目标的提出，再次强调了生态文明建设的重要性，明确了推动经济社会绿色转型是我国未来发展的战略举措。“以环境换增长”的发展模式不再适应当下绿色低碳背景，环境问题将成为限制经济发展的一大因素。从“十一五”规划中的“建设资源节约型、环境友好型社会”到“十四五”规划中“推动绿色发展、促进人与自然和谐共生”，我国对环境重视程度不断提高，环境规制强度不断加大。以环境为约束，协调经济可持续发展和生态保护是企业探索的新路径。全要素生产率实质可视为企业的生产效率，为了兼顾企业经济增长和环境保护，实现两者的均衡发展，深入研究环保税与全要素生产率之间的关系具有重要意义。这不仅对企业制定未来的发展战略和实现绿色低碳转型至关重要，同时为制定合理、有效的环境规制奠定基础。

当前越来越多的学者研究环保税对企业全要素生产率的影响，主要可以分为三种观点。第一种观点是环保税会抑制企业的全要素生产率。环保税增大了企业的排污成本和税收负担（Gray, 2005^[1]），从而产生“挤出效应”（Lanoie等, 2011^[2]），使企业原本的生产资金用做治污（Greenstone, 2002^[3]），对企业的运营能力产生负面影响，从而抑制了企业经济的发展（秦昌波等, 2015^[4]），使企业面临被淘汰的风险（Aldy, 2016^[5]）。第二种观点是环保税会提高企业的全要素生产率（Berman和Bui, 2001^[6]；Alpay等, 2002^[7]；Molina等, 2009^[8]）。当企业面临环境规制时，为了减少税收负担，企业会通过技术创新（Porter和Van der Linde, 1995^[9]）、调整资产结构（Abdullah和Morley, 2014^[10]）等方式积极地应对外部政策的刺激，从而实现企业的可持续发展。第三种观点是不确定假说，由于环保税不是影响全要素生产率的全部因素，并且对其影响程度不明确，所以两者之间的关系并不确定。这种不确定关系大致又可以分

为四种。一是环保税对全要素生产率的影响是先促进后抑制（Johnstone等, 2017^[11]）。环境规制对全要素生产率的影响是存在门槛值的，在门槛值以内是促进作用，超过门槛值则会产生抑制作用。二是环保税对全要素生产率的影响是先抑制后促进，呈现U型（李玲, 2012^[12]；蒋伏心等, 2013^[13]；原毅军和谢荣辉, 2016^[14]；张小筠等, 2020^[15]）。三是环保税对全要素生产率的影响存在两个门槛值，呈现N型（王杰和刘斌, 2014^[16]；靳亚阁和常蕊, 2016^[17]）。四是环保税对全要素生产率的影响并不明显（Metcalf, 2007^[18]；Adamou等, 2012^[19]）。

通过文献梳理发现，国内外对广义的环保税与全要素生产率之间的关系已经有了深入的研究，但是并没有统一的观点。鉴于此，本文以沪深上市企业2012—2020年的数据为研究样本，选取狭义的环保税实证研究我国环保税对企业全要素生产率的影响程度及方向。并采取中介效应模型，探究环保税对全要素生产率的作用路径。

与现有研究成果相比，本文主要贡献在于：（1）拓宽了企业全要素生产率的研究视角，从狭义的“环保税”出发，研究环保税政策与企业全要素生产率之间的关系，为政府未来制定相关政策提供可供参考的依据。（2）根据文献梳理，总结出环保税可能作用于全要素生产率的三条路径：技术创新、财务绩效和资产结构，并采用中介效应模型对路径进行检验，进而明确了环保税的政策效应。（3）从异质性的角度分析了环保税对全要素生产率的影响，并深入探讨了造成异质性影响的原因，丰富了环保税和全要素生产率的研究内容。

二、理论分析与研究假设

（一）波特假说

传统的经济学家认为，环保税会增大企业的环境成本，对企业财务绩效具有抑制作用。

而波特假说认为环保税可以激发企业的创新活力，在长期内可以促进企业经济增长。波特假说提出了两个基本理论：“创新补偿理论”和“先动优势理论”，从全新的角度阐述了环境规制对企业全要素生产率的影响。“创新补偿理论”认为技术创新可以使企业研发新的绿色产品，提高企业的核心竞争力。企业会通过改进生产技术、优化生产流程不断完善绿色产品（Porter和Van der Linde, 1995^[9]），当这种绿

色产品带来的收益足以抵消其生产成本时，便会促进企业全要素生产率的增长（Hamamoto, 2006^[20]；Yi等, 2021^[21]）。“先动优势理论”认为，企业率先生产的绿色产品更符合绿色发展的理念，会产生积极的社会效应，提高企业的社会价值（何兴邦, 2017^[22]），帮助企业开拓新的市场、提高市场占有率（Abdullah和Morley, 2014^[10]），从而提高企业的盈利能力。

（二）要素投入视角

在环保税政策的干预下，出于政府压力或经济压力，企业都会在投入、产出上做出适当的调整，从源头上减少污染物的生成。企业会尝试将生产要素向低污染、低能耗的产品上倾斜以减轻税负。若要素投入的调整给企业带来的效益显著，就会刺激企业将更多的生产要素投入到绿色产品上。长此以往，企业为了加大生产效率、提高要素利用率，会对资产结构进行调整，彻底摒弃原来的非绿色产品，将生产要素从污染产业转向绿色环保产业，从传统产业流向新能源产业，从低效率部门流向高效率部门。这不仅可以解决企业由要素驱动生产导致的资源配置不合理、生产要素浪费等问题，还可以促进企业经济的增长。

（三）影响机制分析

现有研究中，关于环保税对企业全要素生产率的影响存在两种相悖的观点。第一种观点是环保税的征收会抑制企业的全要素生产率。环保税会直接加重企业的税收负担，对企业的财务绩效产生负向的影响（Cropper和Oates, 1992^[23]；Ramanathan, 2010^[24]；叶红雨和王圣浩, 2017^[25]）。从静态的角度来看，除了企业必须要缴纳的环保税，企业还会花费人力、财力和物力减排治污，这都会直接增大企业的环境成本。从动态的角度来看，企业在政策的引导下会进行转型升级，从而减少排污、降低税收负担。企业转型升级会直接增大企业的研发成本，由于“挤出效应”，企业在产品投入、产出上的资金会相应减少（Lanoie等, 2011^[2]），企业的运营能力会随之下降（Jorgenson和Wilcoxon, 1990^[26]）。同时企业转型升级可能导致企业产品的转换，企业运营能力的下降会使企业无法快速适应这种转换，从而负向影响企业的全要素生产率。第二种观点环保税的征收会促进企业的全要素生产率。由于企业个体差异的存在，在应对环境规制时，一部分企业为了减少税收负担会加大治污投入、积极转型升级，另一部分企业会选择被动地承

担环保税来规避转型升级所造成的成本损失，只有当税收成本大于企业的治污成本时，企业才会做出改变。但这也说明，只要环境规制足够严格，企业都会转型升级，转型升级离不开企业技术创新和资产结构的调整。技术创新会给企业带来“先动优势”和“创新补偿”，资产结构的调整可以优化产品结构、组织结构，提高产业协调能力，从而提高企业全要素生产率。基于此，本文提出如下假设：

H1: 环保税对企业的全要素生产率具有促进作用。

H2: 环保税对企业的全要素生产率具有抑制作用。

三、模型、变量与数据

（一）模型设定

考虑到时间、地区等因素的影响，本文采用固定效应模型来探究环保税与全要素生产率之间的关系，构建具体模型如下：

$$TFP_{i,t} = \delta_0 + \delta TAX_{i,t} + \delta' \times X_{i,t} + region + industry + year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中： i 表示公司， t 表示年份； TFP 是LP方法下计算的企业全要素生产率； TAX 表示解释变量环保税； X 表示的是控制变量，包括企业规模（ $Size$ ）、产权比率（ ER ）、营业净利率（ PR ）、资产负债率（ Lev ）、收益留存率（ T ）、现金比率（ CF ）、产权性质（ SOE ）和融资约束（ SA ）； $region$ 为地区固定， $industry$ 为行业固定， $year$ 为时间固定； ε 为随机扰动项。实证分析中均采用异方差稳健标准误以消除异方差的影响。

（二）变量选取

被解释变量。用LP方法计算下的全要素生产率（ TFP ）作为被解释变量。

解释变量。本文的解释变量是类环保税税额。2018年我国实施了环保税，所以2018—2020年的数据均来源于企业年报中的环保税数据。由于环保费改税遵循“税负平移”的原则，沿用“排污费”所确定的征收对象、范围和计税原则等（卢洪友等, 2019^[27]），所以2012—2017年的数据是用企业的排污费、清洁费、环保投入等与环境相关费用组成。

中介变量。根据本文提出的假设，选取的中介变量为技术创新、财务绩效和资产结构。技术创新

(*R&D*): 技术创新取决于企业对科研项目的投入, 本文借鉴白俊红和李婧 (2011)^[28]的研究方法, 采用研发经费投入 (*R&D*) 来衡量技术创新。财务绩效 (*ROE*): 财务绩效一般用会计指标来衡量, 本文借鉴喻登科等 (2016)^[29]的研究方法, 采用净资产收益率 (*ROE*) 来衡量。资产结构 (*STR*): 在企业规模一定的情况下, 资产结构的不同会导致全要素生产率

的差异, 本文参考邓伟根等 (2016)^[30]的研究方法, 选取 (固定资产+存货)/总资产的比重来衡量资产结构。

控制变量。在探究环保费改税对企业可持续发展影响的同时, 还会受到其他因素的影响。参考以往的研究文献, 选取企业规模、产权比率等控制变量。

全部变量的定义和代码如表 1 所示。

表 1 变量定义表

变量名称	变量名称	符号	定义
被解释变量	全要素生产率	<i>TFP</i>	在 LP 方法测度下的全要素生产率
解释变量	类环保税	<i>TAX</i>	2012—2017 年由企业缴纳的排污费等类环保税构成, 2018—2020 年是企业环保税
中介变量	技术创新	<i>R&D</i>	研发经费投入
	财务绩效	<i>ROE</i>	净资产收益率
	资产结构	<i>STR</i>	(固定资产+存货)/总资产
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	总资产的自然对数
	产权比率	<i>ER</i>	负债总额/所有者权益总额
	营业净利率	<i>PR</i>	净利润/营业收入
	资产负债率	<i>Lev</i>	期末负债总额/总资产
	收益留存率	<i>T</i>	收益留存率 = 1 - 本年现金股利/本年净利润
	现金比率	<i>CF</i>	(货币资金+交易性金融资产+应收票据)/流动负债
	企业风险	<i>Risk</i>	联合杠杆 = 经营杠杆 × 财务杠杆
	产权性质	<i>SOE</i>	哑变量, 国有企业赋值为 1, 反之赋值为 0
	融资约束	<i>SA</i>	SA 指数

(三) 数据来源及说明

本文选取沪深上市企业 2012—2020 年的数据作为研究的样本, 各企业财务数据来自国泰安数据库 (CSMAR), 环保税数据来自沪深证券交易所企业年报, 其中 2012—2017 年的环保数据由各企业的年度排污费、绿化费、清洁费、环保达标资金等各项与环境相关的费用组成。为了使数据更平滑、稳定, 本文

对连续性变量进行 1% 水平的 Winsorize 缩尾处理, 最终保留 6 506 个数据样本。为降低异方差的影响, 对变量环保税和技术创新作对数化处理。企业全要素生产率的最小值为 6.968, 最大值为 11.631, 说明企业之间全要素生产率具有较大的差异。环保税的对数最小值为 5.483, 最大值为 18.237, 说明企业缴纳环保税的情况也有明显不同。其他变量的描述性统计见表 2。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	符号	均值	标准差	最小值	最大值
全要素生产率	<i>TFP</i>	9.094	0.977	6.968	11.631
环保税的对数	<i>LNTAX</i>	12.790	2.929	5.483	18.237
技术创新的对数	<i>LN R&D</i>	17.909	1.383	13.944	21.415
财务绩效	<i>ROE</i>	0.058	0.135	-0.708	0.358
资产结构	<i>STR</i>	0.252	0.136	0.000	0.836
企业规模	<i>Size</i>	22.250	1.232	19.973	25.538

续前表

变量	符号	均值	标准差	最小值	最大值
产权比率	<i>ER</i>	1.170	1.608	0.048	11.634
营业净利率	<i>PR</i>	0.060	0.168	-0.973	0.433
资产负债率	<i>Lev</i>	0.437	0.441	-0.195	28.548
收益留存率	<i>T</i>	0.693	0.327	-1.035	1.000
现金比率	<i>CF</i>	0.688	1.054	0.012	6.730
企业风险	<i>Risk</i>	2.696	3.956	0.000	27.384
产权性质	<i>SOE</i>	0.328	0.470	0.000	1.000
融资约束	<i>SA</i>	-3.921	0.222	-4.612	-3.417

四、实证分析

(一) 基准回归

为了探究环保税对企业全要素生产率的影响,本文采用了 OLS 模型进行基准回归,回归结果如表 3 的列 (1)、列 (2)。无论是否加入控制变量,回归系数均在 1% 的水平上正向显著,说明环保税可以促进企业的全要素生产率。但是该模型下 R^2 的值较小,

说明拟合程度较差。由于企业的产权性质、企业规模不同都会对企业产生实质性的影响,所以本文采用固定效应模型重新进行估计,回归结果如表 3 的列 (3)、列 (4)。该模型的拟合优度明显高于 OLS 模型,回归结果依然表明环保税对全要素生产率有明显促进作用,说明了结果的可靠性,同时验证了假说 H1。

表 3 基准回归表

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>LNTAX</i>	0.140*** (26.56)	0.102*** (14.43)	0.137*** (18.79)	0.117*** (13.28)
常数项	7.414*** (110.10)	8.459*** (26.70)	6.647*** (28.81)	8.029*** (17.32)
控制变量	N	Y	N	Y
地区、时间、行业效应	N	N	Y	Y
样本量	3 240	1 945	3 240	1 945
R^2	0.172	0.348	0.629	0.743

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著; 括号中是经过稳健标准误调整后的 t 值。下同。

(二) 异质性检验

1. 对不同区域企业全要素生产率的影响。

由于地理位置的不同和资源储备的差异,我国区域之间存在着发展不均衡的现象。东中西部地区经济发展水平不同,环保税政策的落实情况也会不同,从而会产生地区政策效应差异(陶静等,2020^[31];冯斐等,2020^[32];杨杨等,2021^[33])。相对于中西部地区,东部的经济更为发达,因此可能导致不同区域企业的全要素生产率也存在差异。本文在探究整体层面上环保税对企业全要素生产率的影响上,进一步

分析东部、中部和西部地区^①不同区域环保税对企业全要素生产率的影响作用。

表 4 中的列 (1)、列 (2)、列 (3) 分别是东部、中部和西部地区企业在模型 (1) 下的回归结果。从经验 p 值可知,东中西部三组的组间系数差异在 1% 的水平上显著。回归系数均是正向显著,说明环保税对不同区域的企业全要素生产率都具有促进效果。根据回归系数可知,环保税对东部和中部地区的企业全要素生产率促进作用更明显,而对西部地区的促进作用较弱。这可能的原因是东部沿海地区对外开

放程度更高，客观地促进了商业经济的发展。加上前数十年的政策倾斜，无论是在基础建设或是人才吸引等方面都更具备优势，使得东部地区的经济发展遥遥领先。所以环保税对东部地区企业全要素生产率的促进作用是十分显著的。近年来，政府提出的“中部崛起”和“西部大开发”计划有效地改善了两极分化的局面。中部地区既有高原地区也有平原，在耕种或基础设施的修建上难度要小于西部地区，加之政策的扶持，中部地区的经济发展得到了猛速增长。西部地区靠近内陆，并且高原较多，使得经济发展缓慢。但是西部地区具有丰富的自然资源，可以充分发挥要素驱动的优势，加上国家对西部地区的大力扶持，西部地区的经济得到了发展。所以环保税对西部地区的经济也会起到明显的促进作用。由于西部和东部经济差距的客观存在，这种促进作用会明显弱于东部和中部地区。

表 4 不同区域异质性检验

	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
LNTAX	0.118 *** (11.40)	0.114 *** (5.72)	0.095 ** (3.61)
常数项	7.352 ** (14.43)	9.541 *** (13.34)	5.504 *** (5.18)
控制变量	Y	Y	Y
地区、时间、行业效应	Y	Y	Y
样本量	1 230	354	361
R ²	0.740	0.893	0.813
经验 p 值	0.005		

注：东部地区包括北京、上海、天津、江苏、浙江、山东、福建、河北、广东、辽宁、海南共 11 个省份，包含 96 个城市；中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南共 8 个省份，包含 98 个城市；西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆共 11 个省份，包含 64 个城市。检验 p 值用于检验组间系数差异的显著性，通过 SUR 检验得到的。

2. 对不同产权性质企业的全要素生产率的影响。

由于非国有企业的盈利性，企业制定发展战略是为了追求利益最大化 (Delios 和 Wu, 2005^[34])，因此非国有企业在经营管理、监督控制上 (Villalonga 和 Amit, 2009^[35]) 都优于国有企业，非国有企业的生产效率 (吴延兵, 2012^[36]) 和盈利能力 (Dewenter 和 Malatesta, 2001^[37]) 都高于国有企业。赵红 (2007)^[38]

认为，产权性质不同的企业在研发投入上具有较大的差距，部分企业会被动缴纳环保税，而另一部企业会积极创新，转型升级。张平等 (2016)^[39]认为，政企关系的不明确在一定程度上会影响环保税和全要素生产率之间的关系。因此环保税和全要素生产率之间的关系还会受到产权性质的影响，所以本文对国有企业和非国有企业进行异质性检验。

表 5 的列 (1)、列 (2) 分别是国有企业和非国有企业在模型 (1) 下的回归结果。从经验 p 值来看，两组的组间系数差异在 5% 的水平上显著。由回归系数比较可知，环保税对非国有企业全要素生产率的促进作用显著于国有企业。这可能的原因是，与非国有企业相比，国有企业具有明显的国家优势、政治优势和组织优势。国有企业有国有资本的支持，在投资、研发上都面临较少的融资约束。并且国有企业并不单纯地追求利益，它承担的社会责任更多，这在一定程度上会提高企业的社会价值和品牌竞争力，对全要素生产率具有正面影响。

表 5 不同产权性质的企业异质性检验

	(1)	(2)
LNTAX	0.065 *** (4.68)	0.109 *** (12.59)
常数项	7.029 *** (10.16)	8.273 *** (13.76)
控制变量	Y	Y
地区、时间、行业效应	Y	Y
样本量	623	1 322
R ²	0.880	0.723
经验 p 值	0.033	

3. 对于不同行政等级城市的企业全要素生产率的影响。

“十四五”以来，江西、山东、贵州等省份纷纷实施“强省会”战略，省会城市对于区域经济的引领作用日益凸显。各省份为省会城市提供更多的资源支持和政策扶持，不断升级产业结构、优化营商环境，使得省会城市的经济发展领先于非省会城市。所以本文对不同行政等级城市的企业全要素生产率进行异质性检验，探究主回归结果是否稳健。

表 6 的列 (1)、列 (2) 分别是省会城市和非省会城市在模型 (1) 下的回归结果。回归系数均在 1%

表6 不同行政等级异质性检验

	(1)	(2)
<i>LNTAX</i>	0.148*** (9.12)	0.079*** (6.79)
常数项	8.604*** (9.28)	1.861*** (2.88)
控制变量	Y	Y
地区、时间、行业效应	Y	Y
样本量	455	759
R^2	0.752	0.841
经验 p 值	0.001	

的水平上显著,说明环保税对不同行政等级城市的企业全要素生产率均有显著的促进作用。从经验 p 值来看,省会和非省会城市两组的组间系数具有显著的差异性。根据回归系数比较可知,环保税对于省会城市企业全要素生产率的促进作用要显著于非省会城市。这可能的原因是由于省会城市一般是各省份的政治经济文化中心,拥有更多的经济自主权,经济也更为发

达。当面临环境规制时,具有雄厚的资金实力进行技术革新,从源头上减排去污。加上省会城市掌握着更丰厚的政治资源,对省份经济发展具有一定的带动作用。所以面临环境规制时,出于政治压力,更会率先技术革新,起到带头示范作用。

(三) 稳健性检验

1. 替换被解释变量。

前文采用的全要素生产率是通过 LP 方法测度的,为验证主回归结构的稳健性,采用不同的度量方法对全要素生产率进行刻画。本文采取最常见的几种刻画方式:OP 法、OLS 法和 FE 法,在固定效应模型下进行回归,以此作为稳健性检验的一部分。由于全要素生产率存在滞后自相关性(刘建民等,2021^[40]),所以本文将全要素生产率的滞后一期也作为被解释变量加入到面板固定效应的回归中,以验证回归结果的稳健性。表7的回归系数均是正向显著的,说明环保税可以显著提高企业的全要素生产率,本文主回归的结果是可靠的。

表7 替换被解释变量

	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_OLS</i>	<i>FTP_FE</i>	<i>FTP_L_LP</i>
<i>LNTAX</i>	0.048*** (7.66)	0.151*** (14.90)	0.160*** (15.13)	0.108*** (11.08)
常数项	2.222*** (5.63)	9.406*** (15.61)	9.824*** (15.39)	8.033*** (14.55)
控制变量	Y	Y	Y	Y
地区、时间、行业效应	Y	Y	Y	Y
样本量	1 649	1 945	1 945	1 786
R^2	0.684	0.764	0.766	0.728

2. 考虑内生性问题。

考虑到模型可能存在遗漏变量的问题,同时解释变量环保税在测量上也存在一定的误差,因此需要对内生性问题进行检验。首先进行豪斯曼检验,该检验的原假设为“所有解释变量均外生”。经过检验, P

值为0.045,即在5%的水平上拒绝原假设,说明环保税为内生变量。本文分别采取 OLS 法和工具变量法对内生性问题进行检验,并选取环保税的滞后一期作为工具变量法中的工具变量。

表8 内生性检验表

	OLS	2SLS	LIML	GMM	ICMM
<i>LNTAX</i>	0.051*** (6.77)	0.085*** (6.53)	0.085*** (6.53)	0.081*** (6.43)	0.078*** (9.38)
常数项	2.332*** (3.93)	2.555*** (5.99)	2.555*** (5.99)	2.560*** (6.93)	2.171*** (6.98)

续前表

	OLS	2SLS	LIML	GMM	IGMM
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
地区、时间、行业效应	Y	Y	Y	Y	N
样本量	1 168	802	802	802	802
R ²	0. 759	0. 800	0. 800	0. 750	0. 320

注：在 IGMM 回归中，未使用稳健标准误。

本文在用工具变量法进行内生性检验时，分别采用了 2SLS、LIML、GMM 和迭代 GMM。其中 LIML 法对弱工具变量极不敏感，由于 LIML 与 2SLS 回归结果一致，所以可以认为不存在弱工具变量。由表 8 可知，四种工具变量法和 OSL 回归均在 1% 的水平上显著，说明本文主回归结果可靠。

3. 剔除离群值。

由于北京、上海、天津和重庆是我国的四个直辖市，具有明显的政治、经济优势。相较于其他城市，具有更高质量的发展水平。所以本文将样本剔除四个直辖市后用固定效应模型重新进行估计，回归结果如表 9。结果表明，环保税对全要素生产率具有显著的促进作用。

4. 变换样本。

为了排除极端值的影响，本文对样本量进行了 1% 的 Winsorize 缩尾处理。由于本文 2012—2017 年解释变量的数据是用排污费代替的，数据缺失较多，并且存在一定的误差。因此本文在此基础上，剔除环保税上下 5% 分位处的样本再次进行稳健性检验，回归结果如表 9。回归系数在 1% 的水平上正向显著，表明了主回归的可靠。

表 9 稳健性检验

	剔除离群值	变换样本
LNTAX	0. 118 *** (12. 48)	0. 129 *** (13. 24)
常数项	7. 974 *** (16. 96)	7. 776 *** (17. 43)
控制变量	Y	Y
地区、时间、行业效应	Y	Y
样本量	1 830	1 945
R ²	0. 751	0. 744

五、环保税对企业全要素生产率影响的路径分析

环保税是通过怎样的作用路径影响企业全要素生产率是本文的研究重点。通过上述理论分析，本文认为环保税分别会通过技术创新、财务绩效和资产结构对全要素生产率产生影响。为了验证这三条作用路径是否存在，本文借鉴温忠麟和叶宝娟 (2014)^[41] 的研究思路，采取逐步回归的方法来检验中介效应，在已建模型的基础上，检验模型中的系数是否显著，从而判断中介效应是否存在，其检验程序如图 1 所示。

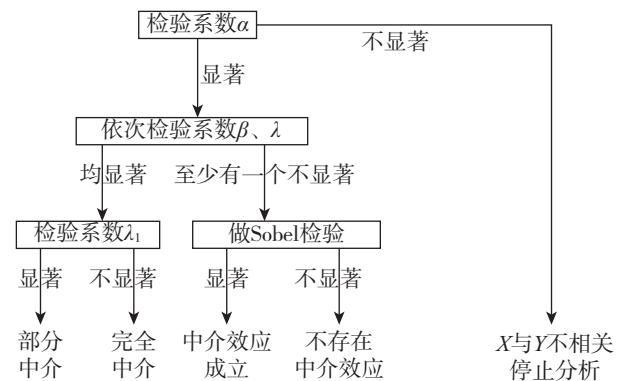


图 1

(一) “环保税→技术创新→全要素生产率” 的路径分析

为了探究环保税是否可以通过技术创新作用于全要素生产率，本文构建如下模型进行中介效应检验。表 10 的列 (1) (2) (3) 分别是在模型 (2) (3) (4) 下的回归结果。

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha TAX_{i,t} + \alpha' \times X_{i,t} + region + industry + year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$R\&D_{i,t} = \beta_0 + \beta TAX_{i,t} + \beta' \times X_{i,t} + region + industry + year + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$TFP_{i,t} = \lambda_0 + \lambda TAX_{i,t} + \lambda' \times X_{i,t} + \lambda_1 R\&D + region + industry + year + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中 $R\&D$ 是指企业的技术创新，其他变量定义同上。列 (1) (2) (3) 的回归结果均显著，即对应系数 α 、 β 、 λ 和 λ_1 均显著。根据逐步回归检验程序图，可以说明技术创新的部分中介效应成立。列 (1) 研究了环保税与全要素生产率之间的关系，根据回归结果可知，环保税可以正向促进企业的全要素生产率。列 (2) 研究了环保税和技术创新之间的关系，回归结果表明，环保税可以促进企业的技术创新。列 (3) $LNR\&D$ 的回归系数正向显著，说明技术创新可以促进企业全要素生产率。由此说明“环保税→技术创新→全要素生产率”的路径是存在的，并且两两之间是相互促进作用。

表 10 中介效应检验：技术创新路径

	(1)	(2)	(3)
$LNTAX$	0.124*** (11.41)	0.139*** (8.43)	0.067*** (6.76)
$LNR\&D$			0.358*** (14.11)
控制变量	Y	Y	Y
时间、地区、行业效应	Y	Y	Y
常数项	8.015*** (13.38)	15.37*** (21.78)	1.629*** (2.82)
样本量	1 388	1 394	1 300
R^2	0.763	0.663	0.851

(二) “环保税→财务绩效→全要素生产率”的路径分析

为了验证“环保税→财务绩效→全要素生产率”的路径是否存在，本文构建如下模型：

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha TAX_{i,t} + \alpha' \times X_{i,t} + region + industry + year + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$ROE_{i,t} = \beta_0 + \beta TAX_{i,t} + \beta' \times X_{i,t} + region + industry + year + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$TFP_{i,t} = \lambda_0 + \lambda TAX_{i,t} + \lambda' \times X_{i,t} + \lambda_1 ROE + region + industry + year + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中 ROE 是指企业的财务绩效，其他变量定义同上。表 11 的列 (1) (2) (3) 分别是在模型 (5) (6) (7) 下的回归结果。根据逐步回归的检验机制，三个模型的回归系数均显著，说明财务绩效的部分中介效应成立。列 (1) 的回归结果说明环保税对全要素

生产率具有促进作用，这与上文的回归结果相同，也说明了结论的可靠性。列 (2) 的回归结果表明环保税可以促进企业的财务绩效。列 (3) ROE 的系数正向显著，说明财务绩效对企业的全要素生产率具有促进作用。因此可以说明，环保税可以通过促进企业的财务绩效，从而提高企业的全要素生产率。

表 11 中介效应检验：财务绩效路径

	(1)	(2)	(3)
$LNTAX$	0.135*** (12.46)	0.004*** (4.63)	0.116*** (11.52)
ROE			6.605*** (14.56)
控制变量	Y	Y	Y
时间、地区、行业效应	Y	Y	Y
常数项	7.520*** (12.52)	0.041 (0.87)	7.352*** (12.91)
样本量	1 411	1 527	1 411
R^2	0.750	0.596	0.802

(三) “环保税→资产结构→全要素生产率”的路径分析

为了验证“环保税→资产结构→全要素生产率”的路径是否存在，本文构建如下模型：

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha TAX_{i,t} + \alpha' \times X_{i,t} + region + industry + year + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$STR_{i,t} = \beta_0 + \beta TAX_{i,t} + \beta' \times X_{i,t} + region + industry + year + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

$$TFP_{i,t} = \lambda_0 + \lambda TAX_{i,t} + \lambda' \times X_{i,t} + \lambda_1 STR + region + industry + year + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

其中 STR 是指企业的资产结构，其他变量定义同上。表 12 的列 (1) (2) (3) 分别是在模型 (8) (9) (10) 下的回归结果。回归系数均显著，说明资产结构的部分中介效应成立。列 (1) 再次验证了环保税对全要素生产率的促进作用。列 (2) 说明环保税会促进资产结构的调整。列 (3) STR 的系数是负向显著，说明资产结构的调整会抑制企业的全要素生产率。根据上述理论分析，原因可能是因为企业的经营管理模式无法快速地适应资产结构的调整，使得部分新产品无法迅速融入市场。另一方面可能是调整后的资产结构偏离了企业的发展理念和原来的发

展规划，并非是企业实现价值最大化的最优方案。但是列(3) LNX的系数仍然为正向显著，说明资产结构的调整虽然会抑制全要素生产率，但环保税对全要素生产率的最终影响仍然是促进。

表 12 中介效应检验：资产结构路径

	(1)	(2)	(3)
LNTAX	0.126*** (17.62)	0.004** (2.56)	0.113*** (11.99)
STR			-0.878*** (-4.36)
控制变量	Y	Y	Y
时间、地区、行业效应	Y	Y	Y
常数项	6.801*** (28.63)	0.381*** (5.60)	6.820*** (14.68)
样本量	3 196	1 688	1 578
R ²	0.654	0.606	0.649

六、结论和建议

本文采取 2012—2020 年沪深上市企业作为初始样本，探究了环保税企业全要素生产率的影响机制。采用逐步回归的方法对技术创新、财务绩效和资产结构进行了中介效应检验，通过理论分析和实证研究，可以得出以下结论。

第一，环保税可以显著促进企业全要素生产率。对于不同区域、不同产权性质和不同行政等级的企业，环保税对全要素生产率均是促进作用。本文在考虑替换被解释变量、剔除离群值、变换样本和内生性问题的情况下，该结论仍然成立。

第二，通过区域异质性分析表明，环保税对东部地区企业全要素生产率的促进作用要显著于西部地区，而技术创新是造成这种现象的因素之一。环保税对中部地区企业技术创新的促进作用也最为显著。通过产权异质性分析表明，环保税对非国有企业全要素生产率的促进作用要显著于国有企业，其可能的原因是环保税对于产权性质不同企业的财务绩效的影响具有差异性，环保税对非国有企业财务绩效的促进作用要显著于国有企业。通过对行政等级的异质性分析发现，环保税对省会城市全要素生产率的促进作用更为明显。其可能的原因是不同行政等级城市的技术创新程度不同，环保税对省会城市的技术创新促进作用显

著于非省会城市。

第三，通过路径分析表明，环保税可以通过技术创新、财务绩效和资产结构作用于全要素生产率。环保税可以促进企业的技术创新、财务绩效和资产结构的调整，而技术创新和财务绩效的提高可以促进企业的全要素生产率，但资产结构的调整会抑制全要素生产率。但环保税对全要素生产率的影响作用最终仍表现为促进。

2018 年我国正式提出环保费改税，有效地解决了排污费执法刚性差、规范性不足的问题。环保税是通过增加企业的税收负担，使企业排污的外部成本内部化，从而倒逼企业转型升级、减少排污，起到保护环境的作用。环保税必须坚持税收中性的原则，同时又要充分发挥对企业的激励、引导和监管的作用，这就增加了环保税的立法难度，基于此角度，本文提出如下建议。

第一，完善环保税的优惠制度。当前我国环保税的税收优惠比较单一，只规定了减税、免税条例，缺乏针对性、灵活性，削弱了税收优惠对企业的激励作用。可以适当增加其他优惠方式，如延期纳税、先缴后退等，建立多形式的优惠政策。在降低企业纳税负担的同时，激发企业的创新活力。同时以绿色为切入点，辅以其他税收政策优惠，如对于绿色产品、绿色技术研发的企业允许其缴纳企业所得税时进行相关成本抵扣、定额减免等，充分发挥税收对企业绿色转型的引导作用。

第二，制定差异化环保税政策。由于环保税对于不同区域、不同产权性质、不同行政等级的企业影响作用并不等同，为了使环保税的政策效应最大化，制定的税收政策也该有所差异。根据其区域位置、政策扶持和要素禀赋的天然差异，考虑其承担税负的能力，兼顾效率与公平，有针对性地对税制结构进行调整，充分发掘企业的创新能力，激发企业的创新热情。

第三，完善以环保税为主体的绿色税收体系。加强构建资源税、消费税和车船税等涉及环保的税种，逐步完善税制结构，使整体税制朝绿色环保的方向发展。通过税种之间相互配合，避免税收真空，提高环保的效率。建立起以环保税为主体，以资源税、消费税等为辅助的多层次绿色税收体系，充分发挥对企业的引导、监管作用，促进企业向资源节约型、环境友好型的转变。

参考文献

- [1] Gray W B, Shadbegian R J. Pollution Abatement Expenditures and Plant-level Productivity: A Production Function Approach [J]. *Ecological Economics*, 2005, 54 (2/3): 196-208.
- [2] Lanoie P, Laurent-Lucchetti J, Johnstone N, et al. Environmental Policy, Innovation and Performance: New Insights on the Porter Hypothesis [J]. *Journal of Economics & Management Strategy*, 2011, 20 (3): 803-842.
- [3] Greenstone M. The Impacts of Environmental Regulations on Industrial Activity: Evidence from the 1970 and 1977 Clean Air Act Amendments and the census of Manufactures [J]. *Journal of Political Economy*, 2002, 110 (6): 1175-1219.
- [4] 秦昌波, 王金南, 葛察忠, 等. 征收环境税对经济和污染排放的影响 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2015 (1): 17-23.
- [5] Aldy J E. Frameworks for Evaluating Policy Approaches to Address the Competitiveness Concerns of Mitigating Greenhouse Gas Emissions [R]. Resources for the Future Discussion Paper 16-06, 2016.
- [6] Berman E, Bui L T M. Environmental Regulation and Productivity: Evidence from Oil Refineries [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2001, 83 (3): 498-510.
- [7] Alpay E, Kerkvliet J, Buccola S. Productivity Growth and Environmental Regulation in Mexican and US Food Manufacturing [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2002, 84 (4): 887-901.
- [8] Molina-Azorín J F, Tarí J J, Claver-Cortés E, et al. Quality Management, Environmental Management and Firm Performance: A Review of Empirical Studies and Issues of Integration [J]. *International Journal of Management Reviews*, 2009, 11 (2): 197-222.
- [9] Porter M, Van der Linde C. Green and Competitive: Ending the Stalemate [J]. *The Dynamics of the Eco-efficient Economy: Environmental Regulation and Competitive Advantage*, 1995, 33.
- [10] Abdullah S, Morley B. Environmental Taxes and Economic Growth: Evidence from Panel Causality Tests [J]. *Energy Economics*, 2014, 42: 27-33.
- [11] Johnstone N, Managi S, Rodriguez M C, et al. Environmental Policy Design, Innovation and Efficiency Gains in Electricity Generation [J]. *Energy Economics*, 2017, 63: 106-115.
- [12] 李玲. 中国工业绿色全要素生产率 [D]. 广州: 暨南大学博士论文, 2012.
- [13] 蒋伏心, 王竹君, 白俊红. 环境规制对技术创新影响的双重效应——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究 [J]. *中国工业经济*, 2013 (7): 44-55.
- [14] 原毅军, 谢荣辉. 环境规制与工业绿色生产率增长——对“强波特假说”的再检验 [J]. *中国软科学*, 2016 (7): 144-154.
- [15] 张小筠, 刘戒骄, 李斌. 环境规制、技术创新与制造业绿色发展 [J]. *广东财经大学学报*, 2020 (5): 48-57.
- [16] 王杰, 刘斌. 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析 [J]. *中国工业经济*, 2014 (3): 44-56.
- [17] 靳亚阁, 常蕊. 环境规制与工业全要素生产率——基于 280 个地级市的动态面板数据实证研究 [J]. *经济问题*, 2016 (11): 18-23.
- [18] Metcalf G E. A Proposal for a U. S. Carbon Tax Swap: An Equitable Tax Reform to Address Global Climate Change [R]. Discussion Paper 2007-12, Hamilton Project, Brookings Institute, 2007.
- [19] Adamou A, Clerides S, Zachariadis T. Trade-offs in CO₂-oriented Vehicle Tax Reforms: A Case Study of Greece [J]. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 2012, 17 (6): 451-456.
- [20] Hamamoto M. Environmental Regulation and the Productivity of Japanese Manufacturing Industries [J]. *Resource and Energy Economics*, 2006, 28 (4): 299-312.
- [21] Yi Y X, Wei Z J, Fu C Y. An Optimal Combination of Emissions Tax and Green Innovation Subsidies for Polluting Oligopolies [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 284: 124693.
- [22] 何兴邦. 环境规制、政治关联和企业研发投入——基于民营上市企业的实证研究 [J]. *软科学*, 2017 (10): 43-46, 51.
- [23] Cropper M L, Oates W E. Environmental Economics: A Survey [J]. *Journal of Economic Literature*, 1992, 30 (2): 675-740.
- [24] Ramanathan R, Black A, Nath P, Muylldermans L. Impact of Environmental Regulations on Innovation and Performance in the in the UK Industrial Sector [J]. *Management Decision*, 2010, 48 (10): 1493-1513.
- [25] 叶红雨, 王圣浩. 环境规制对企业财务绩效影响的实证研究——基于绿色创新的中介效应 [J]. *资源开发与市场*, 2017 (11): 1328-1333.
- [26] Jorgenson D W, Wilcoxon P J. Environmental Regulation and US Economic Growth [J]. *The Rand Journal of Economics*, 1990: 314-340.
- [27] 卢洪友, 刘启明, 徐欣欣, 杨娜娜. 环境保护税能实现“减污”和“增长”么? ——基于中国排污费征收标准变迁视角 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2019 (6): 130-137.
- [28] 白俊红, 李婧. 政府 R&D 资助与企业技术创新——基于效率视角的实证分析 [J]. *金融研究*, 2011 (6): 181-193.
- [29] 喻登科, 肖欢, 彭静, 薄秋实. 知识资本与性格特质对企业绩效的交互作用研究 [J]. *科技进步与对策*, 2016 (22): 146-155.

(下转第 47 页)

融资难、融资贵与小微经营者信心

——基于全国工商联和蚂蚁金服小微企业联合问卷调查的分析

Difficult Financing, Expensive Financing and the Confidence of SMEs:
The Analysis Based on the Joint Questionnaire Survey of SMEs from
the All-China Federation of Industry and Commerce and Ant Financial Services

侯宝锋 苏治 史建平

HOU Bao-feng SU Zhi SHI Jian-ping

[摘要] 本文利用全国工商联和蚂蚁金服在2019年第2季度和第3季度开展的小微企业联合调查数据,重点考察了融资难和融资贵对小微经营者信心的影响及其传导途径。结果显示,与不受融资约束的小微经营者相比,融资难和融资贵都会显著增加小微经营者产生悲观预期的可能性。互联网银行经营性贷款和传统银行个人消费贷或信用卡等融资渠道有助于降低小微经营者形成悲观情绪的可能性,但地下钱庄或高利贷等非正式融资渠道会明显提高小微经营者对未来发展产生悲观预期的可能性。偿还已有债务在一定程度上可以缓解融资难企业的悲观预期,但是对同时面临融资难和融资贵的小微经营者而言并没有显著影响。因此,政府不仅要关注融资约束对小微经营者生产经营的直接影响,而且也要重视融资约束对小微经营者未来预期与信心的负面冲击。通过合理引导和规范互联网贷款的发展,充分发挥数字普惠金融在小微经营者信贷扶持中的作用来缓解小微经营者的悲观情绪。

[关键词] 融资难 融资成本 小微经营者 悲观预期 数字普惠金融

[中图分类号] F832.4 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2022)07-0025-12

Abstract: Based on the joint survey data of SMEs carried out by the All-China Federation of Industry and Commerce and Ant Financial in the second and third quarters of 2019, this article mainly examines the impact of difficult financing and expensive financing on the confidence of SMEs and its transmission channels. The results show that, compared with those SMEs who are not subject to financing constraints, difficult financing and expensive financing will significantly increase the possibility of pessimistic expectations from the SMEs. Internet banking operating loans and traditional bank personal consumption loans or credit cards and other financing channels will help reduce the pessimism possibility of SMEs, but informal financing channels such as underground banks or usuries will significantly increase their future possibility of developing pessimistic expectations. Repayment of existing debts can alleviate the pessimistic expectations of enterprises with difficult financing to a certain extent, but it has no significant impact on SMEs who face difficult financing and expensive financing at the same time. Therefore, the government should not only pay attention to the direct impact of financing constraints on the production and operation of SMEs, but also pay attention to the negative impact of financing constraints on the future expectations and confidence of SMEs. By reasonably guiding and regulating the development of Internet loans, giving full play to the role of digital inclusive finance in credit support for SMEs, the pessimism of SMEs can be eased.

Key words: Difficult financing Financing cost SME Pessimistic expectation Digital inclusive finance

[收稿日期] 2022-01-17

[作者简介] 侯宝锋,1983年7月出生,中央财经大学金融学院博士生,研究方向为普惠金融、商业银行经营管理;苏治,1979年12月出生,中央财经大学统计与数学学院/金融学院教授,博士生导师,研究方向为金融科技,大数据与金融;史建平,1961年12月出生,中央财经大学金融学院教授,博士生导师,研究方向为银行管理、金融风险、农村金融和普惠金融。本文通讯作者为侯宝锋,电子信箱为 baofenghou@163.com。

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目,“多维不确定性冲击对复杂经济系统的影响机理研究:基于产业链网络视角”(项目编号:72173145);国家自然科学基金重点项目,“新基建项目驱动区域平衡充分发展的机制与政策研究”(项目编号:72134002)。

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

2018年,国务院促进中小微企业发展工作领导小组第一次会议明确指出,中小微企业贡献了我国50%以上的税收,60%以上的GDP,70%以上的技术创新,80%以上的城镇劳动就业,90%以上的企业数量,是国民经济和社会发展的生力军,是推动经济实现高质量发展的重要基础,同时还是扩大就业、改善民生的重要支撑^①。然而在最近几年间,受去杠杆、中美贸易摩擦、新冠疫情冲击等多重因素影响,我国中小微企业融资难、融资成本贵和财务脆弱性风险高等问题依然突出。例如,朱武祥等(2020)^[1]在2020年2月调研全国1509家中小微企业后发现,约85%的中小微企业现金余额维持不了3个月,只有约10%的中小微企业能够维持6个月以上。虽然各级政府与金融机构都出台了惠及中小微企业的帮扶政策和信贷优惠,但中小微企业的融资困境仍未完全消除(李兰等,2017^[2];胡恒松和董慧颖,2020^[3];申广军等,2020^[4])。如何消除中小微企业的融资难融资贵、缓解中小微企业的焦虑情绪已成为一个全国性难题。对此,李克强总理6月17日召开国务院常务会议时指出,做好“六稳”工作,落实“六保”任务,必须在发挥好积极财政政策特别是纾困和激发市场活力规模性政策作用同时,加大货币金融政策支持实体经济力度,综合运用降准、再贷款等方式,保持市场流动性合理充裕,加大力度解决融资难,缓解企业资金压力,帮助企业特别是中小微企业渡过难关^①。

从已有文献来看,关于中小微企业融资难融资贵的研究犹如过江之鲫(Kersten等,2017^[5])^②。现有研究聚焦于政策层面、银行结构、企业自身因素(如企业年龄、企业规模、企业所有制)等角度来讨论中小微企业存在融资难、融资贵的成因,以及利用各国微观企业调查数据来考察融资约束对中小微企业的利润率、研发投入、创新、出口、就业、TFP和企业成长的影响(Cenni等,2015^[6];Kirschenmann,2016^[7];卢盛峰和陈思霞,2017^[8];顾雷雷等,2018^[9];王宇伟和李寒舒,2019^[10];Murro和Peruzzi,2019^[11]),但一个很容易被忽略也可能是非常重要的方面是,融资约束对中小微企业信心与预期的影响。信心与预期

作为一种经济行为和心理现象,是行为主体在进行经济行为活动之前对经济变量的一种估计和主观判断。当前,信心与预期已经成为宏观经济波动的一个重要来源或传导机制,在经济决策和宏观经济管理中具有重要作用,这也使得在宏观经济政策实施中如何管理企业预期、增强企业信心成为政府工作的重心之一。刘晓光和刘元春(2019)^[12]研究指出,当前我国实现“六稳”的核心在于“稳预期”,而“稳预期”的关键在于“稳信心”。一旦企业形成悲观预期,这种负面情绪不仅会减少企业自身的投资规模,而且也会传导到上下游其他企业,形成连锁反应,最终对国民经济发展产生不可忽视的负面影响。

我国作为世界上最大的发展中国家和全球第二大经济体,稳定中小微企业信心,增强中小微企业预期具有非常重要的战略意义。它不仅直接关系着中国经济高质量发展的成败,而且也时刻影响着世界经济复苏的根基。在这一现实背景之下,本文利用全国工商联和蚂蚁金服在2019年第2季度和第3季度开展的小微企业联合调查数据,定量考察了融资难、融资贵对小微经营者信心的影响及其传导途径。我们发现:虽然我国小微经营者普遍面临融资难和融资贵等融资约束,但它们对未来经济发展的信心仍然较为乐观。与不受融资约束的小微经营者相比,融资难和融资贵都会显著加剧小微经营者对未来发展陷入悲观预期的可能性。这一结果在截面数据回归和面板数据回归中均显著成立。通过融资渠道分析发现,互联网银行经营性贷款能够有效降低遭受融资难的小微经营者陷入悲观情绪的可能性。对于面临融资难和融资贵双重冲击的小微经营者而言,互联网银行经营性贷款、传统银行个人消费贷或信用卡等融资渠道都能够有效降低企业悲观预期的可能性。相比之下,地下钱庄或高利贷却会提高小微经营者在预期营业收入上产生悲观预期的可能性。此外,对于面临融资难的小微经营者而言,只有偿还已有债务这种融资用途才能有效降低悲观预期的可能性。相比之下,对于同时遭受融资难和融资贵的小微经营者来说,偿还已有债务并不能改变小微经营者所面临的融资贵问题,进而也就无法传导影响到此类企业的预期与信心。

① 李克强主持召开国务院常务会议部署引导金融机构进一步向企业合理让利助力稳住经济基本盘,新华网, http://www.xinhuanet.com/politics/leaders/2020-06/17/c_1126127203.htm。

② Kersten等(2017)^[5]采用多元荟萃分析方法(multivariate meta-analysis)对研究中小微企业信贷约束的文献进行了较为系统的梳理和归纳。

本文的结构安排如下：第二部分简要回顾了相关文献发展；第三部分是数据描述与变量选择；第四部分是信贷配给影响小微经营者信心的经验分析；第五部分是传导机制分析；第六部分是主要结论和政策启示。

二、文献回顾

长期以来，融资难和融资贵是世界各国（尤其是转型经济体和发展中国家）中小微企业所面临的信贷难题（Drakos 和 Giannakopoulos, 2011^[13]）。一方面，既有研究对中小微企业存在融资难和融资贵的原因进行了深入研究，得到了许多富有价值的研究结论。从融资需求来看，大型企业能够凭借充足的内源资金来解决融资问题，而中小微企业缺乏足够的内源资金支持，因而只能依赖外源资金来缓解资金缺口。与大型企业相比，中小微企业对获取银行信贷资源的意愿更为强烈和迫切（Desai 等, 2008^[14]；于泽等, 2015^[15]；Farinha 和 Félix, 2015^[16]；Chaney, 2016^[17]；Angori 等, 2020^[18]）。从融资成本来看，八成以上的小微经营者融资渠道主要依赖于传统银行和互联网银行，而且向传统银行融资的小微经营者往往需要承担额外的附加成本（如抵押物评估费、担保费、咨询费、财务顾问费、资金管理等）。例如，肖争艳和陈惟（2017）^[19]研究指出，中小微企业融资成本贵现象在我国长期存在，央行无论通过释放流动性等数量型调控工具，还是降低贷款基准利率等价格型调控工具，都无法显著降低中国中小微企业的实际融资成本。顾雷雷等（2018）^[9]利用京津冀地区 728 家企业的调查数据发现，企业自身条件（如企业规模）和外部市场环境对企业融资成本都有重要影响，但前者的影响更强。从信贷供给的视角来看，信息不对称是造成中小微企业难以获得银行信贷资源的重要原因（Niinimäki, 2018^[20]），银行与金融机构等各类信贷供给者可能将企业的营收规模和资产规模作为信贷配给过程中的甄别信号，并据此分别对不同营收规模和资产规模的企业实施融资差别对待，使得营收规模较大的企业更容易获得融资机会和融资满足度。不仅如此，由于中小微经营者资产规模小且缺乏优质抵押品，这大大限制了中小微经营者（特别是小微经营者）的资产抵押能力。与此同时，加上小微经营者存在规模较小、人才缺失、管理不规范、产权集中、治理结构不明晰等问题，小微经营者很难通过证券市

场来满足融资要求。例如，张一林等（2019）^[21]指出，相比于规模较小的银行，大银行在甄别软信息方面不具有比较优势。为了防范企业家风险，大银行需要严格要求企业的抵押品数量并施行严格的违约清算。大银行的这种融资特性决定了其难以为中小微企业提供有效的金融支持。要想从根本上缓解中小微企业的融资难、融资贵，关键在于改善银行业结构，而不是通过行政干预要求大银行服务中小微企业。Song 和 Zhang（2018）^[22]采用中国非上市中小微企业数据研究发现，银行通常需要中小微企业引入第三方担保来分担信息不对称所带来的债务违约风险。朱太辉等（2018）^[23]从资金配置结构的视角研究发现，政府的隐性担保和利差管制、行业企业的资产规模和抵押属性、银行粗放的发展模式和经营偏好，导致银行信贷资金更多地流向了产出效率相对较低的国有大型企业，而非急需信贷资金支持的中小微企业。Ferri 等（2020）^[24]采用意大利中小微企业调查数据得出，家族企业特质是中小微企业获取银行信贷资源的重要信用担保。除此之外，还有一些研究从金融市场效率本身解释了中小企业融资难、融资贵问题。例如，田国强和赵旭霞（2019）^[25]研究发现，金融体系效率下降会推高金融系统自身的融资成本并造成金融资源错配，导致中小微企业融资难、融资贵和地方政府债务高企，而地方政府债务增加，反过来又会加剧金融系统和中小微企业的融资困境。

另一方面，现有文献主要关注中小微企业融资难、融资贵的经济后果，包括融资难、融资贵对中小微企业的利润率、固定资产投资、研发投入、自主创新、出口行为和企业成长的负面影响。例如，沈俊和张仁慧（2018）^[26]研究指出，融资约束将导致中小微企业的资金利用效率降低，即便中小微企业愿意承担高风险、扩大投资力度，也无法保证能够获得高收益。因此，融资约束对中小微企业的投资意愿和投资回报都有负面影响。张璇等（2017）^[27]利用 2005 年世界银行中国企业调查数据研究发现，与国有大型企业相比，融资约束对中小微企业创新的抑制作用更为明显。Wellalage 和 Fernandez（2019）^[28]采用 29 个东欧和中亚经济体的中小微企业数据研究发现，融资难对中小微企业的产品创新和工艺创新具有显著的负面影响，这种负面影响在中小微企业的起步阶段尤为严重。申广军等（2020）^[4]从资本技能互补的视角研究发现，融资约束对中小微企业的投资造成了障碍，较

少的投资与较低的高技能工人比重呈现正向关系。大型企业（如国有企业）的高技能工人比重不受融资约束的影响，但是中小微企业（如民营企业）的融资约束显著降低了它们对高技能工人的需求。Cornille 等（2019）^[29]研究得出，当中小微企业遭遇需求下滑和激烈的市场竞争时，信贷资源是决定企业雇佣规模的重要原因。这是因为信贷约束使得企业不得不通过裁员来缩减雇佣规模，而由裁员引起的费用支出反过来会进一步挤压企业雇佣规模。Cheng 等（2021）^[30]采用2015年浙江省中小微企业调查数据研究发现，弱信贷配给（融资难）和强信贷配给（融资难且融资贵）将导致浙江省中小微企业出口的可能性分别下降22%和36%，出口交货值分别下降32%和66%。Cao 和 Leung（2020）^[31]采用加拿大的中小微企业数据研究发现，信贷约束对企业投资增速、就业增速和TFP都有显著的负面影响。

总体来看，已有研究表明，融资约束降低了中小微企业的投资规模和投资意愿（包括固定资产投资和研发投资），降低了中小微企业参与出口的可能性，从而导致中小微企业难以通过外部融资来提升企业绩效（如利润率）、增加劳动力雇佣、促进企业成长。通过文献梳理发现，现有文献较少关注融资难和融资贵对中小微企业的信心与预期的负面影响，也没有回答融资难和融资贵是通过何种传导途径来影响中小微企业的信心与预期。鉴于此，本文利用全国工商联和蚂蚁金服联合开展的小微企业调查数据，利用对融资难和融资贵的量化设计，重点考察了融资难和融资贵对小微经营者（包括小微企业和个体经营户）的信心与预期的传导影响。

三、数据描述与变量选择

（一）数据描述

本文使用的基础数据为全国工商联和蚂蚁金服在2019年第2季度和第3季度开展的小微企业联合调查。被调查对象主要包括两类：一是支付宝码商（使用二维码收款的线下商户）和淘系电商（天猫和淘宝等平台上的电商）；二是最近一周有登陆过支付宝页面的活跃商户（如个人商户）。本文将上述两类调查对象统称为小微经营者。小微经营者调查主要采

用线上调研方式，问卷系统为蚂蚁调研问卷平台。投放渠道包括支付宝首页、支付宝网商贷页面和网商银行APP。其中，2019年第2季度调查的投放时间为2019年6月23日到7月14日，共回收有效问卷21909份。2019年第3季度调查的投放时间为2019年10月27日到10月31日，共回收有效问卷25332份。

（二）变量选择

本文采用以下两种方式刻画小微经营者信心。一是采用小微经营者预期在下一个季度的销售收入变化（记为 *exp_income*）。根据问卷设置的选项，本文依次将“明显增加”“增加”“变化不大”“减少”“明显减少”这五类回答记为1~5，数值越大，表明小微经营者对未来预期收入的信心越悲观。二是采用小微经营者预期在下一个季度员工数量变化（记为 *exp_employee*）。根据问卷设置的选项，依次将“明显增加”“增加”“变化不大”“减少”“明显减少”这五类回答依次记为1~5，数值越大，表明小微经营者对未来雇用员工人数的信心越悲观。

信贷配给是本文的核心解释变量，它包括弱信贷配给和强信贷配给两类（Minetti 和 Zhu，2001^[32]；Cheng 等，2021^[30]）。其中，弱信贷配给（记为 *credit_weak*）的定义如下：与上一季度相比，如果贵企业融资的难易程度有所增加（包括增加和明显增加），则定义该企业受到弱信贷配给，记为1，其他情况记为0。强信贷配给（记为 *credit_strong*）的定义则更加严格：与上一季度相比，如果贵企业融资的难易程度有所增加（包括增加和明显增加），且融资利率有所上升，则定义该企业受到强信贷配给，记为1，其他情况记为0。^①

在控制变量方面，参考俞剑等（2016）^[33]、Cheng 等（2021）^[30]的做法，并且结合2019年第2季度和第3季度调查的问题设置，本文控制了企业规模、利润率、企业的税费负担和负债状况等因素。其中，企业规模（记为 *size*）采用当季员工人数来表示，企业利润率（记为 *profit*）等于当季的利润总额除以当季的销售收入，税费负担（记为 *tax*）采用企业当季的税费占当季的销售收入的比值来表示，企业负债状况（记为 *leverage*）采用当季债务余额占当季销售收入的比值来表示。此外，还控制了行业、省份和时间固定

① 本文构建的信贷配给都是企业的主观感受，由于2019年第3季度没有负债率数据，故无法采用两个季度间企业负债率的变化作为信贷配给的客观指标。

效应。为了剔除极端值对估计结果的影响，本文对所有连续变量进行了首尾各1%的缩尾处理。

表1是所有变量的描述性统计。结果表明，无论是2019年第2季度还是第3季度，小微经营者信心的均值都处在2~3之间且中位数为2，这表明大多数小微经营者对未来预期销售收入和雇用员工人数较为乐观。从小微经营者面临的融资约束来看，约44%的小微经营者面临弱信贷供给（即存在融资难），约19.5%~26%的小微经营者受到强信贷供给（即同时

存在融资难和融资贵）。小微经营者雇用员工人数的平均值低于20人，且中位数低于10人，表明小微经营者的雇用员工人数较少。2019年第2季度，小微经营者的税费负担和负债率均值分别为10.31%和25.26%。2019年第2季度和第3季度的利润率均值分别为2.560和1.540，这表明在2019年第2季度中，被调查者的利润率介于11%~30%之间，而在2019年第3季度中，被调查者的利润率介于6%~20%之间。^①

表1 所有变量的描述性统计

Part A: 2019年第2季度							
变量名	变量含义	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>exp_income</i>	企业预期在下一个季度的销售收入变化	21 512	2.150	0.993	1	2	5
<i>exp_employee</i>	企业预期在下一个季度员工数量变化	21 512	2.478	0.858	1	2	5
<i>credit_weak</i>	弱信贷供给	21 512	0.441	0.497	0	0	1
<i>credit_strong</i>	强信贷供给	21 512	0.260	0.439	0	0	1
<i>size</i>	企业规模	21 512	19.050	31.120	0	9	200
<i>profit</i>	利润率	21 512	2.560	1.412	0	3	5
<i>tax</i>	税费负担 (%)	21 512	10.310	10.020	0	7	94
<i>leverage</i>	负债率 (%)	21 512	25.260	29.460	0	16	200
Part B: 2019年第3季度							
变量	变量含义	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>exp_income</i>	企业预期在下一个季度的销售收入变化	19 426	2.543	1.083	1	2	5
<i>credit_weak</i>	弱信贷供给	19 426	0.436	0.496	0	0	1
<i>credit_strong</i>	强信贷供给	19 426	0.195	0.396	0	0	1
<i>size</i>	企业规模	19 426	11.430	16.350	0	5	60
<i>profit</i>	利润率	19 426	1.540	1.598	-1	2	5

注：由于2019年第3季度的问卷调查中并未涉及企业税费负担和负债率问题，故无法获取相关变量的描述性统计结果。

图1从预期收入的视角反映了我国小微经营者的信心变化。图1(a)是2019年第2季度的调查情况，图1(b)是2019年第3季度的调查情况。从小微经营者的预期销售收入分布来看，在2019年第2季度和第3季度调查中，预期下一季度销售收入保持增长的小微经营者占比是所有选项中最高的。其中，2019年第2季度占40%，第3季度占35%。预期下一季度销售收入明显减少和减少的小微经营者占比明

显低于其他三种情况（即变化不大、增加和明显增加）。可能需要注意的一点是，由于2019年第2季度和第3季度的调查对象和调查数量并不相同，所以无法直接通过比较预期收入增加或者明显增加的小微经营者占比来反映整体趋势的变化。但可以肯定的一点是，无论是2019年第2季度调查，还是2019年第3季度调查，被调查者关于预期收入的信心总体较为乐观。这与表1的描述性统计完全一致。

① 在2019年第2季度和第3季度的问卷调查中，企业利润率是以区间段的形式给出。例如：亏损，盈利0~5%，盈利6%~10%，盈利11%~20%，盈利21%~30%，盈利31%~50%，盈利50%以上。对此，本文将这七类选项依次记为-1, 0, 1, 2, 3, 4, 5。数值越大，表明小微经营者的利润率越高，盈利能力越强。

图2从预期雇用人数的角度反映了我国小微经营者的信心分布。从调查数据的分布情况来看,截至2019年6月,预期下一季度雇用人数明显减少的小微经营者占比均不足5%,约40%的小微经营者预期第3季度雇用人数与第2季度持平。与此同时,约38%的小微经营者较为乐观,认为2019年第3季度雇用人数将比上一季度有所增加。此外,还有约10%的小微经营者持有非常乐观的态度,他们认为2019年第3季度雇用人数将比上一季度明显增加。

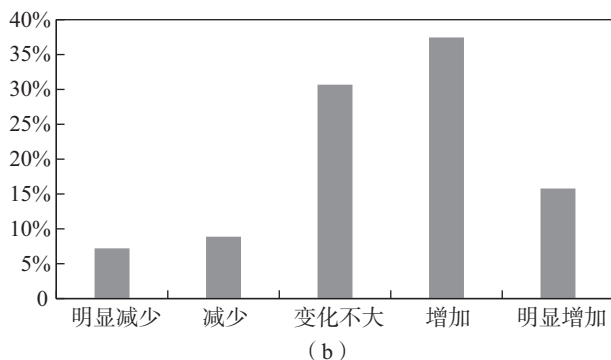
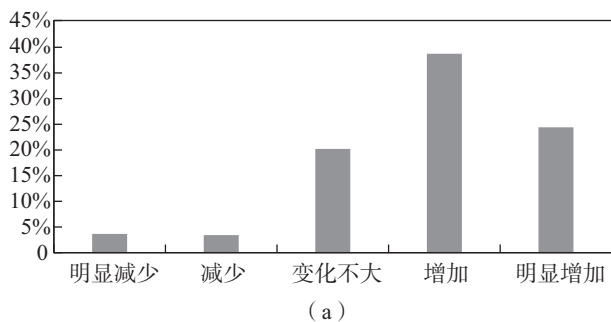


图1 我国小微经营者的预期销售收入变化

数据来源:(a)是2019年第2季度调查,(b)是2019年第3季度调查。

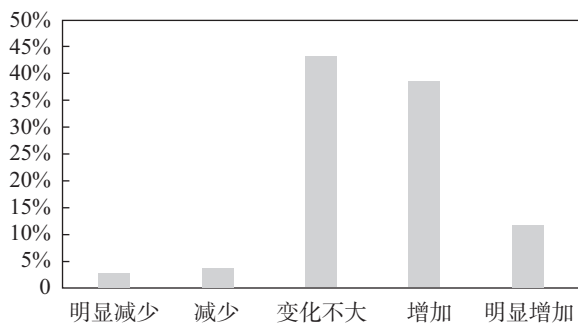


图2 我国小微经营者的预期雇用人数变化

数据来源:2019年第2季度问卷调查。

四、信贷配给对小微经营者信心的影响

(一) 计量模型的设定

考虑到2019年第2季度和第3季度的调查对象和控制变量个数不同,本文将分别采用截面数据回归和面板数据回归来研究信贷配给对小微经营者信心的影响,通过交叉验证的方式来反映本文实证结果的稳健性。具体模型设定如下:

$$y_{ijk} = \alpha_0 + \alpha_1 \times credit_{ijk} + \alpha_2 \times X_{ijk} + indus_j + prov_k + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

$$y_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 \times credit_{ijkt} + \beta_2 \times X_{ijkt} + indus_j + prov_k + time_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (2)$$

