

# 以县城为重要载体的城镇化建设的内涵、挑战与路径

## The Connotation, Challenge and Path of Urbanization Construction with County Seat as an Important Carrier

王立胜 朱鹏华

WANG Li-sheng ZHU Peng-hua

**[摘要]** 以县城为重要载体的城镇化建设是在新型城镇化的新发展阶段，坚持以人为核心的原则基础上，通过全面加强对县城建设的推进力度，加快提升城乡融合发展水平，促进新型城镇化和乡村振兴高质量发展的改革过程。推进以县城为重要载体的城镇化建设应树立“城乡等值”理念，着力破解城镇化发展不平衡不充分难题，提升县城发展质量和治理效能。在新发展阶段，推进以县城为重要载体的城镇化建设要坚持科学定位、分类推进的实践方向，夯实产城融合、智慧发展的实践基础，坚守城乡互动、融合发展实践要求，突出文化传承、绿色发展的实践特色。

**[关键词]** 新型城镇化 高质量发展 城乡融合发展 中国式现代化

**[中图分类号]** F291.1 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 06-0003-09

**Abstract:** In the new development stage of the new urbanization and on the basis of adhering to the principle of putting people at the core, the urbanization construction with the county seat as an important carrier is the reform process to improve the level of urban-rural integration development, and promote the high-quality development of new-type urbanization and rural revitalization, by comprehensively strengthening the promotion of the construction of the county seat. To promote the urbanization construction with the county seat as an important carrier, we must establish the concept of “urban and rural equivalence”, focus on solving the problem of unbalanced and insufficient urbanization development, and improve the development quality and governance efficiency of the county seat. In the new stage of development, to promote urbanization construction with county towns as an important carrier, we must adhere to the practical direction of scientific positioning and classified promotion, consolidate the practical foundation of industry-city integration and intelligent development, adhere to the practical requirements of urban-rural interaction and integrated development, highlight the practical characteristics of cultural heritage and green development.

**Key words:** New-type urbanization High-quality development Urban-rural integrated development Chinese-style modernization

**[收稿日期]** 2023-04-10

**[作者简介]** 王立胜，男，1963年1月生，中国社会科学院大学哲学院研究员，法学博士，主要研究方向为中国马克思主义哲学、中国特色社会主义政治经济学、乡村振兴；朱鹏华，男，1982年7月生，山东大学经济学院副研究员，经济学博士，主要研究方向为马克思主义政治经济学、城镇化、城乡融合发展。本文通讯作者为朱鹏华，联系方式为 zhupenghua@email.sdu.edu.cn。

**[基金项目]** 山东省社科规划专项“高质量发展的政治经济学研究”（项目编号：22CXJ01）。

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

城镇化是伴随着非农产业在城镇集聚,农业转移人口向城镇迁移的自然历史过程,是国家现代化的必由之路,也是社会主义现代化国家的重要标志(朱鹏华,2019<sup>[1]</sup>)。县城总揽农村全局,是城乡关系最密切的和最直接的典型地域,一直以来都是吸纳农业转移人口、推进城镇化建设的重要载体。从城镇化格局的视角来看,县城是我国城镇体系的重要组成部分,对于推动新型城镇化和乡村振兴协同发展,构建大中小城市和小城镇协调发展的城镇化格局以及新型工农城乡关系具有重要意义。从县域的视角来看,县城是县域经济、政治和文化中心,是经济发展的龙头,是城乡要素流动、产业融合的纽带,在推动高质量发展和全体人民共同富裕中发挥着重要作用。从县域治理的视角来看,县城是具有完整行政功能的基层行政单元,是国家治理的关键一环(王立胜,2020<sup>[2]</sup>)。正如习近平总书记指出:“在我们党的组织结构和国家政权结构中,县一级处在承上启下的关键环节,是发展经济、保障民生、维护稳定的重要基础”,“郡县治,天下安”(习近平,2015<sup>[3]</sup>)。2022年,习近平总书记在党的二十大报告中提出“推进以县城为重要载体的城镇化建设”,并将其列为深入实施新型城镇化战略、优化城镇化空间布局和形态的重要抓手(习近平,2022<sup>[4]</sup>)。从城镇化的中国特色来看,新型城镇化是人口规模巨大的城镇化,是全体人民共同富裕的城镇化,是物质文明和精神文明相协调的城镇化,是人与自然和谐共生的城镇化,是走和平发展道路的城镇化。以县城为重要载体的城镇化建设作为新型城镇化的新举措,必然是中国式现代化的重要支撑。在党的二十大报告精神和习近平经济思想的指导下,本文尝试分析以县城为重要载体的城镇化建设的基本内涵和主要挑战,并阐明其实践路径。

## 二、以县城为重要载体的城镇化建设的基本内涵

从理论上讲,城镇化具有明显的交叉学科特性,其至少与经济学、人口学、社会学、地理学、城市规划学等学科直接相关。在政治经济学视阈下,以县城为重要载体的城镇化建设是在新型城镇化的新发展阶段,坚持以人为核心和城镇化提质升级的原则基础上,通过全面加强县城建设的推进力度,加快提升

城乡融合发展水平,促进新型城镇化和乡村振兴高质量发展的改革过程。以县城为重要载体的城镇化是新型城镇化的重要组成部分,是县域的新型城镇化,是新型城镇化在新发展阶段战略新举措。深入理解和把握以县城为重要载体的城镇化建设的基本内涵还需要注意以下几个方面。

### (一) 发展方位:新型城镇化迈入新发展阶段

城镇化首先是一个历史范畴,阶段性是把握城镇化发展规律的重要维度,也是选择城镇化发展战略的重要依据。2012年,中央经济工作会议首次提出新型城镇化战略以来,我国城镇化建设取得了令世人瞩目的历史性成就,为全面建成小康社会、实现第一个百年奋斗目标提供了有力支撑(朱鹏华和刘学侠,2023<sup>[5]</sup>)。2022年年末,常住人口城镇化率为65.22%,我国已步入快速城镇化区间(城镇化率30%至70%)的后期,新型城镇化也已迈入全面提升发展质量的新阶段。在这一新发展阶段,我国经济社会发展也正发生着深刻变革,必然要求改进新型城镇化战略的实施,依据主要矛盾变化提出新的发展策略。从农业转移人口市民化、城镇化空间布局、城市发展以及城市治理来看,相对于地市级以上的大城市,我国以县城为主的中小城市新型城镇化发展明显不足,目前已成为新型城镇化矛盾的主要方面。新型城镇化迈入新阶段,全面提升新型城镇化发展质量,推进以县城为重要载体的城镇化建设显得极为重要又十分紧迫。一是县域商业体系的建设和完善是建设全国统一大市场的关键一环,以县城为重要载体的城镇化建设是构建新发展格局的重要支撑;二是县域经济是我国国民经济的重要组成部分,也是高质量发展的薄弱环节,以县城为重要载体的城镇化建设有利于优化经济发展空间格局,加快实现区域协调发展;三是县域产业发展和结构调整是优化我国整体供给结构的重要环节,县域消费是我国内需的重要组成部分,因此推进以县城为重要载体的城镇化建设是深化供给侧结构性改革和实施扩大内需战略的重要结合点,可以更好地满足人民日益增长的美好生活需要。由此可见,推进以县城为重要载体的城镇化建设是基于对新型城镇化发展阶段科学判断的新举措,符合我国经济社会发展实际,能更好满足县城居民生产生活需要和农业转移人口到县城就业安家需求,必将为全面提升新型城镇化发展质量和推进经济高质量发展提供强大动力。

## （二）发展目标：推进城乡融合发展

城乡融合发展是推进新型城镇化的重要目标，它既是新型城镇化高质量发展的主要结果，也是新型城镇化高质量发展的关键动力。目前，相对于城镇发展质量和城镇化效率，城乡发展不协调、不平衡已成为影响我国城镇化质量的主要因素（朱鹏华和刘学侠，2017<sup>[6]</sup>）。新型城镇化战略实施10年以来，我国在加快农业转移人口市民化、优化城镇化空间布局、提升城市发展与治理质量、统筹城乡发展等方面虽然取得了显著进展，但是城乡之间要素流动不顺畅、产业发展不协调、公共资源配置不合理等问题依然突出。在新发展阶段，新型城镇化必然要以推进城乡融合发展为主要目标，通过推进农业农村现代化、重塑新型城乡关系、走城乡融合发展道路，加速推动新型城镇化建设提质升级。由此可见，以县城为重要载体的城镇化建设的发展目标必然也是城乡融合发展，以县城为基本单元推进城乡融合发展是新型城镇化基于新发展阶段的战略选择。一方面，要大力发展县域经济，通过产业配套设施提质增效，夯实县城产业基础，增强县城产业支撑能力，提升县城对农业转移人口的聚集能力和质量。与此同时，大力推进县城建设补短板强弱项，推动市政公用设施、环境基础设施、公共服务设施等提质升级，提高县城对人口的承载能力，更好满足县城居民生产生活的需要，以及农业转移人口到县城就业创业和安家落户的需求。另一方面，充分发挥县城连接大中城市和服务乡村纽带作用，通过深入推进以人为核心的新型城镇化在县域的高质量发展，促进县城产业发展，以及基础设施和公共服务向乡村延伸覆盖，增强县域城镇化对乡村的辐射带动能力，加快乡村振兴和城乡融合发展。

## （三）发展原则：坚持以人为核心

当今城镇已成为人民享受美好生活的重要载体，新型城镇化必须坚持“以人为核心”，促进人的全面发展和社会公平正义（胡祖才，2021<sup>[7]</sup>）。习近平总书记强调：“推进城镇化，要更加注重以人为核心”，“城镇化最基本的趋势是农村富余劳动力和农村人口向城镇转移”，“解决好人的问题是推进新型城镇化的关键”（中央文献研究室，2017<sup>[8]</sup>）。由此可见，推进以县城为重要载体的城镇化建设必须“以人为核心”，坚持以人民为中心的发展思想。一方面，推进以县城为重要载体的城镇化建设要从人民群众中汲

取智慧和力量，让广大的城乡居民都参与其中，引导城乡各类人才的有序流动；另一方面，增强县城综合承载能力是推进县城建设的根本出发点，要让城乡居民都能共享推进以县城为重要载体的城镇化建设的成果。通过提升县城发展质量、县城治理质量以及城镇人口素质，将最好的资源用于保障和改善民生，让更多居民享有安全健康、较高品质的城市生活，不断实现人民对美好生活的向往。一是提升农业转移人口融入县城的能力，加强对农民工特别是新生代农民工开展职业技能培训，提高其就业创业能力和融入城市社会的能力；二是强化县城公共服务供给能力，推进教育、医疗卫生、文化体育、社会保障等基本公共服务常住人口全覆盖，加强政府、社区和企业对农业转移人口的人文关怀，提升他们在县城工作生活的归属感、安全感和幸福感；三是保障农业转移人口在农村的合法权益，解决进城落户农民工的后顾之忧。一方面要依法保障进城落户农民工在农村的“三权”（土地承包权、宅基地使用权、集体收益分配权），另一方面要完善三项权益的自愿有偿市场化退出机制（朱鹏华和刘学侠，2023<sup>[5]</sup>）。总之，坚持以人为核心是推进以县城为重要载体的城镇化建设的发展原则，坚持共同富裕的方向，通过县域新型城镇化建设促进人的现代化，为全面建设社会主义现代化国家提供强大动力和坚实支撑。

## （四）发展方略：坚持深化体制机制改革创新

新型城镇化本质上是一个系统性改革的过程，通过主动变革上层建筑和调整生产关系，提升城镇化的水平和质量（朱鹏华，2017<sup>[1]</sup>）。以县城为重要载体的城镇化建设是新发展阶段的新型城镇化一个重要环节，其本质也是一个改革过程。因此，坚持深化体制机制改革创新是以县城为重要载体的城镇化建设的发展方略，通过深化改革和推动创新为县域新型城镇化高质量发展释放新活力、注入新动能。加强以县城为重要载体的城镇化建设的制度顶层设计，通过深化农业转移人口市民化、土地管理、投融资、县城治理、生态环境等重点领域和关键环节体制机制改革创新，形成有利于保障和改善民生、促进城乡融合发展、提升新型城镇化质量的制度环境。其一，深化体制机制改革创新的价值取向是保障和改善民生，坚持以人为核心的新型城镇化，任何制度的改革创新都要以提升县域广大城乡居民的福利为准绳，而不是仅为少数人

或资本的增值服务。其二，深化体制机制改革要尊重规律，认识、尊重、顺应城市发展规律，用理性、科学的方法来研究、探索县域新型城镇化的规律<sup>[9]</sup>。充分发挥综合试点的作用，通过在试点地区探索经验，再总结推广典型经验和有效做法。其三，在坚持和加强党的全面领导的前提下，深化体制机制改革的核心是正确处理好市场、社会和政府的关系。要以深化供给侧结构性改革为主线，让市场在资源配置中起决定性作用，推动县域经济高质量发展；要发挥社会组织在县城发展和县城治理中的积极作用，让社会力量更多地参与到推进以县城为重要载体的城镇化建设中来；还要更好发挥政府的作用，通过集中力量办大事，着力加强县城公共产品供给、补短板强弱项，推动有效市场和有为政府更好结合，推进新型城镇化和乡村振兴高质量发展。