式(1)是截面数据回归方程,式(2)是面板数据回归方程。 i 、 j 、 k 、 t 依次表示个体、行业、省份和时间;被解释变量 y 表示小微经营者的信心,包括预期下一季度的销售收入变化和雇用员工数量变化; $credit$ 表示信贷配给,包括弱信贷配给和强信贷配给; X 是控制变量集,包括企业规模、利润率、税费负担和负债率等; $indus$ 、 $prov$ 、 $time$ 分别表示行业、省份和时间固定效应; ε 是扰动项。此外,本文在模型(1)和模型(2)的基础上加入信贷配给和中间传导机制变量的交互项,用于考察信贷配给影响小微经营者信心的中间传导机制。

(二) 实证结果与分析

表2是弱信贷配给(融资难)影响小微经营者信心的截面数据回归结果。表2中列(1)和列(2)的回归结果显示,在1%的水平上,融资难对小微经营者下一季度的预期销售收入和预期员工人数的估计系数显著为正。这一结果表明,与没有受到融资难的小微经营者相比,遭遇融资难的小微经营者对未来发展的信心更加悲观,持有这种悲观预期的可能性将增加18.38%~31.33%。列(3)的回归结果同样表明,面临融资难的小微经营者,其未来预期将更加悲观。^①控制变量的回归结果表明,企业规模对小微经营者信心的影响并不显著。在1%的水平上,利润率对小微经营者信心的估计系数显著为负,表明提高小微经营者盈利能力将有助于稳定小微经营者的预期和信心,降低它们陷入悲观预期的可能性。相比之下,企业税费负担和负债率的估计系数在1%的水平上均

① 考虑到小微企业信心变量的数值是1~5,本文还采用ordered probit回归方法来估计结果。结果显示,弱信贷配给的估计系数均在1%的水平上显著为正,与本文的估计结果完全一致。感兴趣的读者可联系作者索取。

显著为正，这一结果表明企业税费负担越高、负债率越高均会增加小微经营者对未来发展持有悲观预期的可能性。

表2 弱信贷配给（融资难）对小微经营者信心的影响

	(1)	(2)	(3)
	2019年第2季度		2019年第3季度
	下一个季度 预期销售收入	下一个季度 预期员工数量	下一个季度 预期销售收入
弱信贷配给	0.313 3^{***} (0.000)	0.183 8^{***} (0.000)	0.400 6^{***} (0.000)
企业规模	0.000 1 (0.726)	0.000 1 (0.726)	0.000 0 (1.000)
利润率	-0.006 4 ^{***} (0.000)	-0.005 5 ^{***} (0.000)	-0.122 6 ^{***} (0.000)
税费负担	0.006 7 ^{***} (0.000)	0.005 1 ^{***} (0.000)	
负债率	0.001 8 ^{***} (0.000)	0.001 3 ^{***} (0.000)	
常数项	1.849 4 [*] (0.058)	2.198 8 ^{***} (0.010)	2.631 7 ^{***} (0.000)
省份固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
观测值	21 513	21 513	19 427
R ²	0.046 9	0.033 5	0.081 4

注：括号内为p值；*、**、***分别代表在10%、5%、1%的水平上显著。下表同。

表3是强信贷配给（融资难且融资贵）影响小微经营者信心的截面数据回归结果。表3列（1）、列（2）是2019年第2季度的回归结果，列（3）是2019年第3季度的回归结果。在1%的水平上，强信贷配给的估计系数均显著为正，与未受到强信贷配给的小微经营者相比，受到强信贷配给（即同时存在融资难和融资贵）的小微经营者预期下一季度销售收入下降的可能性将提高32.5%~57.02%，预期下一季度雇用员工人数下降的可能性会提高21.68%。这一结果表明，当小微经营者同时遭遇融资难且融资贵时，它们对未来发展的预期与信心将变得更加悲观，而且与表2的弱信贷配给估计系数相比，强信贷配给的估计系数显著增大，这表明融资贵也会增加小微经营者持有悲观预期的可能性。换言之，融资难和融资贵对小微经营者的信心造成了双重负面打击。这种双重负面打击极易让小微经营者形成悲观情绪，失去对未来经济发展的信心。与此同时，控制变量的回

归结果与表2完全一致，企业规模对小微经营者信心并没有显著影响，企业盈利能力的提升将有助于降低小微经营者陷入悲观预期的可能性，而企业税费负担和负债率增加均会明显加剧小微经营者陷入悲观预期的可能性。

表3 强信贷配给（融资难且融资贵）对小微经营者信心的影响

	(1)	(2)	(3)
	2019年第2季度		2019年第3季度
	下一个季度 预期销售收入	下一个季度 预期员工数量	下一个季度 预期销售收入
强信贷配给	0.325^{***} (0.000)	0.216 8^{***} (0.000)	0.570 2^{***} (0.000)
企业规模	0.000 (0.880)	0.000 1 (0.690)	-0.000 4 (0.424)
利润率	-0.006 1 ^{***} (0.000)	-0.005 2 ^{***} (0.000)	-0.120 4 ^{***} (0.000)
税费负担	0.006 9 ^{***} (0.000)	0.005 2 ^{***} (0.000)	
负债率	0.002 ^{***} (0.000)	0.001 4 ^{***} (0.000)	
常数项	1.882 5 [*] (0.058)	2.211 4 ^{***} (0.010)	2.679 6 ^{***} (0.000)
省份固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
观测值	21 513	21 513	19 427
R ²	0.045 6	0.034 5	0.092 5

为了验证本文实证结果的稳健性和可靠性，同时结合调查数据的可获得性，本文接下来采用面板数据回归来考察信贷配给对小微经营者下一个季度预期销售收入的影响（如表4所示）。需要说明的是，由于2019年第3季度的问卷调查中并不涉及企业税费负担和负债率，故表4回归中暂未控制这两个变量，但增加控制了时间固定效应。表4中列（1）和列（2）分别是弱信贷配给和强信贷配给的面板数据回归结果。

我们发现，在1%的水平上，弱信贷配给和强信贷配给的估计系数均显著为正，这一结果再次表明融资难、融资贵现象的确会加剧小微经营者陷入悲观预期，丧失对未来发展信心的可能性。从估计系数的大小来看，与未受到信贷配给的小微经营者相比，面临弱信贷配给和强信贷配给的小微经营者预期下一季度销售收入下滑的可能性将分别提高36.03%和

43.39%。这一结果与表2和表3的截面数据回归结果大体一致。

综上所述，弱信贷配给和强信贷配给均会加剧小微经营者对未来经济发展形成悲观预期的可能性，而且强信贷配给的影响程度要明显大于弱信贷配给。不仅如此，企业税费负担和负债率高企同样也会加剧小微经营者对未来经济发展失去信心的可能性。值得庆幸的是，我们发现提高小微经营者盈利能力将有助于稳定未来预期，降低陷入悲观预期的可能性。

表4 信贷配给对小微经营者信心的影响：面板数据回归

	(1)	(2)
	下一个季度预期销售收入	下一个季度预期销售收入
弱信贷配给	0.3603^{***} (0.000)	
强信贷配给		0.4339^{***} (0.000)
企业规模	0.001 ^{***} (0.002)	0.001 ^{***} (0.004)
利润率	-0.099 ^{***} (0.000)	-0.097 ^{***} (0.000)
常数项	2.004 [*] (0.052)	2.036 ^{**} (0.046)
省份固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
观测值	40 939	40 939
R ²	0.092	0.093

五、传导机制分析

为了更好地阐述融资难和融资贵是如何影响小微经营者信心，本部分将从融资渠道和融资用途两大方面来开展中间传导机制分析。

首先，本文重点分析信贷配给影响小微经营者信心的融资渠道这一传导途径。其中，融资渠道这个问题同时出现在2019年第2季度和第3季度的问卷调

查中，且可供小微经营者选择的选项有十类，分别是自有资金，没有融资，传统银行经营性贷款，传统银行个人消费贷或信用卡，互联网银行经营性贷款，互联网平台贷款，亲朋好友借款，民间贷款、地下钱庄或高利贷，线下担保公司、典当行、小额贷款公司等，其他融资渠道。由于本题为多选题，于是引入十个虚拟变量来分别标记上述十个选项。如果选择该选项，则记为1，否则该选项记为0。

其次，从融资用途这一传导途径解释信贷配给对小微经营者信心的影响。其中，融资用途这个问题只出现在2019年第3季度的问卷调查中，且可供小微经营者选择的选项有八类，分别是日常运营流动资金需求，扩大规模，开发新产品新技术，店铺、办公室、仓库租金，个人家庭生活消费，偿还已有债务，其他用途，不适用（不需要融资）。由于本题为多选题，于是引入八个虚拟变量来依次标记上述选项。如果选择该选项，则记为1，否则该选项记为0。

表5是2019年第2季度和第3季度所有中间传导机制变量的描述性统计。由表5中Part A的结果可知，在2019年第2季度问卷调查中，有55.7%的被调查者选择自有资金作为融资渠道，紧随其后的是传统银行个人消费贷或信用卡（占41.7%）、互联网银行经营性贷款（占38.6%）、传统银行经营性贷款（占30.7%）、亲朋好友借款（占28.4%）和互联网平台贷款（占10.2%），其他融资渠道的选择比例均不足10%。由表5中Part B的结果可知，在2019年第3季度问卷调查中，选择传统银行经营性贷款的比例为41.2%，传统银行个人消费贷或信用卡的比例为47.7%，互联网银行经营性贷款的比例为39.2%，亲朋好友借款的比例为34.9%，其他融资渠道的选择比例均不足10%。从融资用途来看，选择日常运营流动资金需求的比例为64.6%，扩大规模的比例为54.3%，开发新产品新技术的比例为26.3%，店铺、办公室、仓库租金的比例为19.6%，其他用途的比例均不足10%。

表5 中间机制变量的描述性统计

变量名	变量含义	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Part A: 2019年第2季度							
<i>fc1</i>	企业融资渠道：自有资金	21 512	0.557	0.496	0	1	1
<i>fc10</i>	企业融资渠道：没有融资	21 512	0.067	0.250	0	0	1
<i>fc2</i>	企业融资渠道：传统银行经营性贷款	21 512	0.307	0.461	0	0	1

续前表

变量名	变量含义	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>fc3</i>	企业融资渠道：传统银行个人消费贷或信用卡	21 512	0.417	0.493	0	0	1
<i>fc4</i>	企业融资渠道：互联网银行经营性贷款	21 512	0.386	0.486	0	0	1
<i>fc5</i>	企业融资渠道：互联网平台贷款	21 512	0.102	0.303	0	0	1
<i>fc6</i>	企业融资渠道：亲朋好友借款	21 512	0.284	0.451	0	0	1
<i>fc7</i>	企业融资渠道：民间贷款、地下钱庄或高利贷	21 512	0.020	0.140	0	0	1
<i>fc8</i>	企业融资渠道：线下担保公司、典当行、小额贷款公司等	21 512	0.019	0.134	0	0	1
<i>fc9</i>	企业融资渠道：其他融资渠道	21 512	0.037	0.189	0	0	1
Part B: 2019年第3季度							
<i>fc1</i>	企业融资渠道：传统银行经营性贷款	19 426	0.412	0.492	0	0	1
<i>fc2</i>	企业融资渠道：传统银行个人消费贷或信用卡	19 426	0.477	0.499	0	0	1
<i>fc3</i>	企业融资渠道：互联网银行经营性贷款	19 426	0.392	0.488	0	0	1
<i>fc4</i>	企业融资渠道：其他互联网平台现金贷	19 426	0.088	0.283	0	0	1
<i>fc5</i>	企业融资渠道：亲朋好友借款	19 426	0.349	0.476	0	0	1
<i>fc6</i>	企业融资渠道：地下钱庄或高利贷	19 426	0.019	0.136	0	0	1
<i>fc7</i>	企业融资渠道：向担保公司、典当行等机构借款	19 426	0.013	0.114	0	0	1
<i>fc8</i>	企业融资渠道：其他融资渠道	19 426	0.066	0.248	0	0	1
<i>fc9</i>	企业融资渠道：尝试多种渠道，仍未获得融资	19 426	0.049	0.217	0	0	1
<i>fp1</i>	企业融资用途：日常运营流动资金需求	19 426	0.646	0.478	0	1	1
<i>fp2</i>	企业融资用途：扩大规模	19 426	0.543	0.498	0	1	1
<i>fp3</i>	企业融资用途：开发新产品新技术	19 426	0.263	0.440	0	0	1
<i>fp4</i>	企业融资用途：店铺、办公室、仓库租金	19 426	0.196	0.396	0	0	1
<i>fp5</i>	企业融资用途：个人家庭生活消费	19 426	0.050	0.218	0	0	1
<i>fp6</i>	企业融资用途：偿还已有债务	19 426	0.098	0.296	0	0	1
<i>fp7</i>	企业融资用途：其他用途	19 426	0.046	0.209	0	0	1
<i>fp8</i>	企业融资用途：不适用，不需要融资	19 426	0.011	0.104	0	0	1

(一) 基于融资渠道的分析

对2019年第2季度的弱信贷配给(融资难)影响小微经营者信心的融资渠道进行分析,结果^①显示,在单独考察各种融资渠道的传导影响时,在1%的水平上,弱信贷配给的回归系数均显著为正,而且只有*fc3*(即传统银行个人消费贷或信用卡)和*fc4*(即互联网银行经营性贷款)与弱信贷配给的交叉项的系数显著为负。这一结果表明,对于面临融资难的小微经营者而言,传统银行个人消费贷或信用卡、互联网银行经营性贷款这两种融资渠道能够有效降低小

微经营者对未来预期销售收入丧失信心、陷入悲观预期的可能性。相比之下,其他融资渠道并没有表现出这种积极的效果。如果将十种融资渠道同时放入回归方程中,结果表明*fc4*(即互联网银行经营性贷款)与弱信贷配给的交叉项的系数仍显著为负。这一结果再次表明,在十种融资渠道中,对于面临融资难的小微经营者而言,在降低小微经营者对未来销售收入持有悲观预期的可能性上,只有互联网银行经营性贷款这种融资渠道的效果最稳定且最明显。

① 受篇幅所限,文中未列出回归结果,感兴趣的读者可联系作者索取。

对第3季度的弱信贷配给(融资难)影响小微企业经营者信心的融资渠道进行分析,结合单独融资渠道分析和所有融资渠道共同分析的结果^①,我们发现,对于面临融资难的小微经营者而言,只有 $fc1$ (即传统银行经营性贷款)、 $fc3$ (即互联网银行经营性贷款)、 $fc6$ (地下钱庄或高利贷)、 $fc8$ (即其他融资渠道)与弱信贷配给的交叉项的系数显著,且只有 $fc3$ 和弱信贷配给的交叉项系数显著为负,其他三者的交叉项系数显著为正。这一结果表明,当小微经营者面临融资难时,互联网银行经营性贷款能够有效降低小微经营者在未来预期销售收入上陷入悲观预期的可能性。相比之下,地下钱庄或高利贷、其他融资渠道都会提高小微经营者在预期收入上持有悲观预期的可能性。

对2019年第2季度的弱信贷配给影响企业下一季度预期员工人数的融资渠道分析,结果^②显示,当小微经营者面临融资难时,无论是单独的融资渠道分析,还是十种融资渠道同时分析,均只有 $fc4$ (即互联网银行经营性贷款)与弱信贷配给的交叉项的系数显著为负。这一结果表明,在十种融资渠道中,只有互联网银行经营性贷款这种渠道才能有效降低受到融资难的小微经营者对未来预期雇用员工人数持有悲观预期的可能性,其他融资渠道并没有这种明显的效果。

对2019年第2季度的强信贷配给影响企业下一季度预期销售收入的融资渠道进行分析,结果^③显示,在单独考察各种融资渠道和同时考察十种融资渠道的传导影响时,在1%的水平上,强信贷配给的回归系数仍显著为正,而且只有 $fc3$ (即传统银行个人消费贷或信用卡)和 $fc4$ (即互联网银行经营性贷款)与强信贷配给的交叉项的系数显著为负。这一结果表明,对于同时面临融资难和融资贵的小微经营者而言,传统银行个人消费贷或信用卡、互联网银行经营性贷款这两种融资渠道都能够有效降低小微经营者对未来预期销售收入丧失信心、陷入悲观预期的可能性,且分别降低6.8%~9.8%和11.1%~11.9%。相比之下,其他融资渠道并没有表现出这种积极的正面影响。这一结果与弱信贷配给的融资渠道分析结果基本一致。

对2019年第3季度的强信贷配给影响企业下一季度预期销售收入的融资渠道进行分析,结合单独融

资渠道分析和所有融资渠道共同分析的结果^④,我们发现,对于同时面临融资难和融资贵的小微经营者而言,只有 $fc1$ (即传统银行经营性贷款)、 $fc2$ (传统银行个人消费贷或信用卡)、 $fc4$ (其他互联网平台现金贷)、 $fc5$ (亲朋好友借款)与强信贷配给的交叉项的系数显著,且只有 $fc1$ 和强信贷配给的交叉项系数显著为正,其他三者的交叉项系数显著为负。这一结果表明,当小微经营者面临强信贷配给时(融资难且融资成本贵),传统银行个人消费贷或信用卡、其他互联网平台现金贷和亲朋好友借款能够有效降低小微经营者在未来预期销售收入上陷入悲观预期的可能性。

对2019年第2季度的强信贷配给影响企业下一季度预期员工人数的融资渠道进行分析,结果^⑤显示,当小微经营者面临强信贷配给时,无论是单独的融资渠道分析,还是十种融资渠道同时分析,均只有 $fc4$ (即互联网银行经营性贷款)与强信贷配给的交叉项的系数显著为负。这一结果表明,在十种融资渠道中,只有互联网银行经营性贷款这种渠道才能有效降低存在融资难和融资贵的小微经营者对未来预期雇用员工人数持有悲观预期的可能性,其他融资渠道并没有这种明显的效果。

(二) 基于融资用途的分析

对弱信贷配给影响小微经营者信心的融资用途进行分析,结果^⑥表明,无论是单独分析各种融资用途的影响,还是同时分析八种融资用途的影响,有且仅有 $fp6$ (偿还已有债务)与弱信贷配给的交叉项的系数显著为负。这一结果表明,对于面临融资难的小微经营者而言,只有偿还已有债务这种融资用途才能有效降低小微经营者对未来预期销售收入丧失信心,陷入悲观预期的可能性,且降低的可能性为12.3%~13.4%。其他类型的融资用途对小微经营者未来信心并没有实质性的影响。

对强信贷配给影响小微经营者信心的融资用途进行分析,无论是单种融资用途的传导机制分析,还是八种融资渠道的共同分析,对于强信贷配给的小微经营者来说,所有交叉项的回归系数均不显著。这一结果^⑦表明,上述八种融资用途并不能真正影响面临强信贷配给的小微经营者对未来经济发展的信心和预期。这一结果与弱信贷配给的估计结果完全不同。究其原因可能是偿还企业已有债务能够有效缓解小微经

①②③④⑤⑥⑦ 受篇幅所限,文中未列出回归结果,感兴趣的读者可联系作者索取。

营者所面临的融资难问题，从而降低小微经营者陷入悲观预期的可能性。但是，偿还已有债务并不能改变小微经营者所面临的融资贵问题，进而无法影响融资贵对小微经营者持有悲观预期的可能性。

六、主要结论与政策启示

融资难和融资贵是世界各国小微企业在发展过程中不得不面临的世界性难题。本文基于全国工商联和蚂蚁金服在2019年第2季度和第3季度开展的小微企业联合调查数据，尝试将融资难和融资贵进行合理量化，并考察其对小微经营者信心的影响及其中间传导渠道。本文得出以下四点结论：

第一，虽然我国小微经营者普遍面临着融资难和融资贵等融资约束，但小微经营者对未来经济发展的信心仍然较为乐观。

第二，与不受融资约束的小微经营者相比，融资难和融资贵均会显著加剧小微经营者对未来发展（如预期营业收入和预期雇佣员工人数）持有悲观预期的可能性。这一结果在截面数据回归和面板数据回归中均显著成立。融资难单独引起的可能性提升为18.38%~40.06%，融资难与融资贵共同作用所导致的可能性提升为21.68%~57.02%。

第三，从融资渠道来看，互联网银行经营性贷款能够有效降低遭受融资难的小微经营者持有悲观预期的可能性。对于同时面临融资难和融资贵的小微经营者而言，互联网银行经营性贷款、传统银行个人消费贷或信用卡等融资渠道都能够有效降低持有悲观预期的可能性。相比之下，地下钱庄或高利贷却会提高小微经营者在预期营业收入上持有悲观预期的可能性。

第四，从融资用途来看，对于面临融资难的小微经营者而言，只有偿还已有债务这种融资用途才能有效降低产生悲观预期的可能性。然而，对于同时遭受融资难和融资贵的小微经营者来说，偿还已有债务并不能改变小微经营者所面临的融资贵问题，进而无法影响它们形成悲观预期的可能性。

虽然新冠疫情并不会改变我国中长期经济走势，但短期内对小微经营者的生产经营冲击明显，且持续时间不定。小微经营者是解决就业的主力军，其经营

受困很可能对就业造成较大影响。这些小微经营者普遍规模较小，资金有限，抗风险能力弱，急需精准施策紧急救助。而扶持政策的设计，既要应对小微经营者短期内急切融资需求，也要应对小微经营者在长期融资中出现的融资难、融资贵问题。针对上述主要结论，本文建议采取以下措施扶持小微经营者，纾解其融资困境，缓解其悲观情绪。具体如下：

第一，遵循市场规律，完善资金直达企业的政策工具和相关机制。按照有保有控要求，确保新增金融资金主要流向制造业、一般服务业尤其是中小微企业，更好发挥救急纾困、“雪中送炭”效应，防止资金跑偏和“空转”，防范金融风险。同时，政府要密切关注融资难和融资贵对中小微经营者所产生的负面情绪和悲观预期，及时出台政策纾解融资难题，防止悲观情绪在中小微企业间的广泛传播与蔓延。具体来说，可以考虑设立多层次中小微企业纾困基金，包括地方中小微企业纾困基金和国家中小微企业纾困基金。

第二，政府需要加大金融支持力度，合理引导和规范互联网贷款发展，有效降低持有悲观预期的可能性，给服务小微经营者的金融机构营造一个“愿贷、敢贷、能贷”的良好政策环境，从根本上纾解融资难、融资贵问题。具体来说可以将互联网经营贷期限放宽至3年，以达到平滑小微经营者还款压力、降低流动性风险的目的。将互联网经营贷的额度上限放宽至50万~100万，以覆盖更广泛的小微经营者贷款需求区间。支持发展服务小微经营者为主的互联网银行、民营银行，放开大股东30%资本金上限、线下网点设置限制，比照外资银行享受国民待遇。

第三，进一步提高小微经营者金融服务的便利性。鼓励银行机构大力发展数字普惠金融业务，运用手机银行、网上银行、移动终端等新渠道，提高小微经营者贷款资金使用的便利度。改进小微经营者信贷管理制度和信用评价模型，优化信贷审批流程，提升信贷服务效率，在守住风险底线的基础上，进一步缩短融资链条，清理不必要的“通道”“过桥”环节，避免“一刀切”式的抽贷、压贷、断贷，积极推广无还本续贷业务，简化续贷业务办理流程，支持正常经营的小微经营者融资周转“无缝衔接”。

参考文献

- [1] 朱武祥, 张平, 李鹏飞, 王子阳. 疫情冲击下中小微企业困境与政策效率提升——基于两次全国问卷调查的分析[J]. 管理世界, 2020

- (4): 13-26.
- [2] 李兰, 潘建成, 彭泗清, 王云峰. 企业家对宏观形势及企业经营状况的判断、问题和建议——2017·中国企业经营问卷跟踪调查报告 [J]. 管理世界, 2017 (12): 75-91.
- [3] 胡恒松, 董慧颖. 纾解疫情形势下民营企业融资难题 [J]. 国际经济合作, 2020 (3): 153-160.
- [4] 申广军, 姚洋, 钟宇桦. 民营企业融资难与我国劳动力市场的结构性问题 [J]. 管理世界, 2020 (2): 41-58, 217.
- [5] Kersten R, Harms J, Liket K, Maas K. Small Firms, Large Impact? A Systematic Review of the SME Finance Literature [J]. World Development, 2017, 97: 330-348.
- [6] Cenni S, Monferrù S, Salotti V, Sangiorgi M, Torluccio G. Credit Rationing and Relationship Lending. Does Firm Size Matter? [J]. Banking and Finance, 2015, 53: 249-265.
- [7] Kirschenmann K. Credit Rationing in Small Firm-bank Relationships [J]. Journal of Financial Intermediation, 2016, 26: 68-99.
- [8] 卢盛峰, 陈思霞. 政府偏袒缓解了企业融资约束吗? ——来自中国的准自然实验 [J]. 管理世界, 2017 (5): 51-65, 187-188.
- [9] 顾雷雷, 李建军, 彭俞超. 内外融资条件、融资约束与企业绩效——来自京津冀地区企业调查的新证据 [J]. 经济理论与经济管理, 2018 (7): 88-99.
- [10] 王宇伟, 李寒舒. 银行业结构与中小企业融资——来自微观和宏观层面的经验证据 [J]. 会计研究, 2019 (12): 52-57.
- [11] Murro P, Peruzzi V. Family Firms and Access to Credit. Is Family Ownership Beneficial? [J]. Banking and Finance, 2019, 101 (4): 173-187.
- [12] 刘晓光, 刘元春. 杠杆率、短债长用与企业表现 [J]. 经济研究, 2019 (7): 127-141.
- [13] Drakos K, Giannakopoulos N. On the Determinants of Credit Rationing: Firm-level Evidence from Transition Countries [J]. Journal of International Money and Finance, 2011, 30 (8): 1773-1790.
- [14] Desai M A, Foley C F, Forbes K J. Financial Constraints and Growth: Multinational and Local Firm Responses to Currency Depreciations [J]. Review of Financial Studies, 2008 (6): 2857-2888.
- [15] 于泽, 陆怡舟, 王闻达. 货币政策执行模式、金融错配与我国企业投资约束 [J]. 管理世界, 2015 (9): 52-64.
- [16] Farinha L, Félix S. Credit Rationing for Portuguese SMEs [J]. Finance Research Letters, 2015, 14: 167-177.
- [17] Chaney T. Liquidity Constraint Exporters [J]. Economic Dynamics and Control, 2016, 72 (11): 141-154.
- [18] Angori G, Aristei D, Gallo M. Banking Relationships, Firm-size Heterogeneity and Access to Credit: Evidence from European Firms [J]. Finance Research Letters, 2020, 33.
- [19] 肖争艳, 陈惟. 货币政策、利率传导与中小企业融资成本——基于实际融资成本的实证研究 [J]. 经济评论, 2017 (5): 79-90.
- [20] Niinimäki J P. Collateral in Credit Rationing in Markets with Asymmetric Information [J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2018, 68: 97-102.
- [21] 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.
- [22] Song Z L, Zhang X M. Lending Technology and Credit Risk Under Different Types of Loans to SMEs: Evidence from China [J]. International Review of Economics and Finance, 2018, 57: 43-69.
- [23] 朱太辉, 魏加宁, 刘南希, 赵伟欣. 如何协调推进稳增长和去杠杆? ——基于资金配置结构的视角 [J]. 管理世界, 2018 (9): 25-32, 45.
- [24] Ferri G, Murro P, Pini M. Credit Rationing and the Relationship between Family Businesses and Banks in Italy [J]. Global Finance Journal, 2020, 43.
- [25] 田国强, 赵旭霞. 金融体系效率与地方政府债务的联动影响——民企融资难融资贵的一个双重分析视角 [J]. 经济研究, 2019 (8): 4-20.
- [26] 沈俊, 张仁慧. 中小企业的风险承担会保证投资收益吗? ——基于融资约束的干扰性交互作用研究 [J]. 投资研究, 2018 (6): 46-54.
- [27] 张璇, 刘贝贝, 汪婷, 李春涛. 信贷寻租、融资约束与企业创新 [J]. 经济研究, 2017 (5): 161-174.
- [28] Wellalage N H, Fernandez V. Innovation and SME Finance: Evidence from Developing Countries [J]. International Review of Financial Analysis, 2019, 66.
- [29] Cornille D, Rycx F, Tojerow I. Heterogeneous Effects of Credit Constraints on SMEs' Employment: Evidence from the European Sovereign Debt Crisis [J]. Financial Stability, 2019 (3), 41: 1-13.
- [30] Cheng D, Tan Y, Yu J. Credit Rationing and Firm Exports: Microeconomic Evidence from Small and Medium-sized Enterprises in China [J]. The World Economy, 2021, 44 (1): 286-311.
- [31] Cao S, Leung D. Credit Constraints and Productivity of SMEs: Evidence from Canada [J]. Economic Modelling, 2020, 88: 163-180.
- [32] Minetti R, Zhu C. Credit Constraints and Firm Export: Microeconomic Evidence from Italy [J]. Journal of International Economics, 2011 (2), 83: 109-125.
- [33] 俞剑, 郑文平, 程冬. 油价不确定性与企业投资 [J]. 金融研究, 2016 (12): 32-47.

(责任编辑: 李晟 张安平)

新闻情绪风险与股票收益

News Sentiment Beta and Stock Returns

顾洪梅 张嫚玲

GU Hong-mei ZHANG Man-ling

[摘要] 风险与收益的关系一直以来是学术界关注的重点问题,媒体新闻的内容和情绪会改变投资者决策并影响股票市场,因此从新闻情绪的角度分析风险收益的关系是十分有意义的。本文采用新闻文本数据构建了新闻情绪这一指标,并利用滚动回归的方法构建新闻情绪风险指数,基于2005—2020年的中国沪深两市A股上市公司数据对新闻情绪风险和股票收益之间的关系进行研究。研究结果表明,新闻情绪风险较高的公司具有更高的市场风险和波动性,同时这些公司还具有市值较小、上市时间较短的特征;此外,新闻情绪风险较高的投资组合具有较低的超额收益,在公司规模相同的条件下依旧得到了相同的结论。由此可见,中国股票市场存在新闻情绪的低风险定价异象。

[关键词] 新闻情绪 情绪贝塔 情绪风险 风险收益关系 股票市场

[中图分类号] F832.48 F832.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 07-0037-11

Abstract: Academics pay attention to the relationship between risk and return. The content and sentiment of media news change investor decisions and affect the stock market. It is of great significance to analyze the risk-return relationship from the perspective of news sentiment. Using the news data in Chinese stock market, this paper measures the individual news sentiment beta by using the method of rolling regression. We analyze the relationship between the news sentiment beta and stock returns based on the period from 2005 to 2020. The results show that: the high individual news sentiment beta stocks are smaller, younger, more volatile stocks with higher market beta. In addition, we demonstrate that stocks in the highest individual news sentiment beta portfolio have significantly lower excess returns. After controlling for firm characteristics, the returns of Low-High individual news sentiment beta portfolios are still significantly positive. Besides, the results of this paper are robust. Our conclusion finds that low risk anomaly of news sentiment exists in Chinese stock market.

Key words: News sentiment Sentiment beta Risk of sentiment Risk-return relation Stock market

[收稿日期] 2022-03-10

[作者简介] 顾洪梅,女,1970年1月生,吉林大学中国国有经济研究中心研究员/吉林大学经济学院教授,博士生导师,研究方向为行为金融、风险管理;张嫚玲,女,1995年2月生,吉林大学经济学院博士研究生,研究方向为行为金融。本文通讯作者为顾洪梅,联系方式为 nina_jlu@126.com。

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、引言与文献综述

风险与收益的关系是现代资产定价的核心问题,近年来“低风险定价异象”(low risk anomalies)受到学者们的广泛关注,它挑战了传统的资本资产定价模型所给出的结论。资本资产定价模型(capital asset pricing model, CAPM)用市场贝塔代表市场风险,并得出高市场风险的股票会获得较高收益的结论。然而,随着研究的深入,一些学者得到了相反的结论,他们认为高风险不一定会带来高收益,高贝塔股票对应的超额收益更低,这类现象现在统称为“低风险定价异象”。从不同视角度量风险并研究风险收益关系,会给人们更全面的认识,比如市场风险(Hong和Sraer, 2016^[1]; Bali等, 2017^[2])、总体风险(Yu和Yuan, 2011^[3])等。新闻情绪传播范围较广,不受地域限制,因此新闻情绪是影响投资者决策的一个重要指标,进而影响股票收益。但目前鲜有学者从新闻情绪风险角度出发研究风险和收益之间的关系,因此本文拟从新闻情绪风险的角度出发,研究中国股票市场新闻情绪的低风险定价异象问题。

新闻情绪风险是本文参照市场贝塔的概念提出的。一些学者提出情绪贝塔,并用情绪贝塔代表情绪风险,本文从新闻视角进行研究,构建新闻情绪指标,用新闻情绪贝塔来代表新闻情绪风险。一些研究表明,投资者情绪会对资产价格产生影响(杨晓兰等, 2016^[4]; 尹海员和吴兴颖, 2019^[5])。此外,一些学者发现,媒体新闻情绪对股票收益存在显著的影响。张祚超等(2021)^[6]发现,媒体新闻对股市收益波动存在显著的正向影响。陆沁晔和陈昊(2021)^[7]通过构建媒体报道综合指标,分析了媒体报道对股价波动的影响,结果表明一些投资者会根据媒体新闻构建信息框架,因此媒体新闻直接影响投资者决策并引发股价波动。尽管一些文献已经开始关注情绪贝塔对股票收益的影响(Glushkov, 2006^[8]; Berger和Turtle, 2012^[9]; Liang, 2016^[10]; 王珏和陈永帅, 2018^[11]; 黄波和方茜, 2019^[12]),比如王珏和陈永帅(2018)^[11]分析了情绪贝塔对股票收益率及证券投资基金持股行为的影响,结果表明情绪贝塔与股票收益率呈负相关关系,而且证券投资基金更愿意持有情绪贝塔较高的股票。但是多数学者只关注到了市场情绪贝塔,新闻情绪贝塔还未引起学者们的广泛关注。

个股新闻情绪是根据各公司的新闻数量构建得到,每个公司有自己的新闻情绪,而市场情绪是依据全市场指标构建的总体情绪。因此,相较于总体市场情绪,新闻情绪具有个性化特征,对投资者的影响也存在差异。新闻情绪主要有如下三个方面特征:一是与市场情绪相比,新闻情绪传播性更广。新闻情绪作为意见领袖很容易大范围地扩散,不断被重复、强化并放大,与此同时,公众对新闻传播存在认知预设心理,会对新闻的客观性、权威性进行不断的心理暗示(游家兴和吴静, 2012^[13])。作为公开信息,新闻受到投资者的广泛关注。二是新闻情绪与其他媒体(如社交媒体)中的情绪相比,客观性更强,影响力更大。因为新闻发布主体往往是官方代表或相对独立的第三方,是官方发布正式信息的重要渠道。三是个股新闻情绪比市场情绪更能反映出公司的差异化特征。媒体不仅是信息的载体,也是改变投资者信念的重要因素之一(黄宏斌等, 2017^[14])。新闻内容及新闻情绪会对投资者产生影响,投资者在新闻情绪的推动下做出非理性行为,改变投资者决策并进一步影响股票市场。此外,新闻情绪的来源是各公司新闻,虽然影响投资者情绪,但投资者情绪无法代表新闻情绪,因而研究新闻情绪对股票市场的影响具有重要意义。本文关注新闻情绪风险对股票收益的影响,发现了中国股票市场新闻情绪的低风险定价异象,也为投资者提供一个制定投资组合策略的新思路。投资者可以关注公司的相关新闻,并根据公司规模、上市时间等公司特征判断新闻情绪风险,进而制定投资组合策略。同时,本文为后续新闻情绪风险的研究提供了一定参考。

本文构建新闻情绪贝塔代表新闻情绪风险,并进一步分析新闻情绪风险对股票收益的影响。为了分析新闻情绪风险的作用,本文首先根据不同类别的新闻数量,构建个股新闻情绪指数;接着利用滚动回归的方法测度新闻情绪贝塔,以代表新闻情绪风险。本文根据新闻情绪贝塔值的大小将股票分为5组进行研究,结果表明无论是从等权重的角度还是市值加权的角度,新闻情绪贝塔较低的投资组合都具有更高的超额收益和alpha值^①,即新闻情绪风险较低的投资组合拥有更高的超额收益。此外,本文通过Fama-Macbeth横截面回归,发现新闻情绪贝塔对股票超额收益存在显著的负向影响,即新闻情绪风险低的股票会获

① 包含CAPM模型、Fama-French三因子模型和Fama-French五因子模型的alpha值。

得更高的超额收益。本文发现中国股票市场具有新闻情绪风险的低风险定价异象。此外,本文发现,承担较高新闻情绪风险的公司具有更高的市场风险和波动性,同时这些公司还具有市值较小、上市时间较短的特征。进一步,在控制了公司特征以后,本文发现新闻情绪风险零投资组合(Low-High)在统计上依旧显著。

与已有文献相比本文可能的贡献如下:第一,本文从新闻情绪的角度出发,使用新闻文本数据构建新闻情绪并在其基础上衡量新闻情绪贝塔,代表新闻情绪风险。第二,本文对新闻情绪风险与股票收益之间的关系进行分析,结果表明新闻情绪风险越低,收益越高,即承担较低新闻情绪风险的公司会获得更高的超额收益。第三,本文发现了中国股票市场新闻情绪的低风险定价异象,大多数文献仅从市场情绪的角度研究市场情绪风险与股票市场之间的关系,鲜有学者从新闻情绪风险的角度出发进行相关研究。因此,本文对新闻情绪风险和股票市场之间的关系进行深入研究,为后续新闻情绪风险的相关研究提供一定参考。

二、理论分析与研究假设

本文构建新闻情绪贝塔代表新闻情绪风险,研究中国股票市场新闻情绪的低风险定价异象,以期帮助投资者更好地制定投资组合策略。以往文献大多从市场情绪角度出发,虽然证明了市场情绪贝塔对股票收益存在影响,但忽略了新闻情绪的重要作用。为了分析新闻情绪风险与股票市场的关系,本节将从两个视角进行深入研究,首先分析情绪风险与市场风险的关系,进而得到不同情绪风险的股票特征;进一步分析新闻情绪风险对超额收益的影响,以检验中国股票市场新闻情绪的低风险定价异象,并提出相关研究假设。

(一) 情绪风险与市场风险

Glushkov (2006)^[8]首次提出了情绪贝塔这一概念,指的是股票收益对情绪变化的敏感程度,在公式中体现为收益对情绪变化回归的系数。此后,越来越多的学者关注到情绪贝塔这一概念,在 Glushkov (2006)^[8]的基础上进一步研究市场情绪贝塔对股票市场的影响,结果表明,情绪贝塔不同的股票在规模、波动性等方面具有不同的特征,而且情绪贝塔较高的股票更容易被错误定价。因此,本文参照市场贝塔的概念,用情绪贝塔代表情绪风险。

情绪贝塔较高的股票其波动性也会相对较高,因

为它们的情绪风险更高,对情绪更加敏感,更容易受外界因素的影响。Berger 和 Turtle (2012)^[9]发现市场情绪贝塔较高的股票具有规模小、上市时间短、波动性大的特征。宋泽芳和李元 (2012)^[15]发现,波动率较高的股票更容易受情绪的影响,同时也承担了更多的市场风险,即波动率较高的股票拥有更高的情绪风险和市场风险。D'Avolio (2002)^[16]发现,波动较大的股票往往对市场情绪的变化更为敏感,即该类股票的市场情绪贝塔值更高。此外,由于散户投资者的情绪相比机构投资者来说更为敏感,因此散户投资者投资组合情绪贝塔值更高,其市场贝塔值也超过平均值,即情绪贝塔较高的投资组合也具有较高的市场贝塔值(Barber 和 Odean, 2000^[17])。综上,承担情绪风险较多的公司也承担了较多的市场风险,它们往往波动较大。

许多研究表明,上市时间较短的公司股票可能承担了更多的情绪风险,其情绪贝塔值更高,并具有难以估值和市值较低的特点。Baker 和 Wurgler (2007)^[18]发现,上市时间较短的股票对投资者情绪更为敏感,更容易受到情绪的影响,即情绪贝塔较高的股票往往表现出上市时间较短的特征,这类股票由于上市时间晚,历史较短,因此很难应用传统的估值模型来估计盈利。D'Avolio (2002)^[16]发现,这类难以估值的新股,不仅情绪贝塔值较高,而且其对应的市值也较低,即情绪风险较高的股票同时具有上市时间短、市值较低的特点。Berger 和 Turtle (2012)^[9]也发现,对投资者情绪敏感度较高的股票往往难以套利,这类股票的共同特征是上市时间较短、市值较低。他们证明了上述观点,即高情绪贝塔的股票,具有上市时间短、市值较低的特点。

以往文献将公司按照市场情绪风险大小的不同进行分组,并进一步分析不同投资组合的特征。尽管学者们已经关注到情绪风险,但多数研究只关注了市场情绪风险,往往忽略了新闻情绪角度。新闻情绪风险同样是一个十分值得研究的内容,为了更加全面地考虑新闻情绪风险对股票收益的影响,本文拟从新闻情绪角度出发,衡量新闻情绪风险并分析不同新闻情绪风险投资组合的特征。由于新闻情绪贝塔和其他以往文献使用的市场情绪贝塔均代表情绪风险,表示对情绪的敏感程度,从风险定义的角度来看具备一定的共性。基于此,本文提出假设 1。

H1: 与低新闻情绪风险的股票相比,高新闻情绪风险的股票具有市场贝塔较高的特点,同时还具有

波动性较大、市值较小、上市时间较短等特征。

(二) 新闻情绪风险与超额收益

新闻情绪风险较高的股票往往市场风险也较高,那么是否高风险一定会带来高收益呢?本文拟从低风险定价异象和新闻情绪自身特点展开相关分析。

理性预期是在有效地利用一切信息的前提下,对经济变量做出的在长期中平均说来最为准确的,而又与所使用的经济理论、模型相一致的预期。但现实中,人们并不都是理性的。资本资产定价模型(CAPM)利用市场贝塔衡量股票的市场风险(即系统性风险),并得到了高市场贝塔股票有更高的收益这一结论,也就是说承担高风险的股票应当获得更高的收益。一些学者也从情绪风险的角度得到了类似的结论,即市场情绪贝塔较高的股票有着更高的超额收益,因为高情绪贝塔意味着该公司承担了更多的情绪风险(Baker和Wurgler, 2007^[18])。

随着研究的深入,一些学者得到了相反的结果,他们发现,市场贝塔较高的股票呈现出较低超额收益的特征,即存在低风险定价异象(Frazzini和Pedersen, 2014^[19]; Baker等, 2011^[20])。姜富伟等(2021)^[21]基于大数据构建智能动态CAPM模型,并解释了中国低风险定价异象。周爱民和遥远(2019)^[22]从异质信念和投资者情绪的角度证明中国股票市场低风险定价异象的存在性。本文拟深入研究中国股票市场是否存在新闻情绪的低风险定价异象。

本文在新闻情绪指数的基础上进一步构建新闻情绪贝塔指数,代表公司承担的新闻情绪风险。如果公司对新闻的反应强烈则可以认为其承担了较高的新闻情绪风险,对新闻情绪的敏感度越高,同时对应的新闻情绪贝塔指数也越高,反之相反。公司对新闻的敏感程度在一定程度上会影响股票收益。对投资者情绪高度敏感的股票更容易被错误定价,较高的信息不对称加强了情绪驱动的错误定价效应(Liang, 2016^[10])。从新闻的角度来说,低新闻情绪贝塔的公司意味着他们对外界的新闻并不敏感,即公司本身更加稳定,承担较低的新闻情绪风险。因此,相比新闻情绪贝塔较高的公司来说,这些公司波动较小,更不容易受外界的影响,进而拥有更高的超额收益和alpha值。基于此,本文提出假设2。

H2: 新闻情绪风险较低的投资组合具有更高的超额收益。即具有最低新闻情绪贝塔的投资组合的股票,比具有最高新闻情绪贝塔投资组合的股票,具有更高的超额收益和alpha值。

三、变量选取与指标构建

本文新闻量化统计数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS)中的中国上市公司财经新闻数据库(CFND)模块^①,构建市场情绪数据及股票市场数据来自Wind数据库和CSMAR数据库。样本来自全部沪深上市公司,去除金融、ST和缺失数据的公司,样本数量达1 153家公司,样本时间为2005年4月—2020年2月^②。

(一) 新闻情绪与新闻情绪风险

本文分两步构建新闻情绪,第一步是根据新闻数量构建新闻指数;第二步是将剔除宏观经济因素后的新闻指数定义为新闻情绪。新闻指数通过新闻量化统计数量计算,包含积极新闻、消极新闻和中性新闻。公司*i*第*t*月的个股新闻指数如下:

$$newsindex_{i,t} = (pos_{i,t} - neg_{i,t}) / (pos_{i,t} + neu_{i,t} + neg_{i,t}) \quad (1)$$

其中, $newsindex_{i,t}$ 为公司*i*第*t*月的新闻指数, $pos_{i,t}$ 为公司*i*第*t*月的积极新闻数量, $neg_{i,t}$ 为公司*i*第*t*月的消极新闻数量, $neu_{i,t}$ 为公司*i*第*t*月的中性新闻数量。

本文进一步剔除新闻指数中的宏观经济因素,具体如公式(2)所示,其中CPI为消费者物价指数, PPI为生产价格指数, MBCI为宏观经济景气指数,三者与新闻指数回归后的残差为新闻情绪 $sentnews_{i,t}$ 。

$$newsindex_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i,t}^{CPI} CPI_t + \beta_{i,t}^{PPI} PPI_t + \beta_{i,t}^{MBCI} MBCI_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

借鉴一些学者构建市场情绪贝塔指数代表市场情绪风险的方法(Glushkov, 2006^[8]; Berger和Turtle, 2012^[9]; 黄波和方茜, 2019^[12]; 胡昌生等, 2020^[23]), 本文选用滚动回归的方法,并选择60个月的滚动窗口,估计出每只股票的新闻情绪贝塔值,表示新闻情绪风险。在滚动回归后,本文的样本时间从2005年4月—2020年2月变为2010年3月—2020年2月。

① CFND是国内首个采用人工智能算法来采集、整理和分析上市公司财经新闻的大数据数据库,其数据来源涵盖400多家网络媒体和600多家报纸刊物,可以更加准确地识别新闻情感。

② 2005年4月为中国股份制改革的时间。

参照 Glushkov (2006)^[8] 以及胡昌生等 (2020)^[23] 的方法, 在控制了其他风险因素的基础上测度新闻情绪贝塔, 公式如下:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{i,t}^{Rmf} Rmf_t + \beta_{i,t}^{Smb} Smb_t + \beta_{i,t}^{Hml} Hml_t + \beta_{i,t}^{Liq} Liq_{i,t} + \beta_{i,t} \Delta sentnews_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $R_{i,t}$ 是公司 i 在第 t 月的股票收益率, $R_{f,t}$ 是第 t 月的无风险收益率, Rmf_t 是市场超额收益率, Smb_t 是市值因子, Hml_t 是账面因子, $Liq_{i,t}$ 是公司 i 在第 t 月的流动性。在流动性指标的选择上, 参照徐加根和何家璇 (2022)^[24], 选择了 Amihud 非流动性指标。 $\Delta sentnews_{i,t}$ 是公司 i 在第 t 月的新闻情绪变化, 新闻情绪变化等于公司 i 在第 t 月的新闻情绪减第 $t-1$ 月的新闻情绪, $\beta_{i,t}$ 为公司 i 在第 t 月的新闻情绪变化的系数。由公式 (3) 可以看出, 当 $\beta_{i,t}$ 大于零时, 若 $\Delta sentnews_{i,t}$ 大于零 (即新闻情绪正向变化), 则提高了股票超额收益, 若 $\Delta sentnews_{i,t}$ 小于零 (即新闻情绪负向变化), 则降低了股票超额收益; 当 $\beta_{i,t}$ 小于零时, 情况相反。

新闻情绪风险表示股票超额收益对新闻情绪变化的敏感程度, $\beta_{i,t}$ 的符号代表引起收益变动的方向。本文将新闻情绪变化的系数 $\beta_{i,t}$ 取绝对值作为新闻情绪贝塔值 $sentbeta$, 即用取绝对值后的 $sentbeta$ 代表新闻情绪风险的大小, 因为风险大小与收益变动方向无关, 仅与幅度大小有关。这样做也可以保证后续根据 $sentbeta$ 的大小对公司进行分组时, 分在同一组的公司对新闻情绪的敏感程度相近; 如果直接根据 $\beta_{i,t}$ 对公司进行分组, 那么敏感程度相同但符号相反的两个公司会被分到不同的组, 导致结果出现偏误。

(二) 市场情绪

市场情绪反映了投资者对整个市场的态度, 对于每只股票来说市场情绪都是一样的。个股新闻情绪反映了投资者对特定股票新闻的乐观或悲观态度, 每家公司都有自己的新闻情绪。本文借鉴 Baker 和 Wurgler (2006)^[25] 对情绪的衡量方法, 考虑到中国股票市场的数据, 借鉴易志高和茅宁 (2009)^[26], 最终选取以下 5 个源指标:

1. 封闭式基金折价率 (DCEF)。

封闭式基金折价率是指行情基金按照基金份额加权综合折价率, 不仅能够表现出基金的活跃状况, 还可以在在一定程度上体现投资者对市场的判断, 因此可以反映市场情绪的变化。本文选用封闭式基金折价

率的月度数据进行研究。

2. 上月交易量 (VOL)。

上月交易量是指上月交易金额与流通市值的均值比, 交易量可以反映市场的流通性。市场流通性较高时, 投资者积极参与交易, 交易量增加, 反之相反。因此, 交易量可以作为市场情绪的代理指标。本文选用月度数据进行研究。

3. 上月新增投资者开户数 (NIA)。

由于我国股票市场还处在发展过程中, 因此上月新增投资者开户数可以反映我国股票市场上投资者的参与度, 进而反映出市场情绪。当新增投资者开户数较多时, 说明投资者积极参与市场, 市场情绪高涨, 反之市场情绪低落。本文使用上月新增投资者开户数的自然对数形式。

4. 消费者信心指数 (CCI)。

消费者信心指数由国家统计局编制, 已有学者表明消费者信心指数能够较好地反映投资者情绪 (易志高和茅宁, 2009^[26]), 因此本文选用消费者信心指数作为市场情绪的代理指标。本文使用月度数据进行分析。

5. IPO 数量 (NIPO)。

IPO 数量为每月首次公开发行募集资金数量, 能够较好地反映出市场情况, 当 IPO 数量较高时说明市场积极参与, 市场情绪较高, 反之较低。因此 IPO 数量可以作为市场情绪的代理指标。本文选用 IPO 月度数据进行分析。

由于以上市场情绪代理指标中均可能包含宏观经济基本面成份, 因此本文将以上指标进行标准化处理后 (转化为均值为 0, 标准差为 1 的数据), 进一步剔除了宏观经济因素 (包含生产价格指数、消费者物价指数以及宏观经济景气指数) 的影响, 并利用主成分分析法构建市场情绪 $sentm_t$ 。

(三) 其他变量

其他变量包含股票市场数据和公司特征数据。股票市场数据包括个股月度收益率 $ret_{i,t}$ 、无风险收益率 $r_{f,t}$ 、市场超额收益率 Rmf_t 、市值因子 Smb_t 、账面因子 Hml_t 、盈利能力因子 Rmw_t 和投资因子 Cma_t 。公司特征数据, 包括公司规模 $size_{i,t}$ 、公司上市时间 $age_{i,t}$ 、股票价格 $price_{i,t}$ 、市场风险 $marketbeta_{i,t}$ 、股票波动率 $vol_{i,t}$ 、公司流动性指标 $Liq_{i,t}$ 以及公司信息透明度指标 $Opacity_{i,t}$ 。

表 1 报告了相关变量的描述性统计。新闻情绪风险变量 $sentbeta$ 值的大小表示公司对新闻情绪变化的敏感程度, 其值越接近零, 说明股票超额收益率对新

闻情绪敏感度越低。从表1可知,新闻情绪风险的最小值是0.0010,最大值高达37.2626,这说明不同公司对新闻情绪的敏感程度有显著差别,即各公司承担的新闻情绪风险差别较大。从公司承担的市场风险

marketbeta来看,市场风险最小值为-1.6860,最大值为5.0075。可见本文选择的样本公司特征差异较大,比较全面地覆盖到各种特征公司,所得到的结果更加具有代表性。

表1 变量的描述性统计结果

变量	平均值	中位数	最小值	最大值	标准差	偏度	峰度	N
sentbeta	0.0611	0.0215	0.0010	37.2626	0.6026	36.5017	667.564	137207
size	11.3304	0.4957	0.0383	1486.0820	33.2444	15.6867	392.4993	137207
age	6133.1340	6155.0000	1830.0000	10673.0000	1630.2620	-0.0636	2.5027	137207
price	12.4594	9.2000	1.1200	1183.0000	17.6381	29.5373	1474.585	137207
marketbeta	1.1579	1.1633	-1.6860	5.0075	0.2844	0.1522	5.4804	137207
vol	0.4303	0.4087	0.1150	3.1323	0.1418	2.6791	31.2965	137207
ret	0.0067	0.0010	-0.3216	0.4716	0.1207	0.6284	4.8165	137207
rf	0.1879	0.1856	0.1241	0.2871	0.0624	0.1902	1.3633	137207
Liq	0.0006	0.0002	0.0000	1.6706	0.0069	154.1496	3157.8100	137207
Opacity	1.4289	0.0000	0.0000	4.0000	1.5281	0.2980	1.3707	137207
Rmrf	0.0027	0.0011	-0.2429	0.1753	0.0641	-0.0563	4.8032	119
Smb	0.0075	0.0045	-0.2212	0.2286	0.0491	0.0605	8.6057	119
Hml	-0.0007	0.0017	-0.1437	0.1595	0.0371	0.0983	6.7874	119
Rmw	-0.0002	0.0003	-0.0821	0.1002	0.0274	0.2323	4.7147	119
Cma	0.0006	0.0014	-0.0473	0.0548	0.0193	0.1250	3.1874	119

注:为方便,公司规模(size)的单位是百万元。无风险利率(rf)扩大100倍。

四、实证分析

(一) 市场情绪和新闻情绪的比较

本文将市场情绪和新闻情绪对个股收益率进行回归,选择Fama-French三因子和五因子作为控制变量进行回归,回归结果如表2所示。表2的列(1)~列(4)为Fama-French三因子模型的回归结果,列(5)~列(8)为Fama-French五因子模型的回归结果。由表2可知,单独将市场情绪或新闻情绪添加到Fama-French三因子模型后,市场情绪和新闻情绪对个股收益率均有显著的影响,如列(2)和列(3)所示,但将二者同时加入Fama-French三因子模型后,市场情绪对个股收益率的影响不显著,但新闻情绪对个股收益率的影响依旧显著,如列(4)所示。此外,将个股新闻情绪添加到Fama-French三因子模

型后,调整的R方提高了0.0050,而将市场情绪添加到Fama-French三因子模型后,调整的R方仅提高了0.0001,新闻情绪提高的R方是市场情绪提高的R方的50倍,进一步说明了新闻情绪对个股收益率的影响较市场情绪的影响更为显著。Fama-French五因子模型和Fama-French三因子模型得到的结果是类似的,将新闻情绪和市场情绪同时加入模型后,市场情绪对个股收益率的影响不显著,且新闻情绪加入模型对R方的提高程度明显高于市场情绪加入模型对R方的提高程度。

由此可见,新闻情绪的解释能力更高,说明本文所构建的新闻情绪能够较好地解释股票收益率。因此,本文将进一步构建新闻情绪贝塔指数来代表新闻情绪风险,分析新闻情绪风险与收益的关系,并解释中国股票市场的低风险定价异象。

表2 市场情绪、新闻情绪与股票收益率的回归结果

变量	Fama-French 三因子模型				Fama-French 五因子模型			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
常数项	0.000 (0.52)	0.001 (0.46)	0.001 (0.84)	0.000 (0.82)	0.002*** (6.36)	0.002*** (6.39)	0.002*** (6.80)	0.002*** (6.81)

续前表

变 量	Fama-French 三因子模型				Fama-French 五因子模型			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$Rmrf_t$	0.955*** (342.35)	0.956*** (342.28)	0.950*** (341.57)	0.950*** (341.29)	0.935*** (308.58)	0.935*** (308.60)	0.929*** (307.70)	0.929*** (307.67)
Smb_t	0.805*** (147.50)	0.806*** (147.58)	0.803*** (147.82)	0.804*** (147.73)	0.602*** (62.08)	0.602*** (62.01)	0.598*** (61.94)	0.598*** (61.93)
Hml_t	0.174*** (21.26)	0.178*** (21.68)	0.178*** (21.88)	0.179*** (21.91)	-0.012 (-1.20)	-0.008 (-0.80)	-0.007 (-0.72)	-0.007 (-0.75)
Rmw_t					-0.128*** (-8.53)	-0.134*** (-8.84)	-0.135*** (-9.01)	-0.135*** (-8.92)
Cma_t					0.368*** (25.99)	0.362*** (25.38)	0.363*** (25.74)	0.363*** (25.56)
$sentm_t$		0.001*** (4.96)		0.001 (1.50)		0.002*** (3.19)		-0.001 (-0.26)
$sentnews_{i,t}$			0.022*** (42.56)	0.022*** (42.30)			0.022*** (42.63)	0.022*** (42.51)
$Adj-R^2$	0.4316	0.4317	0.4366	0.4366	0.4349	0.4350	0.4399	0.4410
N	205234	205234	205234	205234	205234	205234	205234	205234

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平，括号内为t值。下同。

(二) 不同新闻情绪风险投资组合的公司特征

为了分析不同新闻情绪风险投资组合的收益及其相关特征，本文利用分组的方法进行研究。本文将1153家公司按新闻情绪风险的大小由低到高进行排序并五等分，构造五个投资组合，以及买入最低新闻情绪风险组合、卖空最高新闻情绪风险组合的零投资组合（Low-High）。为了证明分组的合理性，本文对组合5（High组）和组合1（Low组）的公司特征进行了组间差异性检验，结果表明除等权收益率的组间差异在5%的水平上显著外，其他变量的组间差异均在1%的水平下显著。各组投资组合的相关公司特征见表3。

观察表3可知，不同新闻情绪风险投资组合的平均收益率存在较为明显的趋势变化，Low组的平均收益率为0.98%，High组的平均收益率为0.71%，Low和High组的平均收益率相差0.27%，且在5%的水平上显著。相比较而言，Low组的市值加权收益率为1.54%，High组的市值加权收益率为1.30%，两组

相差0.24%。无论是平均收益率还是市值加权收益率，Low组到High组均呈现较为明显的单调递减特征。这说明新闻情绪风险越高的投资组合，其收益率反而较低。进一步比较各组投资组合的其他公司特征，本文发现，Low组的平均公司规模为25.76百万元，High组的平均公司规模为6.47百万元，两组相差19.29百万元，Low组比High组有更大的公司规模。Low组的平均上市时间为6272天，High组为6165天，两组相差107天，相比较而言，Low组比High组有更长的上市时间。Low组的平均股票价格为11.17元，High组的平均股票价格为15.48元，两组相差4.31元，Low组比High组有更低的股票价格。即新闻情绪风险较低的公司，呈现出市值较高、上市时间较长、股票价格更低的特点。此外，新闻情绪风险较高的公司，其市场风险和波动性也均更低。综上，低新闻情绪风险的公司具有高收益率的特征，这初步表明中国股票市场具有新闻情绪风险的低风险定价异象。

表3 个股新闻情绪风险投资组合公司特征

分组	Low	2	3	4	High	Low-High	T 统计量
平均收益率	0.0098	0.0088	0.0087	0.0084	0.0071	0.0027**	2.2872
市值加权收益率	0.0154	0.0153	0.0151	0.0138	0.0130	0.0024***	8.2907
公司规模	25.7559	7.1739	7.5768	8.9659	6.4664	19.2895***	48.5971

续前表

分组	Low	2	3	4	High	Low-High	T 统计量
上市时间	6 271.99	6 050.21	6 107.81	6 148.72	6 164.84	107.15***	7.504 4
股票价格	11.169 8	11.672 2	11.936 8	11.865 5	15.479 6	-4.309 8***	-20.833 8
市场风险	1.130 8	1.155 9	1.166 0	1.173 1	1.166 0	-0.035 2***	-13.932 1
波动率	0.421 4	0.432 4	0.432 1	0.438 3	0.424 7	-0.003 3***	-2.663 4
新闻情绪风险	0.011 9	0.018 4	0.024 3	0.031 7	0.210 0	-0.198 1***	-25.567 3

(三) 不同新闻情绪风险投资组合的超额收益

为了研究中国股票市场是否存在新闻情绪风险的低风险定价异象, 本文进一步比较不同新闻情绪风险投资组合之间的超额收益和 alpha 值的大小。根据市场因子、Fama-French 三因子和 Fama-French 五因子对每组投资组合的超额收益进行回归, 分别得到 CAPM 模型、Fama-French 三因子模型以及 Fama-French 五因子模型的 alpha 值。具体公式如下:

$$Rirf_{p,t} = R_{p,t} - R_{f,t} \quad (4)$$

$$Rirf_{p,t} = \alpha_p + \beta_p^{Rmf} Rmf_t + \varepsilon_p \quad (5)$$

$$Rirf_{p,t} = \alpha_p + \beta_p^{Rmf} Rmf_t + \beta_p^{Smb} Smb_t + \beta_p^{Hml} Hml_t + \varepsilon_p \quad (6)$$

$$Rirf_{p,t} = \alpha_p + \beta_p^{Rmf} Rmf_t + \beta_p^{Smb} Smb_t + \beta_p^{Hml} Hml_t + \beta_p^{Rmw} Rmw_t + \beta_p^{Cma} Cma_t + \varepsilon_p \quad (7)$$

其中, $R_{p,t}$ 为投资组合 p 在 t 月的平均收益率或市值加权收益率, $Rirf_{p,t}$ 为根据公式 (4) 计算得到的投资组合超额收益率。公式 (5) ~ 公式 (7) 分别为 CAPM 模型、Fama-French 三因子模型以及 Fama-French 五因子模型。将通过公式 (4) 计算得到的投资组合超额收益率代入公式 (5) ~ 公式 (7) 中, 可以分别得到 CAPM 模型、Fama-French 三因子模型以及 Fama-French 五因子模型的 alpha 值, 结果见表 4。

表 4 不同新闻情绪风险投资组合的超额收益和 alpha 值

新闻情绪风险	Low	2	3	4	High	Low-High
A. 等权重组合						
超额收益率	0.007 9 (1.15)	0.006 5 (0.89)	0.006 8 (0.92)	0.007 0 (0.93)	0.005 3 (0.73)	0.002 6 (0.27)
CAPM alpha	0.004 2* (1.77)	0.002 8 (0.80)	0.003 1 (0.86)	0.003 2 (0.88)	0.001 6 (0.46)	0.002 6* (1.67)
FF3 alpha	0.002 0* (1.87)	-0.001 6 (-0.96)	-0.001 5 (-0.97)	-0.001 4 (-0.96)	-0.002 7* (-1.94)	0.004 7** (2.19)
FF5 alpha	0.002 6* (1.67)	-0.000 1 (-0.01)	-0.000 4 (-0.30)	-0.000 1 (-0.03)	-0.001 7 (-1.27)	0.004 3** (2.06)
B. 市值加权组合						
超额收益率	0.013 5** (2.11)	0.013 4* (1.96)	0.013 2* (1.89)	0.011 9 (1.61)	0.011 1* (1.66)	0.002 4* (1.73)
CAPM alpha	0.009 9*** (6.30)	0.009 7*** (4.08)	0.009 5*** (3.42)	0.008 0*** (2.69)	0.007 3*** (2.72)	0.002 6* (1.79)
FF3 alpha	0.011 3*** (8.23)	0.007 8*** (4.55)	0.006 8*** (4.05)	0.004 9*** (3.07)	0.004 5** (2.62)	0.006 8*** (3.01)
FF5 alpha	0.010 5*** (7.73)	0.008 1*** (4.79)	0.007 0*** (4.16)	0.005 9*** (3.75)	0.004 8*** (2.84)	0.005 7*** (3.54)

表 4 中, A 为等权重组合的结果, B 为市值加权组合的结果, Low-High 为零投资组合的结果。由表 4 可知, 等权重组合的超额收益率和 CAPM 模型、Fama-French 三因子模型、Fama-French 五因子模型的 alpha 部分显著, 但市值加权投资组合的超额收益率

和 alpha 大多在 1% 的水平上显著。结果显示, 各组的超额收益率和 alpha 值从 Low 组到 High 组总体上呈现较为明显的下降趋势, 说明新闻情绪风险低的股票投资组合比新闻情绪风险高的股票投资组合拥有更高的超额收益, 这表明中国股票市场存在低新闻情绪

风险异象。具体来看,由B可知,零投资组合中,超额收益率的alpha值为0.24%,CAPM模型的alpha值为0.26%,Fama-French三因子模型的alpha值为0.68%,Fama-French五因子模型中的alpha值为0.57%,且均显著,B从市值加权收益率的角度说明了中国股票市场的低新闻情绪风险异象的存在。

新闻情绪风险较低的投资组合反而有着更高的超额收益,这与其他情绪研究的结论并不相同。以往文献表明,情绪风险(贝塔)较高的投资组合具有更高的超额收益,符合高风险高收益的特征(Yang和Hu,2021^[27])。由于互联网新闻发布较快,而且不受地域限制,是投资者获取信息的主要来源之一,因此新闻内容及新闻表达的情绪对投资者有着较为显著的影响。新闻情绪与其他情绪具有不同的特征,从新闻情绪的角度分析情绪风险对股票市场的影响也是十分必要的。

(四) 公司规模相同的条件下的新闻情绪风险对股票收益的影响

为了探究新闻情绪风险对股票收益的影响是否与公司规模有关,本文参照以往文献(Han等,2016^[28];Wahal和Yavuz,2013^[29];Yu,2011^[30]),先按公司规模的大小将股票分成5个大组(size1~size5),其中size1是公司规模较小的投资组合,size5是公司规模较大的投资组合。接着在每组内按新闻情绪风险的大小进一步分为5个小组(Low组~High组),其中Low组是新闻情绪风险较低的投资组合,High组是新闻情绪风险较高的投资组合。这样一共得到25个投资组合,分别计算这25个投资组合的超额收益和alpha值,再比较规模相同组内,不同新闻情绪风险投资组合的超额收益和alpha值。本文分别检验了超额收益,CAPM模型、Fama-French三因子模型和Fama-French五因子模型alpha值的结果^①,大部分结果均显著。

以B中的size1为例,Low组的alpha值为0.51%,High组的alpha值为0.31%,零投资组合的超额收益为0.20%,Low组和High组存在较为显著的差异。结果表明,在公司规模相近的条件下,新闻情绪风险较低的投资组合(Low组)比新闻情绪风险较高的投资组合(High组)拥有更高的超额收益,这进一步表明中国股票市场存在新闻情绪的低风险定

价异象。

(五) 新闻情绪风险对股票收益影响的横截面效应

为了进一步探究新闻情绪风险对股票收益影响的横截面效应,本文使用Fama-Macbeth回归对时间序列中新闻情绪风险投资组合回报进行横截面分析。

结果表明新闻情绪风险对超额收益的影响为负显著。本文考虑了公司规模、上市时间、股票价格、市场风险以及波动率等公司特征的影响,在分别控制了公司特征的影响后,新闻情绪风险对超额收益的影响依旧显著且为负。随后,本文进一步控制了上述所有公司特征,得到的结果^②相同。综上,新闻情绪风险与超额收益存在显著负相关关系,即新闻情绪风险越高,其超额收益越低,进一步表明中国股票市场存在新闻情绪的低风险定价异象。

此外,参照游家兴和吴静(2012)^[13]的做法,为了进一步分析公司信息环境是否会影响到新闻情绪贝塔与股票收益之间的关系,本文在Fama-Macbeth回归中进一步引入公司信息透明度和新闻情绪贝塔的交乘项。结果显示,公司信息透明度和新闻情绪贝塔的交乘项对股票超额收益存在显著的正相关关系。由于新闻情绪贝塔对股票收益之间存在负相关关系,而新闻情绪贝塔与公司信息透明度的交乘项与股票超额收益存在正相关关系,二者符号相反,因此这一结果表明,公司信息透明度减弱了新闻情绪风险对股票收益的影响,也就是说,公司信息透明度越高,新闻情绪风险对股票收益的影响越小,公司信息环境本身较好时,降低了该公司收益受新闻情绪风险的影响。

(六) 稳健性检验

为了确保结果的稳健性,本文从样本和方法两个方面进行检验。一是对样本区间进行划分,以检验不同时间段内得到的结果是否一致。二是选取变系数面板模型重新估计个股的新闻情绪贝塔值,对新闻情绪贝塔的度量方法的稳健性做检验。具体如下^③。

1. 对样本区间进行划分。

为了进一步检查本研究结果是否受到样本期间长短和所选取时间段的影响,本文采取与Yang和Hu(2021)^[27]相同的方法,将选取的样本时间划分为两个子样本,重新进行分组分析。此外,为了避免时间节点选取导致结果存在一定偶然性,本文选择将样本时

①②③ 受篇幅所限,文中未列出具体结果,感兴趣的读者可联系作者索取。

间进行平均划分, 每个子样本分别有 60 个月和 59 个月; 时间段分别是 2010 年 4 月—2015 年 3 月和 2015 年 4 月—2020 年 2 月。本文计算了两个子样本中各投资组合超额收益及 α 值。结果表明, 对于每个子样本, Low 组中的股票相比 High 组中的股票都具有更高的超额收益和 α 值, 且两组之间存在显著的差异性, 说明本文研究结果具有一定的稳健性。

2. 变系数面板模型估计新闻情绪贝塔。

为了对新闻情绪贝塔的估计方法的稳健性进行检验, 本文选用变系数面板模型, 重新估计新闻情绪贝塔值, 并比较不同新闻情绪风险投资组合之间的超额收益和 α 值的大小。根据市场因子、Fama-French 三因子和 Fama-French 五因子对每组投资组合的超额收益进行回归, 分别得到 CAPM 模型、Fama-French 三因子模型以及 Fama-French 五因子模型的 α 值。结果表明, Low 组中的股票相比 High 组中的股票都具有更高的超额收益和 α 值, 且两组之间存在较为显著的差异性, 说明本文研究结果具有一定的稳健性。

五、研究结论与启示

本文从新闻情绪的角度出发, 利用滚动回归的方法构建新闻情绪贝塔代表新闻情绪风险, 以探究新闻情绪风险对股票收益的影响, 并检验了中国股票市场

新闻情绪的低风险定价异象。样本选自沪深 1 153 家公司, 样本时间为 2005 年 4 月—2020 年 2 月。研究结果表明: 首先, 新闻情绪风险较高的公司, 具有较小的公司规模和较短的上市时间, 同时, 这类公司还具有市场风险较高、波动性较大等特征; 其次, 新闻情绪风险较低的投资组合具有更高的超额收益, 公司规模相近的条件下, 新闻情绪风险较低的投资组合同样具有更高的超额收益。最后, 新闻情绪贝塔对收益率的影响显著为负, 而且公司信息透明度会减弱新闻情绪风险对股票收益的影响。综上, 新闻情绪风险较低的公司具有较高的超额收益, 验证了中国股票市场新闻情绪的低风险定价异象。

股票市场的风险收益关系一直以来受到了学者的重点关注。媒体新闻的内容和情绪会对投资者产生较为显著的影响, 改变投资者的决策行为并影响股票市场。因此, 关注新闻情绪对股票市场的影响是十分有必要的。本文从新闻情绪的角度出发, 分析新闻情绪风险对股票收益的影响, 发现了中国股票市场新闻情绪的低风险定价异象, 而且还为投资者提供一个制定投资组合策略的新思路。投资者在进行选股、制定投资组合策略的时候可以考虑公司的新闻情绪风险。此外, 现有研究多关注市场情绪风险, 鲜有研究关注新闻情绪风险, 本文为后续新闻情绪风险的研究也提供了一定参考。

参考文献

- [1] Hong H, Sraer D A. Speculative Betas [J]. The Journal of Finance, 2016, 71 (5): 2095-2144.
- [2] Bali T G, Brown S J, Murray S, et al. A Lottery Demand-based Explanation of the Beta Anomaly [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2017, 52 (6): 2369-2397.
- [3] Yu J, Yuan Y. Investor Sentiment and the Mean-variance Relation [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 100 (2): 367-381.
- [4] 杨晓兰, 沈翰彬, 祝宇. 本地偏好、投资者情绪与股票收益率: 来自网络论坛的经验证据 [J]. 金融研究, 2016 (12): 143-158.
- [5] 尹海员, 吴兴颖. 投资者高频情绪对股票日内收益率的预测作用 [J]. 中国工业经济, 2019 (8): 80-98.
- [6] 张祚超, 张永杰, 沈德华, 张维. 大众媒体与新媒体信息传递对中国股市收益波动的影响 [J]. 中国管理科学, 2021 (6): 238-248.
- [7] 陆沁晔, 陈昊. 媒体报道、投资者情绪与股价波动 [J]. 财经问题研究, 2021 (3): 60-67.
- [8] Glushkov D. Sentiment Beta [Z]. University of Pennsylvania Working Paper, 2006.
- [9] Berger D, Turtle H J. Cross-Sectional Performance and Investor Sentiment in a Multiple Risk Factor Model [J]. Journal of Banking and Finance, 2012, 36 (4): 1107-1121.
- [10] Liang W. Sensitivity to Investor Sentiment and Stock Performance of Open Market Share Repurchases [J]. Journal of Banking & Finance, 2016, 71: 75-94.
- [11] 王珏, 陈永帅. 证券投资基金持股, 情绪 β 与股票收益 [J]. 对外经济贸易大学学报, 2018 (4): 109-120.
- [12] 黄波, 方茜. 市场情绪波动会影响企业投资吗? ——兼议股价情绪敏感度的异质效应 [J]. 经济管理, 2019 (9): 92-108.
- [13] 游家兴, 吴静. 沉默的螺旋: 媒体情绪与资产误定价 [J]. 经济研究, 2012 (7): 141-152.
- [14] 黄宏斌, 刘树海, 赵富强. 媒体情绪能够影响投资者情绪吗——基于新兴市场门槛效应的研究 [J]. 山西财经大学学报, 2017 (12): 29-44.

- [15] 宋泽芳, 李元. 投资者情绪与股票特征关系 [J]. 系统工程理论与实践, 2012 (1): 27-33.
- [16] D'Avolio G. The Market for Borrowing Stock [J]. Journal of Financial Economics, 2002 (2/3): 271-306.
- [17] Barber B M, Odean T. Trading Is Hazardous to Your Wealth: The Common Stock Investment Performance of Individual Investors [J]. The Journal of Finance, 2000, 55 (2): 773-806.
- [18] Baker M, Wurgler J. Investor Sentiment in the Stock Market [J]. Journal of Economic Perspectives, 2007, 21 (2): 129-152.
- [19] Frazzini A, Pedersen L H. Betting against Beta [J]. Journal of Financial Economics, 2014, 111 (1): 1-25.
- [20] Baker M, Bradley B, Wurgler J. Benchmarks as Limits to Arbitrage: Understanding the Low-Volatility Anomaly [J]. Financial Analysts Journal, 2011, 67 (1): 40-54.
- [21] 姜富伟, 马甜, 张宏伟. 高风险低收益? 基于机器学习的动态 CAPM 模型解释 [J]. 管理科学学报, 2021 (1): 109-126.
- [22] 周爱民, 遥远. 高风险有高收益吗? [J]. 财经科学, 2019 (3): 1-15.
- [23] 胡昌生, 陈聪, 池阳春. 一冷一热总关“情”: 情绪 beta 与股票市场动态风格转换 [J]. 统计与信息论坛, 2020 (6): 71-79.
- [24] 徐加根, 何家璇. 中国股市规模效应消失了吗——基于流动性冲击视角 [J]. 财经科学, 2022 (1): 1-14.
- [25] Baker M, Wurgler J. Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns [J]. The Journal of Finance, 2006, 61 (4): 1645-1680.
- [26] 易志高, 茅宁. 中国股市投资者情绪测量研究: CICI 的构建 [J]. 金融研究, 2009 (11): 174-184.
- [27] Yang C, Hu X. Individual Stock Sentiment Beta and Stock Returns [J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2021, 55: 101306.
- [28] Han Y, Zhou G, Zhu Y. A Trend Factor: Any Economic Gains from Using Information over Investment Horizons? [J]. Journal of Financial Economics, 2016, 122 (2): 352-375.
- [29] Wahal S, Yavuz M D. Style Investing, Comovement and Return Predictability [J]. Journal of Financial Economics, 2013, 107 (1): 136-154.
- [30] Yu J. Disagreement and Return Predictability of Stock Portfolios [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 99 (1): 162-183.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

(上接第 24 页)

- [30] 邓伟根, 薛莲, 潘捷. 中国民营上市企业资产结构调整速度研究 [J]. 现代管理科学, 2016 (5): 64-66.
- [31] 陶静, 胡雪萍, 王少红. 环境规制影响经济增长质量的技术创新路径 [J]. 华东经济管理, 2020 (12): 48-56.
- [32] 冯斐, 冯学钢, 侯经川, 霍殿明, 唐睿. 经济增长、区域环境污染与环境规制有效性——基于京津冀地区的实证分析 [J]. 资源科学, 2020 (12): 2341-2353.
- [33] 杨杨, 杨兵, 杜剑. 经济政策不确定性下企业发展预期信息披露策略选择: “实事求是”还是“有意为之” [J]. 现代财经 (天津财经大学学报), 2021 (7): 3-18.
- [34] Delios A, W U Z. Legal Person Ownership, Diversification Strategy and Firm Profitability in China [J]. Journal of Management & Governance, 2005, 9 (2): 151-169.
- [35] Villalonga B, Amit R. How Are U. S. Family Firms Controlled [J]. Review of Financial Studies, 2009, 22 (8): 3047-3091.
- [36] 吴延兵. 中国哪种所有制类型企业最具创新性? [J]. 世界经济, 2012 (6): 3-25, 28-29, 26-27.
- [37] Dewenter K L, Malatesta P H. State-Owned and Privately Owned Firms: An Empirical Analysis of Profitability, Leverage, and Labor Intensity. [J]. American Economic Review, 2001, 91 (1): 320-334.
- [38] 赵红. 环境规制对中国产业技术创新的影响 [J]. 经济管理, 2007 (21): 57-61.
- [39] 张平, 张鹏鹏, 蔡国庆. 不同类型环境规制对企业技术创新影响比较研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2016 (4): 8-13.
- [40] 刘建民, 秦玉奇, 洪源. 财政效率对区域全要素生产率的影响机制和效应: 基于综合财政效率视角 [J]. 财政研究, 2021 (3): 41-55.
- [41] 温忠麟, 叶宝娟. 有调节的中介模型检验方法: 竞争还是替补? [J]. 心理学报, 2014 (5): 714-726.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

会计信息可比性能抑制企业债务违约风险吗？

Does Financial Statement Comparability Restrain Corporate Debt Default Risk?

张焰朝 孙光国 袁月

ZHANG Yan-chao SUN Guang-guo YUAN Yue

[摘要] 会计信息是缓解企业内外部信息不对称的重要方式，是公司治理的基石，高质量的会计信息具有鉴别和治理功能。而可比性是保证会计信息有用性的最基本特征，它能够帮助使用者识别和理解企业之间的相似性和差异性，准确判断企业的实际经营状况。本文从会计信息质量治理效应出发，以2007—2019年A股上市公司为研究样本，并以期权定价理论为基础估算企业违约风险，考察会计信息可比性对企业违约风险的影响。研究结果表明会计信息可比性能够降低企业违约风险。作用机制检验表明会计信息可比性能够通过缓解代理冲突以及降低融资约束抑制企业违约风险。异质性检验表明，产品市场竞争、股票流动性以及产业政策支持削弱了会计信息可比性与违约风险之间的负相关关系。本研究拓展了会计信息质量治理效应的研究，为会计信息决策有用观提供了进一步的证据，为政府部门强化风险管理体系提供了有益参考。

[关键词] 可比性 期权定价理论 代理成本 融资约束 违约风险

[中图分类号] F275 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 07-0048-13

Abstract: Accounting information is an important way to alleviate the internal and external information asymmetry of a firm, and is the cornerstone of corporate governance. High-quality accounting information has the function of identification and governance. Comparability is the most basic feature to ensure the usefulness of accounting information. It can help users identify and understand the similarities and differences between firms, and accurately judge the actual operating conditions of firms. Based on the governance effect of accounting information quality, this paper takes A-share listed companies from 2007 to 2019 as the research samples, estimates corporate default risk based on option pricing theory, and investigates the impact of accounting information comparability on corporate default risk. The results show that the comparability of accounting information can significantly reduce the risk of corporate default. The influence mechanism test shows that the comparability of accounting information can restrain the risk of firm default by alleviating agency conflict and reducing financing constraints. The heterogeneity test shows that product market competition, stock liquidity and industrial policy support weaken the negative correlation between accounting information comparability and default risk. This research expands the research on the governance effect of accounting information quality, provides further evidence for the usefulness of accounting information decision-making, and provides a useful reference for government departments to strengthen the risk management system.

Key words: Comparability Option pricing theory Agency cost Financial constraints Default risk

[收稿日期] 2021-04-12

[作者简介] 张焰朝，男，1987年11月生，河南财经政法大学会计学院讲师，管理学博士，研究方向为资本市场财务会计；孙光国，男，1971年5月生，东北财经大学会计学院教授，博士生导师，管理学博士，研究方向为会计准则、内部控制与公司治理；袁月，女，1992年9月生，东北财经大学会计学院博士研究生，研究方向为财务会计与公司治理。本文通讯作者为孙光国，联系方式为 sunbin99@dufe.edu.cn。

[基金项目] 财政部会计名家培养工程项目“会计准则主体互动关系与会计信息质量提升研究”（项目编号：财会[2019]19号）；教育部人文社会科学研究青年基金项目“供应链金融对企业投资行为的影响研究”（项目编号：21YJC630001）；辽宁省教育厅重点攻关和服务地方项目“上下游行业董事兼任与企业发展”（项目编号：LN2020Z10）。

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

自2014年“11超日债”成为国内首例债券违约事件以来，债券违约的数量和金额不断增加（见图1），企业债务违约已经引起社会各界的广泛关注。党的十九大报告提出，“健全金融监管体系，守住不发生系统性金融风险的底线”，并将“防范化解重大风险”置于三大攻坚战之首，凸显了稳定资本市场的迫切性和重要性。2020年政府工作报告中也提出，“加强金融等领域重大风险防控，坚决守住不发生系统性风险底线”。当企业无法偿还债务时就会出现违约。债务违约风险（以下简称违约风险）是指企业无法偿还所欠债务和利息的可能性（Vassalou和Xing，2004^[1]）。债务违约是企业生产经营过程中的重大破坏性事件，不仅危及企业的生存发展，甚至对于整个实体经济也会产生巨大的破坏性作用。债权人并不参与企业的经营管理，并且他们有不同的目标函数，因而债权人与企业之间存在着较严重的利益冲突和代理问题（Jensen和Meckling，1976^[2]；Smith和Warner，1979^[3]），由此两者通过签订债务契约来缓解这一问题。由于会计信息有较高的规范性和可观测性，债务契约双方通常根据会计信息设定契约条款（Chen和Wei，1993^[4]）。在债务存续期间，债权人或投资者会根据企业的会计信息对其违约风险进行评估，如果企业的财务信息、指标等出现异常，偏离契约条款的要求，则说明企业发生债务违约的可能性增加。但现有文献在会计信息质量是否影响违约风险这一问题上，却鲜有关注。

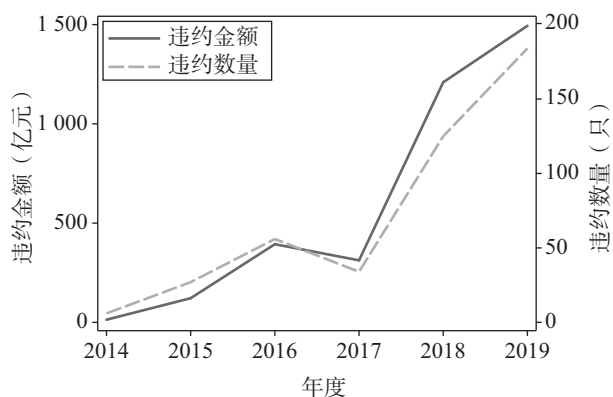


图1 历年债券违约情况统计

资料来源：根据 Wind 金融终端数据绘制。

当前对企业违约风险影响因素的研究认为，在信息不对称环境下，企业存在的代理问题（Chiang等，

2015^[5]；Lundqvist和Vilhelmsson，2018^[6]；王化成等，2019^[7]；邓路等，2020^[8]）以及融资约束（何瑛等，2020^[9]；扈文秀等，2021^[10]）是影响企业违约风险的关键因素。而会计信息是缓解企业内外部信息不对称的重要方式，并且会计信息还是公司治理的基石。本文从会计信息质量重要特征之一的可比性入手，考察会计信息可比性对企业违约风险的影响。从可比性为切入点进行讨论，主要基于以下考虑：第一，根据Merton（1974）^[11]的期权定价理论，企业权益是企业资产价值的看涨期权，其中行权价格等于企业债务的账面价值，当资产的价值低于债务的账面价值时，企业发生违约。这表明资产价值大小与资产价值波动性是决定企业违约风险的重要因素。较高的会计信息可比性具有良好的契约有用性和公司治理功能，能够优化资源配置（Kim等，2016^[12]），从而对企业价值产生影响。第二，可比性是保证会计信息有用性的最基本特征，它使使用者能够识别和理解企业之间的相似性和差异性（FASB和IASB，2010），同时较高的可比性使债权人能够对企业的财务数据进行更有效的分析。第三，关于会计信息可比性经济后果的研究表明较高的可比性能够降低股东与管理层间的代理冲突、缓解企业融资约束。本文认为存在“会计信息可比性—代理冲突—违约风险”和“会计信息可比性—融资约束—违约风险”两条影响路径。一方面，会计信息可比性的提高降低了信息不对称程度，改善了企业的信息环境，外部利益相关者可以更好地对管理层进行监督，缓解代理冲突，使管理层从事提升企业价值的活动，降低违约的可能；另一方面，可比性的提高缓解了债务双方的信息不对称程度，降低了企业的外部融资成本，融资约束的降低提高了企业的偿债能力，违约风险随之降低。基于此，本文对会计信息可比性与违约风险间的关系进行探讨。

本文以2007—2019年A股上市公司为研究样本，以期权定价理论为基础估算企业违约风险，实证检验了会计信息可比性对企业违约风险的影响。实证结果支持本文的推论，会计信息可比性越高，企业违约风险越低。从经济意义上讲，会计信息可比性每提高一个标准差，会使企业违约风险降低0.0292个标准差。作用机制检验表明会计信息可比性能够通过缓解代理冲突与降低融资约束程度进而抑制企业违约风险。同时本文进一步执行了一系列异质性检验。

本文的贡献主要有以下几个方面：首先，本文将财务理论和期权定价理论相结合，根据 Bharath 和 Shumway (2008)^[13] 构建的简化违约概率模型，从会计信息质量的角度拓展了企业违约风险影响因素的研究。已有文献从资本市场 (Bharath 和 Shumway, 2008^[13]; Brogaard 等, 2017^[14])、产品市场 (Kroll 和 Wright, 1999^[15]; Anderson 和 Mansi, 2009^[16])、企业内部 (Hsu 等, 2015^[17]; 王化成等, 2019^[7]; 孟庆斌等, 2019^[18]; 邓路等, 2020^[8])、劳动力市场 (许红梅和李春涛, 2020^[19]) 等视角讨论了企业违约风险的影响因素，本研究通过考察会计信息质量的重要特征之一可比性对违约风险的影响，丰富了对企业违约风险的理解。其次，IASB 和我国会计准则制定机构一直致力于会计信息可比性的提高，本研究从企业违约风险的角度研究了会计信息可比性的积极作用，由此更全面地认识了会计信息可比性的经济后果。并且本文论证了会计信息可比性在公司治理层面能够发挥抑制违约风险的作用，为会计信息决策有用观提供了进一步的证据。最后，本文的研究结论为监管部门构建风险防范体系、制定相关政策提供了理论依据；在风险管理方面，管理层可以通过提高会计信息的可比性来降低违约风险，从而吸引更多投资者，更好地发挥财务报告的正向溢出效应。

二、理论分析与假设提出

当公司不能履行其债务义务或当其资产价值低于债务价值时，就会发生违约。已有的研究从宏观层面（如经济波动、环境不确定性等）和微观层面（如盈利/偿债能力、公司治理等）对违约风险的影响因素进行了考察。良好的公司治理机制可以有效缓解企业违约风险 (Chiang 等, 2015^[5]; Brogaard 等, 2017^[14])，会计信息可比性可以发挥公司治理功能，那么会计信息可比性能否影响违约风险？

现有文献表明管理层和股东的代理冲突是影响企业违约风险的重要因素之一。在中国台湾地区，一些公司的管理者因为代理问题比同行更多地从事高风险和低效的投资导致公司遭受财务困境 (Chen, 2008^[20])。中国台湾地区的企业采用增加管理层持股的治理机制，以减少低效投资，减少管理者与所有者之间的冲突，并降低违约风险 (Chiang 等, 2015^[5])。王化成等 (2019)^[7] 研究表明企业战略定位差异能够通过代理成本和经营风险两条路径影响其

违约风险。邓路等 (2020)^[8] 实证结果表明金融资产配置能够通过缓解企业代理冲突降低违约风险。当管理者对股东的责任感降低时，他们更有可能以牺牲股东利益为代价来追求自己的个人利益，从而导致资源的低效配置和企业价值的破坏，最终引起企业价值下降而波动程度升高，此时企业违约的可能性增加。融资渠道的增多、资本成本的降低极大地缓解了企业的融资约束压力，从而企业可以更好地进行生产经营，做出有利于企业价值提升的决策，企业的业绩得以提升，偿债能力得到增强，违约风险随之降低。融资约束程度越高的企业发生违约的风险越大 (扈文秀等, 2021^[10])。具有较大权力的 CFO 能够增强企业内外部融资能力，缓解企业融资约束，降低企业债务违约风险 (何瑛等, 2020^[9])。据此，本文认为会计信息可比性能够影响企业违约风险，并且存在“会计信息可比性—代理冲突—违约风险”和“会计信息可比性—融资约束—违约风险”两条影响路径。具体从以下进行论述：

从代理冲突的角度来看，首先，管理层与股东间的代理冲突使管理层做出次优的投资决策，导致企业价值下降且波动程度上升，违约风险随之上升。管理层基于自利动机有构建“商业帝国”的倾向，更可能进行过度投资，从而减少了企业的现金流。而当企业的现金流不足以支付偿债成本或者现金流风险加大时，就会加剧企业的违约风险 (Brogaard 等, 2017^[14])。可比性的信息有助于管理层和股东签订更为有效、合理的薪酬契约，缓解管理层和股东的代理问题，减少投资过度的现象 (Jensen, 1986^[21])。袁振超和饶品贵 (2018)^[22] 研究发现会计信息可比性能够降低企业的无效投资 (同时降低了投资不足和过度投资)，从而提升企业的投资效率。即由于管理层与股东之间代理问题产生了过度投资，会计信息可比性的提高能够降低由于管理层自利或者构建“商业帝国”等原因产生的过度投资，从而一定程度上增加企业的现金流，现金流的增多提高了企业偿还债务以及与债权人重新谈判的能力，进而降低了违约风险。其次，管理层与股东间的代理冲突还会导致管理层工作的懈怠。Bertrand 和 Mullainathan (2003)^[23] 的研究表明，活跃的帝国建设可能不是常态，管理层不愿努力工作，可能更喜欢“平静的生活”而非努力为股东创造价值是管理层与股东代理冲突的一个重要体现。会计信息可比性较低的企业，股东缺少比较基

准,不能很好地评判管理层是否尽责以及努力程度如何。随着可比性的提高,股东可以根据企业披露的信息与同行业公司进行比较,推断企业未披露的负面消息,约束管理层自利的行为。可比性的提高,使企业可以更好地采用相对绩效评估法,基于标杆企业的业绩对管理层进行考核评价(Ozkan等,2012^[24]),防止管理层懈怠,使其努力工作,做出有利于企业价值提升的决策。除此之外,已有研究表明会计信息可比性的提高改善了企业的信息环境,增加了资本市场、外部分析师及债权人等对管理层的监管,从而有效地缓解了企业面临的代理冲突,降低管理层从事损害企业价值的行为,进而降低了企业的违约风险。最后,会计信息可比性的提高增加了企业的股票流动性(李鹏等,2014^[25]),股票流动性有助于降低代理成本(熊家财和苏冬蔚,2016^[26])、提高企业价值(Fang等,2009^[27]),较高的股票流动性能够使股东即时抛售股票退出市场,这种“用脚投票”的退出威胁可以对管理层形成有效的监督,缓解代理冲突,使管理层减少损害企业价值的行为。Brogaard等(2017)^[14]的研究也表明股票流动性的增强可以降低企业的违约风险。综上所述,会计信息可比性能够缓解企业的代理冲突,减少企业管理层基于自利等原因做出对企业价值造成负面影响的决策,最终使得企业价值上升而波动程度下降,企业的违约风险随之降低。

从融资约束的角度来看,融资约束程度越高的企业发生债务违约的风险越大(何瑛等,2020^[9];扈文秀等,2021^[10])。会计信息可比性降低了债务市场参与者的信息不确定性和不对称性(Kim等,2013^[28])。Fang等(2016)^[29]研究发现,会计信息可比性可以缓解债务双方的信息不对称,可比性较高的企业借款合同约定的利率较低、要求债务人提供抵押物的可能性较低、贷款期限更长、吸引的债权人更多。即可比性高的企业降低了债权人面临的信息不对称风险,企业可以使债权人通过财报了解和评估自身的债务偿还能力以及未来前景,从而更容易获得资金支持,缓解企业的融资约束。其次,会计信息可比性的增强有助于通过降低市场参与者对企业未来经营状况感知的不确定性(De Franco等,2011^[30];DeFond等,2011^[31]),降低市场参与者所要求的风险溢价(Li,2010^[32]),降低公司的权益资本成本

(Imhof等,2017^[33]),从而降低企业的外部融资成本,使企业更容易从资本市场上获取资金,缓解企业融资约束(江轩宇等,2017^[34];张俊民和王晓祺,2020^[35])。随着企业融资约束的缓解,企业的偿债能力得到提升,进而降低了违约风险。

基于以上分析,本文提出假设1:

H1: 企业会计信息可比性越高,违约风险越低。

如前文所述,由于代理冲突的存在,管理层会从事偏离企业价值最大化的决策,对企业价值造成负面影响,最终引起企业违约风险的上升。然而治理机制(如监督)将减少管理人员和所有外部利益相关者之间的冲突所产生的代理成本(Ashbaugh-Skaife等,2006^[36]),良好的公司治理能够在提高信息透明度的同时降低代理成本和经营风险(Chen,2008^[20])。增加对公司的监督可以使管理者做出更好的决策,并增加所有利益相关者的价值(Bhojraj和Sengupta,2003^[37];Ashbaugh-Skaife等,2006^[36])。因此,良好的公司治理结构能够有效地激励和监督管理层,使管理层与股东的动机趋于一致,督促管理层以股东利益最大化为目标,缓解管理层与股东的代理冲突。另外, Lee和Yeh(2004)^[38]的研究表明治理薄弱的公司陷入财务困境的可能性也会增加。即较低的治理水平增加了企业获取资金的难度,融资约束程度随之提高。综上,对于治理水平良好的公司,公司自身可以较为有效地监督管理层,代理冲突较小且在一定程度上缓解了面临的融资约束,此时会计信息可比性抑制违约风险的作用减弱,反之亦然。因此,本文提出假设2:

H2: 公司治理水平会削弱会计信息可比性与违约风险之间的负相关关系。

三、研究设计

(一) 数据来源和样本选择

本文选取2007—2019年A股上市公司为初始样本。在初始样本的基础上,参考已有文献的做法,对以下样本进行剔除:(1)金融类上市公司;(2)前16个季度净利润和季度股票收益率数据缺失的样本;(3)ST上市公司样本;(4)其他所需数据缺失的样本。最后得到20173个公司-年度观察值。所有数据均来源于CSMAR数据库。本文对所有连续变量在1%水平上进行了Winsorize处理,以剔除异常值影响。

(二) 变量定义

1. 会计信息可比性。

参考 De Franco 等 (2011)^[30]、胥朝阳和刘睿智 (2014)^[39] 的方法, 通过下列步骤估计企业的会计信息可比性。首先, 利用企业 i 第 t 年末前连续 16 个季度的数据, 估计回归模型 (1):

$$Earnings_{it} = \beta_0 + \beta_1 Return_{it} + \beta_2 Neg_{it} + \beta_3 Neg_{it} \times Return_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $Earnings$ 等于季度净利润除以期初权益市场价值, $Return$ 等于季度股票收益率, Neg 表示如果季度股票收益率为负, 则等于 1, 否则等于 0。 $\hat{\beta}_0$ 、 $\hat{\beta}_1$ 、 $\hat{\beta}_2$ 、 $\hat{\beta}_3$ 分别为模型 (1) 对应参数的估计值。然后根据估计参数计算预期盈余。

$$E(Earnings)_{it} = \hat{\beta}_{0it} + \hat{\beta}_{1it} Return_{it} + \hat{\beta}_{2it} Neg_{it} + \hat{\beta}_{3it} Neg_{it} \times Return_{it} \quad (2)$$

$$E(Earnings)_{jt} = \hat{\beta}_{0jt} + \hat{\beta}_{1jt} Return_{jt} + \hat{\beta}_{2jt} Neg_{jt} + \hat{\beta}_{3jt} Neg_{jt} \times Return_{jt} \quad (3)$$

定义公司 i 和 j 的会计信息可比性如下:

$$Compacc_{ijt} = -\frac{1}{16} \times \sum_{t-15}^t |E(Earnings)_{it} - E(Earnings)_{jt}| \quad (4)$$

计算出企业 i 与同行业内其他企业的会计信息可比性, 然后将计算出的可比性值按从大到小排序, 取前 4 个值的均值作为企业 i 的会计信息可比性测度值, 记为 $Compacc4$, 该值取值越大, 代表企业 i 的会计信息可比性越高。

2. 违约风险。

Merton (1974)^[11] 基于期权定价理论采用 Merton DD (Default distance) 模型估算违约概率得到了广泛认可。Bharath 和 Shumway (2008)^[13] 提出了简化违约概率 (naive default probability), 对 Merton 提出的期权定价理论进行近似估计, 并且发现 naive default probability 在实际中表现更好。根据 Bharath 和 Shumway (2008)^[13] 的方法计算简化违约概率的过程如下:

第一, 假定企业债务的市场价值等于其账面价值:

$$V_D = D \quad (5)$$

其中, 债务账面价值 D 为短期负债与 0.5 倍的长期负债之和。由于企业债务风险与权益风险高度相关,

采用权益的波动率 σ_E 对企业债务的波动率 σ_D 进行近似估计:

$$\sigma_D = 0.05 + 0.25 \times \sigma_E \quad (6)$$

其中, 5%代表企业债务的结构波动, 25%代表与违约风险相关的波动。

第二, 结合式 (5) 和式 (6), 可以得到企业价值总波动率的近似估计:

$$\sigma_V = \frac{V_E}{V_E + V_D} \sigma_E + \frac{V_D}{V_E + V_D} \sigma_D \quad (7)$$

第三, 假定企业资产的预期回报率等于企业前一年的股票回报率, 即:

$$\mu = r_{i,t-1} \quad (8)$$

第四, 类比 Merton DD 模型中违约距离的计算公式, 可以得到简化的违约距离:

$$DD = \frac{\ln\left(\frac{V_E + D}{D}\right) + (r - \sigma_V^2 / 2) T}{\sigma_V \sqrt{T}} \quad (9)$$

按照通常做法, 我们将期权的到期时间 (T) 设定为 1 年。

第五, 对式 (9) 的计算结果求累积标准正态分布, 就可以得到简化违约概率 (π_{naive}):

$$\pi_{naive} = N(-DD) \quad (10)$$

本文以 Bharath 和 Shumway (2008)^[13] 计算得到的简化违约概率 (π_{naive}) 衡量企业违约风险 EDF 。 EDF 取值范围位于 0 和 1 之间, EDF 值越大, 表明企业的违约风险越大。

3. 公司治理水平。

借鉴周茜等 (2020)^[40]、周宏等 (2018)^[41] 的做法, 选取机构持股比例、股权制衡度、独立董事比例、董事会规模、高管薪酬、高管持股比例、董事长与总经理是否两职合一、第一大股东持股比例、监事会规模作为公司治理变量, 基于上述指标, 运用主成分分析法构建公司治理指数。将从主成分分析法中得到的第一主成分作为反映公司治理水平的综合指标 ($Governance$), 其值越大则表明公司治理水平越高。

4. 控制变量。

借鉴孟庆斌等 (2019)^[18]、王化成等 (2019)^[7] 的做法, 本文的控制变量具体定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量类型	变量符号	变量名称	计算方法
被解释变量	<i>EDF</i>	违约风险	采用简化违约概率对 Merton DD 模型进行近似估计
解释变量	<i>Compacc4</i>	会计信息可比性	借鉴 De Franco (2011) 的方法进行计算
情境变量	<i>Governance</i>	公司治理水平	基于主成分分析法构造公司治理水平综合指标
控制变量	<i>Size</i>	企业规模	总市值的自然对数
	<i>Lev</i>	企业杠杆	负债总额与资产总额的比值
	<i>ROE</i>	盈利能力	净利润与资产总额的比值
	<i>Growth</i>	企业成长性	营业收入增长率
	<i>CF</i>	现金流量	经营活动现金流量净额与资产总额的比值
	<i>Turnover</i>	经营效率	营业收入与资产总额的比值
	<i>Liquidity</i>	资产流动性	流动资产与资产总额的比值
	<i>Tangibility</i>	债务担保能力	固定资产净额与资产总额的比值
	<i>Cent</i>	股权集中度	第一大股东持股比例
	<i>Balance</i>	股权制衡度	第 2 至第 10 大股东持股比例与第 1 大股东持股比例的比值
	<i>IndDir</i>	董事会独立性	独立董事人数与董事会总人数的比值
	<i>Age</i>	企业成熟度	上市年限加 1 取自然对数
<i>SOE</i>	产权性质	国有企业时取值为 1, 否则取值为 0	

(三) 模型设计

综合考虑违约风险 *EDF* 的分布特征, *EDF* 的取值在 0 到 1 之间, 本文采用 Tobit 回归模型检验会计信息可比性对违约风险的影响, 建立如下回归模型:

$$\begin{aligned}
 \text{Tobit}(EDF_{it}) = & \lambda_1 \text{Compacc4}_{it} + \sum \text{Control} \\
 & + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}
 \tag{11}$$

模型 (11) 中还控制了年度 (*Year*) 和行业 (*Industry*) 固定效应, 其中, 制造业按照二级行业代码分类, 其他行业按照一级代码分类。为了降低残差项不服从独立同分布假定对回归结果的影响, 在本文所有回归模型估计中, 对估计的标准误差进行公司层面聚类 (Cluster) 调整。另外, 本文将控制变量均滞后一期, 以减少反向因果的影响。模型 (11) 中会计信息可比性的系数 λ_1 是本文关注的重点, 衡量了会计信息可比性对违约风险的影响。根据假设 1, 本文预期 λ_1 显著为负, 即会计信息可比性越高的企业发生违约的可能性越低。

四、实证结果分析

(一) 描述性统计和相关性分析

表 2 是变量的描述性统计结果。如表 2 所示, 违约风险 (*EDF*) 的均值为 0.037, 最小值为 0, 最大值为 0.444, 说明我国企业整体的违约风险较低, 但也有部分企业违约风险较高, 表明不同企业之间存在着较大的差异; 另外违约风险 (*EDF*) 的最小值和中位数都近似等于 0, 样本分布存在一定的截尾特征, 直方图 (未列示) 也呈现相似的结果, 说明本文使用 Tobit 回归模型的设定较为合理。会计信息可比性 (*Compacc4*) 的均值为 -0.006, 标准差为 0.008, 与现在文献报告的结果基本一致。其余变量均在合理的取值范围以内。表 3 是主要变量的 Pearson 相关分析结果。会计信息可比性 (*Compacc4*) 和企业违约风险 (*EDF*) 的相关系数为 -0.031, 且在 1% 的水平上显著。即会计信息可比性与违约风险呈现显著的负相关关系, 初步验证了我们的假设。

表2 变量的描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>EDF</i>	20 173	0.037	0.093	0.000	0.000	0.444
<i>Compacc4</i>	20 173	-0.006	0.008	-0.048	-0.004	0.000
<i>Governance</i>	20 173	-0.310	1.314	-2.632	-0.625	4.068
<i>Size</i>	20 173	15.670	0.975	13.650	15.580	18.460
<i>Lev</i>	20 173	0.475	0.207	0.050	0.476	0.967
<i>ROE</i>	20 173	0.052	0.053	0.001	0.037	0.323
<i>Growth</i>	20 173	0.286	0.481	0.003	0.158	3.701
<i>CF</i>	20 173	0.068	0.055	0.001	0.055	0.278
<i>Turnover</i>	20 173	0.639	0.461	0.064	0.531	2.558
<i>Liquidity</i>	20 173	0.537	0.211	0.088	0.544	0.967
<i>Tangibility</i>	20 173	0.236	0.177	0.002	0.201	0.725
<i>Cent</i>	20 173	34.550	15.010	8.780	32.330	75.730
<i>Balance</i>	20 173	0.815	0.748	0.038	0.595	4.045
<i>IndDir</i>	20 173	0.373	0.054	0.313	0.333	0.571
<i>Age</i>	20 173	2.489	0.477	0.693	2.565	3.401
<i>SOE</i>	20 173	0.484	0.500	0.000	0.000	1.000

表3 主要变量的相关性分析

变量	<i>EDF</i>	<i>Compacc4</i>	<i>Size</i>	<i>Lev</i>	<i>ROE</i>	<i>Growth</i>	<i>CF</i>	<i>Turnover</i>
<i>EDF</i>	1							
<i>Compacc4</i>	-0.031***	1						
<i>Size</i>	0.038***	-0.126***	1					
<i>Lev</i>	0.040***	-0.295***	-0.002	1				
<i>ROE</i>	-0.020***	-0.061***	0.109***	-0.145***	1			
<i>Growth</i>	-0.007	-0.050***	0.050***	0.062***	0.063***	1		
<i>CF</i>	-0.020***	-0.103***	0.099***	-0.051***	0.313***	0.049***	1	
<i>Turnover</i>	0.018***	-0.007	-0.010	0.112***	0.082***	-0.024***	0.146***	1

注：表内为 Pearson 相关系数；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

(二) 会计信息可比性对企业违约风险的影响：回归分析

本文采用式 (11) 检验会计信息可比性与企业违约风险的关系，回归结果如表 4 所示。在表 4 列 (1) 中，为了检验会计信息可比性对违约风险的直接影响，在回归中未添加其他控制变量，仅控制了年份和行业固定效应，会计信息可比性 (*Compacc4*) 的回归系数在 1% 的水平上显著为负；在列 (2) 中，在回归中加入一系列控制变量后，会计信息可比性

(*Compacc4*) 的回归系数依然在 1% 的水平上显著为负。就经济意义而言，以列 (2) 为例，会计信息可比性 (*Compacc4*) 每提高一个标准差，会使违约风险 (*EDF*) 降低 0.029 2 个标准差 ($0.008 \times 0.34 / 0.093$)。回归结果表明，会计信息可比性对企业违约风险的回归系数无论是在统计意义上还是经济意义上均是显著的，即企业会计信息可比性越高，违约风险越低。研究假设 1 得到验证。

表 4 会计信息可比性与违约风险

变量	EDF	
	(1)	(2)
<i>Compacc4</i>	-0.563*** (-5.46)	-0.340*** (-3.05)
<i>Size</i>		0.001 (1.56)
<i>Lev</i>		0.014*** (4.01)
<i>ROE</i>		-0.003 (-0.20)
<i>Growth</i>		-0.003* (-1.95)
<i>CF</i>		-0.010 (-0.82)
<i>Turnover</i>		0.004** (2.22)
<i>Liquidity</i>		-0.018*** (-3.85)
<i>Tangibility</i>		0.002 (0.33)
<i>Cent</i>		-0.000 (-0.27)
<i>Balance</i>		-0.001 (-0.62)
<i>IndDir</i>		-0.020* (-1.65)
<i>Age</i>		0.001 (0.40)
<i>SOE</i>		0.003** (2.19)
<i>Constant</i>	-0.010* (-1.81)	-0.020 (-1.38)
<i>Industry/Year</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	20 173	20 173
<i>Pseudo R²</i>	0.042 2	0.044 3

注：括号内为 *t* 值，标准误差经过了公司层面的聚类调整。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。如无特别说明，下同。

(三) 会计信息可比性、公司治理水平与违约风险

为了检验本文的假设 2，在模型 (11) 的基础上加入会计信息可比性与公司治理水平 (*Governance*) 的交互项进行检验，回归结果如表 5 所示。从表 5 我们可以看到会计信息可比性 (*Compacc4*) 与公司治理水平 (*Governance*) 交互项的回归系数在 5% 的水平上显著为正。这说明公司治理水平对会计信息可比

性与企业违约风险之间的负相关关系具有抑制作用。从另一方面也反映了公司治理水平较差的公司不能有效地激励和监督管理层，管理层更可能做出偏离企业价值最大化的决策，此时公司陷入财务困境的可能性也会增加。会计信息可比性在这种情况下能更大程度地缓解管理层与股东的代理冲突，降低融资约束程度，促进企业价值提升并降低其波动程度，最终降低企业的违约风险，证明了本文的假设 2。

表 5 会计信息可比性、公司治理水平与违约风险

变量	EDF
<i>Compacc4</i>	-0.027 (-1.41)
<i>Governance</i>	-0.002** (-1.98)
<i>Compacc4</i> × <i>Governance</i>	0.180** (2.09)
<i>Controls</i>	Yes
<i>Constant</i>	-0.021 (-1.44)
<i>Industry/Year</i>	Yes
<i>N</i>	20 173
<i>Pseudo R²</i>	0.047 4

(四) 稳健性检验

1. 内生性检验：工具变量法。

为了缓解本文的内生性问题，借鉴江轩宇等 (2017)^[34] 的方法，使用公司所属行业内其他上市公司会计信息可比性的均值 (*Compacc4_ind*) 作为工具变量。同行业间会计政策与会计估计的选择会对某个企业的会计信息可比性造成影响，但是同行业其他企业的可比性不太可能对某一企业的违约风险造成影响。工具变量回归结果见表 6，弱工具变量检验的 *F* 值为 52.789，大于 10，拒绝了存在弱工具变量的原假设。从表 6 第一阶段回归中可以看到，工具变量 (*Compacc4_ind*) 与会计信息可比性的回归系数在 1% 的水平上显著为正，即同行业内其他企业的会计信息可比性与某一具体企业的会计信息可比性呈同方向变动，与逻辑一致。在工具变量第二阶段回归中，会计信息可比性 (*Compacc4*) 与违约风险的回归系数为 -4.097，且在 5% 的水平上显著。结果表明在使用工具变量处理可能的内生性问题之后，本文研究结论依然稳健。

表 6 工具变量检验

变量	First Stage Regression	Second Stage Regression
	<i>Compacc4</i>	<i>EDF</i>
<i>Compacc4_ind</i>	0.289*** (4.36)	
<i>Compacc4</i>		-4.097** (-2.02)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Constant</i>	0.015*** (5.83)	0.025 (0.81)
<i>Industry/Year</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	20 173	20 173
<i>Adj. R²</i>	0.305	—
<i>F/Chi2</i>	52.789	1 906.75

注：第一阶段回归的括号内为 *t* 值，第二阶段回归的括号内为 *z* 值。

2. 会计信息可比性指标敏感性测试。

本文参照 De Franco 等 (2011)^[30]、李青原和王露萌 (2019)^[42] 的方法，使用企业与行业内其他所有企业的可比性的均值以及中位数作为会计信息可比性指标，分别记为 *Compacc_mn* 和 *Compacc_me*。回归结果如表 7 所示，研究结论不变。

表 7 会计信息可比性指标敏感性测试

变量	<i>EDF</i>	<i>EDF</i>
<i>Compacc_mn</i>	-0.151*** (-3.13)	
<i>Compacc_me</i>		-0.137*** (-2.91)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-0.021 (-1.43)	-0.020 (-1.33)
<i>Industry/Year</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	20 173	20 173
<i>Pseudo R²</i>	0.044 3	0.044 2

3. 企业违约风险指标敏感性测试。

前文根据 Bharath 和 Shumway (2008)^[13] 的方法计算违约风险指标时，设定发生违约最频繁的临界点在公司资产价值大于或等于短期负债与 0.5 倍长期负债的总和，这是根据美国的历史数据为依据，这一取值可能与我国公司的现实情况不相符。为保证结论的可靠性，本文借鉴马若微等 (2014)^[43] 的做法，将长期负债对应的参数值依次设定为 0.1, 0.2, …,

0.9, 1, 重新计算违约风险指标 *EDF1*, *EDF2*, …, *EDF9*, *EDF10*, 然后使用新的违约风险指标重复前文的回归。限于篇幅，结果未报告。企业违约临界点的改变并未对本文的研究结论产生影响，会计信息可比性与企业违约风险之间的负相关关系依然稳健。

4. 估计方法的敏感性检验。

前文采用 Tobit 回归模型检验会计信息可比性对违约风险的影响，此处首先采用普通最小二乘法 (OLS) 重新对模型 (11) 进行回归，进行估计方法的敏感性检验；其次为了缓解遗漏变量等造成的影响，本文进一步控制公司固定效应。回归结果如表 8 所示，结论依然不变。

表 8 估计方法敏感性检验

变量	OLS	公司固定效应
	<i>EDF</i>	<i>EDF</i>
<i>Compacc4</i>	-0.340*** (-3.05)	-0.371*** (-2.59)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-0.020 (-1.37)	0.031 (1.12)
<i>Industry</i>	Yes	
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Firm</i>		Yes
<i>N</i>	20 173	20 173
<i>Adj. R²</i>	0.079	0.082

五、进一步分析

(一) 作用机制检验

在前文的假设提出过程中，本文将会计信息可比性影响企业违约风险的机理归结为：一方面，由于代理冲突的存在，管理层基于自利动机会从事偏离企业价值最大化的决策，对企业价值造成负面影响或者使企业价值波动程度升高，进而引起企业违约风险的上升；另一方面，融资约束程度较高的企业相对缺乏偿债的能力，发生债务违约的风险较大。而会计信息可比性能够较好地缓解管理层与股东之间的代理冲突，使管理层与股东的动机趋于一致，最终降低企业的违约风险；并且会计信息可比性的增强缓解了债务双方的信息不对称，使企业更容易从资本市场上获取资金，缓解融资约束，进而降低违约风险。由此我们认为，代理成本和融资约束可能是会计信息可比性影响

企业违约风险的路径。

基于以上分析,本文第一条路径考察会计信息可比性通过影响代理成本降低违约风险。根据现有文献的做法,使用管理费用率(*Manaexp*)和经营费用率(*Operexp*)衡量企业的第一类代理成本,管理费用率和经营费用率越高,说明股东和管理层之间的代理冲突越大。回归结果如表9列(1)、列(2)所示。我们重点关注会计信息可比性与代理成本的交互项,从列(1)和列(2)可以看出,无论采用管理费用率还是经营费用率衡量企业的代理成本,会计信息可比性与其交互项系数都在1%的水平上显著为负。这表明代理成本加剧了会计信息可比性与违约风险之间的负相关关系,即在代理冲突较严重的企业,会计信息可比性抑制违约风险的作用更加明显。说明会计信息可比性能够通过缓解代理冲突对违约风险产生影响。第二条路径考察会计信息可比性通过影响融资约束降低违约风险。本文构建*KZ*指数衡量企业融资约束程度,借鉴魏志华等(2014)^[44]、潘越等(2019)^[45]的做法,对企业的经营性净现金流、现金持有量、债务水平、现金股利和成长性进行排序逻辑回归,获得的预测值即*KZ*指数。*KZ*值越大,表明企业的融资约束程度越高^①。回归结果如表9列(3)所示,会计信息可比性与*KZ*指数的交互项系数在1%的水平上显著为负。这表明融资约束程度越高的企业,会计信息可比性抑制违约风险的作用越明显。机制分析表明,融资约束降低和代理冲突减弱是会计信息可比性降低企业违约风险的两条路径。

表9 会计信息可比性与违约风险:机制检验

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>EDF</i>	<i>EDF</i>	<i>EDF</i>
<i>Compacc4</i>	-0.339*** (-3.04)	-0.339*** (-3.04)	-0.349*** (-3.11)
<i>Manaexp</i>	-0.000*** (-8.76)		
<i>Compacc4</i> × <i>Manaexp</i>	-0.001*** (-4.38)		
<i>Operexp</i>		-0.000*** (-8.60)	
<i>Compacc4</i> × <i>Operexp</i>		-0.001*** (-4.38)	

续前表

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>EDF</i>	<i>EDF</i>	<i>EDF</i>
<i>KZ</i>			-0.002*** (-7.82)
<i>Compacc4</i> × <i>KZ</i>			-0.076*** (-3.73)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Constant</i>	-0.020 (-1.37)	-0.020 (-1.37)	-0.020 (-1.38)
<i>Industry/Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	20 173	20 173	20 173
<i>Pseudo R</i> ²	0.044 3	0.044 3	0.044 0

(二) 异质性检验

1. 产品市场竞争的影响。

Alchian (1950)^[46]认为,在公司治理机制以外,来自产品市场的竞争压力同样可能在约束和激励管理层方面产生积极的作用。产品市场竞争能够约束管理层的代理问题(姜付秀等,2009^[47])。即产品市场竞争能够作为一种外部监督机制,降低管理层与股东间的代理冲突。因此,我们预期产品市场竞争能够减弱会计信息可比性与违约风险的负相关关系。根据现有文献的做法,我们使用赫芬达尔指数(*HHI*)衡量产品市场竞争的程度。具体而言: $HHI = \sum_j (X_j / \sum X_j)^2$, *HHI*值越小则意味着市场竞争程度越激烈。在模型(11)的基础上加入会计信息可比性与*HHI*的交互项进行检验,表10是会计信息可比性、产品市场竞争与违约风险的回归结果。从表10可以看出,会计信息可比性与产品市场竞争的交互项在10%的水平上显著为负,回归结果与我们的预期一致,产品市场竞争削弱了会计信息可比性与违约风险的负相关关系。

表10 会计信息可比性、产品市场竞争与违约风险

变量	<i>EDF</i>
<i>Compacc4</i>	-0.003 (-0.10)
<i>HHI</i>	-0.010 (-0.67)

① 为了消除量纲的影响,本文将其缩小了1000倍,对于量纲的处理能够使结果更加直观,并不影响其显著性水平。

续前表

变量	EDF
<i>Compacc4×HHI</i>	-1.151* (-1.92)
<i>Controls</i>	Yes
<i>Constant</i>	-0.010 (-0.66)
<i>Industry/Year</i>	Yes
<i>N</i>	20 173
<i>Pseudo R²</i>	0.047 7

2. 股票流动性的影响。

股票流动性有助于强化大股东的退出威胁，从而限制管理层机会主义行为（Admati 和 Pfleiderer, 2009^[48]；Edmans, 2009^[49]），因而股票流动性有助于降低代理成本（熊家财和苏冬蔚, 2016^[26]）。因此，本文预期股票流动性可以减弱可比性和违约风险间的负相关关系。根据文献的常用做法，本文使用换手率（*Turnover*）衡量股票流动性，换手率越高，表明股票流动性水平越好。在模型（11）的基础上加入会计信息可比性与股票流动性指标 *Turnover* 的交互项进行检验，表 11 是会计信息可比性、股票流动性与违约风险的回归结果。从表 11 可以看出，会计信息可比性与股票流动性的交互项在 5% 的水平上显著为正。回归结果与我们的预期一致，股票流动性减弱了可比性和违约风险间的负相关关系。

表 11 会计信息可比性、股票流动性与违约风险

变量	EDF
<i>Compacc4</i>	-0.584*** (-3.45)
<i>Turnover</i>	0.000 (0.41)
<i>Compacc4×Turnover</i>	0.001** (2.48)
<i>Controls</i>	Yes
<i>Constant</i>	-0.015 (-0.98)
<i>Industry/Year</i>	Yes
<i>N</i>	20 173
<i>Pseudo R²</i>	0.044 4

3. 产业政策的影响。

产业政策是政府调控经济的重要手段，政府通过

制定和实施产业政策进而能够在很大程度上影响资源的配置。产业政策支持能够帮助企业获得更多的银行贷款（何熙琼等, 2016^[50]）与政府补助，缓解了企业的融资约束（王克敏等, 2017^[51]）。本文在此把产业政策纳入讨论，考察产业政策如何影响会计信息可比性与违约风险之间的关系。参考何熙琼等（2016）^[50]以及 Chen 等（2017）^[52]的方法，从国家发布的“十一五规划”“十二五规划”和“十三五规划”三个文件中，手工整理出其中提及的支持性产业，并与《上市公司行业分类指引》进行匹配。设置如下虚拟变量：如果“十一五规划”“十二五规划”和“十三五规划”文件提到“鼓励”“支持”等字眼的行业为支持性行业，产业政策（*IP*）赋值为 1，否则为 0。表 12 是会计信息可比性、产业政策与违约风险的回归结果。如表 12 所示，会计信息可比性与产业政策（*IP*）的交互项在 1% 的水平上显著为正。这表明产业政策给予了受支持企业更多的资源，缓解了企业的融资约束程度，从而减弱了会计信息可比性与违约风险之间的负相关关系。

表 12 会计信息可比性、产业政策与违约风险

变量	EDF
<i>Compacc4</i>	-0.359*** (-3.58)
<i>IP</i>	-0.000 (-0.27)
<i>Compacc4×IP</i>	0.349*** (3.39)
<i>Controls</i>	Yes
<i>Constant</i>	-0.026* (-1.77)
<i>Industry/Year</i>	Yes
<i>N</i>	20 173
<i>Pseudo R²</i>	0.047 2

六、研究结论

本文将财务理论和期权定价理论相结合，以 2007—2019 年 A 股上市公司为研究对象，讨论了会计信息可比性对企业违约风险的影响。实证结果表明，会计信息可比性能够显著抑制企业违约风险。并且不论是从统计显著性还是经济显著性来看，会计信息可比性的提升均有利于降低企业违约风险，对企业的持续经营发挥了积极作用。作用机制分析表明，代

理冲突减弱和融资约束降低是会计信息可比性降低企业违约风险的重要原因。另外,产品市场竞争程度、股票流动性水平以及产业政策支持均削弱了会计信息可比性与违约风险间的负相关关系。

党的十九大报告提出了稳定资本市场的迫切性和重要性。2019年以来,中央进一步强调防范化解重大风险,落实“六稳”助力经济稳步发展。“防风险”成为政府工作的重中之重。违约对于企业、投资者和实体经济都是代价高昂的,违约风险的提高不仅威胁微观企业的正常经营,而且对国家的金融和经济安全都具有重大的影响。本文的研究对管理者、监管层和投资者都具有重要的启示意义。首先,可比性作为会计信息质量的重要指标之一,确实能够发挥一定的治理效应。会计信息内生于会计准则的执行过程,这就要求我国的会计准则制定机构为会计信息可比性的提高创造良好的制度环境,并且准则制定者、企业管理层以及监管机构都应该注重会计信息可比性

的提升,促进不同公司之间信息的良性传递,提高资本市场上信息资源的使用效率,降低企业债务违约,使其发挥防范化解重大风险的作用。其次,对于企业而言,要促使管理层与股东目标一致,使企业的价值得以提升并降低其波动性;增强企业投融资决策审慎性,避免现金流风险和杠杆率过高,呈现一种虚假繁荣景象,最终增强企业债务偿还能力,降低违约风险。同时企业为了避免违约风险过度增加,应增强免疫力,建立合理、合规、可操作的风险预警体系。最后,为政府部门防范公司风险以及相关监管部门的政策制定提供了一定的经验借鉴,监管部门要加强监管,对企业可能的违规行为增加处罚力度。新型冠状病毒肺炎疫情无疑给中国以及全球的经济带来重创,在当前外需持续低迷、消费增长缓慢的情况下,促进我国经济健康发展是现阶段的重要任务,本文从会计信息质量角度为政府部门强化风险管理体系、制定相关政策提供了一定的经验证据。

参考文献

- [1] Vassalou M, Xing Y. Default Risk in Equity Returns [J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59 (2): 831-868.
- [2] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. *Journal of Financial Economics*, 1976, 3 (4): 305-360.
- [3] Smith C W, Warner J B. On Financial Contracting: An Analysis of Bond Covenants [J]. *Journal of Financial Economics*, 1979, 7 (2): 117-161.
- [4] Chen K C W, Wei K C J. Creditors' Decisions to Waive Violations of Accounting-Based Debt Covenants [J]. *Accounting Review*, 1993, 68 (2): 218-232.
- [5] Chiang S-M, Chung H, Huang C-M, et al. A Note on Board Characteristics, Ownership Structure and Default Risk in Taiwan [J]. *Accounting & Finance*, 2015, 55 (1): 57-74.
- [6] Lundqvist S A, Vilhelmsson A. Enterprise Risk Management and Default Risk: Evidence from the Banking Industry [J]. *Journal of Risk and Insurance*, 2018, 85 (1): 127-157.
- [7] 王化成,侯璨然,刘欢. 战略定位差异、业绩期望差距与企业违约风险 [J]. *南开管理评论*, 2019 (4): 4-19.
- [8] 邓路,刘欢,侯璨然. 金融资产配置与违约风险:蓄水池效应,还是逐利效应? [J]. *金融研究*, 2020 (7): 172-189.
- [9] 何瑛,宋康宁,张宇扬. CFO权力与企业债务违约 [J]. *财务研究*, 2020 (2): 39-53.
- [10] 扈文秀,朱冠平,李祥发. 金融资产持有与企业违约风险:融资约束的中介效应 [J]. *预测*, 2021 (3): 39-46.
- [11] Merton R C. On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates [J]. *The Journal of Finance*, 1974, 29 (2): 449-470.
- [12] Kim J-B, Li L, Lu L Y, et al. Financial Statement Comparability and Expected Crash Risk [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2016, 61 (2/3): 294-312.
- [13] Bharath S T, Shumway T. Forecasting Default with the Merton Distance to Default Model [J]. *Review of Financial Studies*, 2008, 21 (3): 1339-1369.
- [14] Brogaard J, Li D, Xia Y. Stock Liquidity and Default Risk [J]. *Journal of Financial Economics*, 2017, 124 (3): 486-502.
- [15] Kroll M, Wright P, Heiens R A. The Contribution of Product Quality to Competitive Advantage: Impacts on Systematic Variance and Unexplained Variance in Returns [J]. *Strategic Management Journal*, 1999, 20 (4): 375-384.
- [16] Anderson E W, Mansi S A. Does Customer Satisfaction Matter to Investors? Findings from the Bond Market [J]. *Journal of Marketing Research*, 2009, 46 (5): 703-714.
- [17] Hsu P-H, Lee H-H, Liu A Z, et al. Corporate Innovation, Default Risk, and Bond Pricing [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2015, 35: 329-344.
- [18] 孟庆斌,侯璨然,鲁冰. 企业创新与违约风险 [J]. *世界经济*, 2019 (10): 169-192.
- [19] 许红梅,李春涛. 劳动保护、社保压力与企业违约风险——基于《社会保险法》实施的研究 [J]. *金融研究*, 2020 (3): 115-133.