### 三、以县城为重要载体的城镇化建设的主要挑战

新型城镇化战略实施以来，我国县城城镇化取得了巨大成就，但也存在一些必须高度重视并着力解决的突出问题。比如，关于新型城镇化的认识论、县城城镇化发展不充分、县城发展相对滞后、县城治理效能相对不高等问题，这些问题是以县城为重要载体的城镇化建设所面临的主要挑战。

#### （一）认识论：“城市偏向”而非“城乡等值”

认识是行动的先导，一定的实践都是在一定的认识和判断指导下进行的。新型城镇化虽然强调格局优化、城乡统筹，但是在实践中“城市偏向”的观念仍然十分普遍。从世界经济史来看，各国在工业化和城镇化的进程中都选择了以工业和城市为中心，经历了城乡关系对立和非均衡的发展阶段。这种“城乡二分法”式的发展产生了许多以“城市偏向”和城乡二元结构为特征的理论。比如，弗朗索瓦·佩鲁的“增长极”理论（Perroux, 1950<sup>[10]</sup>），在此基础上，缪尔达尔提出了循环积累因果理论（Myrdal, 1957<sup>[11]</sup>），同时赫希曼提出了核心与边缘区理论（Hirshman, 1958<sup>[12]</sup>）；以“刘易斯-拉尼斯-费景汉”模型为基础的城乡二元经济结构理论（Lewis, 1954<sup>[13]</sup>；Ranis和Fei, 1961<sup>[14]</sup>），以及戴尔·乔根森和迈克尔·托达罗对其反思而分别提出的“乔根森”模型（Jor-

genson, 1967<sup>[15]</sup>）和“托达罗”模型（Todaro, 1969<sup>[16]</sup>）。这些理论对包括我国在内的世界各国理论界都产生了十分广泛的影响。事实上，“城市偏向”的城乡关系使绝大部分资源流向城市，是导致城乡发展失衡的根本原因（Lipton, 1977<sup>[17]</sup>）。“城乡二分法”式的发展模式，忽略了社会发展的本质意义（McGee, 2008<sup>[18]</sup>）。由于发展阶段的限制，新中国成立以来，我国在相当长的一段时间内也采取了“城市偏向”的发展模式，并由此形成了根深蒂固的“城市偏向”观念，改变这种观念是以县城为重要载体的城镇化建设的首要挑战。当前，新型城镇化已迈入新阶段，要将农村看作独立的战略地区，而不是城市的附属物，赋予农村和城市完全平等的主体地位，在此前提下建立推动新型城镇化高质量发展的体制机制和政策体系（王立胜等, 2018<sup>[19]</sup>）。这在理论上要摒弃西方的“城市偏向”理论，回归马克思主义城乡关系理论，坚持以新发展理念引领新型城镇化建设。城市和农村是一个有机的空间整体，特别是在县域新型城镇化建设中，要通过城乡要素平等双向流动，实现城市和乡村互动均衡发展。在价值层面和认知层面上，树立“城乡等值”的观念是推进以县城为重要载体的城镇化建设的关键，必将引起思想和实践的重大变革。

#### （二）城镇化格局：城镇化发展不平衡不充分

2022年年底，我国城镇常驻居民为92 071万人，城镇化率为65.22%，已超过世界平均水平（2020年年底为56.16%），仍低于上中等收入国家平均水平（2020年年底为67.57%）。<sup>①</sup>从整体上来看，在新型城镇化建设中我国城镇化格局取得了显著成效，初步形成了大中小城市与小城镇协调发展的城镇化新格局。但是，城镇化发展不平衡不充分问题尚未从根本上消除，一些超大特大城市的“大城市病”问题突出，与此同时绝大多数县城（中小城市）功能品质存在诸多短板弱项（胡祖才, 2021<sup>[20]</sup>）。从省域来看，即便不考虑直辖市和西藏自治区，2020年我国常住人口城镇化率最高的广东省（74.14%）与最低的云南省（50.04%）也相差24.1个百分点，省域城镇化率标准差为11.05%；从八大经济区域来看，2020年我国东部沿海（75.24%）、南部沿海（72.10%）和

① 数据来源：国家统计局年度数据库，世界银行公开数据库。

东北地区(67.72%)的常住人口城镇化率已超过上中等收入国家平均水平(67.57%),而西南地区(56.04%)和大西北地区(55.01%)仍低于世界平均水平(56.16%)。<sup>①</sup>东南沿海地区、城市群、大城市不仅城镇化率较高,它们的水、电、路、气、信息网络等城市基础设施以及教育、医疗、文化、社会保障等公共服务水平也明显高于中西部地区、中小城市特别是县城。城镇化发展不充分主要表现在以县城为主的中小城市的城镇化水平和质量不高,难以支撑起新型城镇化高质量发展。2020年年底,我国乡镇内农民工为11601万人,乡镇外县内农民工为3996万人,分别占农民工总数(28560万人)的40.6%和14.0%(叶兴庆,2021<sup>[21]</sup>)。2020年,我国县城城市人口密度为1869人/平方公里,低于全国城市人口平均密度2778人/平方公里<sup>[22]</sup>。由此可见,目前我国县城的人口聚集能力较弱,农业转移人口市民化的质量也不高。

(三) 城市发展: 县城发展相对滞后

新型城镇化建设以来,我国大中小城市和小城镇都取得了巨大的发展成就,但县城的发展相对滞后。从经济发展来看,县城虽然具备一般城市发展的基础,但县域经济发展整体相对落后,且发展不平衡较

为突出。2020年,我国县城人均GDP为48979元,远低于全国平均水平(71828元);县城第二产业增加值为20677.5亿元,仅占全国(383562.4亿元)的5.4%;县城第三产业增加值为22808.9亿元,仅占全国(551973.7亿元)的4.1%;2020年度地方一般公共预算收入不足1亿元的县有120个,它们共计收入633986万元,少于嘉善县(717883万元)、宁海县(679138万元)、长兴县(675539万元)、德清县(670820万元)等县,仅是县级市昆山市(4280028万元)的14.8%。从城市基础设施建设来看(见表1),我国县城在供水普及率、燃气普及率、污水处理率、人均公园绿地面积、建成区绿化覆盖率、建成区绿地率等方面都明显低于全国城市平均水平。2020年,我国县城市政公用设施建设固定资产投资完成38884.3亿元,仅占同期城市市政公用设施建设固定资产投资(22283.9亿元)比重的17.4%。从城市基本公共服务来看,县城的教育、医疗、文化、体育、社保等公共服务整体水平均低于全国城市平均水平。比如,2020年全国城市每万人医疗机构床位数为88.1张,同期县城医疗机构床位数平均仅为48.8张;城市提供住宿的民政机构床位每万人平均40.8张,同期县城仅有34.9张<sup>[22-24]</sup>。

表1 全国城市和县城市政公用设施水平(2020年)

指标	供水普及率 (%)	燃气普及率 (%)	人均道路面积 (平方米)	污水处理率 (%)	人均公园绿地面积 (平方米)	建成区绿化覆盖率 (%)	建成区绿地率 (%)	每万人拥有公厕 (座)
全国城市平均水平	99.99	97.87	18.04	97.53	14.78	42.06	38.24	3.07
全国县城平均水平	96.66	89.07	18.92	95.05	13.44	37.58	33.55	3.51

数据来源:《中国县城建设统计年鉴(2020)》<sup>[22]</sup>、《中国县城统计年鉴(2021县市卷)》<sup>[23]</sup>、《中国城市建设统计年鉴(2022)》<sup>[24]</sup>。

(四) 城市治理: 县城治理效能相对不高

提升城市治理效能是新型城镇化的重要内容,相对于行政级别高、市场发达、社会组织活跃、人才济济的大城市,我国县城治理效能相对不高。从治理理念来看,相对于现代化的大都市,县城普遍存在治理理念滞后的问题。主要表现在县城的决策层和职能部门的官本位思想严重,依法治理的观念淡漠,推进治理现代化的方向不明。从行政管理体制来看,县城虽然体系完整、功能完备,但其行政级别低,在城市行政体系中处于末端。在行政力量和政策偏好驱动要素

的背景下,县城的治理体系存在弱项、治理能力相对不足。2020年,我国县城一般公共预算收入314916621万元,支出938722212万元,收入仅是支出的33.5%。县级财政赤字率相对较高,中西部地区尤为突出,财政收入大于支出的县仅占2.3%<sup>[23]</sup>。行政管理体制的藩篱叠加财政困境,直接限制了县城治理体系和治理能力的现代化进程。从市场化程度来看,县城与大城市有明显的差距,政商关系、营商环境以及市场环境发展相对滞后。这导致市场主体参与县城治理的水平不高,城市综合承载能力偏弱。从社会组织

① 数据来源:国家统计局地区年度数据库,经作者计算。

的参与程度来看,2020年年底我国社会组织登记总数为894162个,县城的社会组织占比不高(约38.5%)、能力不强、参与治理的机会也较少,县城治理中“社会失灵”现象普遍<sup>[23]</sup>。从治理队伍来看,大中城市的公务员选拔竞争激烈、总体素质较高,而县城的公务员因工资待遇较低、教育等基本公共服务质量不高,难于招到和留住优秀人才。从治理方式来看,县城治理的责任分布在不同的职能部门(至少存在九类治理实践),各部门之间缺乏有效的工作协调,职责交叉、不清的问题突出,难以形成治理合力(吴晓林,2021<sup>[25]</sup>)。当前我国也有许多县城开启了智慧城市建设,覆盖了产业、政务、交通、教育、医疗、公共服务等几乎全部领域。但由于数字化的综合性技术平台不完善,无法彻底解决信息不对称、不全面的难题,在县城治理中往往是“头痛医头、脚痛医脚”,只能从“群体”出发而不能实现“以人为本”的精细化治理(朱鹏华和刘学侠,2023<sup>[5]</sup>)。这造成了智慧城市建设尽管投入了大量的财力、物力和人力,但很难发挥其应有的作用、达到“标本兼治”的效果。

#### 四、以县城为重要载体的城镇化建设的实践路径

在新发展阶段,推进以县城为重要载体的城镇化建设是推动以人为核心的新型城镇化高质量发展的战略举措,也是中国式现代化的实践新方略。习近平总书记强调:“人民城市人民建、人民城市为人民。城市是人集中生活的地方,城市建设必须把让人民宜居安居放在首位,把最好的资源留给人民。”<sup>[26]</sup>面对问题和挑战,推进县域新型城镇化建设必须坚持以人为核心,科学地确立实践方向、夯实实践基础、坚守实践要求、突出实践特色。

##### (一) 实践方向:科学定位,分类推进

我国不同地区的县城在资源禀赋、人文历史、经济社会基础等方面都不尽相同,即使在同一个都市圈或城市群内,县城经济的发展也呈现多样性和复杂性的特征。因此,推进以县城为重要载体的城镇化建设不能简单一刀切、统一标准、同步推进,必须尊重城镇化规律和县城发展规律,根据区位条件、资源环境承载能力、产业基础、发展阶段、功能定位等,科学确定不同类型县城的新型城镇化路径。第一类:大城市周边的县城,加强统筹对接大城市的发展规划,重点将自身打造成为与邻近大城市通勤便捷、产业配

套、功能互补的卫星县城。位于城市群和都市圈之内的县城,邻近全国性或区域性中心城市,应借助城市群一体化发展和都市圈同城化建设的机遇,充分利用大城市的辐射带动功能,实现自身快速发展。以城际轨道交通对接为突破口,主动承接大城市的产业和人口转移,专业市场和物流基地的建设,以及密集公共服务资源的疏解,为优化城镇化空间格局提供有力支撑。第二类:专业功能型县城,重点强化其优势和特色,发展成为先进制造之城、文化旅游之城、商贸物流之城、边境特色之城。对于具有特色资源、产业基础、区位和交通等优势县城,要通过政府规划引导、市场化运作,依托优势资源发展特色经济和支柱产业,依托区位、交通优势发展商贸物流产业,着力提升县城的就业吸纳能力。对于远离中心城市且规模较小的边境县城,应充分发挥其开放前沿的作用,着重发展边境贸易和特色产业,同时补齐基础设施和公共服务短板,提升其守边固边能力。第三类:农产品主产区的县城,重点通过集聚发展农村二三产业,将自身打造成为支撑农业农村现代化的特色县城。位于农产品主产区内的县城,农业发展条件较好,但经济实力不强,人口集聚能力有限。这类县城应突出其主体功能,有效服务农业高质量发展,维护国家粮食安全。同时,要聚焦延长农业产业链,通过大力发展农产品加工业以及农业生产性服务业,更多地集聚农业转移人口,使他们在县城完成城镇化。第四类:重点生态功能区的县城,有序承接生态地区超载人口转移,发展成为生态宜居之城。位于重点生态功能区内的县城,应聚焦服务于生态产品的供给,保障国家的生态安全。这类县城受自然地理环境的约束,一般不适宜大规模发展制造业,而应根据自身条件发展绿色产业和清洁能源,为筑牢生态安全屏障提供支撑。同时,政府要创新财政转移支付方式,提升公共基础设施水平和公共服务供给能力,提高生态地区超载转移人口市民化质量。第五类:人口流失型县城,重点盘活城镇建设用地存量、构建多元化的产业体系,发展成为宜居宜业的紧凑型城市。资源枯竭、产业衰落、公共资源质量不高是人口流失较为严重县城的主要特征,也是造成“小城市病”的主要原因。这类县城应严控城镇建设用地增量,转向紧凑型发展模式,通过支持产业多元化发展,培育有特色、有活力、有竞争力的新业态,提升留守人口的收入和消费水平。同时,政府要加强保障和改善民生,通过调整公共服务