- [20] Chen Y-R. Corporate Governance and Cash Holdings: Listed New Economy versus Old Economy Firms [J]. *Corporate Governance: An International Review*, 2008, 16 (5): 430-442.
- [21] Jensen M C. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers [J]. *The American Economic Review*, 1986, 76 (2): 323-329.
- [22] 袁振超, 饶品贵. 会计信息可比性与投资效率 [J]. *会计研究*, 2018 (6): 39-46.
- [23] Bertrand M, Mullainathan S. Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences [J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111 (5): 1043-1075.
- [24] Ozkan N, Singer Z V I, You H. Mandatory IFRS Adoption and the Contractual Usefulness of Accounting Information in Executive Compensation [J]. *Journal of Accounting Research*, 2012, 50 (4): 1077-1107.
- [25] 李鹏, 李晓东, 陈希晖. 强制采用 IFRS 对公司价值、股票流动性与分析师信息环境的影响——基于会计信息可比性视角 [J]. *山西财经大学学报*, 2014 (2): 104-112.
- [26] 熊家财, 苏冬蔚. 股票流动性与代理成本——基于随机前沿模型的实证研究 [J]. *南开管理评论*, 2016 (1): 84-96.
- [27] Fang V W, Noe T H, Tice S. Stock Market Liquidity and Firm Value [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94 (1): 150-169.
- [28] Kim S, Kraft P, Ryan S G. Financial Statement Comparability and Credit Risk [J]. *Review of Accounting Studies*, 2013, 18 (3): 783-823.
- [29] Fang X, Li Y, Xin B, Zhang W. Financial Statement Comparability and Debt Contracting: Evidence from the Syndicated Loan Market (Article) [J]. *Accounting Horizons*, 2016, 30 (2): 277-303.
- [30] De Franco G, Kothari S P, Verdi R S. The Benefits of Financial Statement Comparability [J]. *Journal of Accounting Research*, 2011, 49 (4): 895-931.
- [31] Defond M, Hu X, Hung M, et al. The Impact of Mandatory IFRS Adoption on Foreign Mutual Fund Ownership: The Role of Comparability [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2011, 51 (3): 240-258.
- [32] Li S. Does Mandatory Adoption of International Financial Reporting Standards in the European Union Reduce the Cost of Equity Capital? [J]. *The Accounting Review*, 2010, 85 (2): 607-636.
- [33] Imhof M J, Seavey S E, Smith D B. Comparability and Cost of Equity Capital [J]. *Accounting Horizons*, 2017, 31 (2): 125-138.
- [34] 江轩宇, 申丹琳, 李颖. 会计信息可比性影响企业创新吗 [J]. *南开管理评论*, 2017 (4): 82-92.
- [35] 张俊民, 王晓祺. 会计信息可比性对绿色创新的影响及路径研究 [J]. *中央财经大学学报*, 2020 (12): 52-66.
- [36] Ashbaugh-Skaife H, Collins D W, Lafond R. The Effects of Corporate Governance on Firms' Credit Ratings [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 42 (1/2): 203-243.
- [37] Bhojraj S, Sengupta P. Effect of Corporate Governance on Bond Ratings and Yields: The Role of Institutional Investors and Outside Directors [J]. *Journal of Business*, 2003, 76 (3): 455-475.
- [38] Lee T-S, Yeh Y-H. Corporate Governance and Financial Distress: Evidence from Taiwan [J]. *Corporate Governance: An International Review*, 2004, 12 (3): 378-388.
- [39] 胥朝阳, 刘睿智. 提高会计信息可比性能抑制盈余管理吗? [J]. *会计研究*, 2014 (7): 50-57.
- [40] 周茜, 许晓芳, 陆正飞. 去杠杆, 究竟谁更积极与稳妥? [J]. *管理世界*, 2020 (8): 127-147.
- [41] 周宏, 周畅, 林晚发, 李国平. 公司治理与企业债券信用利差——基于中国公司债券 2008—2016 年的经验证据 [J]. *会计研究*, 2018 (5): 59-66.
- [42] 李青原, 王露萌. 会计信息可比性与公司避税 [J]. *会计研究*, 2019 (9): 35-42.
- [43] 马若微, 张微, 白宇坤. 我国上市公司动态违约概率 KMV 模型改进 [J]. *系统工程*, 2014 (11): 28-36.
- [44] 魏志华, 曾爱民, 李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究 [J]. *会计研究*, 2014 (5): 73-80.
- [45] 潘越, 宁博, 纪翔阁, 戴亦一. 民营资本的宗族烙印: 来自融资约束视角的证据 [J]. *经济研究*, 2019 (7): 94-110.
- [46] Alchian A A. Uncertainty, Evolution, and Economic Theory [J]. *Journal of Political Economy*, 1950, 58 (3): 211-221.
- [47] 姜付秀, 黄磊, 张敏. 产品市场竞争、公司治理与代理成本 [J]. *世界经济*, 2009 (10): 46-59.
- [48] Admati A R, Pfleiderer P. The "Wall Street Walk" and Shareholder Activism: Exit as a Form of Voice [J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22 (7): 2645-2685.
- [49] Edmans A. Blockholder Trading, Market Efficiency, and Managerial Myopia [J]. *The Journal of Finance*, 2009, 64 (6): 2481-2513.
- [50] 何熙琼, 尹长萍, 毛洪涛. 产业政策对企业投资效率的影响及其作用机制研究——基于银行信贷的中介作用与市场竞争的调节作用 [J]. *南开管理评论*, 2016 (5): 161-170.
- [51] 王克敏, 刘静, 李晓溪. 产业政策、政府支持与公司投资效率研究 [J]. *管理世界*, 2017 (3): 113-124.
- [52] Chen D, Li O Z, Xin F. Five-year Plans, China Finance and Their Consequences [J]. *China Journal of Accounting Research*, 2017, 10 (3): 189-230.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

股市传闻对证券分析师预测行为的影响研究

Research on the Impact of Stock Market Rumors on Analysts' Forecasting Behaviors

孙晶慧 苏苒然 齐保奎

SUN Jing-hui SU Ran-ran QI Bao-lei

[摘要] 股市传闻作为一类未经证实但却得以传播的信息,对于资本市场健康平稳运行产生不利影响。本文聚焦于证券分析师这一重要资本市场信息中介视角,系统考察了目标公司股市传闻情况对于分析师预测行为所产生的具体影响及其内在机理,研究发现上市公司发生传闻会降低分析师对其盈余预测的准确度,且发生传闻次数越多,分析师盈余预测准确度越低。影响机制检验表明股市传闻主要通过增加信息筛选难度以及分散注意力的方式来负面影响分析师预测精度。相较利好传闻而言,利空传闻对分析师盈余预测准确度的负面影响更明显。本文不仅拓展了股市传闻所引致经济后果以及分析师预测行为影响因素的相关研究文献与考察视角,也为切实管控中国股市传闻以促进资本市场高质量发展提供了有益借鉴。

[关键词] 股市传闻 分析师预测精确度 利好传闻 利空传闻

[中图分类号] F832.51 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 07-0061-10

Abstract: As a kind of unverified but diffused information, stock market rumors exert a negative influence on the healthy and stable development of capital market. We focus on an important information intermediary, namely financial analysts, and investigate the impact of stock market rumors on analysts' forecasting behaviors and the underlying mechanism. We find that the arising of rumors about listed firms lower the accuracy of analysts' earnings forecasts. Moreover, there is also a negative association between the frequency of rumors and the analysts' forecast accuracy. Our mechanism analyses suggest that stock market rumors impair the accuracy of earnings forecasts mainly via enhancing the difficulty of information processing and distracting the attention of analysts. And the impact of negative rumors on the accuracy of analysts' earnings forecasts is more pronounced than that of positive rumors. We contribute to the literature and research perspectives regarding to the economic consequences of stock market rumors and the determinants of analysts' forecasting behaviors. Additionally, our findings provide beneficial reference for regulating rumors and further promoting the high-development of Chinese capital market.

Key words: Stock market rumors Analysts' forecast accuracy Positive rumors Negative rumors

[收稿日期] 2021-04-06

[作者简介] 孙晶慧,女,1984年5月生,西安邮电大学经济与管理学院讲师,研究方向为公司治理;苏苒然,女,1998年1月生,浙江大学管理学院硕士研究生,研究方向为公司治理;齐保奎,男,1982年2月生,西安交通大学管理学院教授,博士生导师,研究方向为公司治理。本文通讯作者为孙晶慧,联系方式为jinghuisun@126.com。

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“签字注册会计师的社会资本、审计行为与职业发展”(项目编号:72102180);国家自然科学基金面上项目“股票发行注册制改革、信息披露质量与资源分配效率”(项目编号:72172116);陕西省教育厅智库重点项目“数字经济背景下政务数据资产化实现路径与策略研究”(项目编号:21JY036)。

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

信息是资本市场高质量发展运行的核心要素,及时准确的公司层面信息亦是股市中各参与主体行为决策的重要参考与关键依据,然而在当今信息高度发达、媒体中介机制充分多元化的时期,资本市场中充斥着众多关于上市公司的相关信息,其中一些信息并未经过官方证实且在短期内于股市中广泛流传,因而对投资者行为产生了重要影响,学界将其统一定义为“传闻”(彭情和唐雪松,2019^[1])。虽然传闻并非都是“空穴来风”,但大部分传闻并不具有真实性,且在后续澄清公告中都被上市公司予以否认或加以解释(孟庆斌等,2020^[2])。在投资者情绪复杂多变、信息获取成本显著降低的客观形势影响下,资本市场传闻所产生的一系列深远影响已引起学界一定程度关心,目前有关股市传闻的研究主要集中于其经济后果以及治理手段这两个层面,显然,在充分考察清楚其经济后果的前提下方能更好探讨其市场化治理手段。而在有关我国股市传闻所引致经济后果的一些已有研究中,其研究对象主要集中于以散户与机构投资者为主要代表的广大市场投资者层面(杨英杰等,2018^[3]),进而考察了股市传闻对其个体交易决策以及股价波动的相关影响。作为资本市场中的一项重要信息中介机制,关于股市传闻如何影响分析师行为的研究则尚未有涉及,这不仅在客观上限制了关于股市传闻所产生实际后果的研究视角,也导致难以对复杂环境下分析师预测行为做出有效刻画。为此本文通过选取分析师这一视角来考察其目标公司股市传闻发生情况对分析师预测行为影响及机理,以期在有效拓展股市传闻对资本市场各参与主体所产生实际经济后果研究视角的基础上,进一步丰富有关复杂环境下我国分析师行为决策的具体特征。

基于前述考量,本文以2010—2018年沪深A股上市公司为研究样本,实证考察了股市传闻对分析师预测行为的影响,研究表明:股市传闻会降低分析师预测精确度,且传闻发生次数越低,分析师预测精确度越差。影响机制检验发现,股市传闻主要通过增加分析师信息筛选难度以及分散其注意力的途径来负面影响分析师预测精度。进一步研究表明,相较于利好传闻,利空传闻对分析师预测行为所产生的负面影响更明显。

本文研究贡献主要体现在以下两方面:首先,拓

展了股市传闻经济后果的研究视角。目前,关于股市传闻的研究尚不充分,尤其是对股市传闻影响效应的研究还较为缺乏,仅有的几篇文献主要关注了传闻对公司盈余、股价波动和投资者交易的影响,本文首次将传闻的经济后果研究拓展至分析师领域,为传闻如何影响资本市场运行效率提供了进一步的经验证据;其次,补充了分析师预测行为影响因素的相关研究。以往从信息环境视角考察分析师预测行为的研究只关注了公司内部信息披露和外部媒体报道的影响,本文首次关注了股市传闻现象对分析师预测行为的影响,拓展了从信息环境视角考察分析师预测行为的研究框架,丰富和补充了分析师预测行为的相关研究。

二、文献回顾

(一) 股市传闻

就“传闻”的具体定义而言,现有研究对此进行了一定程度的探讨。Knapp(1944)^[4]在研究中将“传闻”定义为“传播未经过官方证实的有关热门话题的观点”。Alloport和Postman(1947)^[5]认为“传闻”是“在人与人之间传播的关于公众人物、社会或经济热点的但未经证实的信息或描述”。国内学者胡钰(2000)^[6]将“传闻”定义为“以公开或非公开渠道传播的对公众所感兴趣的事件、事物或问题的没有经过证实的诠释与阐述”。根据上述不同学者对“传闻”的定义可以看出,传闻具有以下两大特点,一是“公众感兴趣的热门话题”,二是“未经证实就进行传播”。因此,本文对“股市传闻”的定义是“任何在股票市场上流传的、关于某上市公司难以立即确定真实性或精确性的消息、报告、声明或故事”。按照传闻对上市公司形象或声誉的影响,可以将传闻进一步细分为利好传闻、利空传闻、中性传闻和无法判断四种类型。利好传闻一般会导致公司股价上升,例如兼并收购、资产重组等;而利空传闻会导致公司股价下跌,例如经营风险、重大诉讼等;中性传闻一般不会对公司股价产生影响。

现有关于股市传闻的研究主要集中在其经济后果与治理手段这两个层面。就经济后果而言,现有研究主要考察了股市传闻对上市公司盈余价值相关性(彭情和唐雪松,2019^[1])、个人投资者交易决策(杨英杰等,2018^[3])以及股价波动(史青春和周静婷,2015^[7])的影响;就治理手段而言,已有文献

主要从卖空机制下知情交易者理性投资行为（孟庆斌等，2020^[2]）、传闻扩散过程中财经媒体所扮演的实际角色（钟惠波和曾奕萌，2019^[8]）、投资者理性水平（温权，2019^[9]）、公司信息披露质量（林雁等，2019^[10]）以及澄清公告发布（刘春林和张宁，2012^[11]）等角度展开研究，但鲜有研究从分析师行为视角来考察上市公司传闻所可能引致的经济后果。考虑到分析师是我国资本市场中一种较为重要的信息中介，在上市公司与投资者间扮演了关键的信息传递角色，因此系统梳理股市传闻对分析师行为的影响应当具有一定的现实与理论意义。

（二）分析师行为

在分析师预测行为领域，已有文献主要涵盖了分析师跟踪、分析师预测准确度和预测分歧度等，尤其是关于分析师预测准确度影响因素的探讨，更是成为当前的一大研究热点。现有研究表明，分析师预测准确度会受到分析师及所处证券公司、被预测公司治理情况以及外部宏观环境等多个层面因素的影响。Merkley等（2020）^[12]研究发现分析师间文化多样性会影响其预测质量。Pacelli（2019）^[13]研究发现券商文化对于其下辖分析师预测质量具有一定的解释力。Fang和Hope（2021）^[14]研究发现分析师团队工作有助于提高盈余预测的准确性。罗核心（2018）^[15]研究发现国内券商对海外上市公司的跟踪有助于提高国内分析师对同行业A股上市公司盈余预测的准确性。考虑到近年来随着新媒体形式趋于多元化，资本市场充斥着各类有关上市公司的传闻，这些消息会否及如何对分析师预测行为产生影响尚不得而知，本文的研究则有助于填补这一空白。

三、理论分析与研究假设

信息是分析师进行盈余预测的核心因素，主要包括宏观经济形势、行业背景与政策动态、上市公司年报及其自主披露的其他重大信息等。除此之外，随着新的媒体形式的快速发展，股市传闻现象日益凸显，传闻作为一种未经证实的特殊信息，在传播和扩散过程中必然会对资本市场中的各类参与者产生影响，因而本文推测，作为资本市场信息中介的分析师也会受到传闻的影响，并最终反映于其预测行为中。

首先，传闻增加了分析师对信息筛选的难度，进而影响其预测行为。传闻信息本身就具有相当的迷惑

性，在自媒体和社交网络日益发达的今天，传闻的发布与传播、探讨与争论拥有了更多渠道和平台，关于上市公司的传闻信息时常成为网络讨论的热点。由于传闻传播的广泛性和高度迷惑性，分析师在预测过程中将不可避免地受到传闻信息的干扰，而同时分析师进行预测时所参考的财务指标等信息的质量也会大打折扣。一方面，传闻对信息环境的干扰体现在股价上。Davies和Canes（1978）^[16]的研究表明，负面传闻会对股价造成显著的负面冲击，而正面传闻则会对股价造成显著的正面冲击；Wirama等（2017）^[17]研究发现，某些上市公司会为了刻意操纵股价，故意释放不实的传闻消息，以干扰资本市场参与者的理性判断。另一方面，传闻对信息环境新干扰体现在分析师的预测上。Byard和Shaw（2003）^[18]研究发现上市公司信息披露质量越高，分析师对其盈余预测也会更准确；董望等（2017）^[19]发现高内控质量有助于降低分析师预测误差；黄宏斌等（2019）^[20]则发现公司进行的自媒体信息披露中的噪音类信息会降低盈余预测准确性。由此可见，传闻作为一种未经证实的特殊信息，其所具有的可靠性和真实性较低，当上市公司发生传闻时，分析师面临的信息环境的复杂性和盈余预测的困难程度都会增加。在此情况下，对分析师盈余预测过程中的信息辨别能力和信息处理能力的要求也会更高，一旦分析师对传闻信息的客观性和真实性判断失误，就会导致其盈余预测发生偏差，降低盈余预测准确度。

其次，传闻导致分析师注意力分散，从而影响其预测行为。认知心理学中的有限关注理论认为，注意力是一种稀缺资源，人在决策的过程中，对于各类信息的关注度和分析能力是有限的（郇金梁等，2018^[21]）。由于投资者的注意力是有限的，在决策时受到信息处理能力和时间、精力的限制，只能选择性地接受市场中的部分信息。过量的信息可能导致投资者注意力分散，难以筛选出最有用的信息以支持自己的理性判断。以往的文献已经对有限注意力对投资者的影响做出了一定的研究。Hirshleifer等（2009）^[22]证实了有限注意力会抑制投资者对信息的判断与反应，导致相关新闻的市场反应不足，而与行业无关的新闻和巨额的意外盈利具有更强的分散注意力的作用。丁明发等（2021）^[23]证明了由于注意力有限，投资者们对于整体市场信息的关注程度会高于个股，从而影响公司发布盈余公告后股价漂移的程度。陆蓉等

(2021)^[24]发现更忙碌的分析师更加不能有效利用资本市场异象信息,这也和有限关注理论相一致。分析师作为资本市场参与者之一,在盈余预测的过程中需要收集、辨别和处理大量公开和非公开的信息,对这些信息的收集和处理本身就已经占用了分析师为其预测工作分配的绝大部分注意力,如果其有限的注意力进一步被无效的信息所分散,有可能为减轻工作量而降低处理信息时的努力程度(Speier, 2006^[25])。当上市公司发生传闻时,其作为信息传递过程中的“噪声”类信息,具有未经证实和真假难辨的特点,此时则需要分析师花费更多的工作时间与精力去分辨与处理这些低质量的、具有迷惑性的信息,因而对传闻信息的关注和处理会分散和消耗分析师的注意力,使其对那些公允性和可比性更高的信息关注度和处理效率下降,从而导致其预测效果变差,盈余预测的准确性降低。

基于上述分析,本文提出以下假设:

H: 当上市公司发生传闻时,分析师对该公司的盈余预测准确度降低。

四、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以2010—2018年沪深A股上市公司为研究样本,并对其进行如下筛选:(1)剔除金融行业样本;(2)剔除ST类样本;(3)剔除预测发布日期在被预测公司年报公布日之后的样本;(4)仅保留每位分析师对目标公司-年份的最后一次预测值;(5)剔除研究变量缺失的样本。最终得到363 254个“分析师-公司-年度”层面观测值。除上市公司传闻数据是在沪深交易所官方网站信息披露栏发布的公司公告中手工收集外,其他研究数据均来自CSMAR数据库。

(二) 变量定义

1. 被解释变量。

借鉴已有文献的做法(褚剑等, 2019^[26]; 张宗新和吴钊颖, 2021^[27]), 本文分别选取两项指标来衡量“分析师-目标公司-年度”这一层面的预测精度指标。首先,以每位分析师针对“目标公司-年份”的实际盈余公布日前最近一次预测来衡量其实际预测行为;其次,计算其针对“目标公司-年份”最后一次盈余预测值与对应会计期间内上市公司实际盈余值间差值并取绝对值;再次,将前述绝对值指标分别以

实际每股盈余以及目标公司年末收盘价进行平减进而分别得到 $Ferr1$ 与 $Ferr2$ 。显然,这两项指标取值越大则表明分析师针对特定“目标公司-年份”的预测精度越差,反之亦然。

2. 解释变量。

借鉴彭情和唐雪松(2019)^[1]的思路,通过收集上市公司事后发布澄清公告来衡量股市传闻。证监会于1996年发布《上市公司发布澄清公告若干问题的通知》要求上市公司针对传闻发布澄清公告,2007年发布的《上市公司信息披露管理办法》强调上市公司对传闻的关注义务和书面告知义务。因此,笔者在沪深交易所官方网站手工收集上市公司所发布的相关澄清公告,并据此设计两项具体解释变量:一是表示公司当年是否发生传闻的虚拟变量 $Rumor$,若上市公司在当年内发生传闻,则其取值为1,否则为0;二是表示上市公司在当年内发生传闻次数的连续变量 $Freq$ 。

3. 控制变量。

参考已有研究,本文选取包括公司规模 $Size$ 等在内的九项控制变量,定义见表1。

表1 变量定义

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	$Ferr1$	预测精度指标1	如前文所示
	$Ferr2$	预测精度指标2	如前文所示
解释变量	$Rumor$	传闻发生与否	公司当年发生传闻取1,否则为0
	$Freq$	传闻发生次数	公司当年发生传闻次数
控制变量	$Size$	公司规模	期末总资产的自然对数
	Roa	盈利能力	净利润/年末总资产
	Lev	财务杠杆	年末总负债/年末总资产
	$Shrcr$	股权集中度	第一大股东持股比例
	$Big4$	国际四大	国际四大审计为1,否则为0
	Soe	产权性质	国有企业为1,否则为0
	Mb	市值账面比	所有者权益市值与账面价值之比
	$Loss$	亏损与否	亏损取1,否则为0
	$Voleps$	盈余波动	近三年每股收益标准差
	$Firm$	公司固定效应	
	$Broker$	券商固定效应	
	$Year$	年份固定效应	

(三) 模型设计

为了考察公司传闻对分析师盈余预测准确度的影响, 本文构建了如下模型 (1):

$$\begin{aligned}
 Ferr1/Ferr2 = & \beta_0 + \beta_1 Rumor/Freq + \sum Controls \\
 & + \sum FirmFE + \sum BrokerFE \\
 & + \sum YearFE \quad (1)
 \end{aligned}$$

其中, *Ferr1* 与 *Ferr2* 分别为以实际每股盈余以及上市公司年末收盘价进行平减的两项分析师预测精度指标, *Rumor* 与 *Freq* 则分别为衡量目标公司是否发生传闻以及传闻发生次数的两项主要解释变量, 其余控制变量如表 1 所示。本文还进一步控制了目标公司、分析师所属券商以及年份这三个层面的固定效应, 并对所有回归结果进行了分析师层面的聚类处理。同

时, 本文还对后续回归中所使用的全部连续变量均进行了上下 1% 缩尾处理, 以缓解异常值所造成的可能影响。

五、实证结果与分析

(一) 描述性统计结果

表 2 报告了变量的描述性统计结果, *Ferr1* 的均值和标准差分别为 1.995 和 4.67, *Ferr2* 的均值和标准差则分别为 0.03 和 0.043, 表明在本文研究样本中分析师预测精度间差异较大。表 3 列示了对股市传闻数据的分类统计结果, 在全部 363 254 个样本中, 发生传闻的样本总计 43 365 个, 其中利好传闻和利空传闻的样本分别为 1 474 和 22 075 个, 未发生传闻的样本为 319 889 个。其余控制变量与已有文献基本一致, 不再赘述。

表 2 主要变量描述性统计结果

变量	样本量	平均值	标准差	中位数	25 分位数	75 分位数
<i>Ferr1</i>	363 254	1.995	4.670	0.502	0.133	1.693
<i>Ferr2</i>	363 254	0.030	0.043	0.014	0.004	0.037
<i>Rumor</i>	363 254	0.119	0.324	0.000	0.000	0.000
<i>Freq</i>	363 254	0.161	0.512	0.000	0.000	0.000
<i>Size</i>	363 254	22.547	1.405	22.320	21.524	23.354
<i>Roa</i>	363 254	0.073	0.053	0.065	0.036	0.101
<i>Lev</i>	363 254	0.416	0.203	0.411	0.253	0.574
<i>Shrcr</i>	363 254	36.690	15.354	35.504	24.274	47.668
<i>Big4</i>	363 254	0.101	0.302	0.000	0.000	0.000
<i>Soe</i>	363 254	0.096	0.295	0.000	0.000	0.000
<i>Mb</i>	363 254	2.740	1.833	2.211	1.478	3.407
<i>Loss</i>	363 254	0.026	0.159	0.000	0.000	0.000
<i>Voleps</i>	363 254	0.262	0.275	0.171	0.090	0.331

表 3 股市传闻数据分类统计

传闻性质	样本量
利好	1 474
利空	22 075
中性	18 711
无法判断类型	1 108
发生传闻总计	43 365
未发生传闻总计	319 889

(二) 基准回归结果

模型 (1) 的基本估计结果如表 4 所示。在列 (1) 和列 (3) 中, *Rumor* 项的回归系数分别为 0.129 和 0.002, 并且都在 1% 的水平上显著, 说明在控制其他因素影响的情况下, 上市公司发生传闻会降低分析师对其盈余预测准确度, 支持了本文所提出的假设 H。在列 (2) 和列 (4) 中, *Freq* 项的回归系数分别为 0.162 和 0.001, 并且均在 1% 的水平上显著, 说明上市公司发生传闻的次数越多, 分

析师对其盈余预测的误差越大。在控制变量方面，公司规模 *Size*、盈利能力 *Roa*、财务杠杆 *Lev*、市账

比 *Mb*、亏损与否 *Loss* 以及盈余波动 *Voleps* 等均呈现出一定的显著性。

表 4 股市传闻对分析师预测精确度的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Ferr1</i>	<i>Ferr1</i>	<i>Ferr2</i>	<i>Ferr2</i>
<i>Rumor</i>	0.129*** (5.010)		0.002*** (7.725)	
<i>Freq</i>		0.162*** (8.446)		0.001*** (7.480)
<i>Size</i>	1.052*** (30.195)	1.049*** (30.137)	0.014*** (43.926)	0.014*** (43.878)
<i>Roa</i>	-7.015*** (-18.777)	-7.007*** (-18.781)	0.011*** (3.130)	0.011*** (3.103)
<i>Lev</i>	-2.402*** (-21.238)	-2.408*** (-21.278)	-0.021*** (-21.300)	-0.021*** (-21.273)
<i>Shrcr</i>	-0.002 (-1.249)	-0.002 (-1.252)	-0.000*** (-4.275)	-0.000*** (-4.266)
<i>Big4</i>	-0.043 (-0.665)	-0.031 (-0.474)	-0.002*** (-3.163)	-0.002*** (-3.078)
<i>Soe</i>	0.170*** (3.276)	0.172*** (3.309)	0.000 (0.299)	0.000 (0.307)
<i>Mb</i>	0.045*** (5.513)	0.044*** (5.389)	-0.001*** (-16.084)	-0.001*** (-16.090)
<i>Loss</i>	-0.887*** (-9.768)	-0.895*** (-9.864)	0.012*** (16.692)	0.011*** (16.663)
<i>Voleps</i>	0.690*** (16.077)	0.686*** (16.002)	0.014*** (33.535)	0.014*** (33.530)
<i>Cons</i>	-20.439*** (-25.962)	-20.372*** (-25.905)	-0.286*** (-38.694)	-0.286*** (-38.643)
<i>Firm</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Broker</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	363 254	363 254	363 254	363 254
<i>R</i> ²	0.233	0.234	0.235	0.235

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著，括号内的数值为经分析师层面聚类处理的 *t* 值，*Firm*、*Broker*、*Year* 分别代表公司、券商、年份层面固定效应。下同。

(三) 稳健性检验

1. 添加分析师与券商层面控制变量。

本文在主检验中只选取了公司层面相关指标作为控制变量，为了验证回归结果的可靠性，进一步在模型中增加分析师和券商层面的控制变量。具体包括：分析师工作经验 *Anaexp*，定义为截止至预测年份，分析师发布第一个盈余预测以来的季度数（以会计年度为准）；分析师预测公司数量 *Followno*，定义为截止至预测年份，分析师跟踪调研的公司数量；分析师发布预测数量 *Forecastno*，定义为截止至预测年份，

分析师发布的研报数量；券商规模 *BrokerSize*，定义为预测年度证券公司净资产的自然对数；券商发布预测数量 *Reportno*，定义为券商在预测年度发布的研报数量；券商明星分析师数量 *Staranalyst*，定义为预测年度证券公司各个行业排名前五的分析师数量总和。增加上述分析师与券商层面控制变量后的回归结果如表 5 所示，可以看到解释变量 *Rumor* 和 *Freq* 的回归系数和显著性水平均与主检验结果保持一致，说明本文结论是稳健的。

表 5 补充分析师和券商层面控制变量后的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Ferr1</i>	<i>Ferr1</i>	<i>Ferr2</i>	<i>Ferr2</i>
<i>Rumor</i>	0.136*** (5.048)		0.002*** (7.530)	
<i>Freq</i>		0.163*** (8.189)		0.001*** (7.306)
<i>Anaexp</i>	0.007*** (6.621)	0.007*** (6.630)	0.000*** (9.861)	0.000*** (9.862)
<i>Followno</i>	-0.001 (-0.488)	-0.001 (-0.483)	0.000 (0.942)	0.000 (0.941)
<i>Forecastno</i>	-0.000 (-0.058)	-0.000 (-0.056)	-0.000 (-0.958)	-0.000 (-0.952)
<i>BrokerSize</i>	0.003* (1.941)	0.002* (1.912)	0.000 (1.017)	0.000 (1.002)
<i>Reportno</i>	0.000 (0.063)	0.000 (0.030)	0.000*** (3.273)	0.000*** (3.266)
<i>Staranalyst</i>	0.001 (1.066)	0.001 (1.083)	-0.000 (-0.141)	-0.000 (-0.139)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>Firm FE</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Broker FE</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Year FE</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	340 830	340 830	340 830	340 830
<i>R</i> ²	0.235	0.235	0.237	0.237

2. 增加固定效应和聚类的维度。

为了验证回归结果的稳健性，本文在模型（1）中进一步控制分析师个体固定效应，以克服分析师个体之间不可观测的差异对盈余预测准确度的影响。并且，对回归标准误同时在分析师层面和券商层面进行

双重聚类。增加固定效应和聚类维度的回归结果如表 6 所示。其中，解释变量 *Rumor* 和 *Freq* 的回归系数和显著性水平均与主检验保持一致，进一步验证了本文研究结果的稳健性。

表 6 增加固定效应和聚类维度后的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Ferr1</i>	<i>Ferr1</i>	<i>Ferr2</i>	<i>Ferr2</i>
<i>Rumor</i>	0.112*** (4.647)		0.001*** (6.062)	
<i>Freq</i>		0.146*** (8.702)		0.001*** (5.270)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>Analyst FE</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Firm FE</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Broker FE</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Year FE</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	362 196	362 196	362 196	362 196
<i>R</i> ²	0.265	0.265	0.274	0.274

(四) 影响机制检验

前文的研究结果表明股市传闻会对分析师预测精度产生显著的负面影响,但其内在影响机理尚不清晰,本部分笔者将从实证角度验证研究问题间的影响机制。首先,为验证“传闻增加了分析师对信息筛选的难度”这一条可能路径,本文选取上市公司会计信息质量作为中介变量来考察不同公司信息环境下,股市传闻对分析师预测行为的影响。这一检验的思路在于,若股市传闻确实通过增加信息筛选难度降低了分析师针对目标公司的预测精度,那么这一效应应当在信息透明度较低的样本中更显著,因为若公司初始会计信息环境就较差,这意味着传闻更可能混淆分析师针对公司财务状况风险的判断,进而影响其预测精度。为此,本文借鉴已有文献的做法(Dechow等,1995^[28];Kothari等,2005^[29]),以修正琼斯模型所得残差的绝

对值来衡量上市公司当年信息透明度并定义指标 *Opaque*,该指标值越大则意味着公司信息环境越差,具体结果如表7的Panel A所示。列(1)至列(4)中股市传闻与信息透明度间指标的回归系数均至少在5%的水平上显著为正,验证了前述理论预期,进而验证了第一条路径。其次,为检验“传闻导致分析师的注意力分散”这一路径,本文选取分析师在当年跟踪公司数量 *Numfirm* 并构造其与股市传闻变量间交互项来进行检验。这一检验的思路在于,若股市传闻通过分散分析师注意力的途径影响其对目标公司的预测精度,则应当能够发现在更加繁忙的分析师样本中,这种效应更加显著。这一影响路径的回归结果如表7的Panel B所示,列(1)至列(4)中股市传闻与分析师跟踪公司间交互项指标回归系数均在1%的水平上显著为正,进而验证了第二条路径。

表7 影响机制检验结果

Panel A: 增加信息筛选难度				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Ferr1</i>	<i>Ferr1</i>	<i>Ferr2</i>	<i>Ferr2</i>
<i>Rumor_Opaque</i>	1.730*** (3.525)		0.011** (2.233)	
<i>Rumor</i>	0.034 (0.867)		0.001* (1.681)	
<i>Freq_Opaque</i>		0.899*** (4.224)		0.006*** (2.800)
<i>Freq</i>		0.104*** (4.454)		0.000* (1.699)
<i>Opaque</i>	0.088 (0.611)	0.076 (0.528)	-0.006*** (-3.505)	-0.006*** (-3.635)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>Firm FE</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Broker FE</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Year FE</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	329 622	329 622	329 622	329 622
<i>R²</i>	0.229	0.229	0.233	0.233
Panel B: 分散分析师注意力				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Ferr1</i>	<i>Ferr1</i>	<i>Ferr2</i>	<i>Ferr2</i>
<i>Rumor_Numfirm</i>	0.000*** (2.871)		0.000*** (2.633)	
<i>Rumor</i>	0.002*** (3.810)		0.001*** (3.050)	
<i>Freq_Numfirm</i>		0.000*** (3.121)		0.000*** (3.480)

续前表

Panel B: 分散分析师注意力				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Ferr1</i>	<i>Ferr1</i>	<i>Ferr2</i>	<i>Ferr2</i>
<i>Freq</i>		0.002*** (4.708)		0.000** (2.232)
<i>Numfirm</i>	0.000*** (5.337)	0.000*** (5.357)	0.000*** (5.727)	0.000*** (5.669)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>Firm FE</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Broker FE</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Year FE</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	363 177	363 177	363 177	363 177
<i>R</i> ²	0.314	0.314	0.235	0.235

(五) 不同类型的传闻对分析师预测精度的影响

根据传闻对公司股价的影响,可将传闻划分为利好传闻和利空传闻两种类型。利好传闻能够促使发生传闻的公司股价上涨,区分利好传闻的关键词包括兼并收购、资产重组、业绩好转、送股、分红等类型;利空传闻一般会导致公司股价下跌,具体内容涉及经营风险、重大诉讼、再融资等类型。对于不包含以上类型的信息、难以判断对股价影响的传闻,由于其信息含量较少,不做讨论。本文重点关注利好传闻和利空传闻分别对分析师盈余预测准确度的影响。一方面,如果分析师在盈余预测过程中接收了关于公司的利好传闻信息,则有可能增加对公司盈余预测的乐观性倾向,即盈余预测值大于公司实际盈余。考虑到分析师预测结果存在系统性乐观偏差(曹胜和朱红军,2011^[30]),若再叠加公司利好传闻的影响,则有可能进一步增加分析师盈余预测的乐观性偏差,降低盈余预测准确度,因此利好传闻对分析师盈余预测准确性的影响会更明显。另一方面,心理学研究表明,由于负向偏差效应的存在,相比正面事件,人们会对负面事件表现出更高的关注度,并且反应更加敏感。根据

这一理论,相比于公司利好传闻,分析师会对公司利空传闻表现出更高的关注度和敏感度,因此,公司利空传闻对分析师盈余预测质量的影响也会更显著。根据上述分析,究竟哪种类型的传闻对分析师预测精度的不利影响更为明显则尚需进一步的实证检验。

为考察不同类型传闻对分析师盈余预测准确度的影响,本文根据利好传闻和利空传闻将样本划分为两个子样本,每个子样本中仅包括发生某一种类型传闻的上市公司观测值和未发生传闻的对照组观测值。对利好组样本和利空组样本进行的分样本回归结果如表8所示。其中,在利好传闻组样本中,*Rumor*对*Ferr1*的回归系数为0.072,并且在5%的水平上显著,但*Rumor*对*Ferr2*的回归系数接近于0,并且不显著;在利空传闻组样本中,*Rumor*对*Ferr1*和*Ferr2*的回归系数分别为0.149和0.003,并且均通过了1%的显著性检验。上述回归结果表明,相比于利好传闻,公司发生利空传闻对分析师预测精确度的负面影响更显著,说明由于负向偏差效应的存在,利空传闻更容易受到分析师的关注,因此其对预测质量的危害更大。

表8 不同类型的传闻对分析师预测精度的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Ferr1</i>	<i>Ferr1</i>	<i>Ferr2</i>	<i>Ferr2</i>
	利好	利空	利好	利空
<i>Rumor</i>	0.072** (1.977)	0.149*** (4.140)	-0.000 (-0.041)	0.003*** (9.230)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>Firm FE</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Broker FE</i>	控制	控制	控制	控制

续前表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Ferr1</i>	<i>Ferr1</i>	<i>Ferr2</i>	<i>Ferr2</i>
	利好	利空	利好	利空
<i>Year FE</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	338 592	341 957	338 592	341 957
<i>R</i> ²	0.240	0.237	0.236	0.237

六、研究结论与政策启示

本文在前人研究的基础上,系统梳理了股市传闻对分析师行为的影响效应及其作用机制,并利用2010—2018年沪深A股上市公司数据进行了实证检验,研究表明:上市公司发生传闻会降低分析师对其盈余预测的准确度,且发生传闻的次数越多,分析师发布盈余预测的准确度越低,说明传闻作为一种可靠性和真实性较低的信息“噪音”,会对分析师的盈余预测产生一定程度的负面干扰,降低资本市场信息效率。机制检验表明,股市传闻主要通过增加信息筛选难度与分散分析师注意力的途径来影响分析师预测行为。在区分具体传闻类型后发现,与利好传闻相比,利空传闻对分析师盈余预测准确度的负面影响更显著。

本文的政策启示如下:第一,对于上市公司而言,发生传闻会对公司在资本市场上的信息传递产生消极影响,公司应按照证券市场相关规定,不断提高信息披露质量,保持公司信息披露的充分性、真实性和可靠性,通过公开透明的信息披露从源头上遏制不

实传闻发生的概率。此外,上市公司还应及时关注公司舆情状况,加强舆情管理能力,当出现与公司相关的传闻时,及时采取合理措施对其进行澄清,缩小传闻的传播与扩散范围。第二,对于分析师而言,发生传闻会对分析师的预测行为产生影响,增加分析师的盈余预测误差,说明传闻会干扰分析师的预测工作。分析师群体应进一步提高自身专业水平和信息处理能力,对公司传闻信息保持足够的理性与客观,尽力规避传闻信息对自身预测工作的消极影响,提高盈余预测准确度,向投资者提供高质量的信息参考。第三,对于政府相关机构而言,本文的研究说明股市传闻会降低资本市场信息效率,干扰资本市场的正常运作。因此,政府监管机构应进一步加强对股市传闻的规范和治理,例如,提高上市公司信息披露质量、制定专门的规章制度规范和引导上市公司对传闻进行及时澄清,避免传闻的大规模扩散与发酵。同时,新闻媒体作为股市传闻发生和传播的主要载体,也应得到进一步的合理监管,杜绝新闻媒体为制造虚假热点而散布不实信息的行为,为资本市场的运行营造良好的信息环境,从而提升资本市场整体效率。

参考文献

- [1] 彭情,唐雪松.流言招来的“是非”:股市传闻与盈余价值相关性[J].管理世界,2019(3):192-210.
- [2] 孟庆斌,李昕宇,王化成.公司传闻、澄清公告与知情交易——来自我国卖空交易的证据[J].管理科学学报,2020(6):90-109.
- [3] 杨英杰,周战强,李德峰.论传闻对个人投资者交易决策的影响——基于上市公司传闻情景的实证分析[J].上海大学学报(社会科学版),2018(5):107-120.
- [4] Knapp R H. A Psychology of Rumor [J]. Public Opinion Quarterly, 1944, 8 (1): 22-37.
- [5] Allport G W, Postman L J. The Psychology of Rumor [M]. New York: Henry Holt, 1947: 10.
- [6] 胡钰.大众传播效果:问题与对策[M].北京:新华出版社,2000:13.
- [7] 史青春,周静婷.市场传闻、澄清公告与股价波动[J].现代财经,2015(11):22-36.
- [8] 钟惠波,曾奕萌.财经媒体能够说服市场吗?——基于中国股市传闻事件的考察[J].福建师范大学学报(哲学社会科学版),2019(6):87-98.
- [9] 温权.并购传闻与投资者识别[J].上海金融,2019(12):12-18.
- [10] 林雁,唐雪松,彭情.公司信息披露质量与传闻澄清公告效果[J].南开经济研究,2019(1):173-193.
- [11] 刘春林,张宁.上市公司传闻的澄清效果研究——来自中国证券市场的证据[J].管理科学学报,2012(5):42-54.

(下转第99页)

服务深化改变货币政策冲击的效果了吗？

——基于两部门新凯恩斯价格粘性视角

Does Services Deepening Change the Effect of Monetary Policy Shocks?
Based on the Two-sector New Keynesian Model

彭刚 李超 石微巍

PENG Gang LI Chao SHI Wei-wei

[摘要] 制造业部门向服务业部门的转型升级过程中，伴随着两个部门的中间生产结构服务日益密集化的特征。具体表现为服务品和制造品共同作为两个部门的生产要素，服务品的使用占比随时间累积不断提高，即服务深化。服务品的价格粘性高于制造品，服务品的使用比例提高增加了两个部门和经济总体的价格粘性。价格粘性上升使得部门和经济总体面临货币政策冲击时，价格难以调整，部门和总体的实际产出和通货膨胀对名义利率冲击的响应大小发生改变。本文利用1996—2020年季度数据构建实际产出、消费者价格指数和名义利率在内的一个SRVAR系统，发现了服务深化改变货币政策冲击效果的经验事实，且在两部门新凯恩斯模型基础上，揭示了服务深化的原因并对其改变货币政策冲击效果进行了数值模拟，据此给出相应的政策建议。

[关键词] 服务深化 货币政策冲击 生产率异质性 产业结构变迁 经济波动

[中图分类号] F062.9 F822.2 F822.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 07-0071-16

Abstract: The transition from the manufacturing sector to the service sector is accompanied by the increasingly service-intensive characteristics in their productive structures. It means that service products and manufactured products both are inputted into production for these sectors, but the share of service products raise up over time, which is called by the deepening of services. Since the stickiness of the prices of service products is greater than that of manufactured goods, services deepening increases the stickiness of the prices of the two sectors and the entire economy. Increased price stickiness makes it difficult to adjust prices for two sectors and the entire economy when central bank exerts a monetary policy shock. Furthermore, the response of the real output and inflation to the interest rate shock for two sectors and the whole economy is different from before. We use the 1996-2020 quarterly data to build an SRVAR system which includes real output, inflation, and nominal interest rates, and find that services deepening changes the effect of monetary shocks. In addition, we show that the reasons of services deepening and numerically simulate how it change the effect of monetary shocks with New Keynesian multisectoral model. Consequently, we give some policy suggestions.

Key words: Services deepening Monetary policy shock Productivity heterogeneity Industrial structure change Economic fluctuation

[收稿日期] 2021-12-28

[作者简介] 彭刚，男，1955年12月生，中国人民大学欧洲问题研究中心教授，博士生导师，研究方向为发展经济学、世界经济；李超，男，1993年8月生，中国人民大学经济学院博士研究生，研究方向为世界经济、产业结构变迁与货币政策；石微巍，女，1988年1月生，中国人民大学经济学院博士研究生，研究方向为国际贸易理论与政策。本文通讯作者为李超，联系方式为lichao22222@ruc.edu.cn。

[基金项目] 教育部人文社科重点研究基地重大项目“欧洲经济一体化的新动向与中欧经贸合作研究”（项目编号：17JJDGJW012）。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

随着经济的发展,经济体经历一个从制造业部门向服务业部门转型升级的过程,在该过程中,服务业增加值份额、就业和产出比重不断提高,产业内部的投入产出结构也随之改变。制造业部门与服务业部门的中间生产环节中均需要投入制造品和服务品两种生产要素,但服务品在两个部门投入占比逐渐上升,并随时间的积累呈现出服务密集化的生产特征,Galesi 和 Rachedi (2018)^[1]称之为服务深化,并在发达国家找到一系列数据来佐证此观点。中国四十余年的改革历程中,服务业发展取得长足进步,服务增加值占比从 1978 年的 24.6% 上升至 2020 年的 54.5%,从事服务行业的劳动人口占比由 12.2% 上升至 47.7%^①,中国制造业部门和服务业部门是否也存在这样的服务深化过程?服务深化过程的原因又是什么?

制造业部门和服务业部门的服务深化过程提高了服务品作为一种投入要素在两者中间生产过程的投入比例,由于服务品相对于制造品有较高的价格粘性,服务品投入比例的扩大使得两个部门以及经济总体的价格粘性上升。具体地,食品、工业消费品等制造品相对于教育、医疗等服务品有更高的市场化程度、更充分的市场竞争,加之存货周转,制造品的价格相对于服务品的价格调整频率更高(渠慎宁等,2012^[2]; Nakamura 和 Steinsson, 2008^[3])。另外,服务品的生产过程相对于制造品能够吸纳更多的劳动力就业,提高了服务部门的工资价格粘性,进一步使得服务品价格不易调整。制造品和服务品的价格粘性差异使得两个产业部门和经济总体在服务深化的同时提高了部门间和经济总体的价格粘性。

两个产业部门与经济总体的价格粘性上升意味着部门价格和总价格在面临货币政策冲击时不能充分调整。以中央银行降低利率刺激部门需求和总需求为例,部门需求和总需求上升会推高部门价格和总价格,引起一定的通货膨胀。但由于服务深化增加了部门和总价格的价格粘性,部门价格和总价格不能充分上涨,从而降低部门和经济总体的通货膨胀。如果此时产业部门和经济总体尚未达到潜在产出,需求的增加会刺激实际产出增加。部门价格和总价格粘性越

强,积极的货币政策冲击对部门实际产出和实际总产出的影响越大、所付出的通货膨胀代价影响越小(侯成琪和龚六堂,2014^[4])。

如果近四十年来中国长效的服务业发展伴随着服务深化过程,那么服务深化在多大程度上改变了货币政策冲击对产出和通货膨胀的影响?又能否找到相应的经验证据?探索产业结构变迁与货币政策冲击效果两者间的关联不仅对如何优化产业结构,还对如何采用恰当的货币政策稳定产出和通货膨胀具有重要参考意义。

本文拟在两部门新凯恩斯模型的基础上,从制造业部门和服务业部门的中间投入产出结构出发,揭示服务深化的原因及其对货币政策冲击效果的改变,补充以往文献从增加值的角度探索经济结构变迁对货币政策的影响。本文的主要贡献在于:探索中国服务深化是否存在和货币政策冲击是否因之改变的经验事实,通过构建两部门新凯恩斯模型揭示服务深化的原因,并在此基础上进一步模拟分析实际总产出、总通货膨胀、部门实际产出、部门通货膨胀在服务深化的作用下对货币政策冲击响应程度的改变。

二、文献评述

20 世纪 80 年代后期,美国及其他主要发达国家产业结构经历了由制造业部门向服务业部门转移的过程,同时期这些国家的经济波动减小,产出、就业、物价等主要宏观经济变量呈现平稳化态势。很多学者试图将产业结构变迁与经济平稳化联系起来,从产业结构变化的角度来解释国民经济的周期波动。Burns (1960)^[5]指出,美国早期工业化的推进,尤其是制造业、采矿业、建筑业、货运等战略性新兴产业的发展,因其生产经营的不稳定性给经济周期波动造成重要影响。但随着经济的发展,制造业在国民经济的增加值份额逐渐下降,尤其是重工业的收缩和第三产业的扩张,很大程度上减少了经济周期波动(Carvalho 和 Eabaix, 2013^[6])。利用两部门增长模型进行数值模拟,这样的结构变化至少可以解释美国经济波动的 28% (Moro, 2012^[7])。如果对产出波动进行细致的行业分解,产业结构变动,尤其制造业相对份额下降,对产出波动的解释能力高达 50% (Eggers 和 Ioannides, 2006^[8])。利用数据实证检验也能找到相应

① 数据来源:作者根据《中国统计年鉴 2020》数据计算得到。

的经验证据, 尽管这一比例有所下降但仍维持在 30% (Burren 和 Neusser, 2013^[9])。以上的文献认为制造业和服务业在国民经济中增加值的份额变化直接就可以解释经济波动下降的典型事实, 并不需要依赖于其他中间变量来发挥作用, 但也有文献指出有些中间变量至关重要, 例如不同部门产品价格的粘性差异。

张云和张四灿 (2018)^[10]、张四灿和张云 (2020)^[11]通过三部门的新凯恩斯模型认为, 产业结构变迁对于经济波动的抑制作用主要包括四种机制。其中, 产业结构升级引发部门和经济总体的价格粘性提高, 能够降低中国宏观经济波动 20% 左右。张居营和周可 (2019)^[12]进一步指出, 不同部门产品价格粘性存在差异, 这一假设的引入对于从产业结构变迁解释经济波动具有重要意义, 服务业、工业、农业的产品价格粘性依次递减, 产业结构升级后增加值占比大的服务业部门推高了整个社会的价格粘性, 在面临货币政策冲击时, 价格粘性的增大缓和了价格调整, 平抑资本投入的波动幅度, 改善劳动力要素投入, 从而实现产业结构升级对中国经济波动“稳定器”效应。将这类模型应用到美国和英国的产出和通货膨胀案例中, 结论依然成立, 甚至产业结构升级和价格粘性增加对抑制产出和通货膨胀的波动表现出更高的解释效力, 达 20%~40% (Flamini 等, 2012^[13])。事实上, 部门间价格粘性差异的引入不但合理且具有充分的现实基础, Nakamura 和 Steinsson (2008)^[3]利用详尽的微观价格调查数据对美国各大类商品的价格进行分析, 发现各大类商品价格粘性具有显著性的差别, 食品、工业消费品相对于医疗、教育等服务品价格调整频繁, 而後者的价格经常保持稳定。欧元区和中国也存在类似现象 (Vermeulen 等, 2012^[14]; 渠慎宁等, 2012^[2]; 霍东星和方显仓, 2020^[15])。

不同部门产品存在价格粘性差异的合理假设增强了从产业结构变化的角度来解释产出和通货膨胀波动的能力, 但这一类文献对产业结构变化的关注点主要集中在产业增加值的变动, 没有进一步分析产业内部的投入产出的变化, 产业结构变动对经济周期的影响也主要局限在实际总产出、总通货膨胀。事实上, 产业结构的变化不但使得货币政策对总通货膨胀、实际总产出等经济变量产生的影响发生改变, 而且对部门的实际产出和通货膨胀的影响也有所变化 (张成思, 2009^[16])。侯成琪和龚六堂 (2014)^[4]认为, 货币政策冲击对各部门实际产出和通货膨胀的影响取决于各部

门的价格粘性水平。部门价格粘性越高, 积极的货币政策冲击所造成的部门通货膨胀越小, 对产出刺激越强。鄢莉莉和吴利学 (2017)^[17]也有类似发现。

Galesi 和 Rachedi (2018)^[1]认为产业结构在增加值层面的长效变化必然引起产业内部投入产出的变迁, 并且两者存在重要关联, 若从产业内部变化对经济总产出、总通货膨胀和部门产出、部门通货膨胀的波动做出解释, 则意味着将产业结构变化对经济波动的解释推向了更加细微的层面。改革开放四十年来, 我国经济总量快速增长, 经济结构不断优化, 产业内部投入产出也发生了诸多改变。如何将产业结构变化深入到产业内部投入产出的变化, 并将这种变化对经济周期的波动影响从总产出和总通货膨胀推向部门产出和部门通货膨胀, 目前这一类文献还相对缺乏。因此, 本文拟通过经验数据来分析中国产业内部投入产出是否变化, 以及这种变化是否改变了货币政策冲击对产出和通货膨胀的影响, 并利用两部门新凯恩斯模型来探索产业内部投入产出变化的原因及其改变货币政策冲击效果的机制, 以期对以往文献做相应的补充。

三、服务深化及其改变货币政策冲击效果的经验事实

(一) 服务业发展与服务深化的典型事实

改革开放四十多年来, 我国的产业结构逐步优化 (何平等, 2014^[18]; 韩永辉等, 2016^[19]; 穆怀中和吴鹏, 2016^[20]), 资本和劳动力不断向服务产业集中。主要表现为服务业的增加值占比, 总产出占比和服务业吸纳就业人数比重不断提高。图 1 反映了我国从 1978 年到 2020 年服务业的基本情况。从 1978 年以来, 服务业的增加值占比从 24.6% 一直上涨至 54.5%,

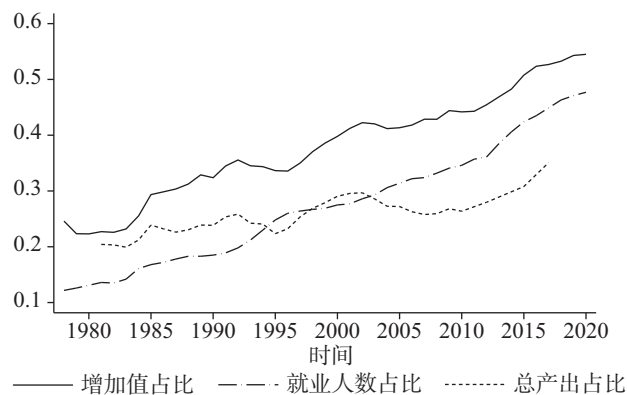


图 1 1978—2020 年服务业相关变量的占比

吸纳就业人数比重由 12.2% 上升至 47.7%，总产出占比从 20% 提升到 35%。这表明服务业利用较少的物质投入带动近一半的劳动力就业和超过一半的财富增加，服务业的发展日趋成为我国经济发展的主要动力。

服务业的长效发展伴随着服务品作为一种要素在制造业部门和服务业部门的中间生产环节发挥越来越重要的作用。利用 World KLEM data 数据库关于中国部门的投入产出表^①，并按数据库提供的北美产业分类系统 (North American Industry Classification System)，可将产业部门分为能源产业部门、制造产业部门和服务产业部门。本文重点关注后两者，计算服务品在制造产业部门和服务产业部门中间投入中所占的比例，可得到 1981—2017 年制造业部门和服务业部门服务深化的变迁过程，如图 2 所示。

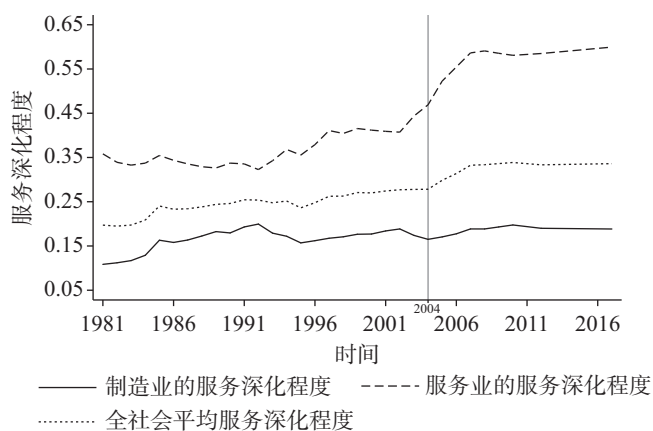


图2 制造业部门与服务业部门的服务深化过程

图2表明从20世纪80年代以来，服务业部门和制造业部门都在不同程度上经历着服务深化的过程，尽管这一过程十分缓慢，甚至有些年份服务深化程度还会下降，但总体上服务品作为一种要素在制造业部门和服务业部门的中间投入产出结构中比重一直在提升。制造业部门的服务深化过程相对平稳，从1981年的11%缓慢上升至2017年的19%；而服务业部门的服务深化发展相对较快，从1981年的35%上升至2017年的59%。这也表明服务业部门的中间生产过程更加依赖于服务品的投入。制造业部门和服务业部门在中间生产环节越来越倚重服务要素，这种服务密

集化的特征使得整个经济体平均而言服务化程度也在加深，尤其是在2004年以后提升的趋势明显。

(二) 服务深化与货币政策冲击效果的变化

1. 不同部门产品价格粘性差异的原因。

在微观企业定价机制中，不同的企业会因为所在的行业属性差异而有不同的价格调整策略，价格调整频率直接影响产品的价格粘性 (Bils 和 Klenow, 2004^[21]; Klenow 和 Kryvtsov, 2008^[22]; Nakamura 和 Steinsson, 2008^[3])。根据对美国的微观企业的估计，服务行业中的企业价格更具有粘性，它们维持上一期的价格时间平均约为 8~13 个月；制造行业的企业维持上一期价格的平均时间仅为 3 个月左右。渠慎宁等 (2012)^[2] 在比较中国食品、工业消费品及服务品的价格波动情况时，也发现服务品的价格不易发生变化，具备很强的价格粘性特征。服务品的价格相对于制造品不易调整的原因主要包括如下几个方面：(1) 服务品大多数不可贸易、不可储蓄，且产品间的异质性特征明显。垄断竞争的市场结构使得企业可以根据边际成本制定较高的加成定价，不需要频繁更改菜单适应需求。但流水线上的制造品往往标准程度高，企业间竞争激烈，需要经常根据市场需求频繁调整价格。(2) 制造品相比于服务品更容易面临存货积压的问题，需要灵活调整价格以保证降低库存成本。(3) 由于工资价格存在粘性，服务业部门相比于制造业部门能吸纳更多的劳动力就业，从而服务业部门工资价格的粘性更强，其产品价格更不容易调整。

2. 服务深化提高部门和经济总体的价格粘性。

如果将经济部门划分为制造业部门和服务业部门，这两个部门的生产环节中都需要利用对方部门的产品和自身部门的产品作为生产要素进行生产。这意味着制造业部门的生产需要投入本部门生产的制造品，也需要投入服务部门生产的服务品。同理，服务部门也需要投入服务品和制造品作为要素进行生产。由于服务品价格粘性高于制造品，因此，在任何一个部门的生产过程中，服务品作为一种要素投入占比提高，会导致该部门的价格粘性上升，该部门在生产过程中调整产成品的价格能力随之减弱。

上一节中，本文利用投入产出表发现制造业部门、

^① World KLEM data 数据库提供包括世界多个重要经济体在内的可横向对比的宏观经济变量数据库和投入产出表。此处涉及的投入产出表的数据来源主要包括 World KLEM data 数据库和中国国家统计局。前者覆盖 1981—2010 年每年的中国投入产出表，参见 <http://www.worldklems.net/data.htm>；后者提供 2012、2017 年投入产出表及 2015 年延长表，参见 <http://www.stats.gov.cn/>。后者对产业的划分层面更加细致，但为了与前者相匹配已根据经济含义进行了整理归类。

服务业部门以及整个经济体在中间生产环节中服务品要素占比都有所提升,呈现出服务密集化的特征(也即服务深化)。这意味着,制造业部门、服务业部门乃至整个经济体都会因为服务深化的原因提高部门间和整个经济体的价格粘性,降低调整价格的能力。

3. 货币政策冲击效果改变的经验证据。

服务深化推高了两个产业部门和经济总体的价格粘性,使得制造业部门、服务业部门以及经济总体在面临中央银行的货币政策冲击时,部门价格和总体价格与服务深化之前相比更加难以调整,从而改变了两个产业部门和经济总体的产出和通货膨胀对货币政策冲击做出的响应。这里有两种政策情形,情形一:假设中央银行降息实施扩张性的货币政策来刺激投资和消费,总需求和部门需求的增长尽管推高物价,产生一定的通货膨胀,但是由于经济总体和部门价格粘性的增加,刺激政策所引起的通货膨胀的程度与未发生服务深化价格灵活调整的情形相比,同样规模的降息扩张所引发的通货膨胀要小很多。与此同时,降息扩张提升了总需求和部门需求,在经济总体和部门间实现潜在产出之前,经济总体和部门间的实际产出均会因为需求扩张得到提升。情形二:假设中央银行提高利率实行紧缩货币政策来削减投资和消费,总需求和部门需求减少抑制物价,但是由于服务深化使得价格粘性增强,总价格和部门价格下降程度与未发生服务

深化价格可以灵活调整相比小很多,这也意味着实际总产出和部门产出也不会下降很多。

可以通过一组回归结果对服务深化改变货币政策冲击效果提供一些经验支持。由图2可知,2004年全社会的平均服务深化程度上升比较慢,2004年以后比较快。以2004年为时间分界,将数据划分为两个样本:服务深化较低的样本区间(1996—2004年)和服务深化较高样本区间(2005—2020年)。控制相关变量的条件下,对比服务深化程度不同的两个样本,对于相同的名义利率冲击,二者的实际总产出、总通货膨胀的脉冲响应有何差别。具体地,利用中国1996—2020年的实际总产出、消费者价格指数、名义利率的季度数据^①,通过指数平减和季节效应处理,计算得到实际总产出增长(Δlny)、总通货膨胀(Δcpi)和名义利率增长(Δr)。然后构建一个三元、AIC准则选定为二阶滞后的SRVAR模型^②。与此同时,不加符合约束的模型中,也要考虑会对货币政策效果产生影响的其他因素,例如政府债务,金融发展水平、汇率等(张雪莹等,2020^[25];刘玄和王剑,2006^[26];郝大鹏等,2020^[27])。通过对比实际总产出增长与总通货膨胀对名义利率波动的脉冲响应在两个样本区间(1996—2004年和2005—2020年)的差别来说明服务深化程度对货币政策冲击效果的改变,如图3、图4所示。

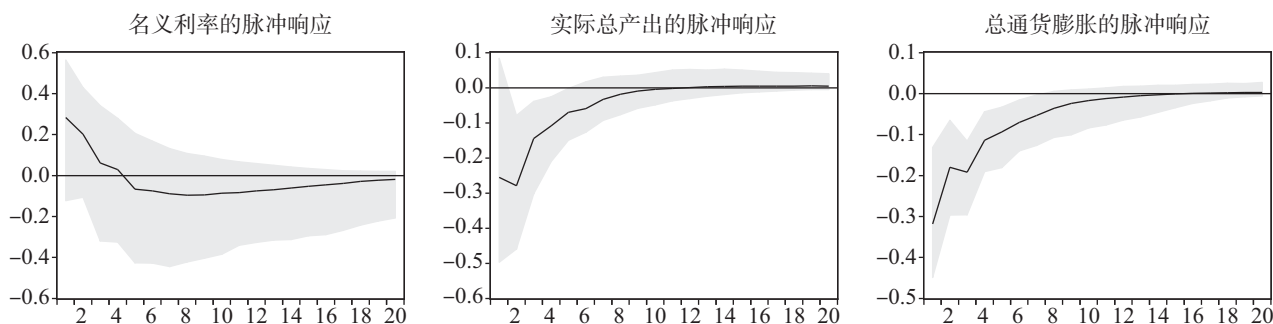


图3 1996—2004年实际总产出与通货膨胀对名义利率的脉冲响应

在图3的脉冲响应图中,实线为实际总产出增长和总通货膨胀对名义利率增长做出的脉冲响应,阴影为响应冲击的置信区间。当中央银行考虑提高名义利

率,抑制总需求来收缩经济,当名义利率正向偏离一个标准差,实际总产出和总通货膨胀均会下降。其中,实际总产出初期下降0.3%,随着利率冲击逐渐

① 这里的名义利率指的是中国银行间同业拆借期限为3个月的当期利率(月度数据)。这里样本选择区间为1996—2020年,是因为季度实际产出、CPI环比指数和3月期的银行间同业拆借利率数据最早的可追溯时间分别是1992年、1995年和1996年。实际产出是通过将名义产出以1978年为基准通过平减指数得到,CPI季度数据和3月期的银行间同业拆借利率季度数据是根据其月度数据对应转化为季度数据得到。三个数据均来自中经网, <https://db.cei.cn/>。