资源的配置,推动人口适度集中,提升县城治理效能(朱鹏华和刘学侠,2023<sup>[5]</sup>)。

## (二) 实践基础:产城融合,智慧发展

产业是推进以县城为重要载体城镇化建设的根基,有产业集聚,才有人口集聚,要统筹产业发展、市政设施建设以及公共服务供给,高质量地推进县城发展。市场的“无形之手”和政府的“有形之手”是城镇化的两个动力之源,而市场实力不强和政府治理效能不高,是县域的新型城镇化建设相对滞后的根本原因(朱鹏华,2017<sup>[1]</sup>)。在培育发展县城优势产业方面,要充分发挥市场在资源配置中的决定性作用,根据自身比较优势,主动有序承接大城市转移的产业,促进本地产业优化升级。农业是县域经济的基础,县城要以“农头工尾”“粮头食尾”为抓手,重点发展农业生产性服务业,促进农产品加工业集群发展。在增强县城的产业支撑力的同时,还要提高产业平台功能与健全商贸流通网络。一方面,要依托县城的产业聚集区、开发区、创业园等各类平台,完善公共配套设施,引导县域产业集中集聚高质量发展,提升农业转移人口工作和生活品质;另一方面,发展物流中心和专业市场,打造各具特色的县城制造业品和农副产品分拨中转地。建设服务城市消费的生鲜食品低温加工处理中心,完善县城的冷链物流设施。特别地,产城融合发展的核心是“人”,结合县城的产业发展实际,有针对性、高质量地开展农民工职业技能培训,提升其技能素质和就业创业能力。

市政设施建设和公共服务供给方面,要更好地发挥政府作用,在公共服务、环境卫生、市政公用、产业配套等公共设施提级扩能中推进智慧城市建设。现代化的一大特征就是智能化,把城市管理者从繁杂的城市治理、劳动者从繁重的城市生产劳动、市民从繁琐的城市生活中解放出来。因此,新型城镇化高质量发展要在科学化、智能化、人性化上下功夫,这同时要求以县城为重要载体的城镇化建设要走智慧发展之路。建设新型基础设施,推进数字化改造是县城智慧发展的基础工程。在加速5G网络全覆盖和高速光纤宽带网络建设的基础上,将县城交通、水、电、气、热等市政设施进行智能化改造,建立基于各种传感器和物联网的智能化管理平台 and 大数据处理平台,推行县城运行一网统管,降低城市治理成本,提高市政基

础设施运行效率和安全性能。推行政务服务和公共服务一网通办、通享,提升市场主体和居民的办事便利度、满意度和获得感,增进县城民生福祉。习近平总书记强调:“要提高城市治理水平,推动治理手段、治理模式、治理理念创新,加快建设智慧城市,率先构建经济治理、社会治理、城市治理统筹推进和有机衔接的治理体系。”<sup>[26]</sup>对于县城而言,要“像绣花一样”治理城市,要把“以人为核心的新型城镇化”落实到每一个活生生的个体上。这也是新型城镇化迈入新发展阶段,建设智慧城市的新特点,从满足城市居民一般性和公共性需求转向满足特殊情境、个性化和偶然性需求,真正做到体贴入微,做到有求必应,不断提升智慧城市建设质量,使县城变得更加宜居、宜业、宜游。此外,为适应社会主义市场经济体制和国家治理现代化对于行政管理体制扁平化的要求,应在前期试点经验的基础上,有序推行省直管县(市)改革。事实证明,这种行政管理体制的改革能有效促进县域经济发展(韦东明等,2021<sup>[27]</sup>),进而提升县级以上政府行政管理和公共服务能力。

## (三) 实践要求:城乡互动,融合发展

在“城乡等值”理念的引领下,坚持城乡互动、融合发展,是新发展阶段推进县域新型城镇化的必然要求。县城作为功能完备的行政单元,位于“城尾乡头”,具备完整的城镇化基础,是连接城市、服务乡村的天然载体。2021年年底,我国约有7.4亿人口居住在县域,农村人口(4.98亿)中的大部分也居住在县域。<sup>①</sup>县城作为大中城市和乡村之间联系的纽带,既是县域信息聚集与扩散的中心,也是县域经济的核心与龙头。因此,在推进以县城为重要载体的城镇化建设中,县城是推进城乡融合发展的主要阵地,发挥着接受大城市辐射、带动小城镇发展的承上启下重要作用。一是提升大中城市辐射县域乡村的衔接功能。从空间格局上看,发挥大中城市在乡村振兴中的引领作用,真正实现“以城带乡、以工促农”,必须考虑县城这个中间环节。县城是畅通城乡资源双向自由流动的通道和纽带,通过建立链接大中城市龙头企业与县域乡村产业经营主体的合作平台,推动形成全产业链合作模式,让彼此实现优势互补、共同发展。发展生产性服务业是大中城市跨区域带动乡村振兴的重要举措,县城要发挥重要的节点和桥梁作用,

① 数据来源:国家统计局年度数据库。

推动形成全域覆盖的农业全产业链需求的生产服务、加工仓储、流通营销等供应链网络(王立胜, 2022<sup>[28]</sup>)。二是推动县域内城乡产业融合发展。城乡要素自由流动和平等交换是实现产业融合发展的基础,在充分保障农业转移人口在农村各项合法权益的基础上加快其在县域实现市民化,通过创新各类激励政策引导县城人才返乡入乡创业。以探索实施农村集体经营性建设用地入市制度为契机盘活农村闲置资源,鼓励县城工商资本“回乡”为农村产业发展提供资金、技术、管理、数据等支持,建立有利于涉农科研成果转化推广的激励机制和利益分享机制。优化提升县城各类产业园区,搭建县域城乡产业协同发展平台,建设联结城乡的农贸市场网络、电商平台、冷链物流,提升农产品进城和工业品入乡效率。将镇打造成城乡融合发展的重要载体,实现乡村经济多元化和农业全产业链发展,形成内源型城乡融合发展新格局(王立胜, 2020<sup>[2]</sup>)。三是推进县城基础设施向乡村延伸。在加快县城基础设施补短板强弱项的基础上,推进县城基础设施向乡村延伸,实现城乡基础设施统一规划、建设和管护。健全城乡基础设施一体化规划机制,在县域内统筹布局道路、交通、供水、供热、供气、供电、通信等设施。以县政府为责任主体,健全城乡基础设施一体化建设机制,形成分级分类多元化的投入体系。明确基础设施产权归属和管护责任主体,引入市场化运作,建立城乡一体化管护机制。四是推进县城公共服务向乡村覆盖。在提升县城公共服务水平和质量的基础上,大力推进县域公共服务全覆盖,使城乡基本公共服务标准统一、制度并轨。以县域为单元,建立城乡教育联合体,全面实行义务教育教师“县管校聘”以及县域内校长教师交流轮岗,推动优质教育资源均衡配置、城乡共享。引导县级医院与乡镇卫生院建立医疗卫生共同体,通过派驻、巡诊、轮岗等方式,形成医疗卫生县域网络化服务运行机制,提升乡村医疗服务能力。统筹县域城乡公共文化设施布局、服务供给和队伍建设,构建政府、市场、社会共同参与城乡公共文化服务体系建设的格局,推动县城文化资源向乡村覆盖。完善城乡统一的社会保险制度,建立县乡村衔接的三级养老服务网络,形成普惠型、互助性等多层次农村养老保障体系。统筹城乡社会救助体系,提升城乡特别是乡村困难群众的基本生活保障水平。推进巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接,健全乡村治理机制、增强乡村治理能力,

守住不发生规模性返贫底线(王立胜, 2022<sup>[28]</sup>)。

#### (四) 实践特色: 文化传承, 绿色发展

文化是国家发展、民族振兴的重要力量,也是县域新型城镇化的重要支撑。由于最接近基层和农村,县城具有较强的地方性特征,很好地保留了地域文化遗产和风俗习惯。在推进以县城为重要载体的城镇化建设中,应加强自然历史文化遗产的保护和传承,建设有历史记忆、文化脉络、地域风貌、民族特点的美丽县城。正如习近平总书记强调:“一个城市的历史遗迹、文化古迹、人文底蕴,是城市生命的一部分。文化底蕴毁掉了,城市建得再新再好,也是缺乏生命力的。要把老城区改造提升同保护历史遗迹、保存历史文脉统一起来,既要改善人居环境,又要保护历史文化底蕴,让历史文化和现代生活融为一体。”<sup>[29]</sup>一方面,要在县城更新中保护历史和民族文化遗产,将文化文物保护与城市功能提质升级结合起来,提高城市发展质量。既要整体保护历史文化名城名镇、历史文化街区和民族风情小镇,也要在活化利用中保护革命文物、红色遗址、历史建筑、工业遗产等。另一方面,要在县城新区建设中融入传统文化元素,与原有的自然人文特征相协调。推动非物质文化遗产融入县城建设,通过发掘城市文化资源以及建筑设计的传承创新,延续历史文脉,避免千城一面。总之,县城的更新和建设要注重传承优秀传统文化,保存县域的文化记忆,推动地方特色文化发展。同时,也要注重文化多样化发展,促进传统与现代、本土与外来文化的相互交融,形成多元开放的现代县城文化。

绿色是新型城镇化的底色,要将绿色发展理念融入以县城为重要载体的城镇化建设,加强环境保护和生态修复力度,节约集约利用资源,推动形成绿色循环低碳的生产生活方式和城市建设运营模式,全面提升县城发展和治理质量。一是建设人与自然和谐共生的美丽县城。依托县城的自然地理条件建设生态绿色廊道,实施生态修复工程,将荒山坡地、废弃地、污染土地等进行国土绿化,加强城市公园和绿地建设,提升建成区绿化覆盖率和绿地率。修复江河、湖泊、滨海地带等湿地生态和水环境,对其进行生态化改造,恢复和增强水体自净能力,彻底消除黑臭水体。同时,完善县城基础设施和公共服务,增加公共活动空间,推动发展城市新业态、新功能,提升县城治理效能,增进县城民生福祉。二是增强县城垃圾和污水收集处理能力。在县城市政设施提档升级中,改造垃



圾房和转运站,因地制宜建设生活垃圾分类处理系统和焚烧处理设施,合理布局医疗等危险废弃物收集和集中利用处置设施,推进大宗固体废弃物综合利用。提升县城的污水管网收集能力,推进雨污分流改造,扩容改造现有的污水处理厂,逐步推行污水资源化利用和污泥无害化处置,严防县城的污染“上山下乡”。三是推进绿色循环低碳的生产生活方式。在县城产业发展布局中严格控制高耗能、高排放行业发展,

推进各类产业园区实施循环化改造。鼓励非化石能源消费和分布式能源发展,公共交通工具和物流配送、市政环卫等车辆电动化。实施绿色建筑行动,推广绿色建材、绿色建筑、绿色施工。推广文明健康绿色的生活习惯,减少一次性消费品和包装用材消耗,同时推广节能低碳节水用品和环保再生产品。广泛发动组织群众参与县城环境治理,开展县城绿色生活创建行动,提倡绿色出行,以及绿色家庭和绿色社区建设。

## 参考文献

- [1] 朱鹏华. 中国新型城镇化道路 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2017: 7, 9-14, 151-152.
- [2] 王立胜. 以县为单位整体推进: 乡村振兴战略的方法论 [J]. 中国浦东干部学院学报, 2020 (4): 119-126.
- [3] 习近平. 做焦裕禄式的县委书记 [M]. 北京: 中央文献出版社, 2015: 66.
- [4] 习近平. 高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告 [M]. 北京: 人民出版社, 2022: 31-32.
- [5] 朱鹏华, 刘学侠. 以人为核心的新型城镇化: 2035 年发展目标与实践方略 [J]. 改革, 2023 (2): 47-61.
- [6] 朱鹏华, 刘学侠. 城镇化质量测度与现实价值 [J]. 改革, 2017 (9): 115-128.
- [7] 胡祖才. 推进以人为核心的新型城镇化 [J]. 旗帜, 2021 (1): 25-27.
- [8] 中央文献研究室. 习近平关于社会主义经济建设论述摘编 [M]. 北京: 中央文献出版社, 2017: 93, 162.
- [9] 中央城市工作会议在北京举行 [N]. 人民日报, 2015-12-23 (1).
- [10] Perroux F. Economic Space: Theory and Applications [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1950, 64 (1): 89-104.
- [11] Myrdal G. Economic Theory and Underdeveloped Regions [M]. London: Gerald Duckworth and Co, 1957.
- [12] Hirshman A O. The Strategy of Economic Development [M]. New Haven, CT: Yale University Press, 1958.
- [13] Lewis W A. Economic Development with Unlimited Supplies of Labor [J]. The Manchester School, 1954, 72 (5): 139-191.
- [14] Ranis G, Fei J G. A Theory of Economic Development [J]. The American Economic Review, 1961, 51 (4): 533-565.
- [15] Jorgenson D W. Surplus Agricultural Labour and the Development of a Dual Economy [J]. Oxford Economic Papers, 1967, 19 (3): 288-312.
- [16] Todaro M P. A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Development Countries [J]. American Economic Review, 1969, 59 (1): 138-148.
- [17] Lipton M. Why Poor People Stay Poor: A Study of Urban Bias in World Development [M]. London: Temple, Smith, 1977.
- [18] McGee T G. Managing the Rural-urban Transformation in East Asia in the 21st Century [J]. Sustainability Science, 2008, 3 (1): 155-167.
- [19] 王立胜, 陈健, 张彩云. 深刻把握乡村振兴战略——政治经济学视角的解读 [J]. 经济与管理评论, 2018 (4): 40-56.
- [20] 胡祖才. 完善新型城镇化战略 提升城镇化发展质量 [J]. 宏观经济管理, 2021 (11): 1-3.
- [21] 叶兴庆. 迈向 2035 年的中国乡村: 愿景、挑战与策略 [J]. 管理世界, 2021 (4): 98-112.
- [22] 中国县城建设统计年鉴 (2020) [M]. 北京: 中国统计出版社, 2021: 3, 91, 173.
- [23] 中国县域统计年鉴 (2021 县市卷) [M]. 北京: 中国统计出版社, 2022: 3-421, 425.
- [24] 中国城市建设统计年鉴 (2020) [M]. 北京: 中国统计出版社, 2021: 3, 425-434.
- [25] 吴晓林. 当前市域社会治理的问题短板与政策建议 [J]. 国家治理, 2021 (21): 11-14.
- [26] 习近平. 在浦东开发开放 30 周年庆祝大会上的讲话 [N]. 人民日报, 2020-11-13 (2).
- [27] 韦东明, 顾乃华, 韩永辉. “省直管县”改革促进了县域经济包容性增长吗? [J]. 财经研究, 2021 (12): 64-78.
- [28] 王立胜. 我国县域高质量发展中的若干重大关系 [J]. 当代贵州, 2022 (29): 74-78.
- [29] 习近平春节前夕在北京看望慰问基层干部群众 [N]. 人民日报, 2019-02-02 (1).

(责任编辑: 冯秀军 张安平)

# 地方政府债务与区域协调发展研究

## ——基于半参数空间面板向量自回归模型的分析

Research on Local Government Debt and Coordinated Regional Development:  
Based on the Semi-parametric Spatial Panel Vector Autoregressive Model

温来成 徐磊

WEN Lai-cheng XU Lei

**[摘要]** 地方政府债务在区域经济发展中扮演着重要角色，探讨地方政府债务的时空分布是否均衡、时空经济效应是否存在区域异质性，不仅有利于加强地方政府债务管理，也切合我国当下新型城镇化和区域协调的政策背景与发展方向。本文从地方政府债券发行实际出发，建立半参数空间面板向量自回归模型，分析增量和存量地方政府债务在时间和空间上的经济效应，并根据举债冲击的时空传导效应，讨论地方政府债务在区域协调发展中的作用。研究发现：地方政府债务时空分布和举债冲击在新增地方政府债务、基础设施存量和人民生活福利水平之间的时空传导效应的共同作用下，区域经济未能实现彼此协同促进、共同发展，区域经济协调发展任重道远。在此基础上，本文提出改革地方政府债券发行额度分配制度、支持国家重点区域发展战略、关注区域债务风险等政策建议，以促进区域经济协调、可持续和高质量发展。

**[关键词]** 地方政府债务 区域协调发展 半参数空间面板向量自回归模型

**[中图分类号]** F812.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 06-0012-15

**Abstract:** Local government debt plays an important part in regional economic development, and exploring whether the spatial and temporal distribution of local government debt is balanced and whether there is regional heterogeneity in the economic effects of time and space is not only conducive to strengthening local government debt management, but also in line with the current policy background and development direction of China's new urbanization and regional coordination. This article starts from the actual issuance of local government bonds, establishes a Semi-parametric Spatial Panel Vector Autoregressive model (SSPVAR), analyzes the economic effects of incremental and existing local government debt in time and space, and discusses the role of local government debt in coordinated regional development according to the spatio-temporal transmission effect of debt shock. The study found that under the joint action of the spatio-temporal transmission effect between the new local government debt, infrastructure stock and people's living and welfare level, the regional economy has failed to achieve mutual synergy and common development, and the coordinated development of the regional economy has a long way to go. Based on this, this paper proposes to reform the allocation system of local government bond issuance quotas, support the development strategy of key national regions, and pay attention to regional debt risks to promote the coordination, sustainability and high-quality development of regional economies.

**Key words:** Local government debt Coordinated regional development SSPVAR

**[收稿日期]** 2022-04-11

**[作者简介]** 温来成，1965年6月生，中央财经大学中财-安融地方财政投融资研究所执行所长，中央财经大学财政税务学院教授，博士生导师，研究方向为财政投融资、城市财政与城市公共管理等；徐磊，女，1993年9月生，中央财经大学财政税务学院博士研究生，研究方向为财税理论与政策。本文通讯作者为徐磊，联系方式为 xlm830@163.com。

**[基金项目]** 国家社会科学基金一般项目“经济不确定下地方政府隐性债务风险和金融风险交叉传染效应及传导机制研究”（项目编号：20BJY216）

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

区域协调、高质量发展，是我国现阶段区域发展的两大核心主题，是“十四五”时期经济发展的难点，也是推动构建“双循环”新发展格局的重点之一。党的二十大报告强调继续推动区域协调发展，其意义在于加快欠发达地区经济发展，从而缓解并逐步缩小区域间经济差距，充分发挥各地区的比较优势，积极开展区域合作，促进全国各地区的共同繁荣和发展。当前，我国经济已进入高质量发展阶段，发展具有多方面的优势和条件，但发展不平衡性问题仍然突出，协调好区域间经济发展步伐至关重要。习近平总书记指出，区域协调发展的基本要求是实现基本公共服务均等化，基础设施通达程度比较均衡（习近平，2019<sup>[1]</sup>）。而建设互联互通的基础设施和均衡一致的公共服务体系，需要财税和金融政策倾斜，给予欠发达地区资金支持。地方政府作为区域发展的重要主体，其财税政策组合与区域经济发展密切相关。其中，地方政府债券是地方财政投融资的重要财政政策工具，自2015年新《预算法》赋予地方政府举债权以来，地方政府债务快速扩张，在经济建设与社会民生等领域发挥了积极的作用，在区域经济发展中的作用日益凸显。因此，研究地方政府债务在区域协调发展中的作用具有重要的现实意义。

对地方政府债务在区域协调发展中的作用的判断，主要基于两个层面：一是地方政府债务分布是否具有区域协调性，二是地方政府债务在不同区域经济发展中发挥的作用是否一致。从中国地方政府债券发行实践看，目前中国地方政府债务呈现区域分布不平衡的特点，使得区域债务情况进一步分化。从“四大板块”整体债务情况（见图1）看，增量和存量地方政府债务均主要集中在东部地区，中部地区次之。然而东部地区的债务负担相对较轻，偿债压力主要集中在

西部地区 and 东北地区，东北地区的偿债压力尤重，即经济落后地区地方政府杠杆率较高，地方政府负债的经济效应较低（殷剑峰等，2020<sup>[2]</sup>）。这是因为中央在分配新增债务限额时考虑地方政府主体的偿债能力和资金需求，中西部地区和东北地区相对较高的债务率使得新增地方政府债务限额低于东部地区省份，同时较大的还债压力导致区域资金紧张，进一步影响地区发展（Qu等，2019<sup>[3]</sup>），形成恶性循环，最终影响区域经济协调发展。

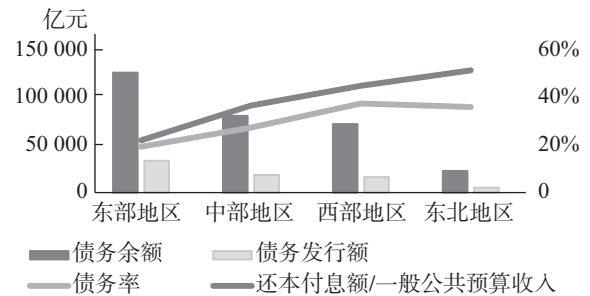


图1 2021年中国“四大板块”债务情况

资料来源：根据中国地方政府债券信息公开平台数据整理。

具体到省份来看（见图2），地方政府债券支持区域发展战略项目建设，各地区争取地方政府债务限额加强基础设施建设，大力发展经济。然而，地方政府债务在不同区域经济发展中发挥的作用可能存在差别。以“京津冀”经济带为例，北京和天津债务水平基本持平，但债务率却相差很多，而河北则呈现高债务存量水平和高债务率并存的状态。由此可见，在地理禀赋相近、“京津冀协同发展”区域战略政策相似的三个省域，地方政府债务与经济的关系表现为不同的结果，说明地方政府债务支持基础设施建设的经济效应存在区域异质性。因此，为了科学有效地提高地方政府债务管理水平，发挥地方政府债务的经济效应，应更加准确地认识地方政府债务在区域协调发展中的作用。

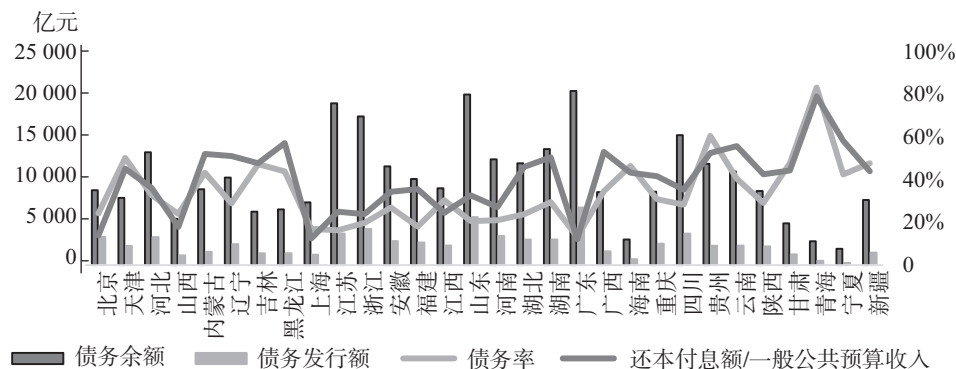


图2 2021年中国各省份地方政府债务情况

资料来源：根据中国地方政府债券信息公开平台数据整理。

基于此,本文结合地方政府债务资金支持基础设施建设,实现经济发展的经济实践,建立半参数空间面板向量自回归模型,实证分析增量债务和存量债务在区域协调发展中的作用。

## 二、文献综述

平衡地方政府债务与区域协调发展的关系需要处理好债务管理与稳定增长、协调发展的关系。然而,地方政府债券发行实践表明,地方政府债务的经济效应存在区域异质性。回顾文献发现,这种异质性与地区经济禀赋、地方政府行为等因素有关,影响区域协调发展。

一方面,地方政府债券的发行,能够促进地区经济发展(Eaton, 1993<sup>[4]</sup>; Afonso等, 2010<sup>[5]</sup>; 贾俊雪和郭庆旺, 2011<sup>[6]</sup>; 范剑勇和莫家伟, 2014<sup>[7]</sup>; 崔智星等, 2021<sup>[8]</sup>)。地方政府官员在对政治利益与经济利益双重追求的驱使下,债务资金更多地用于生产性投资,加强地区城乡基础设施建设,形成大量优质资产,增加全社会投资总需求,进而通过乘数效应拉动地区经济增长,即通过资本积累和全要素生产率促进经济发展(程宇丹和龚六堂, 2014<sup>[9]</sup>)。其次,地方政府债券的发行行为为地区营造了良好的投资环境,吸引社会资本,增加全社会的资本总供给,提振地区经济,改善居民生活质量,吸引更多的人力资源助力经济发展。