② SRVAR模型是包含有符号约束的一种VAR模型,该模型好处在于可以避免出现价格之谜(Sims, 1992^[23])即紧缩性货币政策下出现物价不降低反而升高的问题,这里采用Uhlig(2005)^[24]的符号约束建议加以构建。

减弱,实际总产出得以恢复到初始水平,该过程大致维持12期;总通货膨胀也受到利率上升的冲击,初期约下降0.32%,随着冲击作用逐渐减弱,总价格逐渐恢复,约14期后回到初始水平。

图4的脉冲响应图中,当名义利率同样正向偏离

一个标准差时,实际总产出与总通货膨胀均有所下降。其中,实际总产出初期保持不变,随后收缩下降约3%,维持10期后恢复初始水平;总通货膨胀初期下降约2%,随着利率冲击逐渐减小,物价下降约10期后恢复。

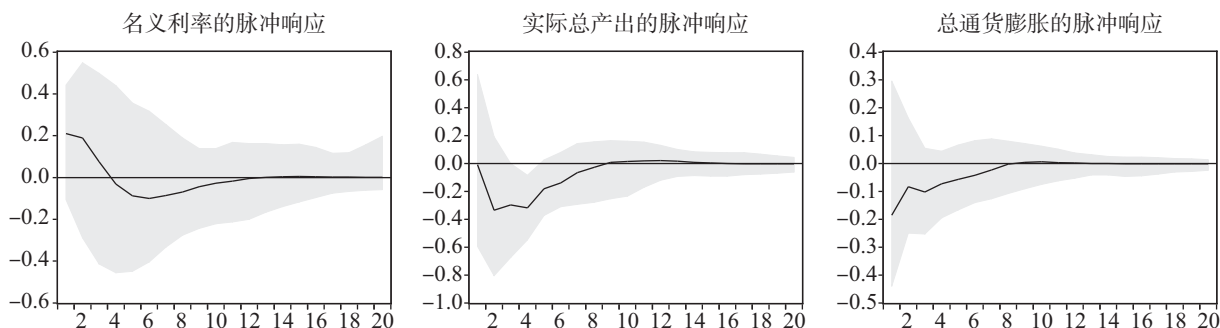


图4 2005—2020年实际总产出与通货膨胀对名义利率的脉冲响应

对比图3和图4可知,当控制变量均相同的情况下,中央银行提高名义利率,使得名义利率在两个样本期内都正向偏离一个标准差,图3所对应的服务深化程度较低的样本期(1996—2004)实际总产出和总通货膨胀下降幅度均大于图4对应的服务深化程度较高的样本期(2005—2020),这说明同样的紧缩性货币政策冲击在图4对应的样本期(2005—2020)的收缩效果更弱。由于两个样本期除服务深化水平高低有所差异,其余变量均相同,这说明紧缩性货币政策在两个样本中效果差异的原因主要在于服务深化水平不同。具体地,图4对应服务深化程度高的样本期(2005—2020)在面临利率上调的紧缩性货币政策时,总需求减少,物价随之下降,实际总产出减少,但由于服务深化的作用使得价格的粘性增强,价格不能充分地下调,从而与服务深化程度较少的图3相比,物价不至于下降太多,实际产出也不会大幅下降。

通过对1978—2020年产业结构变迁的观测,本文利用投入产出表得出制造业部门、服务业部门以及整个经济体在中间生产环节中所需要投入的服务品要素占比越来越大,整个经济体呈现服务密集化也即服务深化的趋势。由于制造品和服务品的价格粘性存在差异,服务品与制造品相比更难调整价格,制造部门和服务部门以及整个经济体服务品要素投入日趋密集化(也即服务深化)使得两个产业部门和整个经济体的价格粘性增强,价格灵活调整的能力下降。当面临中央银行的货币政策冲击时,服务深化造成的价格粘性增强改变了货币政策冲击的效果。在下一部分,

本文将在新凯恩斯的框架下来说明服务深化的发生机制,通过校准模型参数,数值模拟出服务深化如何改变货币政策的冲击效果。

四、理论模型

为了从产业内部的投入产出变化来说明服务深化提高产业部门和经济总体的价格粘性,进而改变货币政策冲击对实际产出和通货膨胀的影响效果,本文根据两部门新凯恩斯模型对部门的中间生产结构做了一些的假设:①经济体由制造业部门和服务业部门组成,两个部门又由若干家企业构成,制造企业生产的制造中间品和服务企业生产的服务中间品都是通过投入劳动和中间复合品来生产得到,其中,中间复合品由制造中间品和服务中间品按CES形式加总合成。这意味着不管是制造中间品的生产还是服务中间品的生产都需要投入劳动、自身生产的中间产品和另一部门生产的中间产品。②制造中间品和服务中间品的定价策略遵循Calvo(1983)^[28]粘性价格模型,制造中间品的价格粘性大于服务中间品(张云和张四灿^[10],2018;张四灿和张云,2020^[11];张居营和周可,2019^[12])。这意味着无论是制造业部门还是服务业部门的生产环节中,服务中间品作为要素投入占比上升,则该部门价格粘性升高,调整价格的能力减弱。对于模型的家庭部门和中央银行部门则遵照两部门新凯恩斯模型的一般设定。

(一) 家庭

经济体中存在无限期的代表性家庭,家庭的效用由消费 C_t 和劳动供给 N_t 决定,并采用CRRA形式,

家庭的终生效用函数为：

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \psi \frac{N_t^{1+\xi}}{1+\xi} \right) \quad (1)$$

其中， β 为折现因子， σ 和 ξ 分别为消费和劳动供给的跨期替代弹性， ψ 为劳动的负效用。消费则由服务品消费 C_t^s 和制造品消费 D_t 经过 CES 加总合成：

$$C_t = [\omega^{\frac{1}{\nu}} \cdot C_t^{s \frac{\nu-1}{\nu}} + (1-\omega)^{\frac{1}{\nu}} \cdot D_t^{\frac{\nu-1}{\nu}}]^{\frac{\nu}{\nu-1}} \quad (2)$$

其中， ω 为服务品消费的份额， ν 为服务品消费与耐用制造品消费的替代弹性。

制造品有两重作用，一方面可以直接作为一种生产要素投入参与到生产领域，另一方面作为一种可消耗的耐用品在家庭中被消费，折旧率为 δ ，并满足如下的累积运动方程：

$$D_t = (1-\delta)D_{t-1} + \left[C_t^m - \frac{\chi}{2} \left(\frac{C_t^m}{D_{t-1}} - \delta \right)^2 D_{t-1} \right] \quad (3)$$

其中， D_t 为当期耐用品的累积量， C_t^m 为当期的制造品购买。当期耐用品由上期制造品结余和当期制造品的净积累组成，这意味着当期购入的制造品不能全部转化为当期的净积累，而且存在一个制造品调整成本。这个成本是上期积累的一个比例，该比例由两个方面决定：一是参数 χ ，二是当期可能实现的制造品增长。耐用制造品的引入在于制造品和服务品除了价格粘性之外，耐用时间也存在差别。另外，调整成本的存在使得制造品的消费在外生冲击的条件下产生驼峰状的响应变化从而便于模型快速收敛到稳态。

家庭在如下的预算约束下最大化一生效用：

$$P_t^s C_t^s + P_t^m C_t^m + B_t = W_t N_t + (1+i_{t-1})B_{t-1} + \pi_t^s + \pi_t^m \quad (4)$$

家庭供给劳动获得 $W_t N_t$ 的劳动收入，家庭积累制造品并获得来自服务部门和制造部门的生产利润 π_t^s 、 π_t^m 。服务品和制造品的名义价格分别为 P_t^s 、 P_t^m 。为了探讨货币政策对实际产出和通货膨胀的影响，这里引入一年期的债券，时间下标表示债券到期的时间，利率为 i_t 。

从而，家庭规划对应的拉式函数可以写成：

$$L = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \psi \frac{N_t^{1+\xi}}{1+\xi} + \lambda_t (\omega_t N_t + (1+i_{t-1})B_{t-1} + \pi_t^s + \pi_t^m - P_t^s C_t^s - P_t^m C_t^m - B_t) \right] \quad (5)$$

整理一阶条件有：

$$\lambda_t = \frac{U_{C_t^s}}{P_t^s} \quad (6)$$

$$\frac{U_{C_{t+1}^s}}{U_{C_t^s}} = \frac{1}{\beta} E_t \cdot \frac{P_{t+1}^s}{P_t^s} \cdot (1+i_t) \quad (7)$$

$$\psi N_t^\xi = \frac{U_{C_t^s}}{P_t^s} W_t \quad (8)$$

$$C_t^{1-\sigma} (1-\omega)^{\frac{1}{\nu}} D_t^{-\frac{1}{\nu}} \left[1 - \chi \left(\frac{C_t^m}{D_{t-1}} - \delta \right) \right] = \frac{P_t^m}{P_t^s} U_{C_t^s} \quad (9)$$

$$C_t^{1-\sigma} (1-\omega)^{\frac{1}{\nu}} D_t^{-\frac{1}{\nu}} + \beta \frac{P_{t+1}^m}{P_{t+1}^s} U_{C_{t+1}^s} \left[(1-\delta) + \chi \left(\frac{C_{t+1}^m}{D_t} - \delta \right) \frac{C_{t+1}^m}{D_t} - \frac{\chi}{2} \left(\frac{C_{t+1}^m}{D_t} - \delta \right)^2 \right] q_{t+1} = \frac{P_t^m}{P_t^s} U_{C_t^s} q_t \quad (10)$$

其中， $U_{C_t^s} = \omega^{\frac{1}{\nu}} C_t^{s \frac{\nu-1}{\nu}} C_t^{m \frac{1}{\nu}} C_t^{1-\sigma}$ ， $q_t = \frac{1}{1 - \chi \left(\frac{C_t^m}{D_{t-1}} - \delta \right)}$

式 (6) 反映出在服务品消费的最佳数量下单位货币的服务边际效用 $U_{C_t^s}$ 等于其影子价格。式 (7) 为欧拉方程，它表示考虑贴现后的服务消费边际效应与当期的边际效用相等。式 (8) 为家庭的最佳劳动供给数量。式 (9) 和式 (10) 分别表示制造品消费及其累积的最佳数量。

(二) 企业

新凯恩斯模型的框架下，生产领域包括两类厂商，一类是完全竞争的最终产品厂商，另一类是 $[0, 1]$ 上无限连续的中间品厂商。最终品厂商和中间品厂商均包括两个异质性生产部门，分别是服务品部门和制造品部门。因此，在该区间的中间服务品厂商的产出可记作 $Y_{i,t}^s$ ，中间制造品厂商的产出记为 $Y_{j,t}^m$ ， $i, j \in [0, 1]$ 。

1. 最终品厂商。

服务业部门的最终品由各种服务中间品通过 CES 函数加总得到：

$$Y_t^s = \left(\int_0^1 Y_{i,t}^{s \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (11)$$

类似地，制造业部门的最终品由各种制造中间品按照同样的方式加总得到：

$$Y_t^m = \left(\int_0^1 Y_{j,t}^{m \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (12)$$

其中， ε 是中间品之间的替代弹性。

服务业部门最终品厂商的利润函数为：

$$\max_{Y_{i,t}^s} \pi_t^s = P_t^s \left(\int_0^1 Y_{i,t}^{s \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} - \int_0^1 P_{i,t}^s Y_{i,t}^s di \quad (13)$$

其中， π_t^s 、 P_t^s 分别为服务部门最终品的利润、价格， $P_{i,t}^s$ 是服务部门中间品价格。整理一阶条件，服务部门最终品厂商对服务中间品的需求函数为：

$$Y_{i,t}^s = \left(\frac{P_{i,t}^s}{P_t^s} \right)^{-\varepsilon} Y_t^s \quad (14)$$

同理，制造业部门的最终品厂商对制造中间品的需求函数为：

$$Y_{j,t}^m = \left(\frac{P_{j,t}^m}{P_t^m} \right)^{-\varepsilon} Y_t^m \quad (15)$$

其中， P_t^m 是制造部门最终品价格， $P_{j,t}^m$ 是制造部门中间品价格。

由于服务部门和制造部门的最终产品市场结构完全竞争，因此均衡时刻两个部门的最终品厂商的利润为零，也即 π_t^m 、 π_t^s 为零，由此两个部门的最终品价格与中间品价格的关系如下：

$$P_t^m = \left(\int_0^1 P_{j,t}^{m 1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (16)$$

$$P_t^s = \left(\int_0^1 P_{i,t}^{s 1-\varepsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (17)$$

2. 中间品厂商。

中间品厂商利用两种要素：劳动力 (N) 和中间复合品 (I) (以下简称为复合品) 并采用 CD 生产函数加以生产，服务中间品的生产函数为：

$$G_{i,t}^s = A_t^s (N_{i,t}^s)^{\alpha_s} (I_{i,t}^s)^{1-\alpha_s} \quad (18)$$

其中， A_t^s 、 α_s 分别为服务中间品生产率水平和劳动份额。类似地，制造中间品的生产函数为：

$$G_{j,t}^m = A_t^m (N_{j,t}^m)^{\alpha_m} (I_{j,t}^m)^{1-\alpha_m} \quad (19)$$

其中， A_t^m 、 α_m 分别为制造中间品生产率水平和劳动份额。考虑到服务部门相对于制造部门更加偏向劳动密集型生产， α_s 大于 α_m 。

由中间品厂商的成本最小问题可得中间品厂商的条件要素需求函数，以服务中间品厂商为例，其规划问题对应的拉氏函数为：

$$L = P_t^s I_{i,t}^s + N_{i,t}^s W_t - \xi_t [A_t^s (N_{i,t}^s)^{\alpha_s} (I_{i,t}^s)^{1-\alpha_s} - G_0^s] \quad (20)$$

其中， P_t^s 为服务复合品的价格， G_0^s 是任意给定的服务生产条件， ξ_t 是拉氏乘子同时也是生产单位服务中间品的边际成本 MC_t^s 。整理一阶条件有如下条件需求函数：

$$I_{i,t}^s = (1-\alpha_s) \frac{MC_t^s G_{i,t}^s}{P_t^s} \quad (21)$$

$$N_{i,t}^s = \alpha_s \frac{MC_t^s G_{i,t}^s}{W_t} \quad (22)$$

同理，对于制造中间品的条件要素需求函数有：

$$I_{i,t}^m = (1-\alpha_m) \frac{MC_t^m G_{i,t}^m}{P_t^m} \quad (23)$$

$$N_{i,t}^m = \alpha_m \frac{MC_t^m G_{i,t}^m}{W_t} \quad (24)$$

为了刻画服务中间品作为一种中间要素投入在制造复合品和服务复合品的生产中占比随时间推移不断增加的重要特征，假定复合品由制造中间品和服务中间品按照 CES 加总得到。服务复合品的函数结构如下：

$$I_{i,t}^s = [\omega_s^{\frac{1}{\mu}} (S_{i,t}^s)^{\frac{\mu-1}{\mu}} + (1-\omega_s)^{\frac{1}{\mu}} (M_{i,t}^s)^{\frac{\mu-1}{\mu}}]^{\frac{\mu}{\mu-1}} \quad (25)$$

其中， $I_{i,t}^s$ 为服务复合品， $M_{i,t}^s$ 、 $S_{i,t}^s$ 分别为合成服务复合品所需要使用的制造中间品和一部分自身生产的服务中间品。 $(1-\omega_s)$ 和 ω_s 分别为这两种中间品的份额， μ 为它们之间的替代弹性。

类似地，制造复合品函数如下：

$$I_{i,t}^m = [\omega_m^{\frac{1}{\mu}} (S_{i,t}^m)^{\frac{\mu-1}{\mu}} + (1-\omega_m)^{\frac{1}{\mu}} (M_{i,t}^m)^{\frac{\mu-1}{\mu}}]^{\frac{\mu}{\mu-1}} \quad (26)$$

其中， $I_{i,t}^m$ 为制造复合品， $S_{i,t}^m$ 、 $M_{i,t}^m$ 分别是合成制造复合品所需要的服务中间品和部分自身生产的制造中间品， ω_m 是服务中间品所占的份额。

考虑服务复合品的利润问题，有如下规划：

$$\begin{cases} \max_{S_{i,t}^s, M_{i,t}^s} \pi_t^s = P_t^s I_{i,t}^s - P_t^s S_{i,t}^s - P_t^m M_{i,t}^s \\ \text{s. t. } I_{i,t}^s = [\omega_s^{\frac{1}{\mu}} (S_{i,t}^s)^{\frac{\mu-1}{\mu}} + (1-\omega_s)^{\frac{1}{\mu}} (M_{i,t}^s)^{\frac{\mu-1}{\mu}}]^{\frac{\mu}{\mu-1}} \end{cases} \quad (27)$$

根据对应的拉氏函数，整理一阶条件可知服务复合品的要素需求函数为：

$$S_{i,t}^s = \omega_s \left(\frac{P_t^s}{P_t^m} \right)^{\mu} I_{i,t}^s \quad (28)$$

$$M_{i,t}^s = (1-\omega_s) \left(\frac{P_t^s}{P_t^m} \right)^{\mu} I_{i,t}^s \quad (29)$$

将要素需求函数回代到利润函数中，并令均衡时刻服务复合品的生产利润为零，服务复合品的价格可以写为服务中间品和制造中间品价格的函数，即：

$$P_t^s = (\omega_s P_t^{s^{1-\mu}} + (1-\omega_s) P_t^{m^{1-\mu}})^{\frac{1}{1-\mu}} \quad (30)$$

类似地，制造复合品的要素需求函数为：

$$S_{i,t}^m = \omega_m \left(\frac{P_t^m}{P_t^s} \right)^\mu I_{i,t}^m \quad (31)$$

$$M_{i,t}^m = (1-\omega_m) \left(\frac{P_t^m}{P_t^s} \right)^\mu I_{i,t}^m \quad (32)$$

对应的制造品的价格也可以写作服务和制造中间品价格的函数：

$$P_t^m = (\omega_m P_t^{s^{1-\mu}} + (1-\omega_m) P_t^{m^{1-\mu}})^{\frac{1}{1-\mu}} \quad (33)$$

服务中间品和制造中间品作为中间投入在复合品所占份额随时间变化反映出服务部门和制造部门中间生产过程的深刻变革，它将以往文献（Carvalho, 2006^[29]；Bouakez 等，2009^[30]，2011^[31]，2014^[32]；Imbs 等，2011^[33]；Pasten 等，2020^[34]）研究产业结构变化对经济周期的影响推向更加细微的中间生产环节。

考虑中间厂商利润最大化的最优价格决定，中间厂商的利润函数用制造中间品为计价物品，以服务中间厂商为例，可以写为：

$$\pi_{i,t}^s(P_{i,t}^s) = (P_{i,t}^s G_{i,t}^s - W_t N_{i,t}^s - P_t^s S_{i,t}^s - P_t^m M_{i,t}^s) / P_t^m \quad (34)$$

为了讨论价格粘性的上升对货币政策冲击效果造成的影响，这里采用 Calvo（1983）^[28] 交错价格调整策略，中间品厂商不能灵活地调整每一期价格，每一期只有一个固定比例（1- ϕ_s ）的厂商可以灵活调整价格，这意味着有 ϕ_s 的厂商价格将粘在上一期。由于中间厂商会粘在自身价格多期，最优的价格决定是一个动态问题，其利润将按 $(\beta\phi_s)^r \frac{U_{C_{i,t+r}}^s}{U_{C_t^s}}$ 加以折现，从而最优重置价格（ $P_t^{s,s}$ ）应当使得折现后的利润最大，即：

$$\max_{P_{i,t}^s} E_t \sum_{r=0}^{\infty} (\beta\phi_s)^r \frac{U_{C_{i,t+r}}^s}{U_{C_t^s}} \pi_{i,t+r}^s(P_{i,t}^s) \quad (35)$$

从而服务中间品厂商的最优重置价格为：

$$P_t^{s,s} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \frac{E_t \sum_{r=0}^{\infty} (\beta\phi_s)^r \frac{U_C^s}{U_{C_t^s}} \frac{MC_{i,t+r}^s}{P_{i,t+r}^s} (P_{i,t+r}^s)^\varepsilon (Y_{i,t+r}^s + S_{i,t+r}^s + S_{i,t+r}^m)}{E_t \sum_{r=0}^{\infty} (\beta\phi_s)^r \frac{U_{C_{i,t+r}}^s}{U_{C_t^s}} (P_{i,t+r}^s)^\varepsilon (Y_{i,t+r}^s + S_{i,t+r}^s + S_{i,t+r}^m)} \quad (36)$$

同理，对于制造中间品的最优重置价格也有：

$$P_t^{m,m} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \frac{E_t \sum_{r=0}^{\infty} (\beta\phi_m)^r \frac{U_C^s}{U_{C_t^s}} \frac{MC_{i,t+r}^m}{P_{i,t+r}^m} (P_{i,t+r}^m)^\varepsilon (Y_{i,t+r}^m + M_{i,t+r}^s + M_{i,t+r}^m)}{E_t \sum_{r=0}^{\infty} (\beta\phi_m)^r \frac{U_{C_{i,t+r}}^s}{U_{C_t^s}} (P_{i,t+r}^m)^\varepsilon (Y_{i,t+r}^m + M_{i,t+r}^s + M_{i,t+r}^m)} \quad (37)$$

将上述最优重置价格和粘性价格（假定未能调整价格的厂商均按上一期来制定价格）代入式（17）中， $P_t^{s^{1-\varepsilon}} = \int_0^{1-\phi_s} P_t^{s,s^{1-\varepsilon}} di + \int_{1-\phi_s}^1 P_{t-1}^{s^{1-\varepsilon}} di$ ，利用 Calvo（1983）^[28] 关键假设：子区间的积分恰好是整个区间 $[0, 1]$ 的比例，且这个比例恰好是子区间的长度。服务部门和制造部门的最终品价格为：

$$P_t^{s^{1-\varepsilon}} = (1-\phi_s) P_t^{s,s^{1-\varepsilon}} + \phi_s P_{t-1}^{s^{1-\varepsilon}} \quad (38)$$

$$P_t^{m^{1-\varepsilon}} = (1-\phi_m) P_t^{m,m^{1-\varepsilon}} + \phi_m P_{t-1}^{m^{1-\varepsilon}} \quad (39)$$

（三）市场出清条件

1. 最终品市场。

由中间产品合成加总的最终服务品和制造品全部构成家庭部门的消费或形成投资：

$$C_t^s = Y_t^s = \left[\int_0^1 Y_{i,t}^s \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (40)$$

$$C_t^m = Y_t^m = \left[\int_0^1 Y_{j,t}^m \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (41)$$

2. 中间品市场。

中间产品的总产出有三个去向：一是作为原料被用来生产自身部门的复合品；二是作为原料被用来生产其他部门的复合品；三是作为原料用来合成最终产品。从而有出清条件：

$$\int_0^1 G_{i,t}^s di = \int_0^1 S_{i,t}^s di + \int_0^1 S_{j,t}^m dj + \int_0^1 Y_{i,t}^s di \quad (42)$$

$$\int_0^1 G_{j,t}^m dj = \int_0^1 M_{i,t}^s di + \int_0^1 M_{j,t}^m dj + \int_0^1 Y_{j,t}^m dj \quad (43)$$

3. 劳动力市场出清。

由家庭供给的劳动力恰好满足服务和制造两个部门的需求，由于只有中间产品的生产才需要劳动力，从而有：

$$N_t = \int_0^1 N_{i,t}^s di + \int_0^1 N_{j,t}^m dj \quad (44)$$

(四) 货币政策冲击

名义总产出为服务部门和制造部门的名义产出之和，即有：

$$P_t Y_t = P_t^s Y_t^s + P_t^m Y_t^m \quad (45)$$

为了分析货币政策冲击对实际产出的影响，将基年的价格设定为1，则实际总产出即为部门实际产出之和，总的价格指数即为名义产出的GDP平减指数，可以分别表达为：

$$Y_t = Y_t^s + Y_t^m \quad (46)$$

$$P_t = \frac{P_t^s Y_t^s + P_t^m Y_t^m}{Y_t} \quad (47)$$

总的通货膨胀记为 $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$ ，货币政策冲击定义为如下泰勒规则形式：

$$i_t = \rho_i i_{t-1} + (1 - \rho_i)(i^* + \phi_\pi \pi_t + \phi_y x_t) + \varepsilon_t \quad (48)$$

其中， i_t 、 i_{t-1} 、 i^* 分别为当期、前一期和稳态时刻的利率； ρ_i 为利率惯性系数，它指明了当期利率的决定对于其他变量的依赖程度； x_t 为产出缺口，可定义为 $x_t \equiv \ln Y_t - \ln Y_t^f$ ， Y_t^f 为价格灵活下的产出； ε_t 为表示利率的随机扰动项（即形成货币政策冲击），服从均值为零，方差为 σ_ε^2 的正态分布并遵循 IID 过程。

(五) 服务深化的稳态特征

服务中间品在复合品中的比重随时间增长即服务深化，它并不需要借助其他条件，而是来自制造和服务两个部门间的生产率差异。事实上，这也是 Baumol (1967^[35]，1985^[36]) 中的基本结论，即如果服务部门的生产率慢于制造业部门，则会导致服务部门价格上涨，劳动力向服务部门集中，进一步致使服务部门产出占比上升。

为了得到服务深化的稳态表达式，需要对中间品和复合品的生产函数做两点假设：①中间品生产函数中，两个部门的劳动收入份额为零，也即 $\alpha_s = \alpha_m = 0$ ，

这意味着中间品的生产仅为技术 (A) 和复合品 (I) 的线性函数。②在两个部门的复合品函数中，服务中间品在两个部门的占比相同，也即 $\omega_s = \omega_m$ 。据此，稳态时两个部门的服务中间品在复合品的占比表达式为：

$$\frac{P^s S^s}{P^s I_s} = \frac{P^s S^m}{P^m I_m} = \frac{A_r^{1-\mu}}{A_r^{1-\mu} + (1-\omega)/\omega} \quad (49)$$

其中， A_r 为制造部门与服务部门的相对生产率，也即 $A_r \equiv \frac{A_m}{A_s}$ 。由式 (49) 可知，制造部门和服务部门的服务深化程度是两个部门相对生产率 (A_r) 的函数，且依赖于两个参数，包括服务中间品在复合品中的份额 ω 和服务中间品与制造中间品的替代弹性 μ 。对式 (49) 求微分得到服务深化与相对生产率的变动关系如下：

$$\frac{d\left(\frac{P^s S^s}{P^s I_s}\right)}{dA_r} = \frac{d\left(\frac{P^s S^m}{P^m I_m}\right)}{dA_r} = \frac{\omega(1-\omega)(1-\mu)A_r^{-\mu}}{[\omega A_r^{1-\mu} + (1-\omega)]^2} \quad (50)$$

当且仅当替代弹性小于1时，两个部门的服务深化程度与相对生产率成正相关关系。在其他条件不变的情形下，制造部门的生产率相对于服务部门提高，服务中间品作为一种要素在中间生产环节的占比越来越大，制造部门、服务部门甚至整个经济体均会经历一个服务深化的过程。然而服务中间品与制造中间品的替代弹性小于1，它作为论证服务业成本病的关键假设已经被很多文献 (Nordhaus, 2008^[37]；宋建和郑江淮, 2017^[38]) 论证成立。

五、服务深化改变货币政策冲击效果的理论分析

(一) 参数校准

模型参数的校准一方面来自相关的文献，另一方面来自对数据的估算，在保证参数与典型事实相符合的同时，也让参数与1981年到2010年部门投入产出结构变化相匹配。

首先，利用1981年和2010年37部门的投入产出数据，其中包括部门总产出和中间投入，按照北美产业分类系统 (North American Industry Classification System) 将37个部门划分为3类，能源业部门、制造业部门和服务业部门，重点关注后两者。为了和模型的设定保持一致，总产出由中间投入和劳动组成。计算各部门的中间投入占其总产出的比重，剩余份额

即为劳动报酬的份额，并对其求平均值。其中，制造业部门平均中间投入占比为 0.753 1，则劳动收入份额 α_m 为 0.246 9；服务业部门的平均中间投入占比为 0.461 4，劳动收入份额 α_s 为 0.538 6。

服务深化依赖于制造中间品和服务中间品的替代弹性，相关文献（Nordhaus, 2008^[37]；宋健和郑江淮, 2017^[38]）认为两者之间的替代弹性小于 1 的事实无可争议。这里引用胡绍波等（2019）^[39] 利用 2003 年到 2014 年全国及区域数据对两者替代弹性的估算结果，农业部门、制造业部门和服务业部门三个产业部门之间的替代弹性均小于 1。其中，制造业部门和服务业部门之间的替代弹性全国平均水平为 0.605，东中西部略有差异分别为 0.375、0.676、0.770。2009 年之前的替代弹性为 0.436，2009 年之后为 0.437。这里本文将制造中间品和服务中间品的替代弹性设定为 0.5，对应的将消费领域中制造品和消费品的替代弹性设定 μ 为 0.4，这样的取值落在 Duarte 和 Restuccia（2010）^[40] 得到的最大替代弹性 v 为 0.8 和 Herrendorf 等（2013）^[41] 得到的 v 为 0.002 的区间之内。

给定制造中间品和服务中间品的替代弹性，服务深化依赖于两个部门相对生产率的差异。为了对比服务深化前后 1981 年和 2010 年的两个稳态时刻，货币政策冲击对部门产出、通货膨胀以及总产出、总通胀的影响，使用 1981 年至 2010 年的投入产出数据，利用数据包络分析（DEA）计算部门间的生产率。并将 1981 年的生产率设定为基准单位 1，2010 年制造业部门和服务业部门的生产率分别为： $A_{2010}^m = 2.25$ ， $A_{2010}^s = 1.97$ 。

家庭的效用函数中的服务品消费占比为 ω ，以及中间生产环节中，服务中间品在制造复合品和服务复合品生产函数中的占比为 ω_m 、 ω_s ，这些参数联合决定了家庭消费的组成结构和部门中间生产的投入产出结构，它们的校准应当使得模型与实际数据相匹配。给定 2010 年制造部门和服务部门的生产率 A_{2010}^m 和 A_{2010}^s ，其中包括服务消费占比 43.23%，服务中间品在服务复合品和制造复合品的占比分别为 62.98% 和 19.72%。同理，设定 1981 年的生产率，其中包括服务中间品在服务复合品和制造复合品的占比分别为 41.12%、11.69%。满足以上数据条件，模型的参数分别取值为： $\omega = 0.13$ ， $\omega_m = 0.63$ ， $\omega_s = 0.25$ 。

货币政策冲击遵循泰勒规则，规则的参数设定与单强等（2020）^[42] 对中国货币政策的经验模拟一致。

设定名义利率惯性系数 $\rho_i = 0.8$ ，对通货膨胀和产出缺口的调整参数分别为 $\phi_\pi = 1.2$ ， $\phi_y = 1$ 。货币政策冲击的标准差为 0.1。新凯恩斯的框架下，部门的价格存在粘性，根据 Bils 和 Klenow（2004）^[21]、Klenow 和 Kryvtsov（2008）^[22]、Nakamura 和 Steinsson（2008）^[3] 的估计，服务部门价格调整周期中位数约为 8 至 13 个月，制造部门约为 3.2 个月。不妨将服务部门的价格调整周期设为 12 个月，制造业部门为 3 个月，这意味着 $\phi_s = 0.75$ ， $\phi_m = 0.25$ 。

关于折旧率的选取，根据田友春（2016）^[43] 对中国 1990—2014 年多个产业部门的折旧率估计，服务部门和制造部门的加权平均折旧率区间分别为 [5%，7%]、[9%，10%]，社会总折现率为 [7%，8%]，这里取折现率 $\delta = 8\%$ 。为了得到资本调整成本，本文将通过一个 SVAR 模型判断名义利率的变动对于制造部门和服务部门产出的变化对比来决定资本的调整成本大小。利用 2012—2020 年制造部门和服务部门的通胀、实际产出和名义利率的数据，通过 SVAR 模型，假设提高货币政策冲击使得名义利率提高一个单位，会使得部门实际产出和通胀下降，制造部门的产出下降的幅度是服务部门的约 2.7 倍。为了使得模型与数据相匹配，设定资本调整成本为 $\chi = 2.7$ 。

消费者效用函数的参数校准中，风险回避系数 $\sigma = 2$ ，劳动跨期替代弹性 $\xi = 2$ （李力等，2020^[44]），闲暇的边际效用 $\psi = 2$ 以匹配为稳态的劳动供给 $\bar{N} = 0.33$ 。主观贴现因子为 $\beta = 0.995$ ，这意味着均衡时刻的年利率为 2%。制造部门最终品的合成中，制造中间品之间替代弹性与服务部门一致为 $\varepsilon = 17.7$ （张佐敏，2013^[45]）。

（二）服务深化对货币政策冲击效果改变的图像模拟

由式（43）可知，当制造业部门和服务业部门的相对生产率提高时，制造中间品与服务中间品的替代弹性小于 1 是服务深化的必要条件。将满足该条件记作“存在服务深化”，并在下面的图像模拟中，图例统一用带圈的虚线表示；不满足该条件的记作“不存在服务深化”，图例统一用长虚线表示。为了研究服务深化的特征及其对货币政策冲击效果的变化，将对比以下内容：①存在服务深化与否，服务中间品在两个部门的复合品占比是否升高，据此可以得到图 5；②对比存在服务深化时，两个部门的通货膨

胀、边际成本对货币政策冲击的响应与不存在服务深化时有何区别, 据此可以得到图6和图7; ③对比存

在服务深化与否, 总通货膨胀对货币政策正向冲击的响应有何区别, 据此可以得到图8。

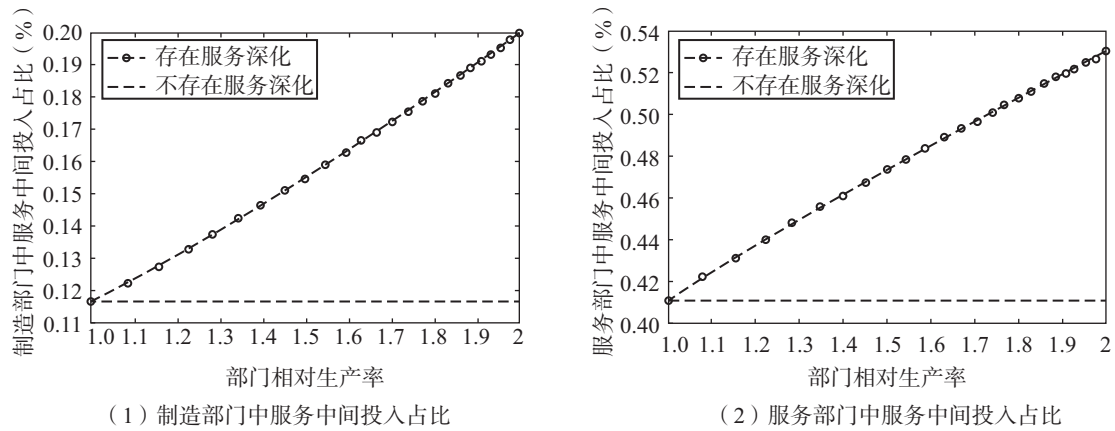


图5 部门相对生产率与部门间的服务深化程度

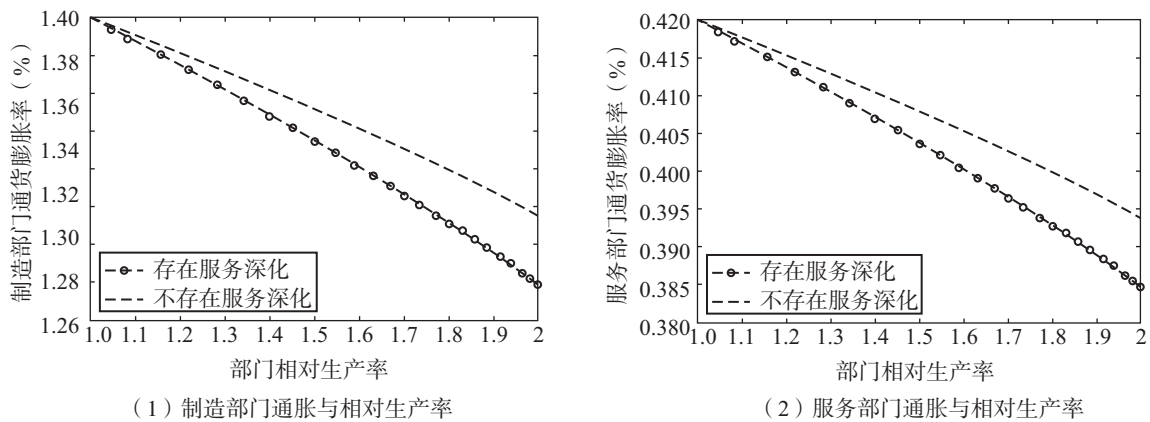


图6 部门间通货膨胀率与部门相对生产率

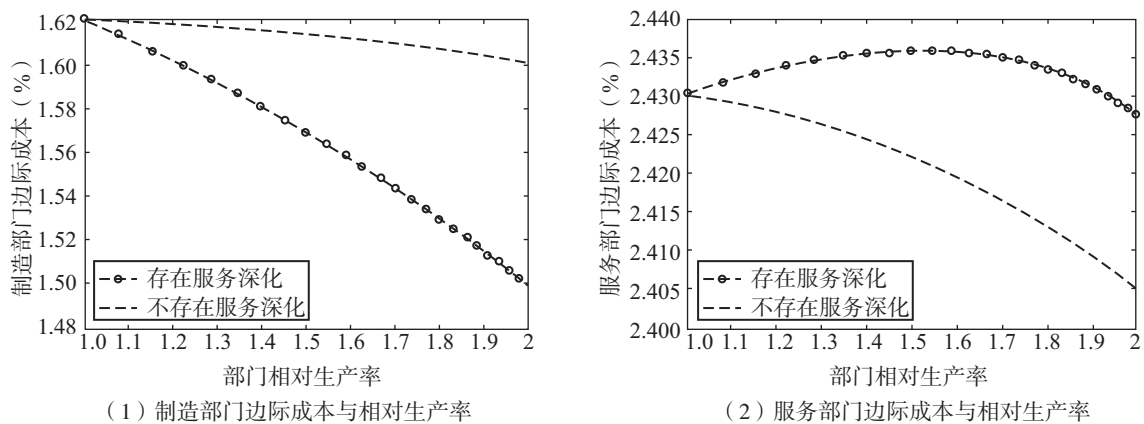


图7 部门间边际成本与部门相对生产率

具体地, 图5中的(1)和(2)分别表示服务中间品在制造复合品和服务复合品的比重随部门的相对生产率变化的趋势图。在(1)和(2)中, 存在服务深化的带圈曲线值均随着部门的相对生产率的提高而上升, 表明服务中间品在制造复合品和服务复合

品的占比均随部门的相对生产率提高而增加。对于不存在服务深化的长虚线则表现为水平状, 不随部门的相对生产率变化, 这意味着服务中间品在制造复合品和服务复合品的占比与部门的相对生产率无关。这主要是因为不存在服务深化时, 制造复合品和服务复合

品由原来的 CES 函数退化为 CD 函数，服务中间品在其中的占比变为常数，不再是相对生产率的函数。

图 6 中的 (1) 和 (2) 分别表示当中央银行考虑降低名义利率，制造部门和服务部门的通货膨胀对货币政策冲击的响应在存在服务深化与不存在服务深化的区别。在图 6 的 (1) 和 (2) 中，随着部门相对生产率提高，不论制造部门和服务部门是否存在服务深化，两个部门的通货膨胀均有所下降，但存在服务深化的情形比不存在服务深化的情形通货膨胀下降幅度更多，并随着部门生产率扩大。其中，对于制造部门而言，没有服务深化时通货膨胀的下降幅度约为有服务深化时的 2/3。对于服务部门而言，没有服务深化时通货膨胀的下降程度约为有服务深化时的 70%。存在服务深化与否，两个部门的通货膨胀对积极货币政策冲击的响应截然不同的原因在于：当中央银行实施积极货币政策时，降低利率刺激部门间的投资和消费，部门需求上升使得两个部门产生一定程度的通货膨胀，但部门相对生产率提高加深了两个部门间的服务深化程度，进一步增加了制造部门和服务部门的价格粘性，降低部门间的价格上调能力，从而降低了制造部门和服务部门的通货膨胀水平。值得注意的是，图 6 的 (1) 和 (2) 中，当不存在服务深化时，应对扩张的货币政策冲击，通货膨胀也会有所下降。这可能是因为虽然服务深化的通道被关闭，但是服务品作为消费品在最终产品环节（家庭消费领域）增加值占比上升，进而提高部门价格粘性，降低了正向货币冲击下通货膨胀的程度，尽管这一作用相对较小（Carvalho, 2006^[29]；Bouakez 等, 2009^[30], 2011^[32], 2014^[32]；Imbs 等, 2011^[33]；Pasten 等, 2020^[34]）。

在面对积极货币政策冲击时，服务深化是如何通过增加价格粘性使得制造部门和服务部门的通货膨胀程度下降，这里通过两个部门的边际成本随部门相对生产率提高而变化来加以解释，如图 7 所示。图 7 中 (1) 和 (2) 分别表示中央银行考虑降低名义利率，制造部门和服务部门的边际成本对货币政策冲击的响应在存在服务深化与不存在服务深化的区别。其中，对于制造部门，存在服务深化时其边际成本下降程度是其不存在服务深化时的 6 倍。而不存在服务深化时，应对货币的正向冲击该部门的边际成本几乎没有下降。在服务部门，不论存在服务深化与否，当利率下调时，该部门的边际成本均会随部门相对生产率提

高而下降。存在服务深化与不存在服务深化相比，虽然前者的边际成本下降幅度约为后者的 10%，但是两者的绝对数值差别很小，几乎可以忽略不计。值得注意的是，图 7 的 (1) 和 (2) 中，当不存在服务深化时，应对扩张的货币政策冲击，两个部门的边际成本也会有所下降。原因与上面对通货膨胀的分析近似，可能是增加值层面的产业结构变化导致（Carvalho, 2006^[29]；Bouakez 等, 2009^[30], 2011^[31], 2014^[32]；Imbs 等, 2011^[33]；Pasten 等, 2020^[34]）。

图 8 表示的是当中央银行考虑降低名义利率，总通货膨胀对货币政策冲击的响应在存在服务深化与不存在服务深化的区别。图 8 表明，当经济体存在服务深化并且深化程度随部门相对生产率提高而上升时的总通货膨胀与没有服务深化时相比，通货膨胀的程度更低，并且后者的下降幅度约为前者下降幅度的 60%。尽管没有服务深化时，服务品作为消费品在最终产品环节（家庭消费领域）增加值占比上升也会提高经济结构的粘性，进而降低正向货币冲击下通货膨胀的程度（Carvalho, 2006^[29]；Bouakez 等, 2009^[30], 2011^[31], 2014^[32]；Imbs 等, 2011^[33]；Pasten 等, 2020^[34]），但这一作用与服务深化作用相比较小。

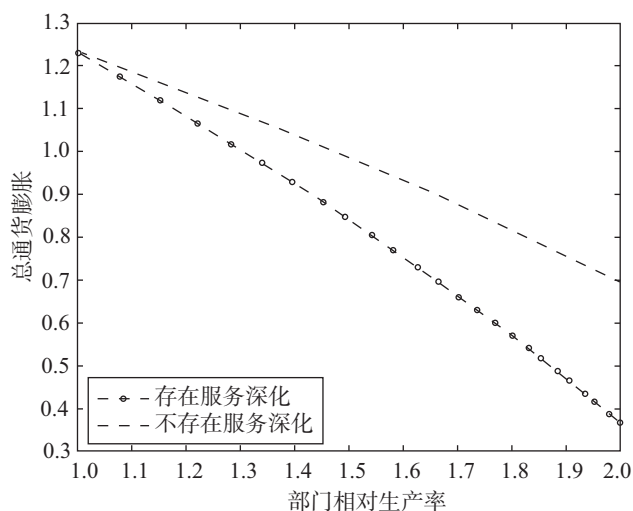


图 8 总通货膨胀与部门相对生产率

(三) 服务深化对货币政策冲击效果改变的量化模拟

为了进一步量化服务深化对货币政策冲击效果的变化和其他因素对货币政策冲击效果的变化，并对二者做相应的对比，我们利用是否满足制造中间品与服务中间品的替代弹性小于 1 这一服务深化的必要条件来构建一个基准模型和反事实模型。在基准模型中

(存在服务深化),以1981年为时间起点,2010年为时间终点^①,并对两个时刻施加相同规模的正向货币政策冲击(不妨令名义利率下降1%),对比1981年各宏观变量(实际总产出、部门实际产出、部门通货膨胀、部门边际成本)对冲击的响应与2010年这些变量对冲击的响应,同一变量的响应差别即为服务

深化对货币政策效果的改变;作为对比,在反事实模型中(不存在服务深化)重复该过程,同一变量的响应差别即为其他因素导致的货币政策效果改变。基于此,本文可以比较服务深化对货币政策效果的改变与其他因素对货币政策效果改变的大小。根据以上得到表1。

表1 各宏观变量对货币政策冲击的响应

	基准模型(存在服务深化)			反事实模型(不存在服务深化)		
	1981 稳态	2010 稳态	占比 [†]	1981 稳态	2020 稳态	占比
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
总通货膨胀	1.23%	0.67%	0.541	1.06%	0.79%	0.745
实际总产出	1.55%	1.85%	1.195	1.61%	1.81%	1.125
服务部门通货膨胀	0.41%	0.40%	0.980	0.44%	0.43%	0.997
制造部门通货膨胀	1.40%	1.30%	0.928	1.24%	1.22%	0.982
服务部门边际成本	2.43%	2.33%	0.959	2.53%	2.48%	0.981
制造部门边际成本	1.62%	1.48%	0.918	1.35%	1.32%	0.980
服务部门实际产出	0.76%	0.77%	1.012	0.73%	0.72%	0.989
制造部门实际产出	2.22%	2.47%	1.116	2.30%	2.30%	1.001

注:†这里的占比是指货币政策冲击下2010年各变量的稳态值与对应的1980年各变量的稳态值作商。

在表1中,总通货膨胀在基准模型(存在服务深化)中,当名义利率下调1%,通货膨胀率由1981年的1.23%下降至2010年的0.67%,下降了0.56%。在反事实的模型(不存在服务深化)中,总通货膨胀虽然也从1.06%下降至0.79%,下降了0.27%,但下降幅度远小于存在服务深化时的情形。由此可见,服务深化缓解了由于名义利率下调而造成的通货膨胀程度,可以解释下调程度的一半左右。另外,实际总产出也在服务深化的条件下对于货币政策刺激有更显著的响应,表现出更高的增长,从1981年的1.55%增长到2010年的1.85%,增长了30个基点,对应的无服务深化情形下实际总产出只增长20个基点,前者较后者多增长了10个基点,约占增长总额的1/3。由总通货膨胀和实际总产出对于货币政策冲击的响应变化可知,经济总体的服务深化提高了整个经济体的价格粘性,使得面对名义利率下降时,货币政策的产出刺激作用更加明显,同时为之付出的

通货膨胀上升的代价更小,这表明对货币政策的冲击效果在服务深化的影响下发生显著改变。

服务深化的作用对货币政策冲击效果的改变不但显著地表现在经济总体层面如总通货膨胀和实际总产出中,还表现在部门实际产出和通货膨胀上。在基准模型中,名义利率下降1%时,服务部门和制造部门的通货膨胀分别由1981年的0.41%、1.40%下降至2010年的0.40%、1.30%,下降幅度均为10个基点。在反事实模型(不存在服务深化)中,两个部门的通货膨胀仅下降10个基点和2个基点。部门通货膨胀下调主要通过部门的边际成本通道,服务深化提升了部门间对服务中间品的使用,增强部门间的价格粘性,降低了两个部门边际成本对名义利率下降的刺激反应,进一步表现为部门通货膨胀的下调。具体地,在基准模型中,服务和制造部门边际成本分别下降10个基点和14个基点,但在反事实模型中,两者只分别下降5个基点和3个基点。服务深化还进一步

① 考虑选择的时间点是1981年和2010年的理由有两条:一是可获得的、且具有时间连续性的产业部门投入产出表从这一年开始,其本身可以近似作为中国经济改革的开端。选择2010年是因为World KLEM data数据库对于中国连续的投入产出表暂时更新到2010年,虽然中国国家投入产出协会公布了2012和2017版的投入产出表,但是这样不连贯的数据对于采用DEA方法来校准部门相对生产率比较困难,另外,选择2010年则可以回避因为2008年之后各国普遍量化宽松的政策的影响。二是1981年属于改革开放初期,制造业部门和服务业部门的相对生产率差异不大,几乎不存在服务深化,但积累到2010年,两个部门的相对生产率差异较大大会形成较高的服务深化水平。

提高了部门实际产出,制造部门和服务部门的实际产出分别提高25个基点和1个基点,而当没有服务深化时,名义利率的下降却几乎没有带来任何实际产出刺激变化甚至还有可能面临实际产出衰退。

六、结论与政策建议

本文通过对中国产业结构变迁的梳理,发现产业结构由制造业部门向服务业部门转型升级的过程中,伴随着两个部门中间生产结构服务日益密集化的特征。具体表现为服务品和制造品同作为两个部门的生产要素,但两个部门对服务品的使用占比随时间累积不断提高。由于服务品的价格粘性高于制造品,两个部门对服务品的使用比例逐渐提高使得两个部门的价格粘性增加,同时经济总体的价格粘性也随之升高。部门和总体价格粘性升高降低了应对货币政策冲击时的价格调整能力,继而改变部门和总体的实际产出和通货膨胀对货币政策冲击的响应。利用1996—2020年的实际产出,消费者价格指数和名义利率数据找到了一个经验性的证据。

为了说明服务深化提升部门和经济总体的价格粘性进而改变货币政策冲击效果的机制,利用两部门新凯恩斯模型阐述了服务深化的动力来源于制造部门和服务部门的生产率差异这一外生变量,并且该结论的成立仅依赖于制造中间品和服务中间品替代弹性小于1的合理假设。本文根据是否满足这一合理假设构建了基准模型和反事实模型。在基准模型中,两个部门的生产率差异扩大,服务深化发生,进而提高两个部门和经济总体的价格粘性,当面临名义利率上升的货

币政策冲击时,制造部门和服务部门的通货膨胀通过边际成本的渠道快速下降。但在制造中间品和服务中间品替代弹性等于1的反事实模型中,服务深化以及通货膨胀经边际成本渠道快速下降的现象均不存在。为了量化服务深化对货币政策冲击效果的改变,对比1981年和2010年稳态时刻的实际总产出、总通货膨胀、部门实际产出、部门通货膨胀及边际成本对名义利率下降1%的脉冲响应在基准模型(存在服务深化)和反事实模型(不存在服务深化)的区别。结果发现,在基准模型(存在服务深化)中,2010年的实际总产出和部门实际产出相对于1981年提升更多的同时,总通货膨胀和部门通货膨胀却有所下降,并且这种下降主要依赖边际成本下降渠道。这意味着1981年到2010年30年服务深化过程使得同样的刺激性货币政策冲击以较小的通货膨胀代价获得了更大的产出刺激,这一刺激作用不但在实际总产出和总通货膨胀上成立,在部门实际产出和通货膨胀上也成立。

本文通过一个经验性证据和理论模型说明了长期的经济结构变迁尤其是产业内部的投入产出结构变化对货币政策冲击效果的影响。服务深化提高经济体的价格粘性,进而改变了货币政策冲击对实际产出和通货膨胀的作用。当中央银行实施积极的货币政策时,服务深化在刺激实际产出增加的同时降低了通货膨胀的程度。当实施紧缩性货币政策削减需求时,由于价格粘性的增加,降低了实际产出和物价收缩程度。这一发现可以为产业结构调整 and 货币政策实施提供一些参考。

参考文献

- [1] Galesi A, Rachedi O. Services Deepening and the Transmission of Monetary Policy [J]. Journal of the European Economic Association, 2018, 17 (4): 1261-1293.
- [2] 渠慎宁, 吴利学, 夏杰长. 中国居民消费价格波动: 价格粘性、定价模式及其政策含义 [J]. 经济研究, 2012 (11): 88-102.
- [3] Nakamura E, Steinsson J. Five facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models [J]. Quarterly Journal of Economics, 2008, 123 (4): 1415-1464.
- [4] 侯成琪, 龚六堂. 部门价格粘性的异质性与货币政策的传导 [J]. 世界经济, 2014 (7): 23-44.
- [5] Burns A. Progress towards Economic Stability [J]. The American Economic Review, 1960, 50 (3): 444.
- [6] Carvalho V, Gabaix X. The Great Diversification and Its Undoing [J]. American Economic Review, 2013, 103 (5): 1697-1727.
- [7] Moro A. The Structural Transformation between Manufacturing and Services and the Decline in the US GDP Volatility [J]. Review of Economic Dynamics, 2012, 15 (3): 402-415.
- [8] Eggers A, Ioannides Y M. The Role of Output Composition in the Stabilization of US Output Growth [J]. Journal of Macroeconomics, 2006, 28 (3): 585-595.
- [9] Burren D, Neusser K. The Role of Sectoral Shifts in the Decline of Real GDP Volatility [J]. Macroeconomic Dynamics, 2013, 17 (3): 477-500.
- [10] 张云, 张四灿. 产业结构升级对中国经济波动的影响——基于三部门新凯恩斯模型的分析 [J]. 商业经济与管理, 2018 (7): 83-97.

- [11] 张四灿, 张云. 稳健货币政策、产业升级与中国经济波动 [J]. 郑州大学学报 (哲学社会科学版), 2020 (4): 57-61.
- [12] 张居营, 周可. 产业结构升级对中国经济波动的“稳定器”效应——基于部门价格粘性异质性视角的动态分析 [J]. 经济问题探索, 2019 (12): 172-180.
- [13] Flamini A, Ascari G, Rossi L. Industrial Transformation, Heterogeneity in Price Stickiness, and the Great Moderation [Z]. University of Pavia, Department of Economics and Management. Dynare working paper from CEPREMAP, 2012.
- [14] Vermeulen P, Dias D A, Dossche M, et al. Price Setting in the Euro Area: Some Stylized Facts from Individual Producer Price Data [J]. Journal of Money Credit and Banking, 2012, 44 (8): 1631-1650.
- [15] 霍东星, 方显仓. 中间品价格对价格粘性的影响——基于动态随机一般均衡模型的研究 [J]. 上海经济研究, 2020 (4): 41-53.
- [16] 张成思. 中国 CPI 通货膨胀率子成分动态传导机制研究 [J]. 世界经济, 2009 (11): 3-12.
- [17] 鄢莉莉, 吴利学. 投入产出结构、行业异质性与中国经济波动 [J]. 世界经济, 2017 (8): 3-28.
- [18] 何平, 陈丹丹, 贾喜越. 产业结构优化研究 [J]. 统计研究, 2014 (7): 31-37.
- [19] 韩永辉, 黄亮雄, 王贤彬. 产业结构优化升级改进生态效率了吗? [J]. 数量经济技术经济研究, 2016 (4): 40-59.
- [20] 穆杯中, 吴鹏. 城镇化、产业结构优化与城乡收入差距 [J]. 经济学家, 2016 (5): 37-44.
- [21] Bills M, Klenow P J. Some Evidence on the Importance of Sticky Prices [J]. Journal of Political Economy, 2004, 112 (5): 947-985.
- [22] Klenow P J, Kryvtsov O. State-dependent or Time-dependent Pricing: Does It Matter for Recent US Inflation? [J]. Quarterly Journal of Economics, 2008, 123 (3): 863-904.
- [23] Sims C A. Interpreting the Macroeconomic Time-series Facts—the Effects of Monetary-policy [J]. European Economic Review, 1992, 36 (5): 975-1000.
- [24] Uhlig H. What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure [J]. Journal of Monetary Economics, 2005, 52 (2): 381-419.
- [25] 张雪莹, 王聪聪, 向丽锦. 政府债务、货币政策冲击与宏观经济波动——基于 DSGE 模型的分析 [J]. 宏观经济研究, 2020 (10): 5-16, 70.
- [26] 刘玄, 王剑. 货币政策传导地区差异: 实证检验及政策含义 [J]. 财经研究, 2006 (5): 70-79.
- [27] 郝大鹏, 王博, 李力. 美联储政策变化、国际资本流动与宏观经济波动 [J]. 金融研究, 2020 (7): 38-56.
- [28] Calvo G A. Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework [J]. Journal of Monetary Economics, 1983, 12 (3): 383-398.
- [29] Carvalho C. Heterogeneity in Price Stickiness and the Real Effects of Monetary Shocks [J]. Frontiers of Macroeconomics, 2006, 2 (1): 1-58.
- [30] Bouakez H, Cardia E, Ruge-Murcia F J. The Transmission of Monetary Policy in a Multisector Economy [J]. International Economic Review, 2009, 50 (4): 1243-1266.
- [31] Bouakez H, Cardia E, Ruge-Murcia F J. Durable Goods, Inter-sectoral Linkages and Monetary Policy [J]. Journal of Economic Dynamics & Control, 2011, 35 (5): 730-745.
- [32] Bouakez H, Cardia E, Ruge-Murcia F J. Sectoral Price Rigidity and Aggregate Dynamics [J]. European Economic Review, 2014, 65: 1-22.
- [33] Imbs J, Jondeau E, Pelgrin F. Sectoral Phillips Curves and the Aggregate Phillips Curve [J]. Journal of Monetary Economics, 2011, 58 (4): 328-344.
- [34] Pasten E, Schoenle R, Weber M. The Propagation of Monetary Policy Shocks in a Heterogeneous Production Economy [J]. Journal of Monetary Economics, 2020, 116: 1-22.
- [35] Baumol W J. Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis [J]. The American Economic Review, 1967, 57 (3): 415-426.
- [36] Baumol W J, Blackman S A B, Wolff E N. Unbalanced Growth Revisited—Asymptotic Stagnancy and New Evidence [J]. American Economic Review, 1985, 75 (4): 806-817.
- [37] Nordhaus W D. Baumol's Diseases: A Macroeconomic Perspective [J]. The B. E. Journal of Macroeconomics, 2008, 8 (1): 8-31.
- [38] 宋建, 郑江淮. 产业结构、经济增长与服务业成本病——来自中国的经验证据 [J]. 产业经济研究, 2017 (2): 1-13.
- [39] 胡绍波, 魏建国, 郭晨. 产业间技术和收入的差异性变化对产业结构变迁的影响 [J]. 经济评论, 2019 (3): 18-29.
- [40] Duarte M, Restuccia D. The Role of the Structural Transformation in Aggregate Productivity [J]. Quarterly Journal of Economics, 2010, 125 (1): 129-173.
- [41] Herrendorf B, Rogerson R, Valentinyi A. Two Perspectives on Preferences and Structural Transformation [J]. American Economic Review, 2013, 103 (7): 2752-2789.
- [42] 单强, 吕进中, 王伟斌, 等. 中国化泰勒规则的构建与规则利率的估算——基于考虑金融周期信息的潜在产出与自然利率的再估算 [J]. 金融研究, 2020 (9): 20-39.
- [43] 田友春. 中国分行业资本存量估算: 1990—2014 年 [J]. 数量经济技术经济研究, 2016 (6): 3-21, 76.
- [44] 李力, 温来成, 唐遥, 等. 货币政策与宏观审慎政策双支柱调控下的地方政府债务风险治理 [J]. 经济研究, 2020 (11): 36-49.
- [45] 张佐敏. 财政规则与政策效果——基于 DSGE 分析 [J]. 经济研究, 2013 (1): 41-53.

(责任编辑: 李 晨 张安平)

去杠杆降低了劳动收入份额吗？

Does Deleveraging Reduce Labor Income Share?

刘长庚 王宇航 张磊

LIU Chang-geng WANG Yu-hang ZHANG Lei

[摘要] 2016年，中国去杠杆政策实施与劳动收入份额下降同时期发生，是巧合或是必然？造成劳动者福利损失了吗？本文将2016年去杠杆政策作为一次自然试验，基于2012—2019年中国A股上市企业数据，构建双重差分模型检验去杠杆政策的收入分配效应。研究发现：去杠杆政策显著降低了企业劳动收入份额。机制检验表明，去杠杆产生的融资约束和偿债压力并没有带来企业降薪或裁员行为，相反，劳动收入份额下降的原因更多表现在企业经营成本与财务成本降低、投资效率提高等方面，没有出现“利润侵蚀工资”的现象。该影响在非国有企业、坏杠杆企业和过度投资企业中更加明显，一定程度抑制了资本过度投入和有序扩张的问题。本文研究为2016年以来中国劳动收入份额再次下降的现象提供了微观解释，为明确我国去杠杆政策的积极意义提供了经验证据。

[关键词] 去杠杆政策 劳动收入份额 降薪裁员 提质增效

[中图分类号] F244 F272 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 07-0087-13

Abstract: In 2016, the implementation of China's deleveraging policy occurred at the same time as the decline of labor income share, is it coincidence or inevitable? Does it cause loss of the worker's welfare? This paper takes 2016 deleveraging policy as a quasi experiment, and based on the data of Chinese A-share listed companies from 2012 to 2019, the paper constructs a DID model to test the income distribution effect of the deleveraging policy. This study found that the deleveraging policy significantly reduced the labor income share of enterprises. The mechanism test shows that the financing constraints and debt repayment pressures caused by the deleveraging have not caused companies to cut wages or lay off employees. On the contrary, the reasons for the decline in the share of labor income are more reflected in the reduction of business costs and financial costs, and the improvement of investment efficiency. There is no "profit eating into wages" phenomenon. This effect is more pronounced in non-state-owned enterprises, bad leveraged enterprises and over-invested enterprises, restraining the problem of excessive capital investment and disorderly expansion to a certain extent. This study provides a microscopic explanation for the phenomenon that China's labor income share has declined again since 2016, and provides empirical evidences for clarifying the positive significance of China's deleveraging policy.

Key words: Deleveraging policy Labor income share Pay cut and layoff Improve business performance

[收稿日期] 2022-01-23

[作者简介] 刘长庚，男，1965年11月生，湘潭大学商学院教授，博士生导师，研究方向为收入分配；王宇航，男，1993年9月生，湘潭大学商学院博士研究生，研究方向为收入分配和微观计量；张磊，男，1992年7月生，湘潭大学商学院副教授，硕士生导师，研究方向为收入分配。本文通讯作者为王宇航，联系方式为1223250785@qq.com。

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“我国劳动收入份额的变化趋势及新时期的对策研究”（项目编号：18ZDA065）；国家社会科学基金青年项目“增长与分享有机协同推动共同富裕的逻辑及路径研究”（项目编号：21CJL008）；湖南省研究生科研创新重点项目“数字普惠金融对劳动收入份额的影响研究”（项目编号：CX20210507）。

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

2008年以来,中国实体部门杠杆率不断上升的现象引起全社会广泛关注。为防范化解实体企业过高杠杆率带来的系统性金融风险,2015年年底中央经济工作会议将“去杠杆”列为中国供给侧改革的五大任务之首,开始实施由政府主导的强制性去杠杆政策。已有文献表明,去杠杆可能引发一系列经济效应。微观方面涉及企业流动性危机(Qiu和Cheng, 2022^[1])、经营绩效下降(綦好东等, 2018^[2]; 马草原和朱玉飞, 2020^[3])和银行稳定性恶化(王连军, 2018^[4])等问题,宏观方面包括降低金融市场风险传染(刘勇和白小滢, 2017^[5]),加剧经济波动(潘敏和袁歌骋, 2018^[6])和衰退现象等(Eggertsson和Krugman, 2012^[7])。鲜有文献考察去杠杆可能带来的收入分配效应。

收入分配与社会公平、经济发展质量、劳动者社会福利等息息相关(Feldstein, 2008^[8]; 李松龄, 2022^[9])。在收入分配的研究中,劳动收入份额是长久以来经济学研究的热点(董丰等, 2020^[10])。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》明确提出,要坚持“居民收入增长和经济增长基本同步、劳动报酬提高和劳动生产率提高基本同步,提高劳动报酬在初次分配中的比重”的分配原则。现阶段,关于中国劳动收入份额的研究主要集中于对不同时期劳动收入份额变化趋势的分析。其中,大量文献集中于对1990—2007年中国劳动收入份额大幅下降现象的解释,主要从经济发展阶段(李稻葵等, 2009^[11])、产业结构调整(罗长远和张军, 2009b^[12]; 白重恩和钱震杰, 2010^[13])、对外出口和引进外资(邵敏和黄玖立, 2010^[14]; 余淼杰和梁中华, 2014^[15])、技术偏向(陈宇峰等, 2013^[16])、金融环境(Aziz和Cui, 2007^[17]; 罗长远和陈琳, 2012^[18]; 汪伟等, 2013^[19])以及人口结构(魏下海等, 2012^[20]; 魏下海等, 2017^[21])等视角展开。在2008—2015年期间,中国劳动收入份额开

始缓慢回升。这一阶段,“库兹涅茨倒U型曲线假说”成为解释劳动收入份额演变的主流,学者们认为经济增长(李稻葵等, 2009^[11]; 马草原和王美花, 2015^[22])、结构转型(刘亚琳等, 2018^[23])等因素是引发劳动收入份额上升的主要力量。

但对于2016年以来中国劳动收入份额再次下降的现象(图1)^①,学者们并未给予足够的关注,且无论从经济增长或是产业结构转型都没能很好解释中国劳动收入份额再次下降的现象^②。无独有偶,2016年劳动收入份额下降的转折点也是中国去杠杆政策实施的时间点。两者同时发生,是巧合还是必然?值得深思。从相近的研究来看,董丰等(2020)^[10]利用中国工业企业库数据检验了企业负债对劳动收入份额的负效应,进而得出去杠杆有利于提高劳动收入份额的结论。显然,这一结论忽略了2016年以来中国企业杠杆率与劳动收入份额同时下降的事实,同时也受到一定的内生性干扰。鉴于上述研究中的不足,本文以2016年去杠杆政策出台作为一次自然试验,利用双重差分模型检验去杠杆政策对企业劳动收入份额的影响。

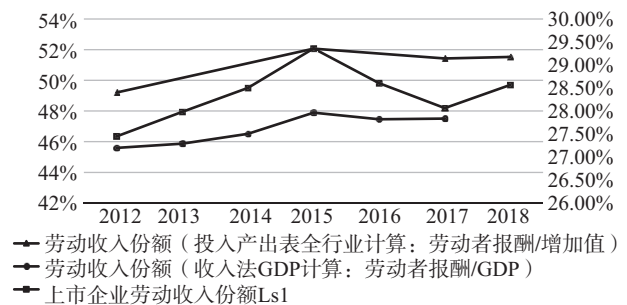


图1 2012—2017年中国劳动收入份额变化情况

数据来源: 国泰安数据库, 2012—2017年《中国统计年鉴》, 2012年、2015年、2017年、2018年投入产出表。

与上述文献相比,本文的主要贡献在于:第一,首次聚焦于中国劳动收入份额在2016年下降这一经济事实及其背后的原因。从文献梳理来看,关于中国劳动收入份额的相关研究主要聚焦于两个时期:一是1990—2007年劳动收入份额大幅下降时期,也是现有文献主要关注的阶段;二是2008—2015年劳动收入份额缓慢上升时期。而2015年之后中国劳动收入

① 本文分别使用中国统计年鉴收入法GDP数据、投入产出表全行业数据和国泰安数据库上市企业数据计算了2012—2018年中国劳动收入份额变化情况,结果都显示中国劳动收入份额在2016年开始下降。

② 马草原和王美花(2015)^[25]发现经济增长与劳动收入份额之间存在反向变化的关系,2008年之前,我国经济增长较高,劳动收入份额不断下降,2008年金融危机之后,经济增速下降,劳动收入份额开始缓慢增长。但对2015年之后经济增速和劳动收入份额出现同时下降的现象该理论没能很好解释。刘亚琳等(2018)^[26]认为产业结构是影响劳动收入份额的重要因素,第二产业就业人数占比与劳动收入份额之间存在反向变化关系。但2015年之后我国第二产业从业人数占比与劳动收入份额同时下降的现象通过该理论很难得到解释。

份额再次下降的现象却未受到关注。本文以 2016 年去杠杆政策为背景,探究该阶段劳动收入份额下降的原因,丰富了新时代以来劳动收入份额变化及其原因分析的研究成果。第二,本研究为去杠杆造成劳动收入份额下降这一猜想提供了直接证据。已有文献关于去杠杆收入分配效应的研究,主要通过分析企业负债与收入分配的关系来推测去杠杆政策的收入分配效应。该结论可能受到两者内生性问题的影响,也忽略了去杠杆过程与状态之间的差异。本文基于 2016 年去杠杆政策出台这一自然试验,使用双重差分模型识别去杠杆政策对企业劳动收入份额的影响,多角度进行稳健性检验,消除可能存在的内生性问题,弥补了去杠杆分配效应研究中的不足。第三,进一步分析了去杠杆影响劳动收入份额的传导机制和企业异质性,为去杠杆政策的积极效应提供了经验证据。研究发现去杠杆政策并没有造成企业降薪或裁员行为,相反,劳动收入份额下降的原因更多表现在企业经营成本与财务成本降低、投资效率提高等方面,没有出现“利润侵蚀工资”的现象。该影响在非国有企业、坏杠杆企业和过度投资企业中更加明显,一定程度上抑制了资本过度投入和有序扩张的问题。

本文的结构安排如下:第二部分为政策背景与传导机制;第三部分为数据来源、变量释义与实证模型;第四部分为基准回归和稳健性检验;第五部分是机制检验和异质性分析的进一步研究;第六部分为结论和政策启示。

二、制度背景与传导机制

(一) 制度背景

为应对国际金融危机的冲击,2008 年以来中国启动了大规模的经济刺激计划。到 2010 年各级政府总投资达到 4 万亿元,全社会杠杆率急剧上升。根据国家资产负债表研究中心发布的中国宏观杠杆数据,仅 2008—2009 年,实体经济部门杠杆率上升了 32 个百分点,非金融企业部门杠杆率上升了 20 个百分点。此后,宏观杠杆率一路高歌猛进,到 2016 年,中国实体部门杠杆率已高达 238.8%,非金融企业部门杠杆率达到 157.6%,同比 2008 年分别上升了 97.6 和 62.4 个百分点,接近国际警戒线。同时,中国非金融上市企业杠杆率均值从 2007 年的 52.48% 上升到 2016 年的 60.01%^①。Standard 和 Poor's (2014)^[24] 的

预测认为,到 2018 年年底,中国企业债务将占到全球企业债务总量的 1/3 以上。过高的负债率使得企业财务负担增大,出现大面积亏损(綦好东等,2018^[2]),产生严重的债务危机。

为避免杠杆率过高引发系统性金融风险,中央政府力主强制性去杠杆。2015 年 12 月,在中央经济工作会议上,习近平总书记提出要着力推进供给侧结构性改革,将去杠杆作为防范系统性金融风险的重要举措,坚持加强全方位监管,规范各类融资行为,抓紧开展金融风险专项整治,坚决守住不发生系统性、区域性风险的底线。2016 年 9 月,国务院出台并实施了《国务院关于积极稳妥降低企业杠杆率的意见》(国发〔2016〕54 号),指出在推进降杠杆过程中,要坚持市场化、法制化、有序开展和统筹协调的原则,充分考虑不同类型行业和企业的杠杆特征,分类施策,有扶有控,不搞“一刀切”。2017 年 7 月,习近平总书记在全国金融工作会议上指出要把国有企业降杠杆作为重中之重。2018 年 9 月,中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《关于加强国有企业资产负债约束的指导意见》,提出促使高负债国有企业资产负债尽快回归合理水平,推动国有企业平均资产负债率到 2020 年比 2017 年下降 2 个百分点,基本保持在行业平均水平。在高压的去杠杆政策下,中国非金融企业部门杠杆率水平从 2016 年的 157.6% 下降到 2019 年 151.3%,国有企业平均杠杆率水平从 2015 年的 65.71% 下降到 2018 年的 64.19%。图 2 描绘了 2015

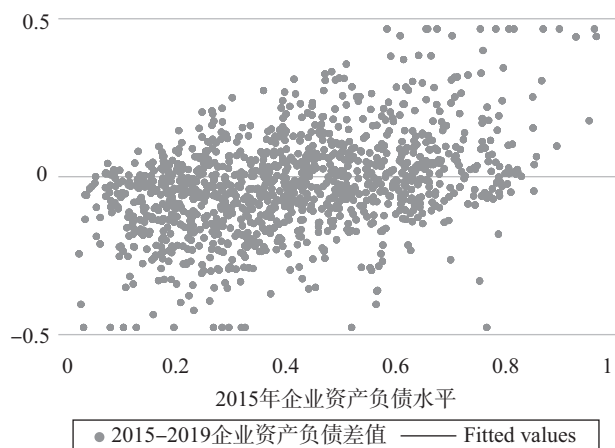


图 2 2015 年企业杠杆率与 2015—2019 年企业杠杆率变动的关系

数据来源:国泰安数据库。

① 中国非金融上市企业杠杆率均值水平来自 2008 年和 2017 年《中国上市公司年鉴》。

年上市企业资产负债率与2015—2019年企业杠杆率下降幅度的散点图,两者呈明显的正相关关系,表明杠杆率越高的企业其去杠杆幅度越大,受到去杠杆政策影响越明显,这为本文使用双重差分模型考察去杠杆政策对企业劳动收入份额的影响提供了良好的条件。

(二) 传导机制

通过文献梳理和对影响企业劳动收入份额因素的分析,本文推断去杠杆政策对劳动收入份额的影响可能来自以下两个方面:

一方面,去杠杆政策可能增大企业融资约束,造成企业劳动收入下降。就本文研究而言,去杠杆的本质是企业杠杆率向下调整的过程,主要通过限制企业债务融资来实现(杨雪峰,2018^[25])。按照《国务院关于积极稳妥降低企业杠杆率的意见》的表述,去杠杆需要营造良好的市场与政策环境,通过加强市场主体信用约束和强化金融机构授信约束两方面来限制高杠杆企业的信贷获取。从Wind统计数据来看,中国金融机构人民币贷款加权平均利率从2016年9月的5.2%增长到2018年6月的5.97%,期间社会融资规模存量同比大幅下降,融资环境不断趋紧,企业面临的融资约束加剧。相关研究表明,融资约束会限制企业对劳动报酬的支付能力,降低企业劳动收入份额(Aziz和Cui,2007^[17];罗长远和陈琳,2012^[18];汪伟等,2013^[19])。按照企业流动资本需求的分析框架,在企业生产和销售过程中,其收支情况并不同步。在生产阶段,企业主要任务是购买原材料和雇用劳动力,将产品生产出来。在销售阶段,企业将产品销售,收回投入资本。因此,在生产成果转化为现金流之前,企业需要充足的流动资本来支付工人工资和购买原材料,保证生产过程稳定进行。根据世界银行对中国企业的调查结果,在流动资本来源中,银行贷款所占比重最大,而自有资金来源仅占银行贷款的一半(罗长远和陈琳,2012^[18]),企业流动资本对银行贷款的依赖程度更高。在强制去杠杆政策下,高杠杆企业由于受到严格的外部融资约束(Giroud和Mueller,2017^[26]),流动资本获取受限,从而不可避免会限制企业对劳动力要素和原材料的需求。为保证正常的生产经营活动,企业可能通过降薪或者裁员的方式减少企业劳动报酬支出,节约企业流动资金,进而造成劳动收入份额下降(Aziz和Cui,2007^[17];罗

长远和陈琳,2012^[18])。

另一方面,去杠杆政策可能提高企业盈利能力,造成资本收入上升。在去杠杆政策的“红线”压力下,通过积累利润偿还债务成为企业去杠杆的重要方式。为了积累利润,企业必须将降低成本和提高绩效作为一段时期内重要的经营目标。首先,企业会通过强化成本管理来降低现金支出。相关研究表明,在去杠杆过程中,企业可能通过降低派发股利分红,减少资本支出,限制员工收入乃至裁员等方式降低企业经营成本(Ruscher和Wolff,2012^[27]),提高利润来保证企业正常运营和偿还债务。其次,随着企业杠杆率水平下降,高负债带来的企业经营风险得到有效抑制,企业资本结构得到优化,提高了自身可抵押资产质量和还款能力,改善了金融机构对企业的信用评级,降低了经营风险过高造成的企业债务融资溢价,进而减少了企业财务费用支出(蔡好东等,2018^[2]),减轻了债务利息对企业营业利润的侵蚀。最后,企业会通过提高投资效率来增强盈利能力。与紧缩的信贷环境相比,在宽松的信贷环境下,企业对于投资项目的风险、成本和收益的敏感度更低,造成大规模非效率投资(蔡好东等,2018^[2])。随着去杠杆政策的实施,偿债压力和经营风险使得企业更加综合地考虑投资项目的风险、成本和收益等因素,通过减少企业非效率投资,提高投资回报来增加利润(Gomariz和Ballesta,2014^[28])。乔小乐等(2018)^[29]发现,去杠杆有助于提高制造业上市企业的资金使用效率,提高企业经营绩效,尤其对国有企业资金使用效率的提升更明显。可以预见,企业通过对自身收支的双向管理能够增加营业利润,带来资本收入上升。

依据上述分析,由于去杠杆政策增大了企业融资约束问题和偿债压力,使得企业经营者可能通过挤压劳动收入或提高营业利润的方式来调整资本结构,进而造成劳动收入份额下降。

三、数据与实证模型

(一) 数据来源

本文采用的数据为中国A股上市企业的财务数据^①,考虑到去杠杆政策发生的时间在2016年,选择政策发生前后4年(2012—2019年)作为本文研

^① 使用上市企业数据进行研究的两个合理性:一方面,考虑到去杠杆政策发生在2016年,该阶段可获得的国内微观企业数据样本仅有上市企业数据;另一方面,按照钟宁桦等(2016)^[30]的研究结论,1998年以来,中国加杠杆的企业主要是大型企业、国有企业、上市企业。

究的时间区间,数据来源于国泰安数据库(CSMAR)^①。为保证实证结果的可靠性,进一步剔除以下异常样本:在统计期内出现过ST的企业样本;不符合基本会计原则的企业样本(负债+所有者权益≠资产);在统计期内出现借壳上市或者退市的企业样本;2015年以后上市的企业样本。同时为了消除极端值影响,对所有连续变量1%和99%的数据进行缩尾处理,最终保留2 279家上市企业数据。

(二) 模型设定与变量释义

1. 模型设定。

为识别去杠杆对企业劳动收入份额的影响,本文将2016年去杠杆政策实施作为一项自然试验,构建如下双重差分(DID)模型:

$$Ls_{ijt} = \alpha_1 + \beta_1 treat_{i15} \times post_{t16} + \lambda X_{ijt} + ent_i + year_t + indus_j + pd_p + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中: i 代表企业; j 代表上市企业所在行业; p 代表上市企业所在省份; t 代表年份;被解释变量 Ls 代表企业当年的劳动收入份额;解释变量 $treat_{i15} \times post_{t16}$ 为处理变量和时间变量的交互项,考察去杠杆政策对企业劳动收入份额的影响; X 包含企业、行业及省份特征控制变量; ent 、 $year$ 、 $indus$ 和 pd 分别代表企业个体、年份、行业和省份固定效应; ε 为随机误差项。

2. 变量释义。

被解释变量。本文研究对象为企业劳动收入份额。现阶段利用上市企业数据计算劳动收入份额的方法主要有两类:一类是要素增加值法,该方法主要依据收入法GDP计算劳动收入份额的思路。具体为劳动收入份额=劳动报酬/企业要素增加值(苏栌芳等,2021^[31]),其中企业要素增加值包含劳动报酬、营业盈余、固定资产折旧和生产税净额四个部分。劳动报酬以企业现金流量表中“支付给职工以及为职工支付的现金”来衡量,该指标包括本期实际支付给职工的工资、奖金、各种津贴和补贴以及为员工支付的五险一金、福利费用等。营业盈余使用企业营业收入

减去营业成本来衡量。生产税净额使用企业营业税金及附加+增值税-政府补助来计算。同时,也有多数文献认为,要素收入分配的核心在于劳资收入分配,企业增加值中的生产税净额不属于劳动者和资本的收入,而是政府收入,在劳动收入份额的计算中应予以剔除,进而得到劳动收入份额=劳动报酬/(企业要素增加值-生产税净额)(方军雄,2011^[32]);另一类使用营业收入法计算劳动收入份额,具体为劳动收入份额=劳动报酬/营业收入(王雄元和黄玉菁,2017^[33];施新政等,2019^[34])。本文使用剔除生产税净额要素增加值法计算的劳动收入份额 $Ls1$ 作为主要回归变量,使用要素增加值法劳动收入份额 $Ls2$ 、营业收入法劳动收入份额 $Ls3$ 进行稳健性检验。

解释变量。 $treat_{i15} \times post_{t16}$ 为处理变量($treat_{i15}$)和时间变量($post_{t16}$)的交互项,该变量的估计系数 β_1 表示政策效果。其中,本文处理变量($treat_{i15}$)是一个虚拟变量,当企业受到去杠杆政策影响时, $treat_{i15}$ 赋值为1,反之赋值为0。具体来说,关于去杠杆的行业标准表述来自《关于加强国有企业资产负债约束的指导意见》(以下简称《意见》),《意见》提出对于不同行业企业“原则上以本行业上年度规模以上全部企业平均资产负债率为基准线,基准线加5个百分点为本年度资产负债率预警线,基准线加10个百分点为本年度资产负债率重点监管线”。事实上,去杠杆政策在执行过程中可能更为灵活,使用上述参考线都可能带来估计偏差。相比之下,选用低于真实去杠杆率标准的界定方式,其估计偏差向下,选用高于真实去杠杆标准的界定方式,其结果偏差无法确定。综合考虑后,本文认为使用2015年《中国统计年鉴》各行业规模以上企业杠杆率均值作为 $treat_{i15}$ ^②的界定标准。按照上述标准处理,本文受到去杠杆政策处理的企业有523家,控制组企业1 982家^③。时间变量($post_{t16}$)也是一个虚拟变量,样本在政策发生之后(2016年及以后)赋值为1,否则赋值为0。同时,在后文对

① 考虑到去杠杆行业标准为《中国统计年鉴》中“工业、房地产业、建筑业、餐饮业、住宿业、零售业和批发业”7个行业规模以上企业的杠杆率均值,因此本文仅保留上述7个行业企业样本。上述7个行业中,工业行业被细分为38个子行业,工业38个子行业和其他6个行业与中国证监会2012版行业分类中的大类行业标准一致,共44个行业。

② 虽然《意见》中指出去杠杆标准是随行业企业杠杆率变化动态调整的,但是为保证杠杆率标准界定的外生性,借鉴Lu和Yu(2015)^[35]的方法,选用2015年各行业规模以上企业杠杆率均值作为衡量标准。同时杠杆率标准的动态调整是整个行业内企业同步变化的结果,因此去杠杆界定标准的动态调整可能对本文结果影响不大。之后,本文在表5中处理企业自身杠杆率变化带来的干扰,因此,使用该界定标准是合理的,也是可信的。

③ 该数据使用2019年企业样本整理得出,不同年份可能存在差异。

多种去杠杆政策标准进行稳健性检验。

控制变量。本文借鉴王雄元和黄玉菁 (2017)^[33]、施新政等 (2019)^[34] 的研究成果, 在模型中分别控制影响企业劳动收入份额的微观变量和宏观变量。企业微观控制变量包括: 企业规模 *Size* 为总资产对数值; 独立董事比例 *Ind* 为独立董事数量占董事会人数比例; 资本产出比 *Ky* 为固定资产净额占营业总收入的比重; 股权集中度 *Sc* 为前五大股东持股比例的平方和; 企业所有制 *Soe*, 若企业实际控制人是国有性质, 取值为 1, 否则为 0; 净资产收益率 *Roe* 为净利润与净资产的比值; 公司成长性 *Growth* 为企业总资产增长率。行业和省际层面的控制变量包括: 行业集

中度 *HHI* 为行业内所有企业营业收入份额的平方和; *Load_GDP* 为企业所在省份贷款余额占 GDP 的比重; *S_industry* 为第二产业在 GDP 中的比重^①。该模型同时控制了企业个体、行业、省份和年度固定效应。

3. 描述性统计。

表 1 汇报了上述变量的描述性统计结果。可以发现, 在去杠杆政策发生之前, 处理组企业劳动收入份额均值显著高于对照组。但在去杠杆政策之后, 处理组企业劳动收入份额明显下降, 对照组企业劳动收入份额明显上升, 两组差距明显缩小。该结果表明, 与对照组相比, 去杠杆政策可能降低了处理组企业的劳动收入份额。

表 1 主要变量的描述性统计

variable	政策前后样本				处理组 Mean	对照组 Mean	Diff. (T-test)
	Pre/Post	Mean	S. D.	N			
<i>Ls1</i>	Pre	0.279 4	0.124 6	7 589	0.290 7	0.275 3	0.015 4***
	Post	0.281 7	0.122 1	8 204	0.282 8	0.281 3	0.001 5
<i>Size</i>	Pre	3.671 5	1.279 5	7 591	4.417 6	3.395 7	1.021 9***
	Post	4.138 6	1.305 8	8 212	4.906 9	3.877 9	1.029 0***
<i>Ind</i>	Pre	0.373 3	0.055 6	7 589	0.372 8	0.373 5	-0.000 6
	Post	0.377 0	0.057 8	8 211	0.379 1	0.376 3	0.002 8*
<i>Ky</i>	Pre	0.533 1	0.878 2	7 589	0.654 8	0.488 2	0.166 6***
	Post	0.524 6	1.046 2	8 212	0.647 0	0.483 1	0.163 9***
<i>Growth</i>	Pre	0.539 1	12.563	7 249	1.144 3	0.306 2	0.838 1**
	Post	0.231 1	1.803 6	8 212	0.189 8	0.245 1	-0.055 2
<i>Soe</i>	Pre	0.396 1	0.489 1	7 591	0.578 3	0.328 7	0.249 5***
	Post	0.372 7	0.483 5	8 212	0.565 3	0.307 4	0.257 9***
<i>ROE</i>	Pre	0.059 4	0.322 7	7 556	0.018 4	0.074 5	-0.056 0***
	Post	0.054 9	0.334 3	8 196	0.039 4	0.060 1	-0.020 7**
<i>Sc</i>	Pre	0.175 5	0.123 4	7 589	0.179 7	0.173 9	0.005 8*
	Post	0.151 4	0.109 4	8 212	0.157 2	0.149 4	0.007 8***
<i>HHI</i>	Pre	0.101 0	0.092 3	7 589	0.101 8	0.100 7	0.001 1
	Post	0.111 8	0.101 6	8 212	0.114 0	0.111 0	0.003 0
<i>Load_GDP</i>	Pre	1.377 9	0.497 5	7 590	1.350 7	1.387 9	-0.037 2***
	Post	1.509 7	0.505 8	8 212	1.510 4	1.509 4	0.000 9
<i>S_industry</i>	Pre	44.823 0	9.031 4	7 590	44.764 0	44.844 0	-0.080 0
	Post	39.102 0	8.652 8	8 212	38.533 0	39.295 0	-0.762 0

四、实证分析

(一) 共同趋势检验

双重差分方法的使用需要满足共同趋势假设, 要

求在没有政策干预时, 结果变量的变化趋势在处理组和对照组之间不存在显著差异。针对这一条件, 本文借鉴 Qian (2008)^[36] 的研究方法, 生成年份虚拟变量 *Year* 与处理组虚拟变量 *treat₁₅* 的交互项对企业劳动收入

① *HHI* 数据来自国泰安数据库, 省际贷款余额、GDP、第二产业比重等宏观变量来自 2012—2019 年《中国统计年鉴》。

份额进行回归，同时控制企业个体、年份、行业和省份的固定效应^①。为了避免出现完全共线性问题，本文以政策冲击前的 2012 年作为基准年构建实证模型 (2)。交互项 $treat_{15} \times Year_n$ 的系数 δ_n 表示，与基准组相比第 n 期处理组与控制组之间的差异。如果政策实施之前估计系数不显著，则平行趋势假设成立。

$$Ls_{ijt} = \alpha_1 + \sum_{n=2013}^{2019} \delta_n treat_{i15} \times Year_n + \lambda X_{ijt} + \varepsilon_{it} + year_t + \text{indus}_j + pd_p + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

图 3 汇报了去杠杆政策的平行趋势检验结果，图中 y2013 代表 $treat_{15}$ 和 $Year$ 为 2013 年时的虚拟变量交互项，其值代表该交互项的估计系数，y2014—y2019 的设置方法与 y2013 一致。图 3 结果表明，在去杠杆政策出台以前 (2016 年前)，处理组样本与控制组样本的劳动收入份额变化趋势没有显著差异，表明使用双重差分的方法来识别去杠杆政策带来的收入分配效应是合理的。同时，在去杠杆政策出台之后 (2016 年后)，处理组和对照组企业劳动收入份额的变化趋势出现明显差异，高杠杆企业劳动收入份额相对于低杠杆企业出现急剧下降，一定程度上说明去杠杆政策会降低企业劳动收入份额^②。

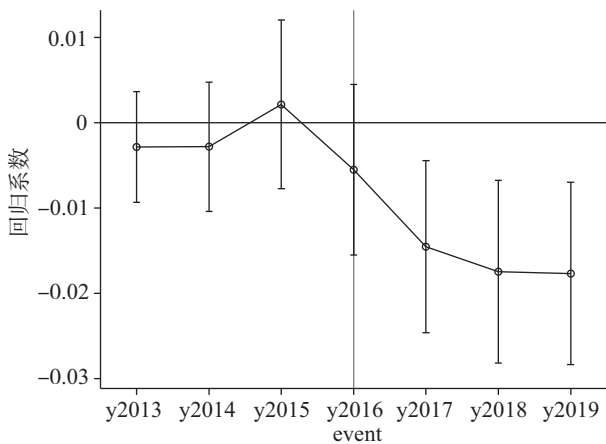


图 3 事件分析法进行平行趋势检验

(二) 基准回归分析

在基准回归之前，再次验证去杠杆政策是否有效降低了高杠杆企业的杠杆率水平。表 2 列 (1) 汇报了 $treat_{15} \times post_{16}$ 交互项对企业杠杆率的回归结果，估计系数显示，相较于低杠杆企业 (对照组)，去杠杆政策会使高杠杆企业 (处理组) 的资产负债率平均下降 4.59 个百分点。此外，本文再次利用事件分析法检验去杠杆后企业杠杆率下降的时间趋势^③。结果发现在去杠杆政策出台之后，高杠杆企业 (处理组) 杠杆率逐年下降。在基准回归中，列 (2) 中汇报了仅包含 $treat_{15} \times post_{16}$ 交互项、时间、企业个体、省份和行业的固定效应的估计结果。其中， $treat_{15} \times post_{16}$ 估计系数表明，与对照组企业相比，去杠杆政策使得处理组企业劳动收入份额下降了 1.40 个百分点。之后，本文在列 (3) 中加入了可能相关的企业、行业和省份特征变量，以控制相关因素带来的估计偏差， $treat_{15} \times post_{16}$ 估计的结果显示去杠杆政策降低企业劳动收入份额的结论依旧稳健。

另外，去杠杆政策发生的时间是否随机也值得担心。如果去杠杆政策是内生的，可能使处理组和对照组企业在事前出现系统性差异，造成虚假回归。为了尽可能减轻去杠杆政策出台时间和处理组选择非随机性带来的估计偏差，本文借鉴 Lu 和 Yu (2015)^[35]、郭峰和熊瑞祥 (2017)^[37] 的方法，通过控制影响政策冲击发生时间和样本是否被处理的相关因素来排除其可能的内生性。具体来说，去杠杆政策的实施时间主要受中国非金融企业部门杠杆率的影响，企业是否受到去杠杆政策的处理由企业自身杠杆率水平决定。在此，本文进一步控制 2012—2019 年中国非金融企业部门的杠杆率和企业自身的杠杆率来剔除 $treat$ 和 $post$ 潜在的内生性问题。列 (4) 的结果表明，在控制上述干扰因素后，去杠杆降低企业劳动收入份额的结果显著存在。

表 2 去杠杆政策对企业杠杆率和劳动收入份额的影响

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Lev</i>	<i>Ls1</i>	<i>Ls1</i>	<i>Ls1</i>
$treat_{15} \times post_{16}$	-0.0459*** (-7.23)	-0.0144*** (-3.29)	-0.0108** (-2.53)	-0.0080* (-1.90)

① 为区分模型中构建交互项的年份虚拟变量和年份固定效应，将年份虚拟变量名设置为 $Year$ ，年份固定效应设置为 $year$ 。

② 感谢审稿专家对本文平行趋势检验提出的建设性意见。

③ 因篇幅所限，本文省略了去杠杆政策对企业杠杆率的事件分析结果，相关结果和分析留存备案。

续前表

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Lev</i>	<i>Ls1</i>	<i>Ls1</i>	<i>Ls1</i>
<i>Indus_lev</i>				0.002 0*** (7.05)
<i>Lev</i>				0.061 6*** (3.95)
控制变量	YES	NO	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
R^2	0.219 3	0.078 0	0.183 1	0.189 1
<i>N</i>	15 406	15 793	15 398	15 398

注：加入的控制变量与描述性统计展示变量一致，括号内为稳健标准误下的 t 统计量，*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著，以下各表同。

(三) 稳健性检验

1. 排除相关事件的政策预期和政策冲击的伪证据检验。

实施自然实验的前提是政策发生具有不可预期性。借鉴 Lu 等 (2017)^[38] 的做法，本文对去杠杆这一事件进行预期效应检验。(1) 考虑 2015 年发生在资本市场的去杠杆行为对实体企业去杠杆的预期效应。为抑制证券市场泡沫，中国证监会从 2015 年 6 月到 9 月连续三次发布清理资本市场场外配资的意见通知。(2) 考虑 2013 年“钱荒”事件带来的企业去杠杆预期。2013 年 6 月 4 日到 24 日，中国货币市场利率出现持续性的上升。6 月 20 日，货币市场质押式回购隔夜利率一度高达 30%，7 日和 14 日加权利率分别达到 11.62% 和 9.26%。货币市场严重的流动性问题可能给高杠杆企业敲响警钟，主动降低企业杠杆率，保持充足的流动性。因此，为排除上述事件带来的实体企业去杠杆预期，本文在基准模型中分别加入 $treat_{15} \times post_{15}$ 和 $treat_{15} \times post_{13}$ 进行回归。同时，本文也加入 $treat_{15} \times post_{14}$ 进行稳健性检验，以保证在政策冲击前，企业不存在政策预期。上述估计结果^①显示， $treat_{15} \times post_{15}$ 、 $treat_{15} \times post_{14}$ 和 $treat_{15} \times post_{13}$ 的估计系数并不显著，表明企业对于去杠杆这一政策不存在预期。

在企业预期效应的基础上，本文使用政策发生前的样本进行证伪检验，以保证政策效应来源的唯一性。使用 2012—2015 年的样本数据，分别以 2013 年、2014 年、2015 年为虚拟的政策干预点，重复前面的分析。结果^②显示，在 2016 年之前，虚拟政策均没有出现显著的影响，能够排除事前其他政策带来的估计偏差，增强了上述结论的可靠性。

2. 排除去杠杆标准选择带来的潜在估计偏差。

考虑去杠杆政策标准模糊性带来的影响。为了提高结论的可靠性，本文使用多个可能的去杠杆标准来验证上述结论。(1) 上市企业本身具有其他企业所不具有的特征，其去杠杆的标准可能与非上市企业存在一定的差异。本文进一步使用 CSMAR 数据库中上市企业行业资产负债率均值作为不同行业上市企业去杠杆标准^③，设置新的处理组和对照组重复上述检验。(2) 在《中国统计年鉴》的 44 个行业大类中，38 个行业大类归属于工业门类，与其他 6 个行业存在差异。为了减少由分类口径差异带来的干扰，本文使用仅包含工业企业的样本进行估计。回归结果^④显示，无论在何种行业分类标准下，去杠杆政策都显著降低了企业劳动收入份额，表明本文结论并未因行业标准差异而发生改变。(3) 将本文去杠杆标准分别向上和向下调整 5 个百分点，观察去杠杆政策对企业

①②④ 限于篇幅，文中未报告稳健性检验结果。如读者需要，可向作者索取。

③ CSMAR 数据库中，上市企业的行业分类标准使用了中国证监会 (2012) 行业分类标准，与本文基础回归中使用的《中国统计年鉴》中的行业分类标准相一致。行业企业样本选择为包含 ST 或 * ST、当年新上市或被暂停上市的综合 A 股企业全样本。

劳动收入份额的影响。估计结果^①显示,与基准回归结果相比,杠杆率标准向下调整会降低去杠杆政策对企业劳动收入的负效应,杠杆率标准向上调整会增强去杠杆政策对企业劳动收入的负效应。该结果印证了前文对去杠杆标准选择的解释,增强了本文核心结论的可信度。

3. 排除干扰政策和样本带来的估计偏差。

(1) 排除“去库存”和“去产能”政策的干扰。在供给侧结构性改革的“三去”任务中,“去产能”和“去库存”也会带来行业内部分企业盈利状况的改善,影响企业劳动收入份额变化。为排除这一干扰,本文使用剔除受到“去库存”影响的房地产企业和受到“去产能”影响的煤炭、钢铁、水泥、电解铝、玻璃和船舶制造等行业企业进行稳健性检验。虽然剔除相关企业样本能够排除“去库存”和“去产能”政策对企业劳动收入份额的直接影响,但无法排除由“去库存”和“去产能”政策对其他行业的溢出效应。考虑到“去库存”和“去产能”的目标企业主要是钢铁、水泥等上游原材料行业,政策对上游行业产出的影响会传导到下游行业的原料成本和企业利润,进而影响企业的劳动收入份额。对此,本文在剔除相关行业样本的基础上,加入企业所在行业的毛利率作为控制变量^②,尽可能控制“去库存”和“去产能”在行业间的溢出效应。

(2) 排除社保缴费比例下降带来的偏差。《降低社会保险费率综合方案》明确提出“自2019年5月1日起,降低城镇职工基本养老保险缴费比例,高于16%的省份,可降至16%”。企业社保缴费属于劳动收入的组成部分,该政策的实施可能高估去杠杆政策对劳动收入份额的影响。因此,本文使用剔除2019年企业的样本重复上述检验。

(3) 排除企业跨行业带来的估计偏差。在样本统计期内,企业主营业务变化可能造成其所属行业的变化。尤其是2015年之后发生跨行业的企业,可能影响其是否受到政策处理,给上述结果带来偏差。通过对跨行业企业样本的整理,本文发现虽然在2015年之后发生跨行业的企业有728家,但未出现组别变化的样本,可见企业跨行业行为并不会影响本文估计结果。为进一步排除跨行业现象带来的影响,本文使

用剔除跨行业企业的样本重复上述估计。

从上述检验结果^③来看,在剔除上述干扰因素之后,去杠杆政策对劳动收入份额的负效应依旧显著存在。

4. 其他稳健性检验:潜在的内生性、序列相关、测量误差问题^④。

为了剔除潜在的内生性问题、测量误差和其他未知干扰对估计结果的影响,本文进一步从以下三个方面来提高上述结论的稳健性。

(1) 剔除潜在的内生性和序列相关问题。本文将所有控制变量滞后一期进行稳健性检验,剔除潜在的互为因果问题。同时,借鉴Bertrand等(2004)^[39]的做法,使用两期倍差法模型排除潜在的序列相关问题。具体以2016年为时间节点,把样本期划分为去杠杆冲击前(2012—2015年)和去杠杆冲击后(2016—2019年),在每个阶段对每家企业参与回归的变量取算术平均值,再通过两期倍差模型检验去杠杆政策对劳动收入份额影响。相应估计结果表明,上述结论依旧可靠。

(2) 替换解释变量和被解释变量。本文分别使用 $Ls2$ 和 $Ls3$ 作为企业劳动收入份额的代理变量,使用2015年企业杠杆率水平到行业均值的差值(cdd_{15})作为去杠杆政策强度的代理变量重复上述估计。从结果来看,使用重新测算的解释变量和被解释变量得到的估计系数都显著为负,表明上述结论依旧稳健。从 $cdd_{15} \times post_{16}$ 的估计系数来看,该结果明显大于基准回归结果,表明企业杠杆率越高,其受去杠杆政策的影响越大,对企业劳动收入份额的影响越明显。

(3) 控制省际和行业层面随时间变化的不可观测的因素。这里本文在基准回归的基础上加入省份和年份固定效应的交互项、行业 and 年份固定效应的交互项来控制省际和行业层面随时间变化的不可观测因素带来的影响。估计结果显示,去杠杆政策降低企业劳动收入份额的结论依旧稳健。

(四) 安慰剂检验

为应对一些无法预期因素带来的估计偏差,本文借鉴Lu等(2017)^[38]的做法,对上述结论进行安慰剂检验。从2015年样本中随机选取533个企业作为

① 限于篇幅,文中未报告稳健性检验结果。如读者需要,可向作者索取。

② 营业毛利率=(营业收入-营业成本)/(营业收入),营业收入和营业成本分别为该行业所有上市企业营业收入与营业成本之和。数据来源:国泰安数据库。

③④ 限于篇幅,文中未报告其他稳健性检验结果。如读者需要,可向作者索取。

处理组 $treat^{pseudo}$ ①，从 2013—2018 年随机抽取一年作为去杠杆政策的干预时间点构建 $post^{pseudo}$ ，生成伪倍差法估计量 $treat^{pseudo} \times post^{pseudo}$ 替代式 (1) 中的交互项进行安慰剂检验。图 3 绘制了对 500 次上述随机抽取过程的估计系数，计算所有估计系数的均值为 -0.0002 ，标准误为 0.0037 ，其结果非常接近于 0，且统计上不显著。同时表 2 列 (4) 完整的估计系数 -0.008 (图 4 实线对应的横轴坐标) 位于安慰剂检验系数的 10% 分位以内，由此可见，非观测因素对估计结果并未造成显著影响。

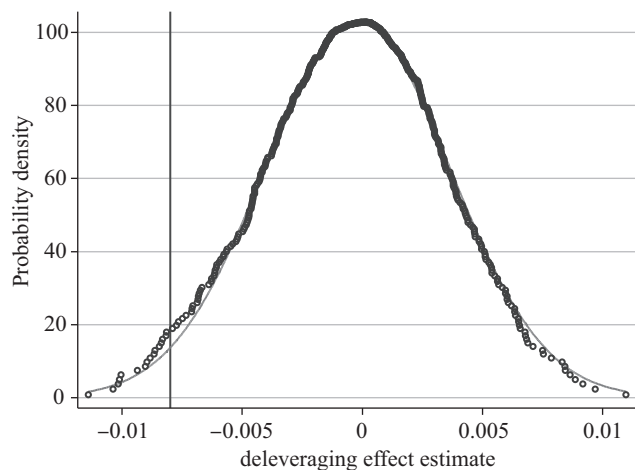


图 4 安慰剂检验估计系数的核密度分布图

注：图中显示的去杠杆估计系数的累积分布密度是从 500 个模拟随机分配去杠杆处理组和去杠杆时间的样本估计得到的。

五、进一步研究：传导机制检验与异质性分析②

(一) 去杠杆政策影响企业劳动收入份额的机制检验：降薪裁员抑或提质增效？

根据前述理论分析可知，去杠杆政策对企业劳动收入份额影响主要来自两个方面：一方面，去杠杆政策带来的债务融资约束会限制企业流动资本获取，降低企业对劳动力要素的需求，增大企业降薪或裁员等节省流动资本的动机，通过挤压劳动收入造成劳动收入份额下降。另一方面，去杠杆政策带来的偿债压力会增强企业对经营成本的控制，降低财务费用支出，提高投资效率，进而改善企业盈利能力，增加企业利

润积累，造成劳动收入份额相对下降。

首先，本文通过检验去杠杆政策对企业员工工资和就业的影响来识别去杠杆潜在的降薪裁员效应。为排除指标选取带来的结果偏差，本文使用企业人均工资 (万元)、人均工资 (万元) 自然对数值和人均工资增长率来衡量企业员工薪酬水平，使用企业员工人数 (千人)、员工人数 (千人) 自然对数值和员工人数增长率来衡量企业雇佣劳动变化情况③，进而检验去杠杆对企业降薪裁员机制的影响。在企业员工工资方面，估计结果显示去杠杆政策对企业员工工资水平及其增长率的影响并不显著，表明去杠杆政策通过融资约束挤压劳动收入的机制不存在。同样，在企业就业方面，估计结果显示去杠杆政策对企业员工数量和员工增长率的影响并不显著，表明去杠杆政策引发企业裁员，进而降低企业劳动收入份额的机制也不存在。综上所述，现有实证结果并没有证据支持去杠杆政策会造成企业实施降薪裁员行动的机制。这表明去杠杆政策虽然造成了劳动收入份额下降，但从劳动收入与就业水平的绝对量和增长率来看，去杠杆政策没有带来劳动者福利的损失。

其次，本文通过检验去杠杆政策对企业投资效率、融资成本、经营成本和经营绩效等因素的影响，识别去杠杆政策对企业的“提质增效”机制。具体内容如下，借鉴 Chen 等 (2011)^[40] 的做法，通过估算企业正常的资本投资水平，然后将模型的残差绝对值作为投资效率的负向指标。残差绝对值越大，表明企业投资越偏离正常投资水平，投资效率越低。反之，则投资效率越高。使用企业财务费用率作为企业债务融资成本的代理变量，使用企业成本收入率作为企业成本管理强度的代理变量，使用企业总资产收益率和人均利润水平 (万元) 作为企业经营绩效的代理变量④，进而检验去杠杆政策对企业提质增效机制的影响。在企业投资效率方面，相应的估计结果表明，去杠杆政策有助于降低企业投资水平与正常投资水平的偏离程度，提高企业投资效率。在企业经营成本方面，与对照组相比，去杠杆政策显著降低了高杠

① 本文实证样本中处理组企业为 533 家。

② 限于篇幅，文中未报告以下机制检验结果。如读者需要，可向作者索取。

③ 人均工资 (万元) = 支付给职工以及为职工支付的现金 / 员工人数， \ln 人均工资 = \ln (人均工资)，人均工资增长率 = 人均工资 (万元) / 上年人均工资 (万元) - 1，员工人数 = 企业员工人数 (千人)， \ln 员工人数 = \ln (员工人数)，员工人数增长率 = 员工人数 (千人) / 上年员工人数 (千人) - 1。

④ 财务费用率 = 财务费用 / 主营业务收入，成本收入率 = 营业总成本 / 营业总收入，总资产收益率 = 净利润 / 总资产，企业人均利润 = 净利润 / 员工人数。

杆企业的财务费用率和成本收入率,表明去杠杆政策确实有利于企业降低融资成本和经营成本,进而提高经营绩效。在经营绩效方面,去杠杆政策显著提高了高杠杆企业的总资本收益率和人均利润水平,提高了企业经营绩效,扩大了企业利润规模,增加了人均资本收入。可见,去杠杆政策通过提高经营绩效,降低劳动收入份额的传导路径确实存在。

综上所述,去杠杆政策并没有造成企业降薪或裁员行为,相反,劳动收入份额下降的原因更多表现在企业经营成本与财务成本降低、投资效率提高等方面,没有出现“利润侵蚀工资”的现象,劳动收入份额下降仅是去杠杆政策积极效应的外在表现^①,没有造成企业员工福利损失。

(二) 异质性检验:企业所有制、杠杆质量、投资效率

为深入了解去杠杆政策对不同特征企业劳动收入份额影响的差异,本文进一步对基准回归结果进行异质性分析,以期识别去杠杆政策效果的群体差异,得到更具针对性的政策启示。

一是对国有企业与非国有企业的异质性检验。本文参照一般做法,按所有制形式将企业分为“国有企业-非国有企业”进行模型(1)的估计。结果显示,去杠杆显著降低了非国有企业的劳动收入份额,而对国有企业的影响并不显著。该结果可能存在两方面原因:一是不同所有制企业承受的融资约束和偿债压力不同。与非国有企业相比,国有企业债务违约引发的经济风险更大。当存在债务风险时,政府往往会伸以援手,通过补充资本的方式降低企业杠杆率,使得国有企业有更小的动机改变自身经营模式,提高经营绩效。谭小芬等(2020)^[41]在研究中国非金融上市企业去杠杆演进结构时发现,在去杠杆政策下,民营企业、中小企业承受更大的去杠杆压力^②。因此,与国有企业相比,民营企业通过改善经营状况降低杠杆率的动机更强烈,也使得去杠杆政策对民营企业劳动收入份额的负效应显著大于国有企业。

二是对好杠杆企业和坏杠杆企业的异质性检验。一般认为企业产出增长率大于负债增长率时,提高杠

杆率有利于企业发展,反之,企业负债上升会带来较大的财务负担。按照这一思路,本文利用样本数据计算企业的负债复合增长率和净利润复合增长率之比,该比值大于1时企业杠杆为坏的杠杆,反之为好的杠杆。为确保估计结果不因去杠杆政策而出现样本选择性问题,本文使用去杠杆政策冲击前(2012—2015年)企业的债务和净利润复合增长率比值来划分好杠杆企业和坏杠杆企业。两组样本的估计结果显示,去杠杆政策显著降低了坏杠杆企业的劳动收入份额,对好杠杆企业并未产生显著影响。该结果可能的原因是:与好杠杆企业相比,坏杠杆企业在去杠杆政策出台前,企业负债扩张的幅度更快,财务成本更高,投资效率更低,使得去杠杆政策对坏杠杆企业盈利状况改善更加突出。

三是对不同投资效率的异质性检验。借鉴Chen等(2011a)^[40]的做法,通过估算企业正常的资本投资水平,然后将模型的残差作为投资效率的代理变量。当估计残差值大于0则表明企业存在过度投资行为,资本投资回报更低。相反,当估计残差值小于等于0时,则表明企业不存在过度投资行为。按照这一标准,本文将全样本划分为过度投资企业和未过度投资企业样本,相应的估计结果显示,去杠杆政策显著降低了过度投资企业的劳动收入份额,对未过度投资企业劳动收入份额的影响不显著。可能的原因是:去杠杆政策有效地抑制了企业过度负债和低效率投资的行为,使得企业更加关注存量资本的投资效率,进而改善企业经营绩效。

六、结论与政策启示

20世纪90年代以来,中国劳动收入份额大幅下降,引起了国内诸多学者的关注。现阶段,关于1992—2007年期间中国劳动收入份额大幅下降及其原因分析的研究已经十分充分。对2008—2015年中国劳动收入份额的缓慢上升的现象,学者们也给出了合理的解释。但对于2015年以后中国劳动收入份额的再次下降的现象,学者们并未给予足够的关注。而这一阶段,与中国去杠杆政策的实施在时间上基本一致,两者之间是否存在必然的逻辑联系,是否造成劳

① 按照要素增加值法定义,企业资本收入包括净利润和固定资产折旧。考虑到企业固定资产折旧并未受到去杠杆政策的影响,本文将企业资本收入替换为企业净利润。为保证结果的可靠性,本文同时将企业人均固定资产折旧作为被解释变量,检验去杠杆政策对企业固定资产折旧的影响,估计结果不显著。可见,去杠杆政策对企业资本收入的影响主要来自企业利润的增长。

② 该观点也能在其他学者的表述中得到佐证。国务院发展研究中心副主任王一鸣在2018年国际货币论坛上指出,去杠杆使得民营企业融资难现象重现。2020冬季达沃斯年会上,北京大学国家发展研究院副院长黄益平也提到,按比例来看民营企业在去杠杆过程中受到的冲击更大一些。感谢审稿专家对本文异质性分析提供的建设性意见。

劳动者福利损失,值得我们关注。

本文利用2012—2019年中国A股上市企业数据,通过双重差分模型检验了去杠杆政策对企业劳动收入份额的影响。结果显示,去杠杆政策显著降低了企业的劳动收入份额,且该结果在多种稳健性条件下显著存在。机制检验发现,去杠杆政策并没有造成企业降薪或裁员行为,相反,劳动收入份额下降的原因更多表现在企业经营成本与财务成本降低、投资效率提高等方面,没有出现“利润侵蚀工资”和劳动者福利受损的现象。从不同企业特征的检验结果来看,去杠杆政策对非国有企业、坏杠杆企业和过度投资企业的影 响更加突出,一定程度抑制了资本过度投入和无序扩张的问题。通过理论与实证研究,本文得出以下启示:首先,实施合理有效的去杠杆政策,建立标本兼治的政策体系。要综合考虑企业所在行业、规模、资产结构、经营能力、发展前景等因素,精准落实去杠

杆政策,确保不发生系统性金融风险。既要积极降低低效率投资产生的无效高杠杆,降低发生系统性金融风险的概率,也要为合理负债的高杠杆企业提供一个包容性的发展环境,提高企业资金利用效率,促进经济高质量发展。其次,要完善国有企业资产负债自我约束机制,强化对国有企业发展质量的考核机制,限制国有企业利用自身信贷优势,通过影子银行获取超额利润的行为,将企业发展目标引导到做大做强主营业务上来,促进国有企业提质增效。再次,建立普惠高效的金融发展环境,降低民营企业和中小企业的融资约束,建立竞争中性的金融服务和监管环境,降低金融市场扭曲带来的经济效率损失,减少融资约束挤压员工福利的潜在风险。最后,完善企业分配制度,建立企业劳动报酬与劳动生产率同步增长的机制,保护劳动力要素合理的收入权,使劳动者更好地分享经济发展的福利。

参考文献

- [1] Qiu B, Cheng B. Is a Deleveraging Policy Effective? Evidence from China [J]. *International Review of Economics & Finance*, 2022, 77: 471-480.
- [2] 綦好东,刘浩,朱炜. 过度负债企业“去杠杆”绩效研究 [J]. *会计研究*, 2018 (12): 3-11.
- [3] 马草原,朱玉飞. 去杠杆、最优资本结构与实体企业生产率 [J]. *财贸经济*, 2020 (7): 99-113.
- [4] 王连军. 去杠杆化与银行体系稳定性研究——基于中国银行业的实证 [J]. *国际金融研究*, 2018 (10): 55-64.
- [5] 刘勇,白小滢. 部门杠杆率、部门储蓄与我国宏观金融系统传染性 [J]. *国际金融研究*, 2017 (10): 3-13.
- [6] 潘敏,袁歌骋. 金融去杠杆对经济增长和经济波动的影响 [J]. *财贸经济*, 2018 (6): 58-72, 87.
- [7] Eggertsson G B, Krugman P. Debt, Deleveraging, and the Liquidity Trap: A Fisher-Minsky-Koo Approach [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127 (3): 1469-1513.
- [8] Feldstein M. Did Wages Reflect Growth in Productivity? [J]. *Journal of Policy Modeling*, 2008, 30 (4): 591-594.
- [9] 李松龄. 初次分配推进共同富裕和美好生活的理论逻辑 [J]. *消费经济*, 2022 (1): 11-18.
- [10] 董丰,申广军,焦阳. 去杠杆的分配效应——来自中国工业部门的证据 [J]. *经济学 (季刊)*, 2020 (2): 451-472.
- [11] 李稻葵,刘霖林,王红领. GDP中劳动份额演变的U型规律 [J]. *经济研究*, 2009 (1): 70-82.
- [12] 罗长远,张军. 经济发展中的劳动收入占比:基于中国产业数据的实证研究 [J]. *中国社会科学*, 2009 (4): 65-79.
- [13] 白重恩,钱震杰. 劳动收入份额决定因素:来自中国省际面板数据的证据 [J]. *世界经济*, 2010 (12): 3-27.
- [14] 邵敏,黄玖立. 外资与中国劳动收入份额——基于工业行业的经验研究 [J]. *经济学 (季刊)*, 2010 (4): 1189-1210.
- [15] 余森杰,梁中华. 贸易自由化与中国劳动收入份额——基于制造业贸易企业数据的实证分析 [J]. *管理世界*, 2014 (7): 22-31.
- [16] 陈宇峰,贵斌威,陈启清. 技术偏向与中国劳动收入份额的再考察 [J]. *经济研究*, 2013 (6): 113-126.
- [17] Aziz J, Cui L. Explaining China's Low Consumption: The Neglected Role of Household Income [J]. Available at SSRN 1007930, 2007.
- [18] 罗长远,陈琳. 融资约束会导致劳动收入份额下降吗?——基于世界银行提供的中国企业数据的实证研究 [J]. *金融研究*, 2012 (3): 29-42.
- [19] 汪伟,郭新强,艾春荣. 融资约束、劳动收入份额下降与中国低消费 [J]. *经济研究*, 2013 (11): 100-113.
- [20] 魏下海,董志强,赵秋运. 人口年龄结构变化与劳动收入份额:理论与经验研究 [J]. *南开经济研究*, 2012 (2): 100-119.
- [21] 魏下海,董志强,蓝嘉俊. 地区性别失衡对企业劳动收入份额的影响:理论与经验研究 [J]. *世界经济*, 2017 (4): 129-146.
- [22] 马草原,王美花. 经济波动与劳动收入份额——基于省际面板数据的分析 [J]. *财贸经济*, 2015 (9): 118-134.
- [23] 刘亚琳,茅锐,姚洋. 结构转型、金融危机与中国劳动收入份额的变化 [J]. *经济学 (季刊)*, 2018 (2): 609-632.
- [24] Standard, Poor's. Credit Shift: As Global Corporate Borrowers Seek MYM60 Trillion, Asia-Pacific Debt Will Overtake US and Europe Combined [J]. *Ratings Direct*, 2014.
- [25] 杨雪峰. 去杠杆背景下的流动性危机研究 [J]. *世界经济研究*, 2018 (11): 44-50, 64, 136.
- [26] Giroud X, Mueller H M. Firm Leverage, Consumer Demand, and Employment Losses During the Great Recession [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2017, 132 (1): 271-316.
- [27] Ruscher E, Wolff G B. Corporate Balance Sheet Adjustment: Stylized Facts, Causes and Consequences [R]. *Bruegel Working Paper*, 2012.

- [28] Gomariz M F C, Ballesta J P S. Financial Reporting Quality, Debt Maturity and Investment Efficiency [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2014, 40: 494-506.
- [29] 乔小乐, 宋林, 安磊. 去杠杆有助于提高企业资金使用效率吗——来自中国制造业上市企业的经验证据 [J]. *山西财经大学学报*, 2018 (3): 39-51.
- [30] 钟宁桦, 刘志阔, 何嘉鑫, 苏楚林. 中国企业债务的结构性问题 [J]. *经济研究*, 2016 (7): 102-117.
- [31] 苏桂芳, 陈昌楠, 蓝嘉俊. “营改增”与劳动收入份额: 来自中国上市公司的证据 [J]. *财贸经济*, 2021 (1): 44-61.
- [32] 方军雄. 劳动收入比重, 真的一致下降吗? ——来自中国上市公司的发现 [J]. *管理世界*, 2011 (7): 31-41. 188.
- [33] 王雄元, 黄玉菁. 外商直接投资与上市公司职工劳动收入份额: 趁火打劫抑或锦上添花 [J]. *中国工业经济*, 2017 (4): 135-154.
- [34] 施新政, 高文静, 陆瑶, 李蒙蒙. 资本市场配置效率与劳动收入份额——来自股权分置改革的证据 [J]. *经济研究*, 2019 (12): 21-37.
- [35] Lu Y, Yu L. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession [J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7 (4): 221-253.
- [36] Qian N. Missing Women and the Price of Tea in China: The Effect of Sex-specific Earnings on Sex Imbalance [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123 (3): 1251-1285.
- [37] 郭峰, 熊瑞祥. 地方金融机构与地区经济增长——来自城商行设立的准自然实验 [J]. *经济学 (季刊)*, 2018 (1): 221-246.
- [38] Lu Y, Tao Z, Zhu L. Identifying FDI Spillovers [J]. *Journal of International Economics*, 2017, 107 (6): 75-90.
- [39] Bertrand M, Mullainathan D S. How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates? [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119 (1): 249-275.
- [40] Chen F, Hope O K, Li Q, et al. Financial Reporting Quality and Investment Efficiency of Private Firms in Emerging Markets [J]. *The Accounting Review*, 2011, 86 (4): 1255-1288.
- [41] 谭小芬, 徐慧伦, 董兵兵. 中国非金融企业杠杆率的结构特征及其演变趋势 [J]. *国际经济评论*, 2020 (2): 124-146.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

(上接第 70 页)

- [12] Merkley K, Michaely R, Pacelli J. Cultural Diversity on Wall Street: Evidence from Consensus Earnings Forecasts [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2020, 70 (1): 1-24.
- [13] Pacelli J. Corporate Culture and Analyst Catering [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2019, 67 (1): 120-143.
- [14] Fang B, Hope O K. Analyst Teams [J]. *Review of Accounting Studies*, 2021, 26 (2): 425-467.
- [15] 罗核心, 麻志明, 王亚平. 券商跟踪海外上市公司对国内分析师盈余预测准确性的影响 [J]. *金融研究*, 2018 (8): 190-206.
- [16] Davies P L, Canes M. Stock Prices and the Publication of Second-hand Information [J]. *Journal of Business*, 1978, 51 (1): 43-56.
- [17] Wirama D G, Wiksuana G B, Mohd-Sanusi Z, et al. Price Manipulation by Dissemination of Rumors: Evidence from the Indonesian Stock Market [J]. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2017, 7 (1): 429-434.
- [18] Byard D A, Shaw K W. Corporate Disclosure Quality and Properties of Analysts' Information Environment [J]. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 2003, 18 (3): 355-378.
- [19] 董望, 陈俊, 陈汉文. 内部控制质量影响了分析师行为吗? ——来自中国证券市场的经验证据 [J]. *金融研究*, 2017 (12): 191-206.
- [20] 黄宏斌, 李然, 毛天琴. 上市公司自媒体信息披露、市场行情与分析师盈余预测偏差 [J]. *西安交通大学学报 (社会科学版)*, 2020 (2): 45-56.
- [21] 郇金梁, 何诚颖, 廖旦, 等. 舆论影响力, 有限关注与过度反应 [J]. *经济研究*, 2018 (3): 128-143.
- [22] Hirshleifer D, Lim S S, Teoh S H. Driven to Distraction: Extraneous Events and Underreaction to Earnings News [J]. *The Journal of Finance*, 2009, 64 (5): 2289-2325.
- [23] 丁明发, 李思雨, 王昊等. 有限注意力如何影响盈余公告后漂移异象: 基于中国 A 股市场的实证研究 [J]. *中央财经大学学报*, 2021 (6): 27-38.
- [24] 陆蓉, 张斌, 李琛. 分析师能有效利用资本市场异象吗 [J]. *财贸经济*, 2021 (5): 60-75.
- [25] Speier C. The Influence of Information Presentation Formats on Complex Task Decision-making Performance [J]. *International Journal of Human-Computer Studies*, 2006, 64 (11): 1115-1131.
- [26] 褚剑, 秦璇, 方军雄. 中国式融资融券制度安排与分析师盈利预测乐观偏差 [J]. *管理世界*, 2019 (1): 151-166.
- [27] 张宗新, 吴钊颖. 媒体情绪传染与分析师乐观偏差——基于机器学习文本分析方法的经验证据 [J]. *管理世界*, 2021 (1): 170-185.
- [28] Dechow P M, Sloan R G, Sweeney A P. Detecting Earnings Management [J]. *The Accounting Review*, 1995, 70 (2): 193-225.
- [29] Kothari S P, Leone A J, Wasley C E. Performance Matched Discretionary Accrual Measures [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39 (1): 163-197.
- [30] 曹胜, 朱红军. 王婆卖瓜: 券商自营业务与分析师乐观性 [J]. *管理世界*, 2011 (7): 20-30.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

虚拟品牌社区质量影响消费者品牌幸福感机理探究

——中介路径及其边界条件实证检验

The Influence Mechanism of Virtual Brand Community Quality on the
Consumer's Sense of Brand Well-being:

Empirical Test of Mediating Path and Its Boundary Conditions

沈鹏熠 万德敏 吴佳琦

SHEN Peng-yi WAN De-min WU Jia-qi

[摘要] 虚拟品牌社区质量对消费者品牌幸福感的影响有其自身的中介路径及其边界条件,但现有文献缺乏对此课题深入探究的研究成果。笔者基于营销学和心理学的理论,通过引入心流体验、品牌卷入度和消费者自我一致性变量,在构建一个虚拟品牌社区质量对消费者品牌幸福感影响模型的基础上,借助于对413名来自中国虚拟品牌社区参与者问卷调查的数据,采用结构方程建模、Bootstrap分析和层次回归分析,实证检验了虚拟品牌社区质量与消费者品牌幸福感之间的中介路径及其边界条件。结果证实:虚拟品牌社区质量的信息质量、服务质量、互动质量正向影响消费者心流体验,消费者心流体验又正向影响其物质满意感、自我实现感和社会贡献感;消费者心流体验中介虚拟品牌社区质量的系统质量、信息质量、服务质量、互动质量对物质满意感、自我实现感和社会贡献感存在正向影响;品牌卷入度和自我一致性在消费者心流体验对其品牌幸福感的影响中具有正向调节作用。本研究通过证实虚拟品牌社区质量与消费者品牌幸福感之间的中介路径及其边界条件,揭示了虚拟品牌社区质量影响消费者品牌幸福感的机理,研究结论拓展了营销理论和品牌理论,为企业加快虚拟社区与品牌融合以及提升虚拟品牌社区质量和消费者品牌福祉提供了理论依据。

[关键词] 虚拟品牌社区质量 品牌幸福感 心流体验 品牌卷入度 自我一致性

[中图分类号] F715 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 07-0100-15

Abstract: The impact of virtual brand community quality on consumers' brand well-being has its own mediating path and boundary conditions, but the existing literature is still lack of in-depth exploration. Based on relevant theories of marketing and psychology, the author constructs a influence mechanism model of virtual brand community quality on consumer brand well-being by introducing the variables of flow experience, brand involvement and consumer self-consistency. With the help of the questionnaire survey data of 413 consumers from Chinese virtual brand community, the author adopts structural equation model, bootstrap analysis and hierarchical regression analysis. This paper empirically tests the mediating path and its boundary conditions between virtual brand community quality and consumer brand well-being. The results show that information quality, service quality and interaction quality of virtual brand community quality positively impacts consumers' flow experience, and consumers' flow experience positively impacts the sense of material satisfaction, self-realization and social contribution. Consumers' flow experience mediates the positive impact of system quality, information quality, service quality and interaction quality on the sense of material satisfaction, self-realization and social contribution. Moreover, brand involvement and self-consistency plays a positive moderating role in the impact of consumers' flow experience on consumers' brand well-being. By confirming the mediating path and its boundary conditions between virtual brand community quality and consumers' brand well-being, this study reveals the mechanism of virtual brand community quality affecting consumers' brand well-being. The research conclusion expands the marketing theory and brand theory, which provides a theoretical basis for enterprises to accelerate the integration of virtual community and brand, and improve virtual brand community quality and consumers' brand well-being.