另一方面,地方政府债券的发行会在一定程度上抑制地区经济发展(Grobéty, 2018<sup>[10]</sup>; 刁伟涛, 2017<sup>[11]</sup>; 孙烨和韩哲, 2019<sup>[12]</sup>)。具体表现为:第一,当公共部门和私人部门争夺同样的资源时,通过税收、利率以及通货膨胀等路径“挤出”私人投资(Cochrane, 2011<sup>[13]</sup>),造成资本的错配,抑制经济增长。第二,债务资金使用不规范或违法违规使用也会对经济发展产生负面影响。梳理多省份专项债专项审计报告发现,专项债券资金的闲置和浪费,使得债务资金难以完全转化为实际投资;严重地,个别省份出现违法违规使用债务资金用于发放工资、差旅费及购买理财或投向其他项目建设等,偿债能力堪忧;还有个别地方政府为暂时缓解财政压力或财政资金紧张等原因,采用借新债还旧债的方式,不仅会挤占流动性抑制产出,还会提高本地区的债务负担,拖累地区经济发展(刘蓉和李娜, 2021<sup>[14]</sup>)。第三,地方政府之间处于不断博弈的状态(Turnovsky和Fisher,

1995<sup>[15]</sup>),存在地理空间上“邻居”间的策略互动机制,地方政府会通过观察其他个体的行为来调整自身的政策选择,以争取更多的资源(秦士坤等, 2021<sup>[16]</sup>)。地区间“以邻为壑”式的恶性竞争会导致区域产业结构趋同、盲目建设、重复建设,扩大区域居民收入差距。

此外,越来越多学者发现地方政府债务余额与经济发展水平呈非线性关系(Reinhart和Rogoff, 2010<sup>[17]</sup>; Baum等, 2013<sup>[18]</sup>; Brida等, 2017<sup>[19]</sup>; Zhao等, 2019<sup>[20]</sup>)。基于地方政府债务与区域经济发展的复杂关系,学者们采用非线性动态模型(Eberhardt和Presbitero, 2015<sup>[21]</sup>)、分位数回归法(徐长生等, 2016<sup>[22]</sup>)、动态面板效应模型与门槛模型相结合(吕健, 2015<sup>[23]</sup>; 毛捷和黄春元, 2018<sup>[24]</sup>; 韩健和程宇丹, 2018<sup>[25]</sup>)等方法,就地方政府债务与区域经济均衡关系问题展开研究,发现地方政府债务在经济发展中的作用表现出明显的区域差异。但这些研究只是单纯印证地方政府债务与地方经济的关系,未能论述地方政府债务与区域协调发展的关系,且未能全面考虑地方政府债务与区域经济的非线性关系和彼此间的时空影响。而半参数空间面板向量自回归模型(SSPVAR),可以描述经济行为在时间和空间上的相关性,将已知的线性关系和另一部分未知的半参数函数的关系纳入同一个分析框架,并且脉冲响应函数能够表现冲击在内生变量间的时空传导效应(陈强和叶阿忠, 2009<sup>[26]</sup>; 郑万吉和叶阿忠, 2015<sup>[27]</sup>; 陈丛波和叶阿忠, 2021<sup>[28]</sup>),研究结果更为准确。

因此,本文的增量贡献在于构建半参数空间面板向量自回归模型,将新增地方政府债务、基础设施存量和人民生活福利水平三者纳入一个完整的分析框架中,同时考虑存量地方政府债务对于三者的影响,将地方政府债务余额作为外生变量加入该体系中。据此分析增量和存量地方政府债务在时间和空间上的经济效应,根据冲击在新增地方政府债务、基础设施存量和人民生活福利水平之间的时空传导效应,讨论地方政府债务在区域协调发展中的作用。最终,提出加强地方政府债务促进区域协调发展的政策建议。

## 三、数据、变量与模型选择

区域经济协调发展是指,区域间的发展差距趋于缩小,各区域之间能够发挥资源比较优势,积极开展区域合作,实现区域间互相促进、共同发展。区域间

的资源配置是促进地区经济协调发展的关键，而地方政府竞争与区域市场集聚，是政府与市场层面区际资源配置机制的结果（罗富政和罗能生，2019<sup>[29]</sup>）。地方政府债务资金是地方经济发展的重要资金来源，支持公共物品或服务的供给，由于不同的公共物品与服务具有不同的非排他性和非竞争性，因而产生了不同的空间溢出效果。地方政府债务融资在支持纯公共产品和服务供给时，其空间溢出是一种地理空间上的溢出，全部社会成员都能自由地使用这种公共产品和服务。当地方政府债务资金用于准公共物品和服务或私人物品的供给时，因不同的社会成员对这类公共产品和服务的需求不同而产生拥挤现象，从而产生了不同程度的空间溢出效应。所以，此时地方政府债务的空间溢出效应表现为地理上的溢出，同时也表现出了经济主体间的溢出。基于此，本文以地方政府债务支持基础设施建设的现实为基础，构建“地方政府债务—基础设施—居民生活福利水平”经济系统，研判该经济系统内，地方政府债务冲击能否通过自身作用以及三者间的时空传导效应，协调区域经济共同发展。考虑数据的可得性和完整性，研究选用2015—2020年的30个省份（除港澳台和西藏）的相关数据，建立半参数空间面板向量自回归模型展开实证分析。

（一）数据与变量

1. 新增地方政府债务规模。

本文依据2015年实施的新《预算法》中全面放开地方政府的表内举债权利：“经国务院批准的省、自治区、直辖市的预算中必需的建设投资的部分资金，可以在国务院确定的限额内，通过发行地方政府债券举借债务的方式筹措”，考察2015年地方政府“自发自还”以来，地方政府债务在区域协调发展中的作用。实证分析中，以表内债务为研究对象，即以地方政府为主体发行的地方政府债券，包括一般债券和专项债券；选取新增地方政府债务规模（*lndebt*）为关键变量，数据来源于中国地方政府债券信息公开平台。

2. 基础设施存量。

基础设施是指为社会生产和居民生活提供公共服务的物质工程设施，是用于保障国家或地区社会经济活动正常进行的公共服务系统，属于公共物品，通常由政府筹集资金建设。在地方财力不足的情况下，地

方政府债券是地方基础设施建设的重要资金来源之一。统计发现，自2015年地方政府债券发行至2020年年末，约1/4的地方政府债券资金投向基础设施建设，具体投资方向涉及交通、教育、水利、乡村振兴、生态、污水处理、医疗卫生、园区新区建设等，具体的分配比例见图3。

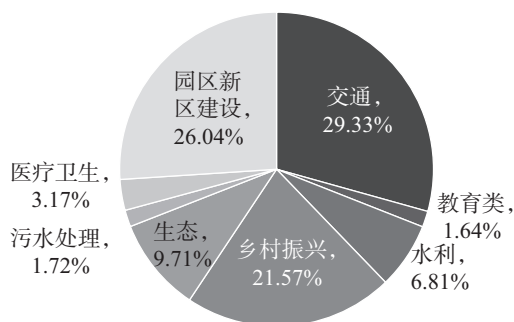


图3 2015—2020年地方政府债券投向基础设施建设资金分布

资料来源：笔者根据公开资料整理。

地方政府债务资金支持基础设施建设主要表现为基础设施存量的增加。研究采用Goldsmith的永续盘存法，并借鉴金戈（2012）<sup>[30]</sup>的做法计算各省份的基础设施存量数据。计算公式为：

$$K_t = K_{t-1}(1 - \delta_t) + I_t \quad (1)$$

其中： $K_t$ 为第 $t$ 年的基础设施资本存量。2003年统计口径发生了变化，国民经济行业从16个变为20个，因此本文以2004年为基期，以金戈（2012）<sup>[30]</sup>计算的2004年基础设施存量数量为基期基础设施资本存量<sup>①</sup>。 $I_t$ 为该年的基础设施投资，投资按不变价格计算。基础设施投资数据选用《中国统计年鉴》中“电力、燃气及水的生产和供应业”“交通运输、仓储和邮政业”“信息传输、计算机服务与软件业”和“水利、环境和公共设施管理”四个行业的固定资产投资数据，并利用固定资产投资价格指数把基础设施投资调整到2004年不变价。 $\delta_t$ 为资本折旧率。本文折旧率参考胡李鹏等（2016）<sup>[31]</sup>以建筑安装工程的折旧率作为基础设施的折旧率，为6.9%。

鉴于基础设施为公共物品，是衡量地区公共服务水平的重要指标，因此本文选用人均基础设施存量（*lnpinf*）表示地区基础设施水平，即用基础设施资本

① 由于金戈（2012）<sup>[30]</sup>将四川省与重庆市合并计算为四川省，笔者按照2004年两地区固定资产投资比例将其分离，即重庆市2004年基础设施资本存量=重庆市固定资产投资额/（重庆市固定资产投资额+四川省固定资产投资额）×金戈计算的四川省基础设施资本存量。

存量数据除以地区年末人口数，人口数据来源于《中国统计年鉴》。

### 3. 经济发展的核算。

回顾文献发现，学者多采用国内生产总值（GDP）增长率作为度量经济发展的主要指标，但近年来中国GDP统计数据的真实性和准确性受到国际社会和学术界的质疑，普遍认为受技术和地方政府的政治压力的影响（Movshuk, 2002<sup>[32]</sup>），中国GDP估计存在数据失真、不准确的折算（价格缩减）、低估服务业和其他的错误与抽样误差（Sutton 和 Costanza, 2002<sup>[33]</sup>）等问题。因此，研究综合考虑地方政府债券能够完善地区公共物品和公共服务的供给水平，促进地区发展，提高居民的收入水平等财政功能，选择人均居民可支配收入  $\ln y_d$  作为地区经济发展的衡量指标，数据来源于《中国统计年鉴》。

### 4. 非参数项的选择。

考虑到地方政府实际债务负担既与负债规模有

关，也受地区经济规模和财政收入增量的影响，内生性问题，以及我国地方政府债务统计口径复杂、债务分散、数据敏感等问题（王韧等，2021<sup>[34]</sup>），研究将负债率  $debt\_gdp$ （地方政府债务余额/地区国民生产总值）作为非参数项，首先验证负债率是否与经济变量呈非线性关系。

（1）空间相关性检验。由于研究考虑地方政府债务在时间和空间两个层面对经济发展的影响，因此需要对变量进行空间相关性检验。研究采用 Moran's I 检验。采用空间邻接矩阵  $W_d$  来计算相关变量的空间自相关 Moran's I 指数：

$$W_{i,j} = \begin{cases} 1, & \text{当区域 } i \text{ 和 } j \text{ 相邻接} \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

表1为各变量2015—2020年的 Moran's I 指数。由此可知， $\ln debt$ 、 $\ln pinf$ 、 $\ln y_d$  和  $debt\_gdp$  在多数年份存在空间相关性，可以建立空间计量模型。

表1 2015—2020年各变量 Moran 空间相关性检验结果

	2015	2016	2017	2018	2019	2020
$\ln debt$	0.138 (0.118)	0.093 (0.253)	0.166* (0.070)	0.127 (0.151)	0.061* (0.051)	0.068* (0.055)
$\ln pinf$	0.526*** (0.000)	0.169** (0.046)	0.202** (0.027)	0.219** (0.018)	0.023* (0.07)	0.028*** (0.006)
$\ln y_d$	0.330*** (0.001)	0.329*** (0.001)	0.328*** (0.001)	0.327*** (0.001)	0.327*** (0.001)	0.333*** (0.001)
$debt\_gdp$	0.138* (0.07)	0.237*** (0.001)	0.101 (0.188)	0.056** (0.027)	0.056*** (0.003)	0.063 (0.227)

注：括号内为P值；\*表示在10%的显著水平上拒绝了不存在空间相关性的原假设；\*\*表示在5%的显著水平上拒绝了不存在空间相关性的原假设；\*\*\*表示在1%的显著水平上拒绝了不存在空间相关性的原假设。

（2）非参数项的确定。实际经济问题中，经济系统各变量之间不仅仅存在线性关系，还存在大量非线性关系。因此，本研究在实证分析中，分别建立一般参数空间滞后模型（2）和半参数空间滞后模型（3），考察负债率是否与人均基础设施存量和人均居民可支配收入呈非线性关系。其中，半参数空间滞后模型在模型中进行非参数处理，将空间个体属性的非线性作用纳入考虑范畴，且模型可以通过非线性函数  $G(\cdot)$  的偏导数，直观反映出地方债务规模与经济增长的非线性关系。

$$y_{it} = \alpha_i + \rho W y_{it} + \beta \ln debt_{it} + \alpha_i + \mu_{it} \quad (2)$$

$$y_{it} = \alpha_i + \rho W y_{it} + \beta_1 X_{it} + \theta_1 W \ln debt_{it} + G(debt\_gdp_{it}) + \mu_{it} \quad (3)$$

其中： $y_{it}$ 代表被解释变量，在此模型中分别为  $\ln y_d$  和  $\ln pinf$ ； $\ln debt_{it}$ 为解释变量； $W$ 为空间邻接矩阵； $\rho$ 为反映地区经济空间溢出效应的空间系数； $G(\cdot)$ 是未知函数； $\alpha_i$ 为反映地区经济增长个体行为的固定效应参数； $\mu_{it}$ 为服从  $N(0, \delta^2)$  的随机扰动。

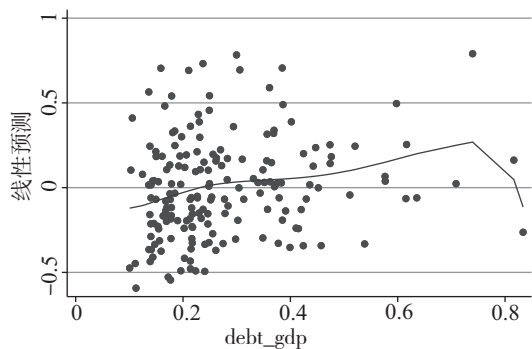
回归结果见表2。可以看到，一般参数模型中，只有回归（1）的个体固定效应模型中负债率的系数显著，其余均不显著；而  $\rho$  均在1%的水平上显著。这说明地方政府债务的经济效应具有一定的空间溢出性。在半参数个体固定效应面板滞后模型中，回归（2）中  $\rho$  在1%的水平上显著，回归（1）中  $\rho$  却不显著。结合图4，两组导数值均在零附近上下波动，说明负债率与人均基础设施存量（ $\ln pinf$ ）和人均可

支配收入 ( $\ln y_d$ ) 均呈现非线性关系, 且非参数函数导数的散点图反映出地方政府债务的发行对不同地区人均居民可支配收入的影响力度可能是不同的。因此, 有理由选择负债率作为非参数项。

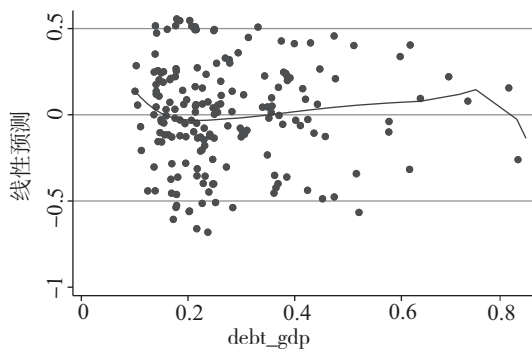
表 2 非参数项的确定回归结果

变量	(1) $\ln y_d$			(2) $\ln pinf$		
	一般参数模型		半参数个体固定效应面板滞后模型	一般参数模型		半参数个体固定效应面板滞后模型
	个体固定效应	个体随机效应		个体固定效应	个体随机效应	
CONSTANT	9.770 *** (30.46)	10.351 4 *** (30.16)		-0.156 4 (-0.48)	-0.032 1 (-0.10)	
$W \ln y_d$	0.002 2 * (1.77)	0.003 2 ** (2.17)	0.010 8 (0.56)			
$W \ln pinf$				-0.331 5 *** (-10.03)	-0.338 5 *** (-10.18)	-0.299 5 *** (-9.46)
$\ln debt$	0.023 7 (0.54)	-0.049 3 (-1.05)	-0.005 8 (-0.58)	0.016 8 (0.40)	0.001 7 (0.04)	0.022 1 (0.40)
$debt\_gdp$	0.416 7 ** (2.38)	0.068 1 (0.35)		0.077 4 (0.43)	0.021 5 (0.12)	
$R^2$	0.570 2	0.194 8	0.238 1	0.518 8	0.550 8	0.399 7

注: 括号内为  $t$  统计量值。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。



核函数=伊潘科夫可尼核, 宽带=0.265, 阶数=4



核函数=伊潘科夫可尼核, 宽带=0.249, 阶数=4

图 4  $\partial \ln y_d / \partial debt\_gdp$  估计值散点图 (左)、 $\partial \ln pinf / \partial debt\_gdp$  估计值散点图 (右)

(二) 基本模型

为防止发生伪回归, 进行模型分析前, 先对相关变量进行平稳性检验。采用 LLC 检验发现新增地方政府债务、人均居民可支配收入以及负债率均为平稳序列, 人均基础设施存量为二阶平稳序列。此外, 为了更好地说明变量间在统计上的相关关系, 进行格兰杰因果检验, 发现新增地方政府债务、人均基础设施存量与人均居民可支配收入互为因果关系, 而负债率对新增地方政府债务、人均基础设施存量与人均居民

可支配收入的影响是单向的。<sup>①</sup> 基于地方政府新增债务、人均基础设施存量、人均居民可支配收入, 以及负债率四者在时间和空间上相互影响的关系, 建立半参数空间面板向量自回归模型来研究其时间及空间上的脉冲响应关系。该模型不仅可以研究各省域区域地方政府债务发行带来的基础设施和经济发展的时空变化, 同时也能够表现地方政府债务增量和存量的不同影响, 分析地方政府债务在区域协调发展中的作用。模型设定如式 (4):

① 受篇幅限制, 平稳性检验和格兰杰因果检验结果不在文中列示。

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} \ln debt \\ \ln pinf \\ \ln y_d \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln debt_{it-1} \\ \ln pinf_{it-1} \\ \ln y_{dit-1} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \lambda_{13} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & \lambda_{23} \\ \lambda_{31} & \lambda_{32} & \lambda_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln debt_{it-1}^* \\ \ln pinf_{it-1}^* \\ \ln y_{dit-1}^* \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} M_1(debt\_gdp_{it}) \\ M_2(debt\_gdp_{it}) \\ M_3(debt\_gdp_{it}) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varphi_{1i} \\ \varphi_{2i} \\ \varphi_{3i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \lambda_{1t} \\ \lambda_{2t} \\ \lambda_{3t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_{1it} \\ \mu_{2it} \\ \mu_{3it} \end{bmatrix}
 \end{aligned} \quad (4)$$

模型被解释变量分别为新增地方政府债务的对数值、人均基础设施存量的对数值的一阶差分形式、人均居民可支配收入的对数值，模型右边的  $\ln debt_{it-1}$ 、 $\ln pinf_{it-1}$ 、 $\ln y_{dit-1}$  分别为被解释变量时间滞后一期项， $\ln debt_{it-1}^*$ 、 $\ln pinf_{it-1}^*$ 、 $\ln y_{dit-1}^*$  分别为解释变量空间滞后一期项， $M(debt\_gdp_{it})$  表示模型的非线性部分。时间滞后一期项的系数矩阵中  $\gamma_{ij}$  表示第  $j$  个时间滞后一期变量对第  $i$  个变量的系数；空间滞后一期项的系数矩阵中  $\lambda_{ij}$  表示第  $j$  个空间滞后一期变量对第  $i$  个变量的系数； $\varphi_{1i}$ 、 $\varphi_{2i}$ 、 $\varphi_{3i}$  分别表示第 1、2、3 个变量的横截面上的个体固定影响； $\lambda_{1t}$ 、 $\lambda_{2t}$ 、 $\lambda_{3t}$  分别表示第 1、2、3 个变量的时间上的固定影响； $\mu_{1it}$ 、 $\mu_{2it}$ 、 $\mu_{3it}$  分别表示第 1、2、3 个变量的空间误差项。该模型的内生变量除了受反映个体差异的横截面上固定影响和反映时间上差异的固定影响外，还受内生变量时间若干阶滞后项和内生变量空间若干阶滞后项及其时间若干阶滞后项，以及外生变量及其空间若干阶滞后项的影响，而且相关关系是一部分已知的线性关系和另一部分未知的半参数函数的关系，能够同时反映存量和增量地方政府债务对人均居民可支配收入的影响，以及这种影响是否具有区域异质性。

#### 四、实证结果

由于三个解释变量均为内生变量，研究采用 GMM 方法进行估计，通过对半参数空间面板向量自回归模型回归结果的分析及时空脉冲响应分析得到地方政府债务增量和存量对基础设施和经济发展的影响，以及各省域区域间的相互影响。

##### (一) 半参数空间面板向量自回归模型回归结果分析

半参数空间面板向量自回归模型回归结果见表

3。第一，时间滞后一期的新增地方政府债务对当期新增地方政府债务和人均基础设施存量的时间效应为负，即小幅度的抑制，而对当期人均居民可支配收入的时间效应为 0.040 5，表现为微弱地促进当期经济增长；空间滞后一期的新增地方政府债务对当期新增地方政府债务、人均基础设施存量和人均居民可支配收入的空间效应均为正向，即邻近省份的新增地方政府债务能够刺激本地当期举债规模的扩大、人均基础设施水平的提高和人均居民可支配收入的增长。第二，时间滞后一期的人均基础设施存量对当期新增地方政府债务的时间效应为正，对当期人均基础设施存量和人均居民可支配收入的时间效应为负；而空间滞后一期的人均基础设施存量对当期新增地方政府债务、人均基础设施存量和人均居民可支配收入的空间效应均为正。这说明基础设施建设能够促进邻近省域基础设施公共服务均等化和经济发展，却会抑制本地的发展。第三，人均可支配收入的增加能够在时间和空间上促进本地和邻近省域举债及基础设施建设，却会在一段时间内抑制人均可支配收入的进一步增加。综上，地方政府发债用于本地区基础设施建设和提高居民收入，也能带动相邻地区加强基础设施建设，但可能产生盲目建设、重复建设，争夺税源、产业结构趋同等区域之间的恶性竞争，如各地区在兴办各类开发区过程的竞争等。同时，发债较多的发达省份之间相互竞争、促进区域之间经济社会发展，则会进一步拉大与欠发达省份之间的差距，与国家区域协调发展战略背道而驰。

表 3 半参数空间面板向量自回归模型回归结果

被解释变量	$\ln debt$	$\ln pinf$	$\ln y_d$
$\ln debt(-1)$	-0.388 4 (0.190 7)	-0.113 2 (0.180 8)	0.040 5 (0.182 0)
$\ln pinf(-1)$	0.264 6 (0.161 7)	-0.484 0 (0.153 3)	-0.101 0 (0.154 3)
$\ln y_d(-1)$	0.214 7 (0.174 7)	0.287 5 (0.165 6)	-0.530 1 (0.166 7)
$\ln debt^*(-1)$	0.249 4 (0.212 4)	0.507 7 (0.239 6)	0.619 9 (0.299 3)
$\ln pinf^*(-1)$	0.355 2 (0.180 1)	0.317 0 (0.203 2)	0.149 7 (0.253 8)
$\ln y_d^*(-1)$	0.229 3 (0.194 6)	0.384 3 (0.219 5)	0.025 8 (0.274 1)



续前表

被解释变量	lndebt	lnpinf	lny <sub>d</sub>
$M_1(debt\_gdp_{it})$	导数图 见图 5 (左)	导数图 见图 5 (中)	导数图 见图 5 (右)
$M_2(debt\_gdp_{it})$			
$M_3(debt\_gdp_{it})$			

注：括号内为标准误。

(二) 负债率对各内生变量的导数图分析

此外，地方政府债务存量的影响也不容忽略。图 5 为负债率对新增地方政府债务（左）、人均基础设施存量（中）、人均居民可支配收入（右）导数图，可以看到导数图中每个点为各样本观测值所对应的系数估计值，三张导数图中估计值的点在总体上均呈现较为光滑的变动趋势。

从新增地方政府债务的导数图（左）看，在低负债率地区，新增地方政府债务规模会有所增长。而当地区负债率达到 0.38 左右，便会开始控制举债规模，以确保债务风险可控；从人均基础设施存量和人均居民可支配收入的导数图看，负债率对两者的影响几乎相同，呈现起伏波动的态势，会对区域协调发展造成影响。从导数图看，当负债率低于 0.18 时，会

抑制基础设施建设和经济发展，这是由于基础设施为一种公共物品，建设资金多来自公共部门，但政府财政难以支撑，需要政府债务资金承担责任予以支持。当债务规模较小时，不能够满足基础设施建设的需要，不利于经济增长。当负债率处于 0.18~0.32 的水平时，会促进基础设施建设和人民生活水平的提高，此时，地方政府债务充分发挥其财政投融资功能，筹集资金支持地方建设，促进地区经济发展，畅通经济循环。然而，当负债率再次增加，又会再一次抑制基础设施建设和经济增长，这与地方政府债券的投资方向有关，地方政府债券主要投资于生产性基础设施，容易造成地区内产业结构失衡，不利于经济发展。而当负债率为 0.35~0.45 间时，又会带来经济的快速发展，可能是因为基础设施工程建设周期长，耗资巨大，当投入达到一定水平方能显出对经济的促进作用，并带动基础设施存量的进一步提高。当负债率超过 0.45，则会再一次抑制经济发展，这可能是由于地区债务水平已超过经济承载能力，偿债压力过大反而不利于经济发展。