Key words: Virtual brand community quality Brand well-being Flow experience Brand involvement Self-consistency

[收稿日期] 2022-02-09

[作者简介] 沈鹏熠,男,1980年12月生,江西财经大学工商管理学院教授,博士生导师,主要研究方向为服务营销和人工智能营销;万德敏,男,1995年7月生,江西财经大学工商管理学院博士研究生,研究方向为市场营销;吴佳琦,女,1996年9月生,华东交通大学经济管理学院硕士研究生,研究方向为市场营销。本文通讯作者为沈鹏熠,联系方式为 pengyis2008@163.com。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“基于线上线下融合的混合服务质量研究:驱动机制、影响效果和管理启示”(项目编号:71762011);国家社会科学基金项目“新媒体环境下‘网红’代言对品牌价值的影响机制及治理对策研究”(项目编号:20BGL118);江西省社会科学基金项目“新零售背景下江西农村零售业全渠道整合的内在机理与实现路径研究”(项目编号:20GL13)。

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

有关如何通过改善虚拟品牌社区质量以提升消费者体验和品牌幸福感的问题,是摆在品牌营销领域亟待探讨的学术课题。因数字技术的发展和线上消费市场的扩大带动了线上品牌消费和顾客参与行为,企业的营销活动已在逐步向线上渠道转移。消费者出于共同消费偏好和对消费决策信息的获取,需要高质量虚拟沟通平台实现在线上聚集和互动。为此,许多企业便在线上构建了虚拟品牌社区,以突破生产者与消费者之间壁垒的时空限制,共同完成品牌建设。品牌的成功离不开消费群体的持续关注 and 接触。虚拟品牌社区的产生不仅为更多消费者提供了相互交流的网络平台,而且丰富了消费者与品牌接触的渠道和方式,加强了消费者与品牌之间的联系。在虚拟品牌社区点进热门搜索排行榜,可以发现“最具幸福感的好物推荐”是搜索频率最高的词条之一,这说明追求有幸福感的生活、实现精神层面的充实成为了消费者的迫切需要,相应地,生产者为消费者创造幸福感也成为企业品牌营销的关键一环。可见,虚拟品牌社区这一重要平台,在实现消费者品牌幸福感中的作用不容忽视;改善作为消费者线上品牌参与关键感知因素的虚拟品牌社区质量,有助于促进消费者在与品牌的联结和互动中获得积极体验,继而提升消费者的品牌幸福感。

在虚拟品牌社区质量对消费者品牌幸福感影响关系中,心流体验、品牌卷入度和自我一致性发挥着特定作用。通常而言,环境特征对用户心理和行为呈现着一种梯进式的影响关系。虚拟品牌社区质量,以影响消费者品牌认知和体验形成环境刺激,对消费者的心流体验产生影响,继而影响其产生相应的心理活动并相应做出行为反应。消费者品牌幸福感与心流体验存在某种关联。心流体验强调用户在使用和浏览互联网的过程中达到的一种沉浸状态(Novak等,2003^[1])。消费者的心流体验越多,会表现出更高水平的幸福感(Kim和Kim,2020^[2])。因此,心流体验在虚拟品牌社区质量影响消费者品牌幸福感的过程中具有中介效用。与此同时,由于不同个体特征的顾客在心流体验方面存在差异,心流体验对消费者品牌幸福感的影响又受到消费者的品牌卷入度和自我一致性的调节。品牌卷入度体现了消费者对某个特定品牌与自己的关系或对自己重要性的主观体验而对品牌产

生的不同关注程度。当消费者沉浸于虚拟品牌社区时,对品牌关注程度越高的消费者越能将心流体验转化为品牌幸福感。自我一致性强调消费者的自我概念和品牌形象保持一致性的程度。自我一致性会影响消费者购买品牌并保持对品牌忠诚的动机,也会给消费者品牌幸福感带来影响(Grzeskowiak和Sirgy,2007^[3])。

目前,业界已认识到改善虚拟品牌社区质量对提升用户消费体验和品牌幸福感的重要性,但现有学术探讨还仅限于从品牌社群、社会资本、品牌联想等方面分析消费者品牌幸福感的影响因素(Kruger,2018^[4];周志民等,2020^[5];Kumar等,2021^[6]),缺乏关于虚拟品牌社区质量对消费者品牌幸福感的影响机理方面的研究成果,迄今尚未涉及虚拟品牌社区质量与消费者品牌幸福感之间的中介路径及其边界条件。基于此,本文通过实证检验虚拟品牌社区质量与消费者品牌幸福感间的中介路径及其边界条件,揭示虚拟品牌社区质量影响消费者品牌幸福感的机理。

二、文献综述与研究假设

(一) 虚拟品牌社区质量对心流体验的影响

随着科技发展,人们逐步脱离空间限制,越来越频繁使用互联网进行交流和互动,并发展出虚拟社区。虚拟社区是具有共同兴趣的人们进行讨论交流和信息交换的虚拟空间,能创造商业价值和社会价值(Armstrong和Hagel,1998^[7])。虚拟社区依托网络空间平台,参与其中的个体拥有相同的爱好和兴趣,不受时空限制就能进行信息和知识共享,成员之间建立了一定的社会关系并进行社会交换。品牌社区是基于一个有相同品牌偏好的结构化社会关系群体(Muniz和O'Guinn,2001^[8]),它是某一品牌的产品或服务为核心,不需要依靠地理关系连接的专门化社区,由一些对某一特定品牌有共同喜好的消费者组成。品牌社区成为消费者传播和交换有关产品和服务的信息以及相互推荐的重要载体,一个拥有高用户活跃度的品牌社区能显著提升品牌价值。互联网技术的进步使越来越多的品牌发现了虚拟社区的商业潜力,虚拟品牌社区逐渐成为品牌社区发展的主要趋势。通过结合虚拟社区的渠道优势与品牌社区的内容和关系优势,以小米社区、花粉俱乐部为代表的虚拟品牌社区为品牌粉丝和潜在顾客群体提供了以品牌为核心进行互动的在线平台(李朝辉,2014^[9])。虚拟品牌社区具有

结构化的社会关系、交互式的用户群体以及技术易用性的特征,是企业为品牌忠实消费者建立的网络交流平台,目的在于依托这一平台维持长期有效的顾客关系(Hoffman和Novak,1996^[10])。随着社交媒体的发展,越来越多的品牌开始构建虚拟品牌社区,以加强品牌与消费者的联系以及创造品牌忠诚。如何改进虚拟品牌社区质量,吸引消费者进入虚拟品牌社区浏览信息和参与互动,进而唤起消费者的购买意愿并对品牌产生积极的情感态度,是当下众多品牌商的关注所在。关于虚拟品牌社区质量的维度结构在学术界也得到了初步探讨。其中,Kang等(2007)^[11]认为虚拟社群质量由信息质量、系统质量、互动质量和奖赏构成,它们在不同类型的社群中对消费者购买行为产生不同影响。Lin(2008)^[12]认为系统质量和信息质量影响社区成员的满意度,是虚拟社群的两个关键成功因素。周志民和吴群华(2013)^[13]提出在线品牌社群的系统质量、信息质量和管理质量三个维度对在线品牌社群凝聚力有显著影响。综上所述,本文将虚拟品牌社区质量界定为消费者对虚拟品牌社区满足自身需求的整体评价,由系统质量、信息质量、服务质量和互动质量四个维度构成。其中,信息质量是消费者对虚拟品牌社区提供信息的价值衡量,系统质量是消费者对系统易用性的感知,服务质量是消费者对虚拟品牌社区网站提供服务的综合评价,互动质量关注虚拟品牌社区成员之间的互动沟通以及信息知识交流与分享等顾客间互动行为。

企业在虚拟品牌社区成功开展品牌营销的关键在于能否激发消费者的心流体验。心流体验是一种认识状态,体现了用户在在线活动中的沉浸状态。用户在参与虚拟品牌社区过程中进入心流体验状态后会完全沉浸于与品牌的互动氛围中。学术界对于心流体验的维度认知持有两种观点。一种观点认为心流体验是多维度的。例如,Csikszentmihalyi(1988)^[14]认为心流体验包括专注感、行为和意识的合一、控制感、时间扭曲、自我意识的丧失和自发性体验六个维度。Mahfouz等(2020)^[15]将心流体验分为控制力、专注感和愉悦三个维度。Webster和Trevino(1993)^[16]认为可用感知控制、专注度、好奇心、内在兴趣解释用户在与计算机交互过程中的沉浸状态。另一种观点认为心流体验是单维度的。Hoffman和Novak(1996)^[10]是该观点的代表性人物,他们认为心流体验多因素的内涵只是对于同种状态下给出的不同表述和修饰,不

宜对心流体验再进行具体划分。本文采用单维度观点将心流体验界定为消费者沉浸在虚拟品牌社区参与中的心理和情绪状态。心流体验状态下的虚拟品牌社区参与者完全沉浸在所从事的活动中并从活动中感受到愉悦(Mathwick和Rigdon,2004^[17])。

心流在用户体验中发挥关键作用,并可影响用户与网站、计算设备或应用程序的交互感知(Mahfouz等,2020^[15])。根据SOR(刺激-机体-反应)理论,心流作为个体的一种积极心理状态和情感反应,受到个体对所处环境的刺激感知而产生(Namkung和Jang,2010^[18])。虚拟品牌社区质量作为环境刺激因素会影响用户心流体验的产生。借助虚拟品牌社区平台,消费者通过浏览虚拟社区界面,在管理员维护的社区环境下与其他用户进行沟通交流,并获取所需信息,以此进行线上品牌参与,增强虚拟品牌社区参与的愉悦感,使虚拟品牌社区参与者更易获取心流体验(Carlson和O'Cass,2011^[19])。虚拟社区的运行稳定性、响应速度、操作难度、界面美观和导航等因素决定用户能否进行高效参与(Parasuraman和Zeithaml,2005^[20])。系统的连接性和情境提供表现为用户提供自主控制感知和享乐感知,从而促进心流体验(Zhou和Lu,2011^[21])。心流体验理论指出,清楚的反馈会影响心流体验。系统设计不足的虚拟品牌社区无法及时响应用户需求和提供反馈,这意味着用户需要花费漫长的无效等待时间,中断、延迟并降低了心流体验的获取(Howard Rheingold,1993^[22])。根据信息系统成功模型和使用满足理论,获取信息是用户参与虚拟品牌社区的重要动机,当用户在社区中能及时获取准确全面的所需信息时,更易于进入心流状态(Chang等,2014^[23])。在虚拟品牌社区中,优质的个性化服务也是社区成员沉浸与否的重要影响因素(Akinci等,2010^[24])。当用户在虚拟品牌社区进行人机互动时,会出现时间失真、享受和临场感的心流体验。社区成员之间的互动能使用户获得他人的帮助,共同分享品牌知识和消费经验,获得更深层次的社区参与体验。研究也表明,网站的吸引力和交互性有助于消费者心流体验的形成(Skadberg和Kimmel,2004^[25]),网站互动容易产生强烈的线上心流体验,更多的互动控制会促使用户沉迷在线上活动中并提升好奇心(Hoffman和Novak,2009^[26])。综上所述,本文提出研究假设1:

H1: 虚拟品牌社区质量正向影响心流体验,即

虚拟品牌社区质量的系统质量、信息质量、服务质量和互动质量正向影响消费者的心流体验。

(二) 心流体验对消费者品牌幸福感的影响

幸福是人们所追求的终极目标,品牌为消费者提供了实现幸福的途径之一。消费者品牌幸福感能导致消费者的重购行为、溢价购买行为、积极口碑和品牌传播行为,从而有助于品牌取得成功(Schnebelen和Bruhn,2018^[27])。品牌为消费者提供了实现幸福的前景(Mogilner等,2012^[28])。人们认识到品牌能满足他们内心对幸福的渴望,鼓舞着他们与品牌互动,从而体验幸福的情绪状态。品牌幸福感是一种具有发展前景的新兴品牌资产。尽管一些学者指出品牌幸福感越来越重要,但营销研究者仍较少关注这个新概念。为了明确品牌幸福感的内涵,有必要借鉴心理学领域的幸福感研究。积极心理学理论将幸福感分为主观幸福感、心理幸福感和社会幸福感三个方面。主观幸福感强调人们对愉悦、兴奋和快乐的感知,指人们对于自身生活状况的全面评价,是一种积极情绪相对占优的主观感受(Diener,1984^[29])。学术界从享乐主义和情感观两个角度对主观幸福感进行了解读。根据享乐主义观点,幸福是一种积极情感和消极情感之间的平衡。在情感观中,幸福被概念化为各种积极情绪的体验,如兴奋、激动、喜悦、得意、满意和愉悦(Mogilner等,2012^[28])。心理幸福感强调人的自我发展所带来的成就感,人们通过挖掘和发挥自我潜能,从有意义的生活中获得幸福。心理幸福感不只是快乐感,更多地与自我实现和自我完善有关(Ryff,1989^[30])。社会幸福感强调利他行为带来的满足感,取决于人对社会的积极意义及贡献(Keyes,1998^[31])。基于心理学的幸福感研究,学术界将幸福感延伸到品牌领域并作出了有益探索。国外学者更多地将品牌幸福感与品牌快乐联系在一起,认为与品牌有关的幸福是一种短暂的愉悦的情感体验(Bettingen和Luedicke,2009^[32])。国内学者更进一步地为品牌幸福感赋予了精神层面的意义。卫海英等(2018)^[33]用“品牌福祉”来描述品牌为消费者带来的功能满足、情感寄托和精神慰藉,提出品牌幸福感是一种长远的利益,并且基于互动仪式链理论提出品牌福祉,包含主观幸福感、社交意义感、美德提升感和未来价值感四个方面。周志民等(2020)^[5]基于积极心理学的理论基础,提出品牌幸福感是主观幸福感、心理幸福感

和社会幸福感在品牌领域的延伸和结合,是消费者在与品牌接触过程中所获得的情绪上的愉悦体验和精神上的充实满足。舒丽芳等(2018)^[34]基于自我建构理论,认为品牌福祉可以分为个体层面、社交层面和国家层面。其中,个体层面的品牌福祉包含积极情绪和自我实现,而社交层面和国家层面的品牌福祉聚焦于品牌为个体带来的与自我无关的、对外界的贡献感,这一见解与社会幸福感类似。杨爽和郭昭宇(2018)^[35]经过本土化情境下的质性研究提出品牌幸福感包括积极情感体验、独特意义感知和自我价值实现三个维度。综上所述,本文中的消费者品牌幸福感界定为消费者在与品牌接触过程中所获得的短期愉悦体验和长期精神满足,包括物质满意感、自我实现感和社会贡献感三个维度。其中,物质满意感是消费者感知到的因为品牌满足物质生活需求而带来的积极情绪体验;自我实现感是消费者在与品牌的接触过程中所获得的情感性利益能够对自己精神给予的正向反馈,如完善感、成就感和实现感等;社会贡献感更多地考虑消费者因品牌购买和品牌使用等行为而产生的对社会的价值感。

心流体验会带来正向影响效果,能增加用户对线上社区的参与,进而产生积极行为。Mathwick和Rigdon(2004)^[17]的研究表明,心流体验会显著影响用户对网站的态度和对企业的态度。除此之外,也有部分学者提出心流体验与探索性行为、创造力行为、学习性行为有关,用户展现出探索性行为是因为他们感受到了愉悦性和专注感(Hoffman和Novak,1996^[10];Yun等,2014^[36])。Chen(2006)^[37]在研究线上心流体验与娱乐感关系时发现,积极的情感源自心流体验。Hong-Youl和Helen(2005)^[38]提出,网站的顾客不仅希望得到信息资源与相应服务,同时也希望获得一种美好的体验,当网站吸引了顾客并使他们沉浸在美妙的体验中时,顾客就容易对网站品牌形成信任、满意的态度。根据自我决定理论,互联网的使用可促进用户心流体验的发生,如果使用互联网能使用户进入一种愉快的心流体验状态,那么用户最终能通过积累每一次心流体验的感受提高幸福感(Ryan等,2000^[39])。这种行为的自发性决定了心流体验是人们追求幸福这一永恒目标的重要途径之一。心流理论也反映了消费者如何获取享乐性快乐和实现性快乐(郑玲等,2019^[40])。一方面,心流通过促进

用户的即刻快乐体验影响社区参与的享乐性快乐；另一方面，沉浸状态下的个体更能面对困难的任务并进行控制，有利于个体的长远发展和获得实现性快乐。这表明在参与虚拟品牌社区时达到沉浸体验能给用户带来与品牌相关的积极情绪，进一步发展为兴奋感、充实感和幸福感，继而增强品牌社群归属感，提升用户的利他动机和亲社会行为（Rankin 等，2018^[41]）。因此，本文提出研究假设 2：

H2：心流体验正向影响消费者品牌幸福感，即心流体验正向影响物质满意感、自我实现感和社会贡献感。

（三）心流体验的中介作用

如果把虚拟品牌社区视为消费者对品牌产生情绪反应的品牌接触点，那么消费者品牌幸福感则是消费者经过虚拟品牌社区参与后对品牌产生的心理感受，消费者与品牌的接触体验是虚拟品牌社区质量与消费者品牌幸福感产生联系的桥梁。那么是否存在一个变量能表达消费者在虚拟品牌社区的品牌接触状态呢？于是心流体验纳入了本研究的视野，心流体验体现了消费者在虚拟品牌社区的品牌接触状态。基于社会临场感理论，虚拟品牌社区质量能为社区用户提供与品牌参与相关的体验感知。心流状态下用户与品牌的联结关系能使用户对品牌产生情感依附（Voyer 和 Ranaweera，2016^[42]）。品牌为消费者提供的线上接触是基于虚拟社区平台进行传递的，如果没有良好的虚拟品牌社区质量，消费者心流体验的效果将会被削弱，不利于消费者产生品牌幸福感（Aladwani 等，2002^[43]）。研究表明，涵盖信息质量、系统质量和网站质量的网站质量对消费者心流体验有正向影响，并且心流体验在网站质量和消费者积极情绪之间起中介作用（Hsu 等，2012^[44]）。当虚拟品牌社区参与感贴合用户需求时，用户希望更进一步地参与，从而获得对生活的愉悦情感。基于互动仪式链，消费者的品牌参与不仅仅是局限于某种产品或者服务的使用，这种对品牌参与的感知与其对品牌形象、品牌定位的认同相关联，互动仪式的深入会给用户带来对自我的肯定和利他的满足（卫海英等，2018^[33]）。此外，SOR 理论将客体因素、机体因素和心理因素串联在一起，能进一步解释心流体验是用户在虚拟品牌社区质量的刺激下所产生的机体反应，这种沉浸状态使得用户更易对所参与的品牌产生积极的情绪反应（Moneta，

2004^[45]）。基于此，本文提出假设 3：

H3：心流体验在虚拟品牌社区质量和消费者品牌幸福感间起中介作用，即心流体验分别中介了系统质量、信息质量、服务质量、互动质量对消费者品牌幸福感的影响。

（四）品牌卷入度的调节作用

消费者品牌幸福感具有主观性和情境性，受品牌卷入度的影响。卷入度被认为是个体动机、个人成长、目标导向行为和环境满意度的关键，卷入度与主观幸福感呈正相关关系（Zhou 等，2019^[46]）。品牌卷入度作为一种个体特征变量，强调消费者感知的品牌与自身的相关程度，反映了消费者持有的对特定品牌的持续关注和重视程度，并将这种关注和重视带入到与品牌的接触情境中（Flynn 和 Goldsmith，2010^[47]），它源于过往接触经验和与品牌相关的价值力量的联合作用。社会交换理论指出，虚拟品牌社区情境中的消费者与品牌存在着强烈的社会吸引，这是由于他们预期对方能满足自我的需求，即品牌提供给消费者交流平台和购买决策所需的重要商品/服务信息，消费者也能提供给品牌所需要的消费反馈、舆论热度和共创价值。从消费者视角看，这种吸引反映了其对品牌的时间和精力投入水平，高投入促进消费者和品牌的交换（Piccoli 等，2014^[48]）。具有高交换意愿的消费者更乐于参与虚拟品牌社区，在参与过程中当消费者感知到愉悦并达到沉浸的心流状态时，消费者会基于互惠原则通过积极的情感或品牌态度作为对品牌的回报。已有研究表明，卷入度影响人们的态度行为。根据精细可能性模型（ELM）和广告反应模型（ARM），品牌卷入度会影响消费者对与品牌相关信息的处理路径，继而影响消费者对品牌的情感态度（Petty 等，1983^[49]）。消费者的品牌卷入度越高，即当消费者专注沉浸于虚拟品牌社区参与时，会更加关注所获得的体验，由此产生的与品牌相关的愉悦情绪也更强。高品牌卷入度的消费者在参与虚拟品牌社区时获得的沉浸体验能诱发对品牌更强烈的内在肯定，继而给用户提供更多与自我相关的实现性情感价值和与他人相关的社会认同价值（Ajzen 和 Fishbein，1980^[50]）。Zhou 等（2019）^[46] 基于心流理论提出，个体对所从事活动的投入程度与主观幸福感正相关，因为投入产生的心流体验能满足个体发展成长的基本心理需求，从而促进幸福感。据此来看，虚拟品

牌社区用户的品牌卷入度是促进心流体验与消费者品牌幸福感关系的重要边界条件。因此,本文提出研究假设4:

H4: 品牌卷入度正向调节了心流体验对消费者品牌幸福感的影响,即品牌卷入度正向调节了心流体验对物质满意感、自我实现感、社会贡献感的影响。

(五) 自我一致性的调节作用

消费者品牌幸福感的决定因素具有相对内在的个人的特征,与目标、关系和自我概念相一致,学界有必要从品牌-消费者联结的角度探讨消费者品牌幸福感的形成机理。消费者需求的日益多样化使其不仅考虑品牌带来的生活质量的提升,还要考虑品牌的象征意义,品牌方在给予消费者实际物质满足的同时,还要兼顾消费者的精神诉求(Park等,1986^[51])。用户在虚拟品牌社区中进行品牌消费或社区关注的象征意义是为了表达自己的想法或宣扬个性。在虚拟品牌社区中促进消费者创建个人自我形象,传递自我价值,有利于形成关于品牌的情感联结,产生消费者品牌幸福感。自我一致性是用户的自我概念与品牌形象的匹配程度(Sirgy等,1997^[52])。根据社会认同理论,虚拟品牌社区情境中的消费者进行品牌消费或社区关注的象征意义是希望将自己和他人划分为不同的社会类别来形成身份认同(Li等,2021^[53])。对消费者而言,品牌和品牌社区是取得自我认同、群体和社会认同的重要工具(Ahuvia,2005^[54])。社会心理学的自我展示理论表明,自我一致性强的用户认为持有某品牌能满足他们表达自我的期望,参与虚拟品牌社区时的心流状态有助于塑造、维持和强化自我概念,对品牌和虚拟社区的愉悦感能使他们更加确定该品牌是代表其理想生活方式的工具,这能给用户带来更强的物质满意感和自我实现感(Hollebeek,2011^[55])。根据社会认同理论,用户的自我一致性越强,其对特定品牌所关联的社群归属感越强(Ahuvia,2006^[56])。虚拟品牌社区参与的沉浸式体验更易提升消费者对自我社会功能的评价,形成更强的社会贡献感。据此来看,虚拟品牌社区用户的自我一致性水平是促进心流体验与消费者品牌幸福感关系的又一个重要边界条件。因此,本文提出研究假设5:

H5: 自我一致性正向调节了心流体验对消费者品牌幸福感的影响,即自我一致性正向调节了心流体验对物质满意感、自我实现感、社会贡献感的影响。

综上所述,本文构建出虚拟品牌社区质量对消费者品牌幸福感的影响机理研究模型,如图1所示。

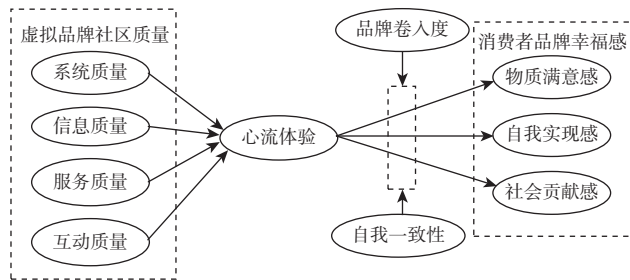


图1 虚拟品牌社区质量对消费者品牌幸福感的影响机理研究模型

三、研究设计

(一) 变量测量和问卷开发

变量测量参考现有文献中的成熟量表,虚拟品牌社区质量维度的测量借鉴Hsu等(2012)^[44]、Wang和Strong(1996)^[57]、Kang等(2007)^[11]和Bonner(2010)^[58]的研究,其中,系统质量共5个题项,信息质量共4个题项,服务质量共5个题项,互动质量共3个题项;借鉴Chang等(2013)^[59]的研究设计心流体验量表,共3个题项;借鉴Escalas和Bettman(2005)^[60]的研究设计自我一致性量表,共4个题项;借鉴Kim和Sung(2009)^[61]的研究设计品牌卷入度量表,共3个题项;借鉴Schnebelen和Bruhn(2018)^[27]的研究设计物质满意感量表,共3个题项;借鉴Ryff(1989)^[30]、Karam(2016)^[62]的研究设计自我实现感量表,共5个题项;借鉴Keyes(1998)^[31]的研究设计社会贡献感量表,共5个题项。上述测量量表均采用李克特七级量表形式,1代表“完全不同意”,7代表“完全同意”。

(二) 数据收集

本研究以华为花粉俱乐部、小米论坛、王者荣耀官方论坛、海底捞APP等品牌论坛为背景,采用发放网络问卷的形式向具有虚拟品牌社区参与经历的消费者进行问卷调查,共回收问卷556份,剔除143份无效问卷,得到有效问卷413份,有效问卷回收率为74.28%。样本描述性统计结果见表1。可见,样本人群以具有较高学历、学生等年轻群体为主。高学历的年轻群体性格活跃,空余时间也较为充裕,具有较高的虚拟品牌社区参与行为。因此,样本特征符合虚拟品牌社区参与人群的基本状况,有一定代表性。

表 1 样本概括

分类指标	类别	人数	百分比	分类指标	类别	人数	百分比
性别	男	254	61.50%	受教育程度	高中及以下	11	2.66%
	女	159	38.50%		大专	18	4.36%
年龄	18岁以下	7	1.70%		本科	262	63.44%
	18~28岁	320	77.48%		硕士及以上	122	29.54%
	28~40岁	68	16.46%	虚拟品牌社区刷新频率	约每小时一次	50	12.11%
	41~50岁	15	3.63%		约每半天一次	89	21.55%
	50岁以上	3	0.73%		约每天一次	108	26.15%
职业	工人	5	1.21%		约每周一次	89	21.55%
	教师	18	4.36%		其他	77	18.64%
	公司职员	79	19.13%	参与的虚拟品牌社区	华为花粉俱乐部	133	32.20%
	公务员	29	7.02%		小米论坛	78	18.89%
	个体工商户	14	3.39%		王者荣耀官方论坛	107	25.91%
	学生	252	61.02%		海底捞	46	11.14%
	其他	16	3.87%		其他	49	11.86%

四、实证分析

(一) 信度和效度分析

利用 SPSS23.0 软件进行信度、效度检验，结果见表 2。潜在变量的 Cronbach's α 值在 0.763~0.942 之间，组合信度 (CR) 在 0.734~0.943 之间，均大

于 0.7，表明测量量表有较高信度。各题项的标准化载荷大于 0.5 且高度显著，变量的平均提取方差 (AVE) 均大于 0.5，表明测量量表的收敛效度较好。

表 3 中显示了 10 个维度的相关系数和每个维度的 AVE 均方根，AVE 均方根大于该维度与其他维度之间的相关系数，因此，测量量表有较好的区别效度。

表 2 验证性因子分析结果

潜在变量	测量题项	因子载荷
系统质量 Cronbach's α =0.921 CR=0.922 AVE=0.703	我感觉这个社区的界面设计易理解和操作	0.846 ***
	我感觉这个社区的界面设计简单清楚	0.839 ***
	我感觉这个社区的界面设计能够满足需求	0.867 ***
	我感觉这个社区的运行稳定可靠	0.827 ***
	我在这个社区可以很快找到需要的资料	0.819 ***
信息质量 Cronbach's α =0.905 CR=0.906 AVE=0.706	我感觉这个社区中的信息是全面的	0.833 ***
	我感觉这个社区中的信息是准确的	0.875 ***
	我感觉这个社区中的信息更新很及时	0.812 ***
	我认为这个社区提供了我想要的信息	0.843 ***
服务质量 Cronbach's α =0.879 CR=0.877 AVE=0.590	我感觉社区管理委员会对社区进行管理	0.785 ***
	我感觉社区管理委员会对我的困难提供帮助	0.827 ***
	我感觉社区能准确提供所承诺的服务	0.810 ***
	社区会主动了解并设法满足我的需求	0.750 ***
互动质量 Cronbach's α =0.843 CR=0.845 AVE=0.644	社区能为我提供个性化服务	0.691 ***
	我在社区求助时能很快得到其他成员的回答	0.830 ***
	其他社区成员会帮助我解决问题	0.853 ***
	我经常会为别人的求助提供回应	0.737 ***

续前表

潜在变量	测量题项	因子载荷
心流体验 Cronbach's $\alpha = 0.763$ CR = 0.774 AVE = 0.537	我使用该社区时发现了乐趣	0.794 ***
	我使用该社区时注意力是高度集中的	0.801 ***
	使用该社区时我能控制想浏览的内容和时间	0.593 ***
品牌卷入度 Cronbach's $\alpha = 0.901$ CR = 0.903 AVE = 0.756	我非常关注该品牌	0.834 ***
	选择购买该品牌产品对我来说非常重要	0.891 ***
	我非常在意选择该品牌所带来的结果	0.879 ***
自我一致性 Cronbach's $\alpha = 0.916$ CR = 0.734 AVE = 0.917	该品牌形象能反映我的个性	0.856 ***
	该品牌所代表的品质是我所希望具备的	0.845 ***
	使用该品牌可以向别人表达自我	0.859 ***
	该品牌的定位非常适合我	0.867 ***
物质满意感 Cronbach's $\alpha = 0.910$ CR = 0.913 AVE = 0.778	拥有该品牌, 让我感觉自己的生活更加满意	0.917 ***
	拥有该品牌, 让我感觉自己的生活质量得到提升	0.878 ***
	使用该品牌, 让我感觉快乐	0.848 ***
自我实现感 Cronbach's $\alpha = 0.941$ CR = 0.942 AVE = 0.765	拥有该品牌, 让我对自己持有更加肯定的态度	0.823 ***
	拥有该品牌, 让我感觉自己在不断发展	0.921 ***
	拥有该品牌, 让我觉得提升了自我	0.893 ***
	拥有该品牌, 让我觉得自己更有成就感	0.883 ***
	拥有该品牌, 让我更加接近自己的梦想	0.848 ***
社会贡献感 Cronbach's $\alpha = 0.942$ CR = 0.943 AVE = 0.769	拥有该品牌, 让我觉得自己考虑了他人的利益	0.845 ***
	拥有该品牌, 让我觉得自己对社会创造了价值	0.898 ***
	拥有该品牌, 让我觉得自己支持了社会的发展	0.881 ***
	拥有该品牌, 让我觉得自己给周围的人带来了积极影响	0.868 ***
	拥有该品牌, 让我觉得自己承担了社会责任	0.889 ***

注: ***代表 $p < 0.001$ 。

表 3 AVE 均方根及潜变量相关系数矩阵

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
系统质量	0.839									
信息质量	0.551	0.840								
服务质量	0.508	0.562	0.768							
互动质量	0.508	0.522	0.457	0.803						
心流体验	0.570	0.509	0.486	0.415	0.733					
品牌卷入度	0.470	0.477	0.435	0.408	0.436	0.870				
自我一致性	0.520	0.485	0.423	0.497	0.503	0.527	0.856			
物质满足感	0.504	0.491	0.593	0.411	0.540	0.608	0.612	0.882		
自我实现感	0.493	0.546	0.403	0.469	0.514	0.537	0.598	0.608	0.875	
社会贡献感	0.457	0.514	0.464	0.417	0.497	0.564	0.518	0.592	0.566	0.877

注: 对角线上的数字是 AVE 的均方根。

(二) 结构方程建模分析

本文运用 AMOS26.0 软件对主效应模型进行结构方程建模分析, 采用最大似然估计法检验, 结果显示

模型拟合指数为: $\chi^2/df = 2.811 < 3$ 、 $CFI = 0.933$ 、 $NFI = 0.9$ 、 $TLI = 0.925$ 、 $IFI = 0.933$ 、 $GFI = 0.830$ 、均接近或大于 0.9 的标准值, $RMSEA = 0.066$, 小于

0.08 的标准值,表明模型拟合良好。假设检验结果表明,信息质量、服务质量和互动质量对心流体验有显著正向影响 ($\beta=0.261, p<0.001$; $\beta=0.171, p<0.01$; $\beta=0.334, p<0.001$),系统质量对心流体验的影响不显著 ($\beta=0.090, p>0.05$),主要原因是系统质量强调的虚拟品牌社区的界面设计和系统稳定性作为消费者体验虚拟品牌社区的基本需求和条件,已难以刺激心流体验的产生。因此,假设 H1 得到部分支持。进一步比较标准化系数发现,在虚拟品牌社区质量四维度对心流体验的正向影响中,互动质量的影响最大。这表明,在虚拟品牌社区中社区成员之间的信息交流、知识分享等互动行为是提升消费者心流体验的关键。心流体验对物质满意感 ($\beta=0.640, p<0.001$)、自我实现感 ($\beta=0.614, p<0.001$)、社会贡献感 ($\beta=0.597, p<0.001$) 均有显著正向影响,假设 H2 获得完全支持。

(三) 心流体验的中介效应检验

本文采用 Bootstrap 分析方法,通过采用 Hayes 编制的 Process 宏中的 Model4,在控制性别、年龄、教育程度和职业情况下,以系统质量、信息质量、服务质量和互动质量为自变量,以物质满意感、自我实现感和社会贡献感为因变量,以心流体验为中介变量,在 95% 的置信水平上对样本数据进行 5 000 次重复抽样。分析结果见表 4,通过判断直接效应和中介效应在 Bootstrap 95% 置信区间的上下限是否包含 0,可知“系统质量→心流体验→物质满意感/自我实现感/社

会贡献感”“信息质量→心流体验→物质满意感/自我实现感/社会贡献感”“服务质量→心流体验→物质满意感/自我实现感/社会贡献感”“互动质量→心流体验→物质满意感/自我实现感/社会贡献感”等中介路径中介效应显著。其中,心流体验在系统质量、信息质量、服务质量、互动质量对物质满意感影响路径中的间接效应分别是 0.302 (95% CI [0.220, 0.387])、0.323 (95% CI [0.238, 0.421])、0.319 (95% CI [0.227, 0.428])、0.295 (95% CI [0.210, 0.381]),心流体验在系统质量、信息质量、服务质量、互动质量对自我实现感影响路径中的间接效应分别是 0.389 (95% CI [0.287, 0.491])、0.361 (95% CI [0.258, 0.470])、0.303 (95% CI [0.196, 0.421])、0.327 (95% CI [0.224, 0.435]),心流体验在系统质量、信息质量、服务质量、互动质量对社会贡献感影响路径中的间接效应分别是 0.404 (95% CI [0.298, 0.521])、0.369 (95% CI [0.255, 0.484])、0.315 (95% CI [0.193, 0.442])、0.361 (95% CI [0.254, 0.469])。尤其是,在控制了心流体验之后,系统质量对社会贡献感的影响不显著,直接效应为 0.108 (95% CI [-0.034, 0.256]),表明心流体验在系统质量对社会贡献感的影响中是唯一中介变量。可见,心流体验分别中介了虚拟品牌社区质量四维度(系统质量、信息质量、服务质量、互动质量)对消费者品牌幸福感三维度(物质满意感、自我实现感、社会贡献感)的影响。因此,假设 H3 得到支持。

表 4 心流体验的中介效应检验结果

效应类型	路径	效应值	标准误	t 值	95%置信区间 CI	
					LLCI	ULCI
直接效应	系统质量→物质满意感	0.312	0.067	6.183 ***	0.184	0.451
	系统质量→自我实现感	0.159	0.065	2.728 **	0.035	0.291
	系统质量→社会贡献感	0.108 (ns)	0.073	1.748	-0.034	0.256
	信息质量→物质满意感	0.263	0.060	5.004 ***	0.148	0.379
	信息质量→自我实现感	0.230	0.070	3.888 ***	0.095	0.369
	信息质量→社会贡献感	0.199	0.078	3.155 **	0.046	0.352
	服务质量→物质满意感	0.275	0.070	5.288 ***	0.129	0.402
	服务质量→自我实现感	0.357	0.080	6.255 ***	0.195	0.507
	服务质量→社会贡献感	0.316	0.094	5.138 ***	0.127	0.495
	互动质量→物质满意感	0.305	0.061	5.952 ***	0.186	0.425
	互动质量→自我实现感	0.284	0.073	4.916 ***	0.148	0.431
	互动质量→社会贡献感	0.201	0.083	3.228 **	0.036	0.366

续前表

效应类型	路径	效应值	标准误	t 值	95%置信区间 CI	
					LLCI	ULCI
中介效应	系统质量→心流体验→物质满意感	0.302	0.042	—	0.220	0.387
	系统质量→心流体验→自我实现感	0.389	0.052	—	0.287	0.491
	系统质量→心流体验→社会贡献感	0.404	0.056	—	0.298	0.521
	信息质量→心流体验→物质满意感	0.323	0.047	—	0.238	0.421
	信息质量→心流体验→自我实现感	0.361	0.054	—	0.258	0.470
	信息质量→心流体验→社会贡献感	0.369	0.058	—	0.255	0.484
	服务质量→心流体验→物质满意感	0.319	0.051	—	0.227	0.428
	服务质量→心流体验→自我实现感	0.303	0.057	—	0.196	0.421
	服务质量→心流体验→社会贡献感	0.315	0.064	—	0.193	0.442
	互动质量→心流体验→物质满意感	0.295	0.044	—	0.210	0.381
	互动质量→心流体验→自我实现感	0.327	0.053	—	0.224	0.435
	互动质量→心流体验→社会贡献感	0.361	0.055	—	0.254	0.469

注：*表示 $p < 0.05$ ，**表示 $p < 0.01$ ，***表示 $p < 0.001$ 。

(四) 品牌卷入度的调节检验

本文通过层次回归法检验品牌卷入度对心流体验与消费者品牌幸福感的调节作用，结果见表5。心流体验和品牌卷入度的交互项对物质满意感没显著影响 ($\beta = 0.034, p > 0.5$)。原因是随着品牌卷入度提升，

消费者对品牌价值的追求超越基本利益满足，更凸显对情感、社会价值的满足。心流体验与品牌卷入度的交互项对自我实现感和社会贡献感有显著正向影响 ($\beta = 0.091, p < 0.01; \beta = 0.094, p < 0.01$)，H4 得到部分支持。

表5 品牌卷入度的调节效应检验

因变量	物质满意感		自我实现感		社会贡献感	
	M ₁	M ₂	M ₃	M ₄	M ₅	M ₆
心流体验	0.212 ***	0.215 ***	0.245 ***	0.255 ***	0.292 ***	0.303 ***
品牌卷入度	0.674 ***	0.676 ***	0.582 ***	0.589 ***	0.479 ***	0.486 ***
心流体验×品牌卷入度	—	0.034	—	0.091 **	—	0.094 **
R ²	0.680	0.681	0.579	0.587	0.492	0.501
F	435.748	291.261	281.889	193.826	198.920	136.906
Durbin-Watson	—	2.060	—	1.861	—	1.828

为进一步分析品牌卷入度的调节效应，使用Johnson-Neyman法绘制混合斜率图，见图2。高品牌卷入度的斜率高于低品牌卷入度的斜率，说明品牌卷入度存在正向调节，当品牌卷入度分别大于4.6000和4.3000时，品牌卷入度的提升会分别促进心流体验对自我实现感和社会贡献感的影响。

(五) 自我一致性的调节检验

本文通过层次回归法检验自我一致性对心流体验与消费者品牌幸福感的调节作用，结果见表6。心流

体验和自我一致性的交互项对物质满意感没显著影响 ($\beta = 0.010, p > 0.5$)。原因是物质满意感是对品牌基本利益的满足，而自我实现感和社会贡献感是对品牌精神利益的满足，随着自我一致性提升，消费者会弱化物质满意感，更趋于追求自我实现和社会贡献等更高层面的品牌幸福感。心流体验与自我一致性的交互项对自我实现感和社会贡献感有显著正向影响 ($\beta = 0.069, p < 0.05; \beta = 0.075, p < 0.05$)，H5 得到部分支持。

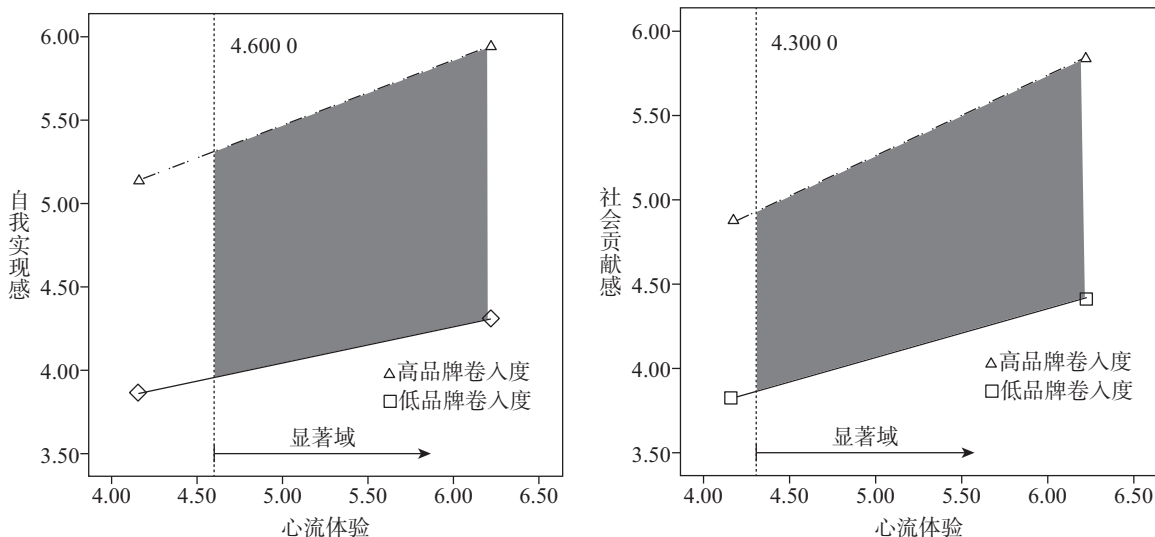


图2 品牌卷入度的调节作用

表6 自我一致性的调节效应检验

因变量	物质满意感		自我实现感		社会贡献感	
	M ₇	M ₈	M ₉	M ₁₀	M ₁₁	M ₁₂
心流体验	0.236 ***	0.238 ***	0.209 ***	0.222 ***	0.257 ***	0.271 ***
自我一致性	0.669 ***	0.669 ***	0.672 ***	0.670 ***	0.563 ***	0.561 ***
心流体验×自我一致性	—	0.010	—	0.069 *	—	0.075 *
R ²	0.695	0.695	0.665	0.670	0.558	0.563
F	466.483	310.360	407.054	276.472	258.787	175.975
Durbin-Watson	—	1.997	—	2.046	—	1.902

为进一步分析自我一致性的调节效应，本研究使用 Johnson-Neyman 法绘制了混合斜率图，见图3。高自我一致性的斜率高于低自我一致性的斜率，说明自

我一致性存在正向调节，并且当自我一致性分别大于 4.557 1 和 4.430 0 时，自我一致性的提升会分别促进心流体验对自我实现感和社会贡献感的影响。

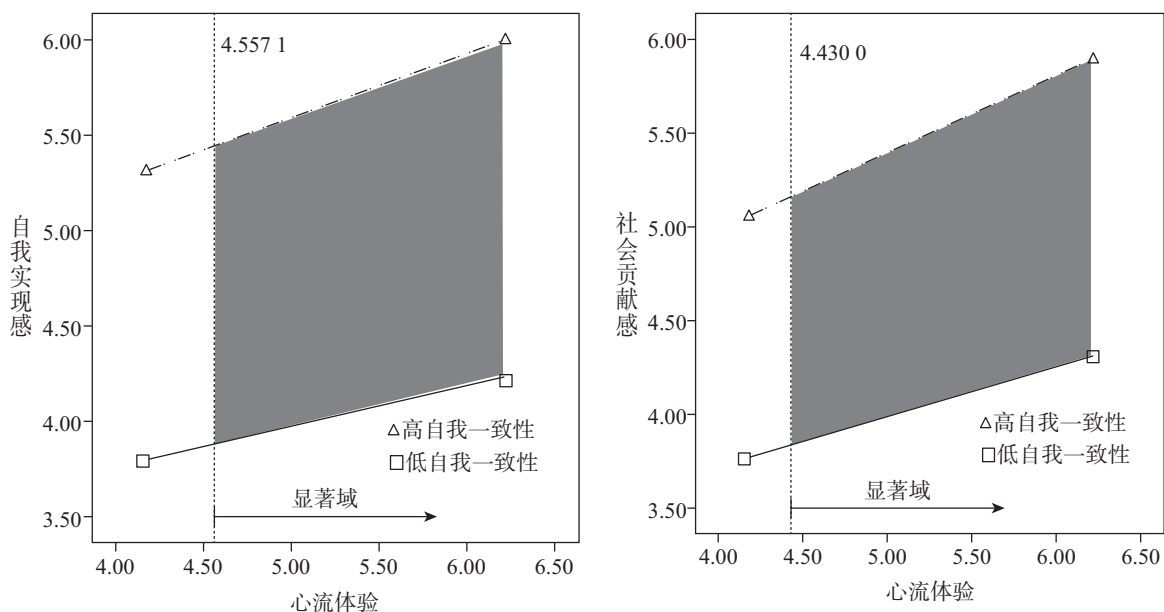


图3 自我一致性的调节作用

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

本文基于营销学和心理学的理论，通过对虚拟品牌社区参与者问卷调查数据的统计分析，检验了虚拟品牌社区质量影响消费者品牌幸福感的中介路径及其边界条件，得出以下主要研究结论。

第一，企业在虚拟品牌社区情境中加强信息质量、服务质量、互动质量的管理能促进消费者的心流体验。研究发现，除了系统质量外，虚拟品牌社区质量的信息质量、服务质量、互动质量均正向影响心流体验，并且互动质量对心流体验的影响程度最大。这意味着，企业提升虚拟品牌社区质量能有效促进消费者在虚拟品牌社区情境中获得更多的心流体验，使消费者具有更高的临场感和沉浸感，从而促进消费者在心理层面提升对虚拟品牌社区的积极响应。通过增强虚拟品牌社区的信息质量、服务质量和互动质量，有助于激发消费者的心流体验，增进消费者在虚拟品牌社区中的控制感、专注感和愉悦感。该研究结论不仅丰富和完善了虚拟品牌社区质量的内涵和维度结构，拓展了虚拟品牌社区质量的理论体系，而且进一步厘清了虚拟品牌社区情境中消费者心流体验产生的机理。

第二，消费者在虚拟品牌社区中的心流体验促进了消费者品牌幸福感的获取。研究发现，心流体验正向影响物质满意感、自我实现感和社会贡献感。这意味着，心流体验是消费者在虚拟品牌社区中追求品牌幸福感的重要心理桥梁，虚拟品牌社区参与可促进消费者心流体验发生，并通过心流体验提高不同层面的消费者品牌幸福感。心流体验不仅增加消费者在物质层面的愉悦感，而且也促进消费者的自我提升和发展，以及帮助消费者实现社会价值。该研究结论进一步支持了虚拟品牌社区激发的心流体验能加深消费者与品牌的心理联结和情感共鸣，给消费者带来美好的品牌联想，继而促进了消费者品牌幸福感。

第三，虚拟品牌社区质量可以通过对消费者心流体验的作用实现消费者品牌幸福感的提升。本文尝试性地将SOR（刺激-机体-反应）理论引入虚拟品牌社区领域，将心流体验纳入虚拟品牌社区质量影响消费者品牌幸福感的模型之中，实证性地确认了心流体验在虚拟品牌社区质量影响消费者品牌幸福感间的中介作用。研究发现，心流体验分别中介了虚拟品牌社区中的系统质量、信息质量、服务质量、互动质量对物质满意感、自我实现感和社会贡献感的影响。总体

上看，虚拟品牌社区质量提升导致的消费者品牌幸福感的增强是通过激发消费者在虚拟品牌社区中的心流体验来实现的。心流体验作为消费者的积极心理状态和情感反应，是虚拟品牌社区质量影响消费者品牌幸福感的关键变量。因此，本文利用SOR（刺激-机体-反应）的影响路径，在虚拟品牌社区质量与消费者品牌幸福感之间构建了一个更为完整的中介模型，进一步深化了人们对虚拟品牌社区质量与消费者品牌幸福感间关系的认识。

第四，虚拟品牌社区中的心流体验对消费者品牌幸福感的正向影响受到品牌卷入度和自我一致性的强化。作为个体特征变量，品牌卷入度用于衡量在虚拟品牌社区中消费者持有的对该品牌的持续关注和重视程度，自我一致性用于衡量在虚拟品牌社区中用户的自我概念与品牌形象的匹配程度。基于虚拟品牌社区参与者问卷的实证分析，本研究探究并确认了品牌卷入度和自我一致性在虚拟品牌社区质量影响消费者品牌幸福感过程中的边界条件，即品牌卷入度和自我一致性可以强化虚拟品牌社区中的心流体验对自我实现感和社会贡献感的影响。换言之，当消费者的品牌卷入度和自我一致性较高时，他们更容易在虚拟品牌社区情境中激发心流体验并提升品牌幸福感。该研究结论从个体特征视角拓展了虚拟品牌社区质量影响消费者品牌幸福感的边界条件，进一步丰富了虚拟品牌社区情境中的消费者特征研究。

(二) 管理启示

第一，企业应重视面向虚拟品牌社区成员的品牌营销，开展系统化、多层面的虚拟品牌社区质量管理实践。虚拟品牌社区质量管理应聚焦于系统质量、信息质量、服务质量和互动质量的改善，促进虚拟品牌社区平台建设及其服务运营管理，提高虚拟品牌社区质量管理的科学性和有效性，为消费者构建品牌体验新平台。在系统质量管理中，虚拟品牌社区设计应坚持安全性和易用性原则，确保虚拟品牌社区界面简单清楚、易理解和易操作，维持虚拟品牌社区的运行稳定和安全可靠。在信息质量管理中，企业应提升虚拟品牌社区信息的全面性和准确性，保证信息更新及时，为消费者提供真实、及时、优质的信息。例如，为虚拟品牌社区消费者适时推送与品牌相关的信息，通过置顶或星级评定等相关操作让消费者能以较少的时间和精力获取优质信息。在服务质量管理中，虚拟品牌社区管理员应适时主动了解消费者需求，积极开展个性化服务，履行服务承诺。在互动质量管理中，企业可采用积分制或头衔制鼓励消费者在虚拟品牌社

区进行知识分享和互助行为,激励虚拟品牌社区成员之间相互帮助解决问题。

第二,为了促使消费者在虚拟品牌社区中更好地获得品牌幸福感,企业应努力激发消费者在虚拟品牌社区中的心流体验。管理者应积极优化虚拟品牌社区设计,打造沉浸式的虚拟品牌社区空间和用户体验氛围。在虚拟品牌社区设计中,确保服务器的稳定流畅运行,为消费者提供更新及时、响应迅速、编码兼容性高的社区系统,提升消费者在虚拟品牌社区的控制感。并且,管理者应采取科技手段,使用信息过滤和分级过滤软件,将带有敏感词、关键字、重复信息和垃圾广告等负面信息进行过滤,避免消费者对虚拟品牌社区产生不良印象和消极情绪,提升消费者在虚拟品牌社区中的专注感。管理者还应加强虚拟品牌社区客户关系管理。虚拟品牌社区客服主要负责维护社区的互动秩序,创造良好的社区沟通氛围,保持消费者交流的畅通性,提高消费者在虚拟品牌社区中的兴奋感。此外,管理者通过设置惩罚制度,如删帖、取消会员、举报和黑名单机制等,共建共享文明虚拟品牌社区,减少不良的消费者参与行为,促进消费者对虚拟品牌社区的好奇感和愉悦感。

第三,企业应将品牌卷入度纳入虚拟品牌社区管理范畴,促进消费者对品牌的密切关注和重视。企业应从消费者视角制定完善的品牌营销传播方案,增加消费者对虚拟品牌社区的了解和关注。在进行虚拟品牌社区建设时,企业需要构建和提供丰富的、多样的资讯渠道,通过广告、公关、销售促进等促销活动增强品牌在虚拟品牌社区中的知名度和美誉度,便于消费者及时、全面、准确掌握相关的品牌信息。并且,应提升品牌信息与消费者需求的相关度以及品牌对消费者的价值,促进消费者对虚拟品牌社区的持续关注 and 参与。此外,企业还应重视制约品牌卷入度的因素,密切关注虚拟品牌社区中的信息动态和关于品牌的热点话题,对目标群体进行有针对性的互动营销,促进消费者的品牌依恋。不断优化消费者与品牌的接触点,加强与目标群体的真诚沟通,帮助消费者解决在虚拟品牌社区中遇到的产品和服务问题,使消费者获得优质的品牌体验,满足消费者的心理和情感需求,继而提升品牌幸福感。

第四,企业应不断提升消费者的自我一致性水平,促进品牌形象与消费者自我概念的契合。在运营虚拟品牌社区时,企业应在尊重社区用户隐私的前提下收集、挖掘和分析用户数据,抽取关键用户特征,形成用户标签并构建用户画像,从而识别消费者的兴趣和偏好,全面理解消费者的自我概念,包括现实的自我、理想的自我、他人实际的自我和他人理想的自我。企业基于消费者自我概念精准分析消费者需求,针对核心消费者群体需求进行品牌定位设计,塑造适合消费者自我概念的品牌个性和品牌形象,并在虚拟品牌社区情境中充分挖掘和传播品牌特色元素。企业通过在品牌商标、品牌包装、店铺陈列虚拟展示和广告设计等方面注入特色元素,满足消费者的自我概念以及唤醒消费者的个性认同,促进品牌个性与消费者自我概念的契合,从而在虚拟品牌社区情境中提升消费者心流体验以及获得品牌幸福感。

(三) 研究局限与展望

关于虚拟品牌社区质量对消费者品牌幸福感影响机理的问题,是一个仍然需要进一步研究的重要课题,其中与本文内容直接相关的以下三点值得未来进行深入探讨:其一,本文采取在线调查方式获得虚拟品牌社区参与者调查问卷数据,但单一来源的自评式数据及横截面数据也带来了一定测量误差。为有效判定变量间逻辑关系,未来可开展具有时间间隔的纵向研究设计,以给虚拟品牌社区质量与消费者品牌幸福感之间的因果关系验证提供更充分的证据。其二,本文是从单一维度层面探讨消费者心流体验的中介作用,考虑到心流体验还包括愉悦感、专注感、控制力等多个次级维度,未来可分析心流体验的这些次级维度如何在虚拟品牌社区质量影响消费者品牌幸福感之间发挥中介作用及其影响差异。其三,本文将品牌卷入度和自我一致性两类个体特征变量作为边界条件,引入虚拟品牌社区质量影响消费者品牌幸福感的中介路径研究之中,但仍存在其他心理特征变量也会使消费者在虚拟品牌社区形成的心流体验驱动下呈现不同品牌幸福感。因此,未来可进一步丰富调节变量的选择,引入其他心理特征变量(如利他动机、心理抗拒、自我表露)来探索虚拟品牌社区质量影响消费者品牌幸福感的边界条件。

参考文献

- [1] Novak T P, Hoffman D L, Duhachek A. Information Availability and Consumer Preference: Can Online Retailers Benefit From Providing Access to Competitor Price Information? [J]. Journal of Consumer Psychology, 2003, 13 (1/2): 3-16.

- [2] Kim J, Kim M. Spectator E-sport and Well-being Through Live Streaming Services [J]. *Technology in Society*, 2020, 63 (1): 101401.
- [3] Grzeskowiak S, Sirgy M J. Consumer Well-being (CWB): The Effects of Self-image Congruence, Brand-community Belongingness, Brand Loyalty, and Consumption Recency [J]. *Applied Research in Quality of Life*, 2007, 2 (4): 289-304.
- [4] Kruger S. Soul Searching on the Wings of My Wheels: Motorcyclists' Happiness [J]. *Journal of Psychology in Africa*, 2018, 28 (3): 218-223.
- [5] 周志民, 汪日香, 张宁. 在线品牌社群社会资本对消费者品牌幸福感的影响机制研究 [J]. *商业经济与管理*, 2020 (11): 74-86.
- [6] Kumar A, Paul J, Starčević S. Do Brands Make Consumers Happy? -A Masstige Theory Perspective [J]. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 2021, 58 (1): 102318.
- [7] Armstrong A, Hagel J. The Real Value of On-line Communities [J]. *Strategic Management of Intellectual Capital*, 1998, 74 (3): 63-71.
- [8] Muniz A M, O'guinn T C. Brand Community [J]. *Journal of Consumer Research*, 2001, 27 (4): 412-432.
- [9] 李朝辉. 虚拟品牌社区环境下顾客参与价值共创对品牌体验的影响 [J]. *财经论丛*, 2014 (7): 75-81.
- [10] Hoffman D L, Novak T P. Marketing in Hypermedia Computer-mediated Environments: Conceptual Foundations [J]. *Journal of Marketing*, 1996, 46 (2): 50-68.
- [11] Kang I, Lee K C, Lee S, et al. Investigation of Online Community Voluntary Behavior Using Cognitive Map [J]. *Computers in Human Behavior*, 2007, 23 (1): 111-126.
- [12] Lin H F. Determinants of Successful Virtual Communities: Contributions from System Characteristics and Social Factors [J]. *Information & Management*, 2008, 45 (8): 522-527.
- [13] 周志民, 吴群华. 在线品牌社群凝聚力的前因与后效研究 [J]. *管理学报*, 2013 (1): 117-124.
- [14] Csikszentmihalyi M. Flow: The Psychology of Optimal Experience [J]. *Design Issues*, 1990, 8 (1): 75-77.
- [15] Mahfouz A Y, Joonas K, Opara E U. An Overview of and Factor Analytic Approach to Flow Theory in Online Contexts [J]. *Technology in Society*, 2020, 61: 101228.
- [16] Webster J, Trevino L K, Ryan L. The Dimensionality and Correlates of Flow in Human-computer Interactions [J]. *Computers in Human Behavior*, 1993, 9 (4): 411-426.
- [17] Mathwick C, Rigdon E. Play, Flow, and the Online Search Experience [J]. *Journal of Consumer Research*, 2004, 31 (2): 324-332.
- [18] Namkung Y, Jang S C S. Effects of Perceived Service Fairness on Emotions, and Behavioral Intentions in Restaurants [J]. *European Journal of Marketing*, 2010, 44 (9-10): 1233-1259.
- [19] Carlson J, O'Casey A. Creating Commercially Compelling Website-service Encounters: An Examination of the Effect of Website-service Interface Performance Components on Flow Experiences [J]. *Electronic Markets*, 2011, 21 (4): 237-253.
- [20] Parasuraman A, Zeithaml V A. E-s-qual a Multiple-item Scale for Assessing Electronic Quality [J]. *Journal of Service Research*, 2005, 7 (10): 1-21.
- [21] Zhou T, Lu Y. The Effect of Interactivity on the Flow Experience of Mobile Commerce User [J]. *International Journal of Mobile Communications*, 2011, 9 (3): 225-242.
- [22] Rheingold H. *The Virtual Community: Homesteading on the Electric Frontier* [M]. Massachusetts: Addison-Wesley Publishing Company, 1993.
- [23] Chang C M, Hsu M H, Hsu C S, et al. Examining the Role of Perceived Value in Virtual Communities Continuance: Its Antecedents and the Influence of Experience [J]. *Behaviour & Information Technology*, 2014, 33 (4-6): 502-521.
- [24] Akinci S, Atilgan-Inan E, Aksoy S. Re-assessment of ES-Qual and E-RecS-Qual in a Pure Service Setting [J]. *Journal of Business Research*, 2010, 63 (3): 232-240.
- [25] Skadberg Y X, Kimmel J R. Visitor s Flow Experience While Browsing a Web Site: Its Measurement, Contributing Factors and Consequences [J]. *Computers in Human Behavior*, 2004, 20 (3): 403-422.
- [26] Hoffman D L, Novak T P. Flow Online: Lessons Learned and Future Prospects [J]. *Journal of Interactive Marketing*, 2009, 23 (1): 23-34.
- [27] Schnebelen S, Bruhn M. An Appraisal Framework of the Determinants and Consequences of Brand Happiness [J]. *Psychology & Marketing*, 2018, 35 (2): 101-119.
- [28] Mogilner C, Aaker J, Kamvar S D. How Happiness Affects Choice [J]. *Journal of Consumer Research*, 2012, 39 (2): 429-443.
- [29] Diener E. Subjective Well-Being [J]. *Psychological Bulletin*, 1984, 95 (3): 542-575.
- [30] 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): 1069-1081.
- [31] Keyes C L M. Social Well-being [J]. *Social Psychology Quarterly*, 1998, 61 (2): 121-140.
- [32] Bettingen J F, Luedicke M K. Can Brands Make Us Happy? A Research Framework for the Study of Brands and Their Effects on Happiness [J]. *Advances in Consumer Research*. Association for Consumer Research (U. S.), 2009, 36: 308-315.
- [33] 卫海英, 王颖, 冉雅璇, 张逸石, 舒丽芳. 小事情、大幸福: 互动仪式链理论视角下服务仪式对品牌福祉的影响 [J]. *心理科学进展*, 2018 (7): 1141-1151.
- [34] 舒丽芳, 卫海英, 冉雅璇. 品牌福泽百姓——品牌福祉的构念、维度及量表开发 [J]. *营销科学学报*, 2018 (3): 115-135.
- [35] 杨爽, 郭昭宇. 品牌幸福感对顾客忠诚行为的影响研究 [J]. *消费经济*, 2018 (6): 68-74.