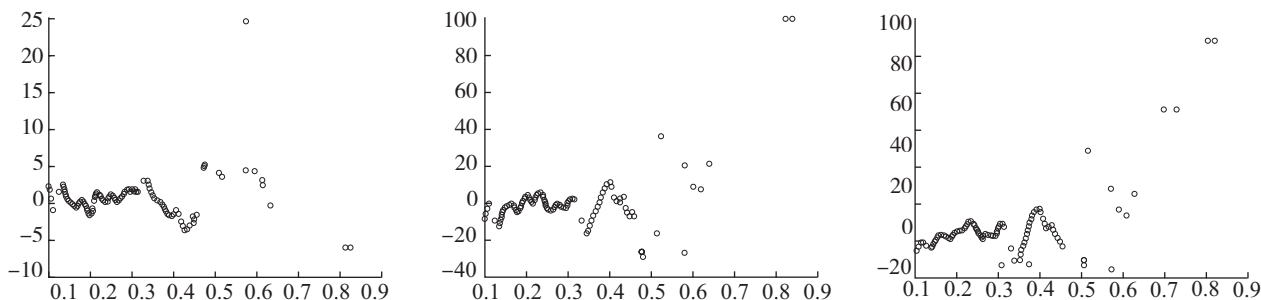


图 5 负债率对新增地方政府债务（左）、人均基础设施存量（中）、人均居民可支配收入（右）导数图

基于导数图的分析，有必要分别考虑各省份负债率的情况，2020 年各省份负债率情况见图 6。可以看到，广东的负债率较低，处于对基础设施发展和居民生活水平影响中性的水平，这可能是因为广东的经济发展增长源较多，地方政府经济实力较强，未来可以

考虑继续加大大地区地方政府债务规模助力经济发展。负债率为 0.18~0.32 的有山西、安徽等 16 个省份，主要分布在东部地区和中部地区，这些地区的债务存量规模在地区经济承载范围内，且地方政府债务增量规模也在逐年增加，地区基础设施建设水平和人

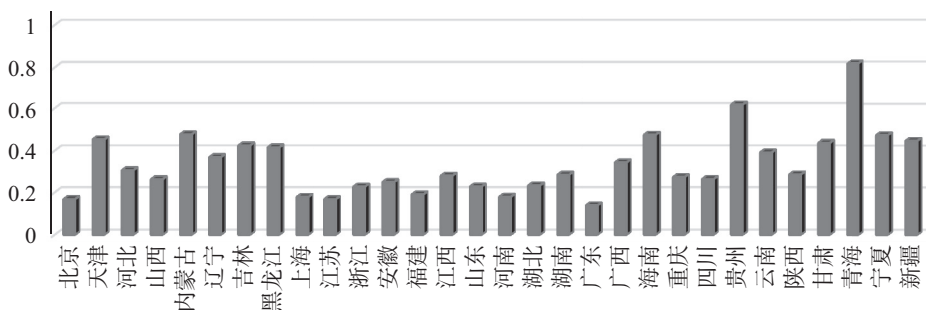


图 6 2020 年年末各省份负债率情况

均居民可支配收入处于全国中等水平。而天津、内蒙古、贵州和青海四个省份负债率较高，在债务资金支持下短暂的发展过后面临着巨大的偿债压力，经济发展的可持续面临着巨大的挑战。东北地区和西北各省份的负债率则处于相对危险的0.35~0.45区间，地方政府债务举债困难，存量债务尚可一定程度促进经济发展，但较高的债务率又即将面临违约风险，是需要重点关注的地区。由此可见，地方政府债务在促进地区经济发展的同时，也在影响着区域协调发展。

### (三) 时空脉冲响应分析

半参数空间面板向量自回归模型的另一个优点在于可以根据脉冲响应分析评估地方政府债务的区域响应差异，进而找到地方政府债务加剧区域发展不协调的原因。脉冲响应函数描述一个内生变量对误差冲击的反映，即在随机误差项上施加一个标准差大小的冲击后对内生变量的当期值和未来值的影响，由此来判断变量间的时滞关系。本模型中，冲击源除了内生变量外，冲击发生在不同横截面地区也会导致不同的冲击效果，因为从某省域区域发生的冲击会产生空间溢出效应影响到其他省域，不同省域发生的冲击及空间溢出效应均存在差异。本研究涉及30个截面，共有90个冲击源，从中选择具有代表性的一些冲击源分析，如天津（图7）、江苏（图8）和贵州（图9），观察对比债务冲击下，地区经济发展水平的脉冲响应。

天津是中国北方最大的港口城市，也是京津冀经济带建设的主要城市之一。受经济结构优化、动能转换的影响，近年来天津的GDP增速有所下降，一般公共预算收入多次出现负增长，而地方政府债务余额有所上升，2020年年末天津负债率达45.21%，是典型的债务水平高却面临经济下行的直辖市，研究天津举债情况对本地区和邻近省份的影响具有重要意义。图7为天津 $\ln debt$ 对其邻近的北京、河北、内蒙古的冲击响应图。其中，图7.1中天津 $\ln debt$ 的变动对自身 $\ln debt$ 的影响刚开始有0.1056的响应，这种正向响应急剧减小至-0.0444，随后有个减半的正向冲击，再减弱，循环两次后收敛至稳定；北京和河北对

于该冲击的 $\ln debt$ 响应与天津呈现完全相反的态势；河北的 $\ln debt$ 响应弱于北京，均在第六期趋于平稳；内蒙古 $\ln debt$ 的响应较为微弱。图7.2中天津 $\ln debt$ 的变动对自身 $\ln pinf$ 的影响刚开始有0.0465的响应，这种正向响应急剧减小趋于零，在第二期至第三期有一个正向冲击，再减弱，循环后在第十期开始基本收敛趋向于零；北京的 $\ln pinf$ 响应在第二期达到0.0297，随后这种正向响应急剧减小至-0.0092，循环四次后趋于平稳；河北的 $\ln pinf$ 响应在第二期达到峰值0.0085后开始收敛；内蒙古 $\ln debt$ 的响应较为微弱。图7.3中天津 $\ln debt$ 的变动对自身 $\ln y_d$ 的影响刚开始有0.0473的响应，这种正向响应急剧减小至-0.0016，随后有个减弱为0.0078的正向循环两次后开始逐渐收敛；北京的 $\ln y_d$ 响应在第二期达到峰值，随后衰减，循环四次后趋于稳定，河北的 $\ln y_d$ 响应也是在第二期达到峰值后逐渐减弱，在第六期开始收敛至零；内蒙古 $\ln debt$ 的响应较为微弱。总体上，天津政府的发债行为会对本市基础设施建设和居民收入水平的正向影响较弱，结合天津较高水平的负债率可以认为，天津地方政府债务资金使用可能存在不合规或投向不合理等问题，与《关于天津市2020年市级预算执行和其他财政收支的审计工作报告》指出的某区挪用市财政专项资金3亿元用于化解企业债务相吻合；<sup>①</sup>天津发债对于北京和河北的正向影响与京津冀一体化的政策落实有关，区域政策尚未涵盖内蒙古，因此对其影响可忽略不计，加大了内蒙古与北京等地的经济差距。由此可见，地方政府债务资金投入受区域发展政策影响助力区域经济一体化的同时，也可能扩大区域间的经济差距。

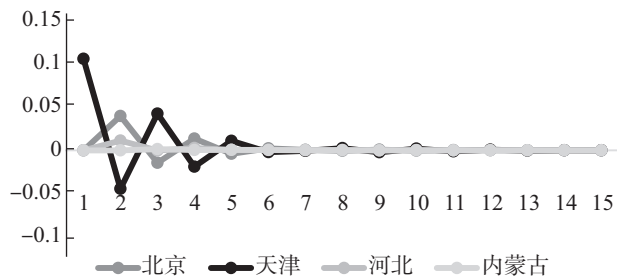


图 7.1 冲击源：天津  $\ln debt$ ——响应： $\ln debt$

<sup>①</sup> 天津市审计局：《关于天津市2020年市级预算执行和其他财政收支的审计工作报告》，2021年8月26日。

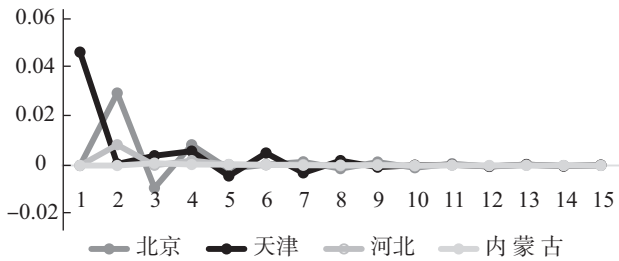


图 7.2 冲击源：天津  $\ln debt$ ——响应： $\ln pinf$

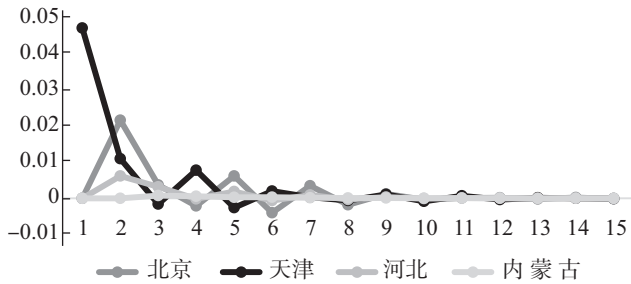


图 7.3 冲击源：天津  $\ln debt$ ——响应： $\ln y_d$

江苏是目前中国地方政府债务规模最大的省份，但因其财政实力强，财政收入对政府债务的覆盖程度相对较好，负债率处于全国较低水平，债务风险总体可控。江苏庞大的举债规模对本地区经济和周围地区经济发展均产生了举足轻重的影响，图 8 为江苏  $\ln debt$  对其邻近的上海、浙江和北方沿海省份山东的冲击响应图。其中，图 8.1 中江苏  $\ln debt$  的变动对自身  $\ln debt$  的影响刚开始有 0.105 6 的响应，这种正向响应急剧减小至 -0.044 4，随后有个减半的正向冲击，再减弱，循环两次后在第六期开始趋向于零；上海和山东的  $\ln debt$  响应与江苏省呈现完全相反的态势；浙江的  $\ln debt$  响应在第二期达到峰顶 0.015 9，而后正向响应逐渐减弱缓慢趋于平稳。图 8.2 中江苏  $\ln debt$  的变动对自身  $\ln pinf$  的影响刚开始有 0.046 5 的响应，这种正向响应急剧减小趋于零，在第二期至第三期有一个 0.008 1 的正向冲击，之后正向相应逐渐减弱，在第十期开始基本收敛趋向于零；上海和山东的影响路径相同，由正向响应变为负向响应，循环两次后，由正向相应逐渐减弱至收敛为零；浙江的  $\ln pinf$  响应在第二期达到峰值，而后正向响应逐渐减弱缓慢趋于平稳。图 8.3 中江苏  $\ln debt$  的变动对自身  $\ln y_d$  的影响刚开始有 0.047 3 的响应，这种正向响应急剧减小至 -0.000 34，随后经历两次正向的升降波动后逐渐趋于平稳；上海和山东的响应路径基本相同，在正向响应范围内起伏性减弱，在第七期开始基

本收敛，上海的响应程度要强于山东；浙江  $\ln y_d$  响应在第二期达到峰值后逐渐减弱，又在第五期短暂的回升后趋于平稳。总体上，江苏的发债带动了本省和邻近地区的基础设施建设和居民收入水平的提升，这与江苏基础设施完善、财政实力雄厚，经济辐射能力强有关。因此，在制定区域协调发展政策时应尽量考虑选取经济辐射能力强的城市作为中心城市开展区域经济建设。

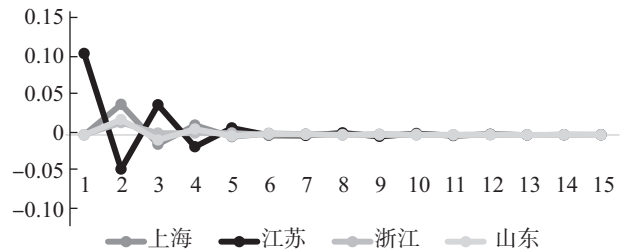


图 8.1 冲击源：江苏  $\ln debt$ ——响应： $\ln debt$

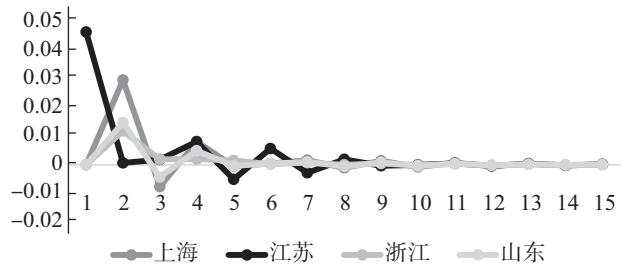


图 8.2 冲击源：江苏  $\ln debt$ ——响应： $\ln pinf$

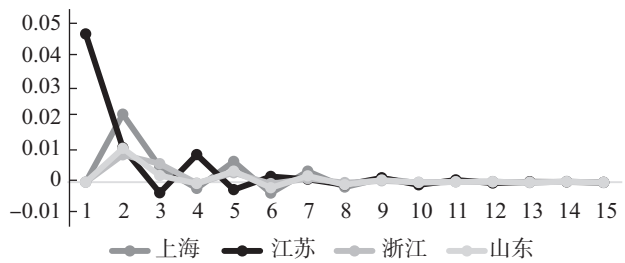


图 8.3 冲击源：江苏  $\ln debt$ ——响应： $\ln y_d$

近年来，贵州省奉行举债—投资—发展的基建路径，实现了经济的较快发展，但投资式发展也使得贵州省面临高额债务问题，是举债规模与经济承载能力不相符的典型，其举债行为对本地区和邻近地区基础设施建设和居民生活水平均产生了不同的影响。图 9 为贵州  $\ln debt$  对其邻近的四川、云南和广东的冲击响应图。其中，图 9.1 中贵州  $\ln debt$  的变动对自身  $\ln debt$  的影响刚开始有 0.105 6 的响应，这种正向响应急剧减小至 -0.044 4，伴随着轻微的波动，在第七期开始趋于平稳；云南和四川的  $\ln debt$  响应始终保持