- [36] Yun J M, Kim W G, Armstrong D J. Exploring Neuroticism and Extraversion in Flow and User Generated Content Consumption [J]. *Information & Management*, 2014, 51 (3): 347-358.
- [37] Chen H. Flow on the Net-detecting Web Users' Positive Affects and Their Flow States [J]. *Computers in Human Behavior*, 2006, 22 (2): 221-233.
- [38] Hong-Youl H, Helen P. Effects of Consumer Perceptions of Brand Experience on the Web: Brand Familiarity, Satisfaction and Brand Trust [J]. *Journal of Consumer Behaviour*, 2005, 4 (6): 438-452.
- [39] 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): 68-78.
- [40] 郑玲, 周志民, 陈瑞霞. 逃避体验对消费者幸福感的影响机制研究 [J]. *珞珈管理评论*, 2019 (3): 154-174.
- [41] Rankin K, Walsh L C, Sweeny K. A Better Distraction: Exploring the Benefits of Flow During Uncertain Waiting Periods [J]. *Emotion*, 2018, 19 (5): 818-828.
- [42] Voyer P A, Ranaweera C. The Impact of Word of Mouth on Service Purchase Decisions: Examining Risk and the Interaction of Tie Strength and Involvement [J]. *Journal of Service Theory and Practice*, 2016, 25 (5): 636-656.
- [43] Aladwani A M, Palvia P C. Developing and Validating an Instrument for Measuring User-perceived Web Quality [J]. *Information & Management*, 2002, 39 (6): 467-476.
- [44] Hsu C L, Chang K C, Chen M C. The Impact of Website Quality on Customer Satisfaction and Purchase Intention: Perceived Playfulness and Perceived Flow as Mediators [J]. *Information Systems and E-Business Management*, 2012, 10 (4): 549-570.
- [45] Moneta G B. The Flow Experience Across Cultures [J]. *Journal of Happiness Studies*, 2004, 5 (2): 115-121.
- [46] Zhou Q, Chen G, Liu W. Impact of Perceived Organizational Culture on Job Involvement and Subjective Well-being: A Moderated Mediation Model [J]. *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 2019, 47 (1): 1-13.
- [47] Flynn L R, Goldsmith R E. Application of the Personal Involvement Inventory in Marketing [J]. *Psychology & Marketing*, 2010, 10 (4): 357-366.
- [48] Piccoli G, Cabiddu F, Carlo M D. Social Media Affordances: Enabling Customer Engagement [J]. *Annals of Tourism Research*, 2014, 48 (C): 175-192.
- [49] Petty R E, Cacioppo J T, David S. Central and Peripheral Routes to Advertising Effectiveness: The Moderating Role of Involvement [J]. *Journal of Consumer Research*, 1983, 10 (2): 135-146.
- [50] Ajzen I, Fishbein M. *Understanding Attitudes and Predicting Social Behavior* [M]. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, 1980.
- [51] Park C W, Jaworski B J, Macinnis D J. Strategic Brand Concept-Image Management [J]. *Journal of Marketing*, 1986, 50 (4): 135-145.
- [52] Sirgy M J, Grewal D, Mangleburg T F, et al. Assessing the Predictive Validity of Two Methods of Measuring Self-image Congruence [J]. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 1997, 25 (3): 229-241.
- [53] Li M, Hua Y, Zhu J. From Interactivity to Brand Preference: The Role of Social Comparison and Perceived Value in a Virtual Brand Community [J]. *Sustainability*, 2021, 13 (2): 625.
- [54] Ahuvia A C. Beyond the Extended Self: Loved Objects and Consumers' Identity Narratives [J]. *Journal of Consumer Research*, 2005, 32 (1): 171-184.
- [55] Hollebeck L. Exploring Customer Brand Engagement: Definition and Themes [J]. *Journal of Strategic Marketing*, 2011, 19 (7): 555-573.
- [56] Ahuvia C A C. Some Antecedents and Outcomes of Brand Love [J]. *Marketing Letters*, 2006, 17 (2): 79-89.
- [57] Wang R Y, Strong D M. Beyond Accuracy: What Data Quality Means to Data Consumers [J]. *Journal of Management Information Systems*, 1996, 12 (4): 5-33.
- [58] Bonner J M. Customer Interactivity and New Product Performance: Moderating Effects of Product Newness and Product Embeddedness [J]. *Industrial Marketing Management*, 2010, 39 (3): 485-492.
- [59] Chang C C. Examining Users' Intention to Continue Using Social Network Games: A Flow Experience Perspective [J]. *Telematics and Informatics*, 2013, 30 (4): 311-321.
- [60] Escalas J E, Bettman J R. Self-construal, Reference Groups, and Brand Meaning [J]. *Journal of Consumer Research*, 2005, 32 (3): 378-389.
- [61] Kim J, Sung Y. Dimensions of Purchase-decision Involvement: Affective and Cognitive Involvement in Product and Brand [J]. *Journal of Brand Management*, 2009, 16 (8): 504-519.
- [62] Karam A M. *Modelling the Relationship between Brand Experience Dimensions and the Antecedents of Happiness within the Context of Dining Services* [D]. Brunel University London, 2016.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

担保物权制度改革对企业全球价值链 分工位置影响机理研究

——来自中国《物权法》准自然实验的经验证据

Impacts of Security Interest System Reform on Firms' GVC Positions:
Quasi-natural Evidence from Chinese Property Law

吴 翟 王文晓

WU Di WANG Wen-xiao

[摘要] 2007年中国担保物权制度改革对企业全球价值链分工位置的影响是一项不容忽视的重要举措。笔者以2005—2013年间中国工业企业为研究样本，基于中国《物权法》实施这一准自然实验，构建双重差分模型，通过实证检验担保物权制度改革与企业全球价值链分工位置变化，揭示二者的影响关系及其机理。结果证实：中国担保物权制度改革显著推动了企业全球价值链分工位置的提升，其间发挥关键作用的是改善融资约束。担保物权制度改革通过提高企业债务融资能力、调整企业负债期限结构和改善企业商业信用融资能力三个渠道缓解融资约束并促进企业全球价值链分工位置提升。进一步的异质性检验表明：担保物权制度改革对企业全球价值链分工位置的提升效应在不同类型的企业存在显著差异。本研究以来自中国《物权法》准自然实验的经验证据，揭示了担保物权制度改革对企业全球价值链分工位置的影响机理，拓展了国际贸易和分工理论，丰富了“法与贸易”研究领域的现有文献，为通过法律制度改革促进企业全球价值链位置提升提供了理论和实证依据。

[关键词] 《物权法》 融资约束 全球价值链 分工位置

[中图分类号] F740 D923 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 07-0115-14

Abstract: The impacts of China's security interest system reform on firms' GVC positions are essential in reshaping China's role in the global value chains (GVCs). Under the difference-in-difference framework of implementing Chinese property law reform, this paper adopts the Chinese firm-level data between 2005 and 2013 to examine the linkages between Chinese security interest system reforms and firms' position upgrading in the global value chains (GVCs) with their mechanism. We find that property law implementation leads Chinese firms to move to more upstream positions in the GVCs, in which alleviating financing constraints play an essential mechanism. Further results show that the property law reform improves firms' debt capability, adjusts their debt structure, and enhances their financing ability of commercial credit, which further improves firms' upstreamness in the GVCs. Further heterogeneity analysis shows significantly different impacts of China's security interest system reform on heterogeneous firms in China. This paper reveals the empirical evidence of the relationship and mechanism between the reform of the security interest system and the change of Chinese firms' GVC positions, which enriches the existing literature on the academic discussion of "law and trade" and provides the theoretical and empirical basis for further promoting enterprises upgrading in GVC positions via improving the current legal system.

Key words: Property law Financial constraints Global value chains Position

[收稿日期] 2022-04-26

[作者简介] 吴翟，男，1998年1月生，南开大学经济学院国际经济研究所博士研究生，研究方向为国际金融与全球价值链治理；王文晓，女，1990年6月生，中南财经政法大学文澜学院助理教授，经济学博士，主要研究方向为国际贸易理论与实证、全球价值链。本文通讯作者为王文晓，联系方式为 wenziaowang@zuel.edu.cn。

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目：“国际全球价值链重构下的贸易利益解构与要素收入分配研究”（项目编号：72103204）；国家自然科学基金面上项目：“金融科技创新与监管的机制设计研究”（项目编号：72073146）；中南财经政法大学中央高校基本科研业务费专项（项目编号：2722022BQ052）。

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

2007年《中华人民共和国物权法》(以下简称《物权法》)的实施,为推动中国企业全球价值链升级提供了制度保障。该版《物权法》对原《担保法》所规范的担保物权制度进行了重新界定,通过对原有担保物权制度的改革,为企业债务融资提供了更为多元的融资渠道,有效缓解了企业的融资约束问题。而融资约束是决定企业全球价值链分工位置的关键因素。受融资约束限制,中国制造业企业在嵌入全球价值链时,大多只能选择嵌入前期垫付资金较低的下游位置,通过加工贸易等方式参与国际分工,导致中国制造业大而不强、“低端锁定”等问题越发突出。因此,如果担保物权制度改革能够缓解企业融资约束问题,则能有效促进中国企业从全球价值链下游位置向中高端攀升,助力中国企业实现全球价值链升级。

已有研究对“担保物权制度改革与融资约束”的关系进行了分析,发现担保物权改革对缓解融资约束具有显著正向影响,但未对“担保物权制度改革如何影响中国企业全球价值链分工位置”以及融资约束在其间的作用进行深入的探讨。基于此,本文将当前经济转型改革中的两个关键问题:法律制度改革和全球价值链升级结合起来,实证检验以《物权法》实施为特征的担保物权制度改革如何影响企业在全价值链分工位置的变动,并从缓解融资约束的视角,探讨其内在影响机理,为从法律制度改革角度推动中国全球价值链位置升级探寻一条可行路径。

二、文献综述与研究假设

近年来,国内外学者对于“如何提升企业全球价值链分工位置”这一议题进行了许多有益探索,普遍认为融资约束是制约企业全球价值链分工位置提升的重要影响因素之一。其中,Bas和Strauss-Kahn(2015)^[1]研究发现,企业的融资能力影响其出口决策,是决定其全球价值链分工位置的关键因素(马述忠等,2017^[2];吕越等,2018^[3])。企业参与全球价值链分工需克服出口与进口的双重固定沉没成本(Melitz,2003^[4];Baldwin等,2015^[5]),面临融资约束较小的企业更容易嵌入全球价值链分工网络(Manova和Yu,2016^[6])。Manova(2013)^[7]、Feenstra等(2014)^[8]进一步指出,融资支持是保障全球商品与服务顺利交换的重要前提,融资能力较弱的企业其

技术升级决策往往缺乏资金支持,对外投资通常不足(Topalova和Khandelwal;2011^[9]),只能选择嵌入前期垫付资金较低的全球价值链下游生产位置(Edmond等,2015^[10])。而缓解企业融资约束能够有效改善企业成本加成错配问题,提高技术投资能力与国际竞争力,使得企业从全球分工中获利成为可能(Varela,2018^[11])。吕越等(2020)^[12]利用中国的数据进一步研究发现,中国目前的金融体系及相关法律制度发展尚不完善,大量企业融资渠道较为局限,只能选择以嵌入加工贸易为主的全球价值链中下游位置,面临缺乏核心技术、产业大而不强等“低端锁定”难题。因此,有效缓解融资约束已成为当前推动中国企业全球价值链分工位置提升的关键所在(邓可斌和曾海舰,2014^[13];吕越等,2015^[14];吕越等,2020^[12])。

法律制度的完善是提升企业融资能力的重要保障(La Porta等,1998^[15];缪因知,2015^[16])。相对完备的法律保障能够对借贷契约双方当事人的权责进行有效规范,从而提升企业债务融资能力,进而为企业全球价值链分工位置的提升提供有力融资保障(Djankov等,2007^[17])。现有研究成果指出,中国于2007年出台的《物权法》,对原有物权担保法律制度进行改革,有效提升了企业债务融资能力,缓解了融资约束问题(祁怀锦和万滢霖,2018^[18])。中国担保物权制度的规定最早可追溯至1995年《担保法》颁布。尽管《担保法》对于抵押权、质权与留置权等具体概念进行了详细阐释,但彼时尚未确立基本物权制度,银行贷款等债权担保往往集中于不动产等固定资产抵押。在《担保法》的约束下,固定资产比率较低的企业,抵押能力往往较为匮乏,债务融资受到极大限制。针对原《担保法》制度设计的不足,《物权法》就担保物权等多种具体物权的详细归属问题进行了规范,并对基于担保物权变动所引发的民事关系问题进行了具体界定(王利明,2008^[19])。相比于《担保法》,《物权法》较为系统地完善了原有担保物权制度,对担保物权制度进行全面改革,大大缓解了企业的融资约束难题:一方面拓宽了可用于债务融资担保的资产类型,将应收款项、合同权利、商誉等赋予担保物权,提升了企业基于物权抵押、质押的债务融资能力(Gregory和Tenev,2001^[20]);另一方面简化了担保物权的设定与实现方式,削减了物权抵押、质押的债务融资成本(Meghana等,2010^[21]),

为企业运用债务工具解决融资问题提供了多元选择。总的来看,中国以《物权法》的实施为标志的担保物权制度改革为企业债务融资提供了更为多元的融资渠道(钱雪松等,2019^[22];江伟和姚文韬,2016^[23];祁怀锦和万滢霖,2018^[18]),缓解了企业的融资约束,在一定程度上能够影响企业的全球价值链分工位置。

学者们已对以《物权法》实施为标志的担保物权制度改革如何影响企业融资约束状况进行了有益的探讨,但尚未对担保物权制度改革具体如何影响企业全球价值链的分工位置及其机理进行深入探讨。担保物权制度改革强化了基于担保物权的债务融资双方当事人的权益保护,能够显著改善企业的债务融资环境(Steijvers和Voordeckers,2009^[24];江伟,2010^[25])。《物权法》实施后,企业的技术升级与对外投资决策能够及时通过债务融资获得资金支持(Haselmann等,2010^[26];Campello和Larrain,2016^[27]),企业的投资效率有效提升(钱雪松和方胜,2021^[28]),创新活动普遍增加(钱雪松等,2021^[29])。现有研究成果进一步指出,这一担保物权制度改革对异质性企业融资约束的缓解效应存在差异(Gregory和Tenev,2001^[20];Meghana等,2010^[21];钱雪松等,2019^[22])。相较于全球价值链上游的企业而言,下游企业生产率更低,固定资产比重更小,所面临融资约束更严重(Chor等,2021^[30])。对于因面临较强融资约束而处于全球价值链中下游位置的部分低固定资产比率企业而言,担保物权制度改革能够有效激励其通过债务工具进行外源融资(Qian和Strahan,2007^[31];McLean等,2012^[32];王靖宇和张宏亮,2020^[33]),有效提升企业债务融资水平,从而为全球价值链分工位置攀升提供有力融资保障。基于此,本文提出如下两个假设。

H1: 以《物权法》实施为标志的担保物权制度改革能够显著提升企业全球价值链分工位置。

H2: 担保物权制度改革通过缓解企业融资约束,促进企业全球价值链分工位置提升。

三、研究设计

(一) 识别策略与计量模型设定

本文基于2007年中国《物权法》实施这一准自然实验,以担保物权制度改革为研究对象,构建双重差分模型,对担保物权制度改革能否促进企业全球价值链分工位置提升进行实证检验。基于准自然实验构建

的双重差分模型,能够准确识别政策实施对于实验组与控制组的作用差异,进而有效缓解可能存在的内生性等问题,因此被广泛应用于法律政策研究领域(王彦超和蒋亚含,2020^[34];钱雪松和方胜,2017^[35];钱雪松等2021^[29])。本文参考钱雪松和方胜(2017)^[35]、Aretz等(2020)^[36]的做法,从担保物权制度改革对于不同企业融资约束影响的异质性入手,根据企业固定资产比率的高低构造实验组与控制组,就担保物权制度改革对于企业全球价值链分工位置的影响进行实证研究。

担保物权制度改革对不同资本结构的企业存在异质性影响是本文构建准自然实验框架的前提。现有研究成果显示,担保物权制度改革对于企业融资约束,尤其是债务融资约束的缓解,存在显著的资产结构异质性(Berkowitz等,2015^[37];钱雪松和方胜,2017^[35];祁怀锦和万滢霖,2018^[18])。具体而言,改革前,企业担保物权往往仅限于房屋及其地上定着物、机器、车辆等固定资产;而担保物权制度改革后,企业的无形资产、流动资产乃至将来取得之资产等非固定资产均可成为担保标的(谢在全,2019^[38])。因此,以《物权法》实施为标志的担保物权制度改革使得企业原有的担保方式得到扩展(刘萍,2009^[39]),使得企业能够将商誉、基于合同权利或未来收款权利的应收款项等非固定资产作为担保物,设定浮动担保(李定毅,2009^[40])。对于低固定资产比率的企业而言,担保物权制度改革有效缓解了其融资约束。在改革前,由于应收款项、商誉(Goodwill)等非固定资产无法进行抵押,低固定资产比率企业面临较大融资约束;而改革后,这些企业能够通过为流动性担保标的(诸如应收款项)设置浮动担保获得资金支持,融资约束得到显著缓解。然而,这一担保物权制度改革对高固定资产比率的企业的影响却十分有限。这是因为高固定资产比率企业持有大量存在实物形态的固定资产,抵押、质押能力一直较强,所受融资约束本就不大,加之可作为浮动担保的非固定资产占比较低,受担保物权制度改革的影响整体较小。因此,以《物权法》实施为标志的担保物权制度改革极大拓展了低固定资产比率企业的融资渠道与融资能力,缓解了其融资约束,但对高固定资产比率企业的融资约束缓解有限。

基于此,本文通过测度2005—2006年度(担保物权制度改革前)企业平均固定资产比率,并据此将样

本由高至低排序,令固定资产比率最高的1/3企业为控制组,最低的1/3企业为实验组;并利用2005—2013年工业企业数据与海关数据^①,构建双重差分模型,实证检验担保物权制度改革对企业全球价值链分工位置的影响及其作用机理。具体实证模型如下所示:

$$GVC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Low_i \times After_t + \beta_2 Control_{i,t} + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_{ind} + \lambda_{city} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中, $GVC_{i,t}$ 表示企业的出口全球价值链分工位置,为本文被解释变量。 Low_i 为分组变量:固定资产比率最低的1/3实验组企业, Low_i 取值为1;最高的1/3对照组企业, Low_i 取值为0。 $After_t$ 为担保物权制度改革的虚拟变量,2007年为担保物权制度改革发生年,其当年及以后取值为1,否则为0。 $Low_i \times After_t$ 为分组变量 Low_i 与担保物权制度改革虚拟变量 $After_t$ 的交互项,用于检验以《物权法》实施为标志的担保物权制度改革对于企业全球价值链分工位置的影响。 $Control_{i,t}$ 代表对一系列企业特征变量进行控制, λ_i 、 λ_t 、 λ_{ind} 、 λ_{city} 分别表示对企业、年份、行业、城市固定效应进行控制。 $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项。同时,本文在企业层面聚类,以处理潜在的异方差问题。若回归结果中交互项 $Low_i \times After_t$ 系数显著为正,即本文假设1得到验证,说明担保物权制度改革能够显著提升企业全球价值链分工位置。

此外,为确保实证结果的稳健性,本文分别通过重新构造实验组与控制组、采用倾向匹配得分重新为实验组匹配控制组、构建平衡面板、时间趋势检验与安慰剂检验等方式,进行稳健性检验。

(二) 主要变量测度

1. 企业出口全球价值链分工位置的测度。

企业全球价值链分工位置为本文核心被解释变量。参考Chor等(2021)^[30]和Antràs等(2012)^[41]的方法,本文对2005—2013年中国企业的出口全球价值链分工位置(加权上游度指数)进行测度,并以此

衡量企业全球价值链分工位置。具体地,本文首先借鉴Antràs等(2012)^[41]的研究,利用世界投入产出表,计算企业的出口产品与其最终产品的距离,以此衡量产品的出口全球价值链分工位置(产品层面的上游度)。一般而言,距最终品生产阶段间隔(距离)越远的产品,在全球价值链中的分工位置越高,通常越接近全球价值链分工的上游位置。进一步,本文借鉴Chor等(2021)^[30]的研究,结合中国工业企业数据库和海关数据库,识别企业的具体出口产品种类;并以产品出口额占企业总出口量的比例为权重,结合不同出口产品的全球价值链分工位置(产品层面的上游度),在企业层面进行加权,得到企业出口全球价值链分工位置(加权上游度)指数。最后,本文对企业出口全球价值链分工位置指数进行对数处理,以衡量企业的全球价值链分工位置($GVC_{i,t}$)。该指数越大,表明企业在全价值链分工位置越高,越处于相对上游位置。

2. 其他变量说明。

参考现有研究成果,本文对企业和行业层面的一系列特征变量进行控制,缓解实证研究“担保物权制度改革能否提升企业全球价值链分工位置”时可能存在的遗漏变量问题。首先,我们对企业的资本劳动比(*Capital labor ratio*)进行了控制。企业的资本劳动比(*Capital labor ratio*)反映了企业的资本与劳动的相对比例,衡量了企业的要素禀赋结构,是决定企业全球价值链嵌入位置的重要指标。然后,我们通过资本投入规模(*Capital*)控制企业规模,根据员工人数(*Employ*)控制企业人力资本存量。最后,考虑到企业自身的生产率、产权性质、利润率及资本结构对企业全球价值链分工位置的影响,我们分别对企业的主营业务收入(*Revenue*)、资产负债率(*Lev*)、企业规模(*Size*)、企业年龄(*Age*)、产权性质(*SOE*)、是否为外商投资企业(*FIE*)、贸易方式(*Processing*)等特征变量进行控制。具体的变量定义如表1所示。

表1 变量定义表

变量名称	变量符号	变量定义说明
全球价值链分工位置	<i>GVC</i>	以企业全球价值链分工位置(上游度指数)的自然对数进行替代衡量
资本劳动比	<i>Capital labor ratio</i>	平均总资本除以平均职工人数的自然对数
资本投入	<i>Capital</i>	平均总资产的自然对数

^① 考虑到企业融资约束与全球价值链分工位置之间可能存在内生性,本文以担保物权制度改革前两年(2005—2006)的平均固定资产比率对企业进行分组,并选取2005年后的样本进行分析;同时由于数据的可得性限制,本文选取2005—2013年的中国制造业工业企业数据展开研究。

续前表

变量名称	变量符号	变量定义说明
员工人数	<i>Employ</i>	全部从业人员年平均人数的自然对数
主营业务收入	<i>Revenue</i>	主营业务收入的自然对数
资产负债率	<i>Lev</i>	负债总额/资产总额
企业规模	<i>Size</i>	参考工业企业设置, 根据企业产品生产能力、固定资产价值、劳动力人数等条件划分
企业年龄	<i>Age</i>	企业至本期成立年数
产权性质	<i>SOE</i>	虚拟变量, 当企业为国有企业时取值为 1, 否则为 0
外商投资企业	<i>FIE</i>	虚拟变量, 当企业外商投资企业时取值为 1, 否则为 0
贸易方式	<i>Processing</i>	虚拟变量, 当企业从事加工贸易取值为 1, 一般贸易取值为 0

(三) 数据来源与处理

本文利用 2005—2013 年中国工业企业数据与海关贸易数据, 实证检验担保物权制度改革对于企业全球价值链分工位置的影响。其中, 对中国工业企业数据与海关贸易数据的处理方式如下: 首先, 本文根据 Brandt 等 (2012)^[42] 的方法, 剔除了中国工业企业数据中存在的异常观测值, 并对 2005—2013 年中国工业企业进行唯一编码。其次, 本文选取 2005—2013 年“企业—产品”维度的海关贸易数据, 参考 Ahn 等 (2011)^[43] 的研究, 剔除从事进出口贸易代理企业的观测值、剔除贸易方式等重要变量缺漏的观测值, 并根据“大类经济类别分类 (BEC 4.0)”划定企业进口产品类别, 同时对企业进口中间品与出口产品的贸易类型进行准确判别。然后, 本文依照 Antràs 等 (2012)^[41]、Chor 等 (2021)^[30] 的研究, 利用 2005—2013 年世界投入产出表 (WIOT) 和海关贸易数据, 以产品出口值占企业总出口值的份额为权重对产品上游度指数进行加权, 测度企业维度的全球价值链分工位置。最后, 借鉴田巍和余森杰 (2013)^[44]、余森杰和张睿 (2017)^[45] 的研究, 本文通过前步骤所设定的工业企业唯一编码, 将工业企业数据与海关数据进行匹配, 由此得到了 2005—2013 年关于中国工业企业数据与海关贸易数据的非平衡面板合并数据。

此外, 为保证实证结果的可靠性, 本文进一步对上述数据样本进行了如下处理: 首先, 为保证样本企业在担保物权制度改革前后一直存续, 本文对成立时间晚于 2007 年或者于 2007 年之前注销的企业进行剔除; 其次, 为避免数据的缺失值对回归结果造成影响, 本文对诸如总资产、主营业务收入、资本投入、员工人数等关键变量缺失的企业样本进行剔除, 同时剔除了员工人数少于 8 人的样本数据; 接着, 为保证

数据的准确性, 本文剔除了诸如“如成立时间小于 0”等存在明显数据错误的企业样本; 最后, 为消除极端值可能造成的影响, 本文对关键的连续变量进行了前后 1% 的缩尾处理。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计

表 2 对企业全球价值链分工位置 (GVC) 等主要变量进行了描述性统计。研究结果显示, 2005—2013 年共 95 446 个年度企业样本观测值。其中, 全球价值链分工位置 (GVC) 的样本均值为 1.10, 最小值为 0.62, 最大值为 1.57, 表明中国企业全球价值链分工位置差距较大, 部分企业仍处于全球价值链分工的相对下游位置。资本劳动比 (*Capital labor ratio*) 的样本均值为 5.32, 最小值为 1.02, 最大值为 10.77, 表明企业的要素禀赋结构存在较大差异。总的来看, 各变量描述性统计均符合工业企业基本特征。此外, 本文对可能存在的多重共线性问题进行了检验^①, 各变量 VIF 值均小于 5, 表明各变量间不存在显著多重共线性问题。

表 2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>GVC</i>	95 446	1.10	0.22	0.62	1.57
<i>Capital labor ratio</i>	95 446	5.32	1.07	1.02	10.77
<i>Capital</i>	95 446	10.62	1.37	6.01	18.98
<i>Employ</i>	95 446	5.31	1.08	2.30	11.32
<i>Revenue</i>	95 446	10.94	1.28	5.68	18.83
<i>Lev</i>	95 446	0.55	0.28	0.00	10.13
<i>Size</i>	95 446	2.73	0.48	1.00	3.00
<i>Age</i>	95 446	10.18	7.00	0.00	62.00

① 限于篇幅, 多重共线性检验结果正文没有汇报, 实证结果备索。

续前表

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>FIE</i>	95 446	0.65	0.48	0.00	1.00
<i>SOE</i>	95 446	0.01	0.12	0.00	1.00
<i>Processing</i>	95 446	0.08	0.27	0.00	1.00

(二) 平行趋势检验

同时,采用双重差分模型对“担保物权制度改革能否促进企业全球价值链分工位置提升”进行实证检验,要求担保物权制度改革这一政策冲击严格外生,满足平行趋势假定,即实验组企业如未受到担保物权制度改革的影响,其全球价值链分工位置的时间趋势应与对照组企业保持一致。如图1所示,担保物权制度改革前($t=0$ 期前),系数的置信区间均不显著异于0,实验组和控制组企业的全球价值链分工位置基本保持平行趋势;而改革后($t=0$ 期后),变量系数开始显著为正,实验组较对照组的全球价值链分工位置明显提升。图1平行趋势检验结果表明:《物权法》颁布前,担保物权制度改革尚未施行,实验组企业和对照组企业的全球价值链位置不存在明显差异;而以《物权法》实施为标志的担保物权制度改革发生后,实验组企业全球价值链位置较对照组企业存在显著提升,满足平行趋势假定。

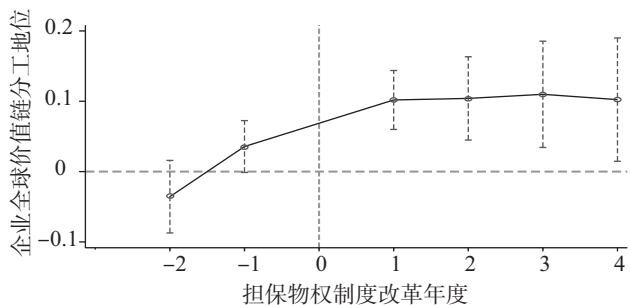


图1 平行趋势检验

(三) 基准回归结果

接着,本文根据模型(1)正式对“担保物权制度改革能否促进企业全球价值链分工位置提升”进行回归分析。表3报告了本文基准回归结果。其中,列(1)报告了担保物权制度改革对企业全球价值链位置影响的初步回归结果,并控制了企业固定效应、年份固定效应、行业固定效应与城市固定效应。结果显示,交互项 $Low_i \times After_t$ 系数均在1%的水平上显著为正,说明担保物权制度改革能够有效提升企业全球价值链分工位置。列(2)在列(1)的基础上进一步对相关企业特征变量加以控制,而交互项 $Low_i \times$

$After_t$ 系数依然显著为正,担保物权制度改革对于企业全球价值链位置的提升效应仍然存在。以上基准回归结果显著支持了本文假设1,说明担保物权制度改革显著促进了中国企业全球价值链分工位置提升。

表3 基准回归分析

变量	(1)	(2)
	<i>GVC</i>	<i>GVC</i>
$Low_i \times After_t$	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)
<i>Capital labor ratio</i>		-0.372*** (0.053)
<i>Capital</i>		0.367*** (0.052)
<i>Employ</i>		-0.369*** (0.052)
<i>Revenue</i>		-0.004*** (0.001)
<i>Lev</i>		0.002 (0.002)
<i>Size</i>		-0.000 (0.002)
<i>Age</i>		0.000 (0.000)
<i>SOE</i>		-0.010 (0.007)
<i>FIE</i>		-0.003 (0.003)
<i>Processing</i>		-0.001 (0.002)
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
样本数	95 446	95 446
R^2	0.446	0.447

注:括号内为标准误;* $p < 0.1$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。下同。

(四) 稳健性检验

为保证上述“担保物权制度改革能够有效提升企业全球价值链分工位置”这一实证结论的可靠性,本文分别通过重新构造实验组与控制组、运用倾向匹配得分法为实验组重新匹配控制组、构建平衡面板、时间趋势检验与安慰剂检验等方式,进一步对基准回归结果进行稳健性检验。

1. 重新构造实验组与控制组。

参考钱雪松和方胜(2017)^[35]的研究,本文通过重新构造实验组与控制组进行稳健性检验。具体地,

本文设计了两种实验组与控制组的构造方式。一是将企业根据固定资产比率由高至低分为3组，令固定资产比率处在中部1/3的企业为实验组，仍保持固定资产比率最高的1/3企业为控制组，构造分组变量 $Low1_i$ ；并将 $Low1_i$ 与虚拟变量 $After_t$ 交乘，构造担保物权制度改革政策效应交互项 $Low1_i \times After_t$ 。二是将企业根据固定资产比率中位数分为两组，令低于固定资产比率中位数的企业为实验组，否则为控制组，构造分组变量 $Low2_i$ ；并将 $Low2_i$ 与虚拟变量 $After_t$ 交乘，再次构造担保物权制度改革政策效应交互项 $Low2_i \times After_t$ 。本文通过上述两种实验组与控制组的构造方式进行稳健性分析，再次检验担保物权制度改革对企业全球价值链分工位置的影响，以排除由于实验组和对照组构建方式差异对回归结果可能产生的干扰。

表4列(1)结果显示， $Low1_i \times After_t$ 系数在1%的水平上显著为正，说明根据第一种方式重新构造实验组和对照组后，物权担保改革提高企业全球价值链位置的效应依然显著存在。在列(2)中， $Low2_i \times After_t$ 系数仍在1%的水平上显著为正，表明根据第二种方式重新构造实验组和对照组后，担保物权制度改革对于提升企业全球价值链分工位置的正向作用仍然显著。该稳健性检验结果显示，重新构造实验组与控制组后，担保物权制度改革能够有效提升企业全球价值链分工位置的结论仍然成立，上述重新构造实验组与控制组的稳健性检验没有改变本文基准回归结论。

2. 倾向匹配得分检验。

为缓解在担保物权制度改革发生前实验组与控制组自身存在的异质性差异对实证结果可能产生的干扰^①，本文通过倾向得分匹配法(PSM)为实验组精准匹配控制组进行稳健性检验。具体地，本文通过最近邻匹配法(NNM)这一常用的倾向得分匹配工具，为实验组与对照组进行倾向得分匹配。表4列(3)汇报了该稳健性检验回归结果，交互项 $Low_i \times After_t$ 系数在5%水平上显著为正。这一稳健性检验结果表明：对数据进行倾向得分匹配处理后，担保物权制度改革对于企业全球价值链分工位置的提升效应仍然存在。基于倾向得分匹配法的稳健性检验没有改变本文基准回归结果。

① 本文通过企业固定资产比率异质性构造实验组与控制组建立双重差分模型，实验组与控制组在担保物权制度改革发生前可能自身存在一定程度异质性，从而对本文基准回归结论的稳健性产生干扰。

② 这里的“进入”或“退出”样本，指样本企业在本文研究窗口期内成立或注销，因而导致样本数据表现出非平衡面板的特征。

表4 稳健性检验 I

变量	(1)	(2)	(3)
	重新构造实验组与控制组		PSM
	GVC	GVC	GVC
$Low1_i \times After_t$	0.006 *** (0.001)		
$Low2_i \times After_t$		0.003 *** (0.001)	
$Low_i \times After_t$			0.005 ** (0.001)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
样本数	95 355	143 967	76 266
R^2	0.440	0.436	0.442

3. 构建平衡面板。

由于担保物权制度改革前后企业存在“进入”或“退出”样本的情况^②，可能对本文基准回归结果产生干扰。为缓解企业“进入”或“退出”样本对估计结果可能产生的影响，本文通过构建平衡面板数据以进行稳健性检验。表5列(1)汇报了平衡面板稳健性检验回归结果，交互项 $Low_i \times After_t$ 系数在1%的水平上显著为正，再次表明担保物权制度改革能够显著提升企业全球价值链分工位置。

4. 调整时间窗口。

2008年金融危机爆发后，政府实施的“四万亿”紧急刺激政策对企业融资约束的缓解可能影响本文基准回归结果的稳健性。为缓解该政策可能产生的干扰，本文把时间窗口缩短至2007年，将金融危机爆发后的企业-年度样本剔除，以进行稳健性检验。剔除金融危机与“四万亿”政策影响的稳健性检验回归结果如表5列(2)所示，时间窗口调整后，交互项系数 $Low_i \times After_t$ 仍在5%的水平上显著为正，说明控制金融危机与“四万亿”政策后，担保物权制度改革仍能促进企业全球价值链分工位置提升。

表5 稳健性检验 II

变量	(1)	(2)
	平衡面板	调整时间窗口
	<i>GVC</i>	<i>GVC</i>
$Low_i \times After_t$	0.007*** (0.002)	0.003** (0.002)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
样本数	37 003	47 039
R^2	0.431	0.558

5. 安慰剂检验。

本文在模型(1)中根据企业固定资产比率高低构建分组变量,并未对实验组与对照组本身的异质性进行探讨。企业全球价值链位置的差异可能内生于其固定资产比重的差异,而非由担保物权制度改革引起。为消除由于实验组和对照组自身异质性引起的系统性估计偏误,本文通过1 000次随机构造实验组与控制组的回归分析,进行“反事实”安慰剂检验。图2报告了这一“反事实”安慰剂检验的实证结果。如图2所示,该检验所产生的1 000个交互项 $Low_i \times After_t$ 的系数, T 检验统计量均集中于0附近,近似呈正态分布。该安慰剂检验结果表明,随机构造实验组与控制组并未对本文基准回归结果产生显著影响,即担保物权制度改革对于企业全球价值链分工位置的正向影响基本不存在随机性偏误。

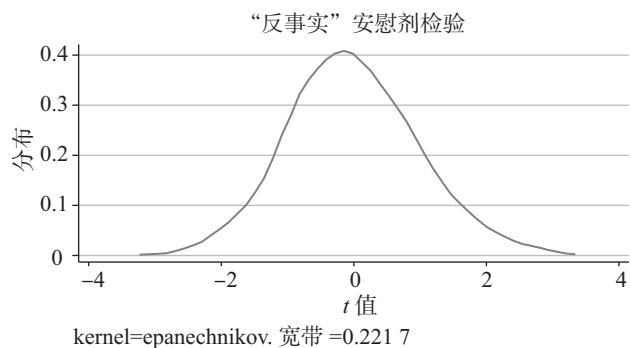


图2 安慰剂检验

五、影响机理分析与异质性检验

(一) 担保物权制度改革、融资约束与企业全球价值链分工位置提升

担保物权制度改革能够有效缓解企业融资约束问题(钱雪松和方胜,2017^[35]),而融资约束的变动,正是影响企业全球价值链分工位置的关键因素^①(马述忠等,2017^[2];吕越等,2018^[3])。理论上,担保物权制度改革能够通过缓解企业约束,促进企业全球价值链分工位置的提升。但是,由于融资约束和企业全球价值链分工位置存在严重内生性,其相互影响机理很难进行因果识别。因此,本文参考Liu和Yi(2015)^[46]、Wu等(2021)^[47]的研究,以《物权法》的实施作为融资约束的工具变量,构建2SLS模型,对假设2进行实证检验,探究担保物权制度改革是否通过缓解融资约束推动企业全球价值链分工位置的提升。

$$SA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Low_i \times After_t + \beta_2 Control_{i,t} + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_{ind} + \lambda_{city} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$GVC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SA_{i,t} + \beta_2 Control_{i,t} + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_{ind} + \lambda_{city} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

首先,如模型(2)所示,本文采用SA指数^②对企业融资约束水平进行替代衡量(Hadlock和Pierce,2010^[48]),进而检验担保物权制度改革对于企业融资约束的影响。回归结果如表6列(1)所示,交互项 $Low_i \times After_t$ 系数在1%的水平上显著为负,说明相较于控制组企业而言,担保物权制度改革能够显著缓解实验组企业融资约束。同时,如模型(3)所示,本文参考Liu和Yi(2015)^[46]的研究构建2SLS模型,实证检验担保物权制度改革是否通过缓解企业融资约束进而提升企业全球价值链分工位置。具体地,本文使用《物权法》的实施作为工具变量以识别企业融资约束变动对全球价值链分工位置的影响。2SLS回归结果如表6列(2)所示, $SA(IV: Low_i \times After_t)$ 系数在5%的水平上显著为负,说明担保物权制度改革能够通过缓解低固定资产比率企业融资约束,有效推动其全球价值链分工位置提升,本文

① 为保证回归结果的稳健性,本文同时检验了缓解融资约束对于企业全球价值链升级的显著正向作用,限于篇幅正文没有报告,回归结果备索。

② Hadlock和Pierce(2010)^[48]首次以SA指数衡量企业融资约束,随即被广泛运用。其计算公式为: $-0.737 \times (\text{资产规模}) + 0.043 \times (\text{资产规模})^2 - 0.040 \times (\text{年龄})$ 。该指数越大,则企业面融资约束越为严重。

的假设 2 得到支持。

表 6 影响机理分析

	(1)	(2)
	SA	GVC
$Low_i \times After_t$	-0.027*** (0.003)	
SA (IV: $Low_i \times After_t$)		-0.177** (0.052)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
Under identification test		通过
Weak identification test		通过
Sargan statistic		通过
样本数	95 446	95 446
R^2	0.700	/

(二) 基于债务融资视角的进一步分析

Berkowitz 等 (2015)^[37] 研究指出,《物权法》实施后,担保物权制度改革能够为债权人提供有效保护,从而提高企业外源融资的可获得性,减少对于内源融资的依赖。同时依据“优序融资理论”,企业进行外源融资往往遵循先债务融资、后股权融资的顺序。因此,本文进一步从债务融资的视角,探究担保物权制度改革所导致的企业债务融资能力变化对于全球价值链分工位置的影响。

1. 总体债务融资能力。

本文从企业总体债务融资能力的视角,对担保物权制度改革能否通过改善企业债务融资,促进全球价值链分工位置提升进行检验。参考钱雪松和方胜 (2017)^[35] 的研究,本文以负债总额的自然对数 ($Total\ Debt$) 对于企业总体债务融资能力进行替代衡量。如表 7 列 (1) 所示,本文对担保物权制度改革能否改善企业总体债务融资能力进行检验。回归结果

显示交互项 $Low_i \times After_t$ 系数在 1% 的水平上显著为正,说明担保物权制度改革能够有效提升企业总体负债水平,改善企业总体债务融资能力。同时,本文构建 2SLS 模型,检验担保物权制度改革能否通过改善企业总体债务融资能力推动全球价值链分工位置提升。回归结果如表 7 列 (2) 所示。 $Total-Debt$ (IV: $Low_i \times After_t$) 第二阶段回归系数在 1% 的水平上显著为正,说明担保物权制度改革对于企业的总体债务融资能力的提升是推动全球价值链分工位置提升的关键因素。

2. 负债期限结构。

本文分别从长期负债与短期负债的视角对企业债务融资展开讨论,探究担保物权制度改革能否通过改善企业负债期限结构,提升全球价值链分工位置。根据财务理论,相对于短期负债而言,长期负债的筹资风险低、还款压力小;企业面临融资约束越大,其负债期限越短 (李胜坤和齐寅峰, 2007^[49])。参考钱雪松和方胜 (2017)^[35]、祁怀锦和万滢霖 (2018)^[18] 的研究,本文分别以长期负债与流动负债的自然对数对于企业长、短期债务水平进行替代衡量。

如表 7 列 (3) 与列 (4) 所示,本文分别就担保物权制度改革对于企业长、短期债务融资水平的影响进行分析。回归结果显示,列 (3) 短期负债的交互项 $Low_i \times After_t$ 回归系数在 1% 的水平上显著为负,而列 (4) 的长期负债的交互项 $Low_i \times After_t$ 回归系数在 1% 的水平上显著为正。该回归结果表明:担保物权制度改革能够改善企业负债期限结构,减少短期融资,增加长期融资,缓解融资约束问题。

同时,本文构建 2SLS 模型,检验担保物权制度改革能否通过改善企业负债期限结构提升全球价值链分工位置。回归结果如表 7 列 (5) 与列 (6) 所示。列 (5) 短期债务融资水平变动 $Cur-Debt$ (IV: $Low_i \times After_t$) 的回归系数在 1% 的水平上显著为负;而列 (6) 长期债务融资水平变动 $Long-Debt$ (IV: $Low_i \times After_t$) 的回归系数在 5% 的水平上显著为正。这一回归结果表明:担保物权制度改革所导致的企业负债期限结构的改善 (更多地使用长期负债) 能够有效推动全球价值链分工位置提升。

表 7 基于债务融资视角的进一步分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$Total\ Debt$	GVC	$Cur\ Debt$	$Long\ Debt$	GVC	GVC	$Credit$	GVC
$Low_i \times After_t$	0.055*** (0.008)		-0.028*** (0.007)	0.118*** (0.041)			0.016*** (0.003)	

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Total Debt</i>	<i>GVC</i>	<i>Cur Debt</i>	<i>Long Debt</i>	<i>GVC</i>	<i>GVC</i>	<i>Credit</i>	<i>GVC</i>
<i>Total-Debt</i> (IV: $Low_i \times After_t$)		0.087 *** (0.027)						
<i>Cur-Debt</i> (IV: $Low_i \times After_t$)					-0.174 *** (0.063)			
<i>Long-Debt</i> (IV: $Low_i \times After_t$)						0.042 ** (0.018)		
<i>Credit</i> (IV: $Low_i \times After_t$)								0.318 *** (0.098)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Underidentification test		通过			通过	通过		通过
Weak identification test		通过			通过	通过		通过
Sargan statistic		通过			通过	通过		通过
样本数	95 446	95 446	94 982	95 543	94 982	95 543	70 612	70 612
R^2	0.531	/	0.659	0.713	/	/	0.082	/

3. 商业信用融资约束。

本文从间接融资的视角，考察担保物权制度改革能否通过提高企业商业信用融资能力，促进全球价值链分工位置提升。商业信用即企业与上下游企业因延期付款或预收货款所形成的借贷关系（张新民，2012^[50]）。现有研究成果显示，企业所获得的价值链上下游企业提供的商业信用能够有效促进企业出口（张杰等，2012^[51]；马述忠和张洪胜，2017^[52]；刘晴等，2017^[53]），优化全球价值链分工（沈鸿，向训勇；2020^[54]；程文先和钱学锋，2021^[55]）。参考张杰等（2012）^[51]、刘晴等（2017）^[53]的研究，本文以净应付账款（应付账款减应收账款）与资产总额的比值（*Credit*）对企业的商业信用融资约束进行替代衡量。净应付账款与资产总额比值（*Credit*）愈高，则企业所面临商业信用融资约束愈小。

如表7列（7）所示，本文就担保物权制度改革对于企业商业信用融资约束的影响进行分析。回归结果显示交互项 $Low_i \times After_t$ 系数在1%的水平上显著为正。该回归结果表明，相较于控制组企业，担保物权制度改革能够有效缓解实验组企业面临的商业信用融资约束。接着，本文通过构建2SLS模型，对担保物权制度改革能否通过提高企业商业信用融资能力以推

动全球价值链分工位置提升进行检验。回归结果如表7列（8）所示。商业信用融资约束 *Credit*（IV: $Low_i \times After_t$ ）的回归系数在1%的水平上显著为正，这一结果印证了江伟和姚文韬（2016^[23]）关于“担保物权制度改革与供应链金融”的研究结论，说明由担保物权制度改革所引致的企业商业信用融资约束的缓解，能够有效提升全球价值链分工位置。

（三）企业异质性分析

上述研究结果表明，担保物权制度改革能够助力企业全球价值链分工位置提升。但由于企业自身禀赋的不同，上述结论对于异质性企业可能存在政策效果差异。因此，本文从贸易方式、企业规模、资本类型、产业结构的视角，就担保物权制度改革提升企业全球价值链分工位置进行异质性分析，以明确这一改革对于异质性企业全球价值链分工位置的影响，从而为企业全球价值链升级提供路径指引。

1. 贸易方式异质性。

依据企业参与贸易方式的差异，我们将样本分为一般贸易企业与加工贸易企业。表8列（1）与列（2）分别报告了担保物权制度改革提升企业全球价值链分工位置对于一般贸易企业与加工贸易企业的政

策效果差异。如表 8 所示，列 (1) 一般贸易企业样本的交互项系数在 1% 的水平上显著为正，而列 (2) 加工贸易企业样本的交互项系数在 10% 的水平上未表现显著。该回归结果表明，担保物权制度改革对于全球价值链分工位置的提升作用主要表现在一般贸易企业而非加工贸易企业。可能的原因在于：相较于加工贸易企业，一般贸易企业通常需自行开拓进口渠道并购置相关原材料，因而前期固定成本投入更高 (黄先海等, 2016^[56])，往往面临更为严重的融资约束 (毛其淋和赵柯雨, 2022^[57])。

2. 企业规模异质性。

依据企业资产规模差异，我们将样本分为大企业与中小企业。表 8 列 (3) 与列 (4) 分别报告了担保物权制度改革提升企业全球价值链分工位置对于大企业与中小企业的政策效果差异。如表 8 所示，列 (3) 大企业样本的交互项 $Low_i \times After_t$ 回归系数在 10% 的水平上未表现显著，而列 (4) 中小企业样本的交互项 $Low_i \times After_t$ 回归系数在 1% 的水平上显著为正。该回归结果表明，担保物权制度改革对于全球价值链分工位置的提升作用主要表现在中小规模企业而非大规模企业。可能的原因在于：相较于中小企业，《物权法》实施前大规模企业受到的融资约束限制往往更小，因而担保物权制度改革对该类企业融资约束的缓解较为有限。本文关于企业规模异质性的研究，能够为进一步拓宽中小企业融资渠道，缓解中小企业融资难问题，精准扶持中小企业提升全球价值链分工位置提供政策参考。

3. 资本类型异质性。

依据企业资本类型的差异，我们将样本分为外资企业与内资企业。表 8 列 (5) 与列 (6) 分别报告了担保物权制度改革提升企业全球价值链分工位置对于外资企业与内资企业的政策效果差异。如表 8 所示，列 (5) 外资企业样本的交互项 $Low_i \times After_t$ 回归系数在 1% 的水平上显著为正，列 (6) 内资企业样本的交互项 $Low_i \times After_t$ 回归系数在 10% 的水平上显著为正。该回归结果表明，无论对于外资企业还是内资企业，担保物权制度改革对于全球价值链分工位置的提升都表现出显著效果。由于存在“技术输入”的正外部性，外资企业全球价值链分工位置的提升可能更为显著，这一发现与肖宇等 (2019)^[58] 的研究一致。

4. 产业结构异质性。

依据企业产业结构的差异，我们将样本分为资本密集企业与劳动密集企业。表 8 列 (7) 与列 (8) 分别报告了担保物权制度改革提升企业全球价值链分工位置对于资本密集企业与劳动密集企业的政策效果差异。如表 8 所示，列 (7) 的资本密集企业样本的交互项 $Low_i \times After_t$ 回归系数在 10% 的水平上未表现显著，而列 (8) 劳动密集企业样本交互项 $Low_i \times After_t$ 回归系数在 1% 的水平上显著为正。该回归结果表明，担保物权制度改革对于全球价值链分工位置的提升作用主要表现在劳动密集企业而非资本密集企业。可能的原因在于：相较于劳动密集企业，担保物权制度改革前资本密集企业已然嵌入全球价值链的较高位置，因而担保物权制度改革的政策效果不甚显著。

表 8 异质性企业分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	贸易方式		企业规模		资本类型		产业结构	
	一般贸易	加工贸易	大规模	小规模	外资企业	内资企业	资本密集	劳动密集
	GVC	GVC	GVC	GVC	GVC	GVC	GVC	GVC
$Low_i \times After_t$	0.005 *** (0.001)	-0.000 (0.004)	0.003 (0.002)	0.007 *** (0.002)	0.005 *** (0.002)	0.004 * (0.002)	0.003 (0.002)	0.006 *** (0.002)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	87 937	7 509	48 456	46 990	61 907	33 539	47 772	47 674
R^2	0.436	0.547	0.453	0.433	0.465	0.410	0.438	0.445

七、研究结论与展望

(一) 研究结论

本文基于中国《物权法》实施这一准自然实验,以担保物权制度改革为研究对象,构建双重差分模型,实证研究担保物权制度改革对于企业全球价值链分工位置的影响及其机理,得到以下主要研究结论。

第一,中国企业在全球价值链中分工位置的提升需要相关法律制度的配套和完善。我们的研究结果证实,以《物权法》实施为标志的担保物权改革对于提升国内企业全球价值链分工位置具有显著正向作用。当前,中国正处于经济转型发展、深化改革的关键阶段。促进中国企业迈向全球价值链中高端,不仅需要经济改革和转型,也需要相关法律制度的完善和支撑。本文基于担保物权制度改革的视角,强调了法律制度改革对企业全球价值链的正向影响,为更好地推动法律制度改革,完善全球价值链企业的制度保障和监管机制,进而推动中国企业在全球价值链分工位置的提升提供了实证支持。

第二,融资约束是制约中国企业向全球价值链中上游提升的关键因素。我们的研究发现,担保物权制度改革可以有效缓解企业融资约束,进而促进中国企业向全球价值链中上游提升。进一步研究指出,担保物权制度改革改善融资约束的渠道非常多元,具体包括提升企业债务融资能力,调整企业负债期限结构和改善企业商业信用融资能力。这些渠道有效改善了企业融资约束困境,促进了中国企业在全球价值链中向更上游的环节提升。

第三,对于不同类型的市场主体,法律制度改革对其全球价值链分工位置的影响存在差异。笔者通过实证发现:担保物权改革提升全球价值链分工位置的效果,对于不同类型的企业往往不同。担保物权制度改革对企业全球价值链分工位置的提升效应,在受融资约束更强的企业(如一般贸易企业、外资企业和小型企业)与处于全球价值链相对下游位置的企业(如劳动密集型企业)更为显著。因此,同一法律制度改革对于不同类型市场主体的影响是不同的,这为进一步明确法律改革的目标主体,因地制宜地进行差异化法律制度改革,进而全面提升企业全球价值链分工位置提供了理论和实证依据。

(二) 管理启示

我们从本研究及其结论中得到如下管理启示。

第一,构建更加完善的法律制度,为中国企业嵌入全球价值链中高端提供制度保障。随着全球价值链分工格局的深入调整,商品和要素在全球范围内重新配置,中国企业在全球价值链中面临新的机遇和挑战。相较于非出口企业,参与全球价值链的企业更加注重法律制度的保障,强调法律制度对贸易投资便利化、优化营商环境、加强知识产权保护等经贸规则的保护。然而,随着全球价值链分工的调整,一些传统的法律制度和规则框架越来越不适当当前国际国内形势的变化,亟待进行变革。因此,中国需更好地完善现有法律制度对参与全球价值链企业的保障机理,推动建立更加公平、合理、透明、开放的法治环境和国际经贸规则体系,从而为中国企业抓住全球价值链重塑的重要机遇、向全球价值链中高端迈进提供良好的制度保障。

第二,进一步改善企业融资约束,多管齐下化解企业融资难问题。企业融资约束问题是阻碍中国企业向全球价值链中高端提升的关键因素。从全球价值链分工位置来看,处于全球价值链上游的“研发型”企业相较于下游企业,技术升级和研发所需的固定投资更多,参与全球价值链的沉没成本也更高,因而融资需求往往更大。当前中国金融体系仍不完善,企业的融资方式仍以抵押、质押为主。而“研发型”企业以无形资产为主的资产结构特征,使其面临风险溢价高、抵押品不足的融资约束障碍。“融资难、融资贵”的难题已成为制约中国“研发型”企业嵌入全球价值链的关键影响因素。本文研究结果发现:担保物权制度改革可以通过提升债务融资能力、调整负债期限结构和改善商业信用融资能力等多元渠道,缓解企业融资约束问题。因此,各级行政主体应当充分考虑不同类型企业的融资环境差异,通过实施“多元化”融资策略,进一步拓展企业融资渠道,特别是关注商业信用融资等非正式融资渠道,从而多渠道优化企业融资环境,助力中国企业向全球价值链中上游位置提升。

第三,推动多层次的法律制度改革,构建更加开放、透明、精准的法律保障体系。由于企业自身禀赋的不同,同一法律对于异质性企业往往存在政策效果差异。例如,担保物权制度改革对于融资能力较差的中小型企业更为有效,而对于资本密集的大型企业和高度依赖中间品进口的加工贸易企业影响不大。因此,对于不同类型的市场主体,有关部门应根据不同市场主体的自身发展水平,有梯度、有目标地进行精

准机制设计,明确对于不同类型市场主体的实施细则,因地制宜地完善相关法律制度,给予针对性的法律制度保障,从而全方位地提升企业全球价值链分工位置。

(三) 局限与展望

本文基于中国《物权法》实施这一准自然实验,揭示了担保物权制度改革对于企业全球价值链分工位置的影响及其机理,后续需要进一步学术探讨的课题至少有以下两大主要方面。其一,继续深入探讨担保物权制度改革对于企业贸易利益的影响。本文探究了担保物权制度改革对于企业全球价值链分工位置的影响,而这一改革能否促使企业获得更多的贸易利益仍有待于深入研究。未来的研究可继续探讨担保物权制

度改革对于企业贸易利益的影响及其作用机理。其二,继续深入探讨其他法律制度改革对企业全球价值链分工位置的影响。本文基于2007年中国《物权法》实施这一准自然实验,从缓解融资约束的角度,论述了担保物权制度改革对企业全球价值链分工位置的影响及内在机理。随着中国市场经济法制建设的逐步深入,《公司法》《合同法》《税法》《反不正当竞争法》等法律制度亦随之不断完善,从而为中国企业嵌入国际分工营造了更为良好的法治环境。这些法律制度的完善能否对企业全球价值链分工位置产生影响?其内在的作用机理是什么?未来的研究可以进一步探索不同法律制度改革对企业全球价值链分工位置的影响及作用机理。

参考文献

- [1] Bas M, Strauss-Kahn V. Input-trade Liberalization, Export Prices and Quality Upgrading [J]. *Journal of International Economics*, 2015, 95 (2): 250-262.
- [2] 马述忠, 张洪胜, 王笑笑. 融资约束与全球价值链地位提升——来自中国加工贸易企业的理论与证据 [J]. *中国社会科学*, 2017 (1): 83-107.
- [3] 吕越, 陈帅, 盛斌. 嵌入全球价值链会导致中国制造的“低端锁定”吗? [J]. *管理世界*, 2018 (8): 11-29.
- [4] Melitz M J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [5] Baldwin R, Forslid R, Ito T. Unveiling the Evolving Source of Value Added in Exports [M]. *Inst. of Developing Economies*, 2015.
- [6] Manova K, Yu Z. How Firms Export: Processing vs. Ordinary Trade with Financial Frictions [J]. *Journal of International Economics*, 2016, 100: 120-137.
- [7] Manova K. Credit Constraints, Heterogeneous Firms, and International Trade [J]. *Review of Economic Studies*, 2013, 80 (2): 711-744.
- [8] Feenstra R C, Li Z, Yu M. Exports and Credit Constraints Under Incomplete Information: Theory and evidence from China [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2014, 96 (4): 729-744.
- [9] Topalova P, Khandelwal A. Trade Liberalization and Firm Productivity: The Case of India [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2011, 93 (3): 995-1009.
- [10] Edmond C, Midrigan V, Xu D Y. Competition, Markups, and the Gains from International Trade [J]. *American Economic Review*, 2015, 105 (10): 3183-3221.
- [11] Varela L. Reallocation, Competition, and Productivity: Evidence from a Financial Liberalization Episode [J]. *Review of Economic Studies*, 2018, 85 (2): 1279-1313.
- [12] 吕越, 罗伟, 包群. 企业上游度、贸易危机与价值链传导的长鞭效应 [J]. *经济学(季刊)*, 2020 (3): 875-896.
- [13] 邓可斌, 曾海舰. 中国企业的融资约束: 特征现象与成因检验 [J]. *经济研究*, 2014 (2): 47-60.
- [14] 吕越, 罗伟, 刘斌. 异质性企业与全球价值链嵌入: 基于效率和融资的视角 [J]. *世界经济*, 2015 (8): 29-55.
- [15] Porta R L, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A, et al. Law and Finance [J]. *Journal of Political Economy*, 1998, 106 (6): 1113-1155.
- [16] 缪因知. 法律如何影响金融: 自法系渊源的视角 [J]. *华东政法大学学报*, 2015 (1): 92-102.
- [17] Djankov S, McLiesh C, Shleifer A. Private Credit in 129 Countries [J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 84 (2): 299-329.
- [18] 祁怀锦, 万滢霖. 《物权法》、内部资本市场与企业融资约束 [J]. *经济学动态*, 2018 (11): 88-102.
- [19] 王利明. 论《物权法》对我国证券市场的影响 [J]. *法学杂志*, 2008 (2): 2-7.
- [20] Gregory N, Tenev S. The Financing of Private Enterprise in China [J]. *Finance & Development*, 2001, 38 (1): 14-17.
- [21] Meghana A, Asli D, Vojislav M. Formal Versus Informal Finance: Evidence from China [J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23 (8): 3048-3097.
- [22] 钱雪松, 唐英伦, 方胜. 担保物权制度改革降低了企业债务融资成本吗? ——来自中国《物权法》自然实验的经验证据 [J]. *金融研究*, 2019 (7): 115-134.
- [23] 江伟, 姚文韬. 《物权法》的实施与供应链金融——来自应收账款质押融资的经验证据 [J]. *经济研究*, 2016 (1): 141-154.
- [24] Steijvers T, Voordeckers W. Collateral and Credit Rationing: A Review of Recent Empirical Studies as a Guide for Future Research [J]. *Journal of*

- Economic Surveys, 2009, 23 (5): 924-946.
- [25] 江伟. 法制环境、金融发展与企业长期债务融资 [J]. 证券市场导报, 2010 (3): 50-57.
- [26] Haselmann R, Pistor K, Vig V. How Law Affects Lending [J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23 (2): 549-580.
- [27] Campello M, Larrain M. Enlarging the Contracting Space: Collateral Menus, Access to Credit, and Economic Activity [J]. The Review of Financial Studies, 2016, 29 (2): 349-383.
- [28] 钱雪松, 方胜. 《物权法》出台、融资约束与民营企业投资效率——基于双重差分法的经验分析 [J]. 经济学 (季刊), 2021 (2): 713-732.
- [29] 钱雪松, 丁滋芳, 陈琳琳. 缓解融资约束促进了企业创新吗? ——基于中国《物权法》自然实验的经验证据 [J]. 经济科学, 2021 (2): 13-32.
- [30] Chor D, Manova K, Yu Z. Growing Like China: Firm Performance and Global Production Line Position [J]. Journal of International Economics, 2021, 130.
- [31] Qian J, Strahan P E. How Laws and Institutions Shape Financial Contracts: The Case of Bank Loans [J]. The Journal of Finance, 2007, 62 (6): 2803-2834.
- [32] McLean R D, Zhang T, Zhao M. Why Does the Law Matter? Investor Protection and Its Effects on Investment, Finance, and Growth [J]. The Journal of Finance, 2012, 67 (1): 313-350.
- [33] 王靖宇, 张宏亮. 债务融资与企业创新效率——基于《物权法》自然实验的经验证据 [J]. 中国软科学, 2020 (4): 164-173.
- [34] 王彦超, 蒋亚含. 竞争政策与企业投资——基于《反垄断法》实施的准自然实验 [J]. 经济研究, 2020 (8): 137-152.
- [35] 钱雪松, 方胜. 担保物权制度改革影响了民营企业负债融资吗? ——来自中国《物权法》自然实验的经验证据 [J]. 经济研究, 2017 (5): 146-160.
- [36] Aretz K, Campello M, Marchica M T. Access to Collateral and the Democratization of Credit: France's reform of the Napoleonic Security Code [J]. The Journal of Finance, 2020, 75 (1): 45-90.
- [37] Berkowitz D, Chen L, Yue M. Do Property Rights Matter? Evidence from a Property Law Enactment [J]. Journal of Financial Economics, 2015, 116 (3): 583-593.
- [38] 谢在全. 担保物权制度的成长与蜕变 [J]. 法学家, 2019 (1): 36-56.
- [39] 刘萍. 论《物权法》对担保制度的完善及对银行信贷业务的影响 [J]. 金融研究, 2009 (12): 188-200.
- [40] 李定毅. 动产浮动抵押担保的风险及其防范 [J]. 法学杂志, 2009 (3): 118-120.
- [41] Antràs P, Chor D, Fally T, et al. Measuring the Upstreamness of Production and Trade Flows [J]. American Economic Review, 2012, 102 (3): 412-416.
- [42] Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. Journal of Development Economics, 2012, 97 (2): 339-351.
- [43] Ahn J B, Khandelwal A K, Wei S J. The Role of Intermediaries in Facilitating Trade [J]. Journal of International Economics, 2011, 84 (1): 73-85.
- [44] 田巍, 余森杰. 企业出口强度与进口中间品贸易自由化: 来自中国企业的实证研究 [J]. 管理世界, 2013 (1): 28-44.
- [45] 余森杰, 张睿. 中国制造业出口质量的准确衡量: 挑战与解决方法 [J]. 经济学 (季刊), 2017 (2): 463-484.
- [46] Liu Q, Yi L. Firm Investment and Exporting: Evidence from China's Value-added Tax Reform [J]. Journal of International Economics, 2015, 97 (2): 392-403.
- [47] Wu S, Lu Y, Lv X. Does Value-added Tax Reform Boost Firms' Domestic Value Added in Exports? Evidence from China [J]. Review of International Economics, 2021, 29 (5): 1275-1299.
- [48] Hadlock C J, Pierce J R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index [J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23 (5): 1909-1940.
- [49] 李胜坤, 齐寅峰. 融资约束与公司负债期限结构——来自中国A股市场的经验证据 [J]. 当代财经, 2007 (9): 52-57.
- [50] 张新民, 王珏, 祝继高. 市场地位、商业信用与企业经营性融资 [J]. 会计研究, 2012 (8): 58-65.
- [51] 张杰, 芦哲, 郑文平等. 融资约束、融资渠道与企业R&D投入 [J]. 世界经济, 2012 (10): 66-90.
- [52] 马述忠, 张洪胜. 集群商业信用与企业出口——对中国出口扩张奇迹的一种解释 [J]. 经济研究, 2017 (1): 13-27.
- [53] 刘晴, 程玲, 邵智等. 融资约束、出口模式与外贸转型升级 [J]. 经济研究, 2017 (5): 75-88.
- [54] 沈鸿, 向训勇. 融资约束、商业信用与出口企业全球价值链分工——基于贸易上游度视角的实证研究 [J]. 财贸研究, 2020 (1): 1-18.
- [55] 程文先, 钱学锋. 商业信用能促进中国制造企业全球价值链升级吗? ——中国制造业企业商业信用经济效应的检验 [J]. 商业研究, 2021 (3): 37-46.
- [56] 黄先海, 诸竹君, 宋学印. 中国中间品进口企业“低加成率之谜” [J]. 管理世界, 2016 (7): 23-35.
- [57] 毛其淋, 赵柯雨. 外资银行进入是否影响了中国企业进口? [J]. 经济科学, 2022 (1): 5-19.
- [58] 肖宇, 夏杰长, 倪红福. 中国制造业全球价值链攀升路径 [J]. 数量经济技术经济研究, 2019 (11): 40-59.

(责任编辑: 邵霖 张安平)