正向,与贵州呈现完全相反的态势,而后逐渐趋于平稳;广东省的  $lndebt$  响应也始终为正,在第三期达到峰顶 0.006 4 后逐渐减弱至第六期趋于平稳。图 9.2 中贵州  $lndebt$  的变动对自身  $lnpinf$  的影响刚开始有 0.046 5 的响应,这种正向响应急剧减小趋于零,伴随着轻微的波动,在第六期开始趋于平稳;云南和四川的影响路径相同,由正向响应变为趋于零,循环两次后,由正向响应逐渐减弱至收敛为零,需要注意云南的响应强度强于四川;广东的  $lnpinf$  响应在第三期达到峰值后逐渐趋于平稳。图 9.3 中贵州  $lndebt$  的变动对自身  $lny_d$  的影响刚开始有 0.047 3 的响应,这种正向响应快速减弱为 -0.005 8,随后经历两次正向减弱的波动后逐渐趋于平稳;云南的  $lny_d$  响应在第二期达到峰值后逐渐减弱,循环一次后逐渐趋于平稳,广东和四川的  $lny_d$  响应趋势相同,正向响应后逐渐收敛。总体上,贵州发债对本地区及邻近地区的基础设施建设和居民收入水平存在一个短期的正向影响,这与基础设施建设周期长,经济效应长期显现的特征不符,这是因为贵州内多地违规将专项债券资金 12.41 亿元用于非债券项目建设,94.53% 的债券到位资金由于项目调整、推进缓慢等超过 8 个月未投入项目建设,<sup>①</sup>未能有效发挥债务资金的使用效益,也抑制了其带动邻近地区发展的经济效用,继续拉大了与发达地区的经济差距。

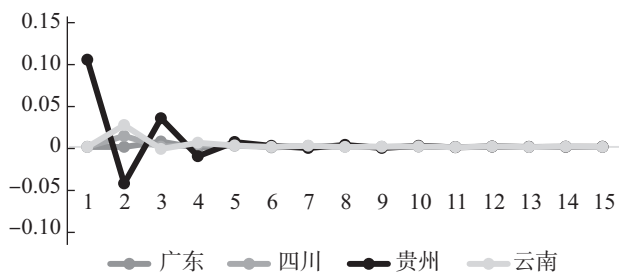


图 9.1 冲击源：贵州  $lndebt$ ——响应： $lndebt$

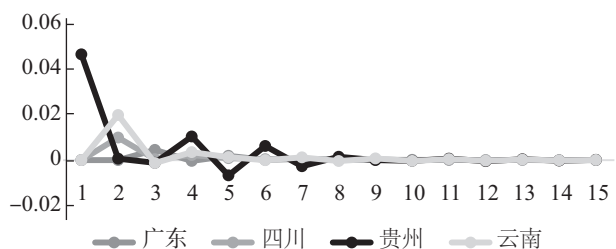


图 9.2 冲击源：贵州  $lndebt$ ——响应： $lnpinf$

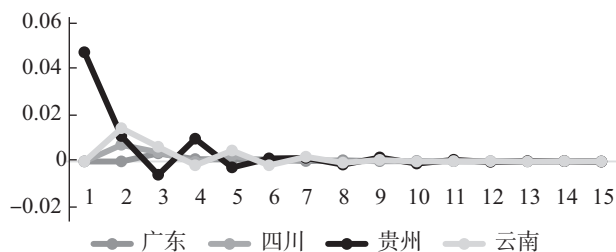


图 9.3 冲击源：贵州  $lndebt$ ——响应： $lny_d$

综合三组时空脉冲响应关系可以发现,不同冲击的时间滞后和空间滞后变量对被解释变量存在不同的时间或空间的滞后影响。第一,本地区对新增地方政府债务的响应与其他地区相反,本地区 and 邻近地区面对某地区举债的冲击,基础设施建设和居民收入水平的响应基本为正向,这种响应均会随着时间的延长和空间距离的增大而逐渐减弱,最终趋于零。说明地方政府举债不仅会影响本地区,还会通过空间溢出效应影响邻近地区,且影响效果不同。第二,结合天津、江苏和贵州各自的发债情况及其经济辐射作用,地方政府债务的经济效应存在明显的区域特征,经济越发达地区地方政府债务的使用相对规范,经济效应越强,而经济落后地区的地方政府债务资金使用不规范,甚至存在明显的违规违法使用,抑制了地方政府债务的经济效应。区域间地方政府债务经济效应差异的加大,加之省域地区间举债的经济效应相互交织,形成了新的区域间和区域内经济空间布局,加大了实现区域协调发展的难度。

## 五、进一步分析

区域经济协调发展包括发展速度和发展质量两个维度。地方政府债务不仅会影响地区经济发展速度,也会对经济发展质量产生一定影响。因此,研究展开进一步分析,就地方政府债务对区域经济发展质量的影响是否均衡展开研究。研究更换经济发展测度指标,分别选用衡量单位总投入的总产出的效率指标全要素生产率  $TFP$  和表示地区产业结构的指标(第二产业增加值/GDP)  $industry$ 。分别建立半参数空间面板向量自回归模型,模型回归结果见表 4 和图 10。

<sup>①</sup> 贵州省审计厅:《贵州省人民政府关于 2020 年度省级预算执行和其他财政收支的审计工作报告》,2021 年 8 月 24 日。

表 4 经济发展质量半参数空间面板向量自回归模型回归结果

被解释变量	TFP			industry		
	lndebt	lnpinf	TFP	lndebt	lnpinf	industry
lndebt(-1)	-0.242 4 (0.206 5)	0.534 5 (0.241 7)	-0.105 1 (0.232 2)	-0.366 6 (0.200 0)	-0.082 3 (0.188 0)	0.029 1 (0.191 7)
lnpinf(-1)	0.311 0 (0.185 8)	-0.105 9 (0.217 5)	0.142 7 (0.209 0)	0.259 7 (0.167 8)	-0.435 6 (0.157 7)	-0.148 1 (0.160 8)
TFP(-1)	0.270 2 (0.174 7)	0.494 5 (0.204 6)	-0.411 6 (0.196 5)			
industry(-1)				0.215 4 (0.180 2)	0.313 6 (0.169 4)	-0.560 1 (0.172 8)
lndebt*(-1)	-0.055 0 (0.295 0)	0.184 2 (0.294 2)	0.433 5 (0.420 2)	0.339 3 (0.228 7)	0.712 8 (0.267 6)	0.505 3 (0.323 4)
lnpinf*(-1)	-0.087 9 (0.265 5)	0.781 3 (0.264 8)	-0.005 9 (0.378 2)	0.519 5 (0.191 8)	0.419 0 (0.224 5)	0.032 5 (0.271 3)
TFP*(-1)	0.064 1 (0.249 6)	0.442 9 (0.249 0)	-0.136 5 (0.355 6)			
industry*(-1)				0.332 2 (0.206 1)	0.435 6 (0.241 2)	-0.043 4 (0.291 4)

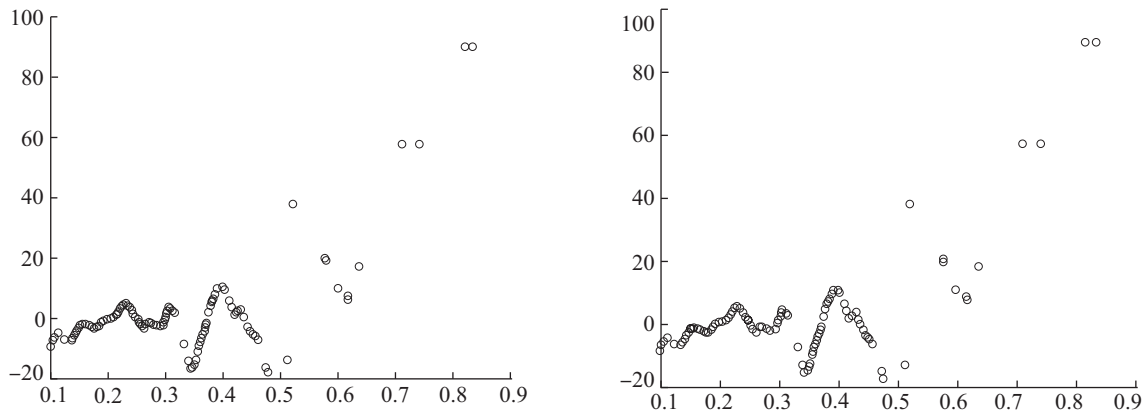


图 10 负债率对全要素生产率 TFP (左)、产业结构 industry (右) 导数图

从回归结果可以看到：第一，时间滞后一期和空间滞后一期的新增地方政府债务对当期经济增长质量的时间效应和空间效应均为正，即促进经济增长质量和提高邻近地区经济发展质量。第二，经济发展质量能够在时间和空间上促进本地和邻近省域举债及基础设施建设，却会在一定程度上抑制经济发展，由此影响区域协调发展。第三，经济发展质量的两个导数图与人均居民可支配收入导数图相似，说明负债率对经济发展速度和经济发展质量的影响基本相同。也就是说，增量和存量地方政府债务均会影响区域协调发展。

再对比天津、江苏和贵州的 ln debt 冲击对其自身和邻近地区的 TFP 和 industry 响应图，可以发现，经济发展质量指标和居民生活水平指标对同一冲击的响应是不同的。

综合图 11、图 12 和图 13 时空脉冲响应关系可以发现，不同冲击的时间滞后和空间滞后变量对被解释变量存在不同的时间或空间的滞后影响。第一，三个省份自身全要素生产率 TFP 响应趋势基本相同，均为 0.127 的初始响应，快速下降后短暂回升，然后逐渐减弱并缓慢地趋于平稳；自身产业结构 industry 响应趋势也基本相同，均为 0.0545 的初始响应，快

速下降后短暂回升，然后逐渐减弱并缓慢地趋于平稳。第二，邻近地区面对某地区举债的冲击，基础设施建设和经济发展的响应基本为正向，这种响应均会随着时间的延长和空间距离的增大而逐渐减弱，最终趋于零。然而，西部省份的响应要弱于中部东部地区。第三，发生 *lndebt* 冲击时，三个省份邻近省域的

全要素生产率 *TFP* 响应均为正向，且在第二期至第四期处于较高水平，而后与冲击源地区一起缓慢地趋于平稳，而邻近地区的 *industry* 响应比 *TFP* 响应更为敏感。综上，面对 *lndebt* 冲击，不同地区的经济发展质量响应存在差异，在分配地方政府债务限额时，应充分考虑地区差异。

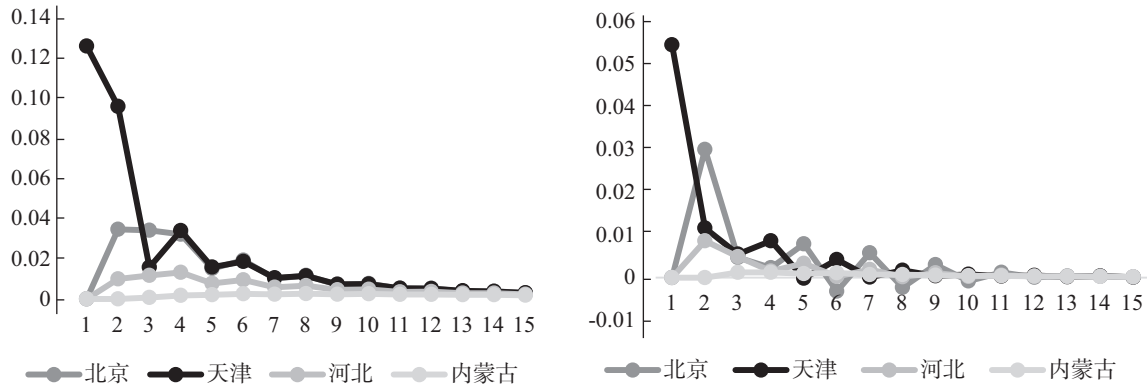


图 11 冲击源：天津 *lndebt*——响应：*TFP*（左），*industry*（右）

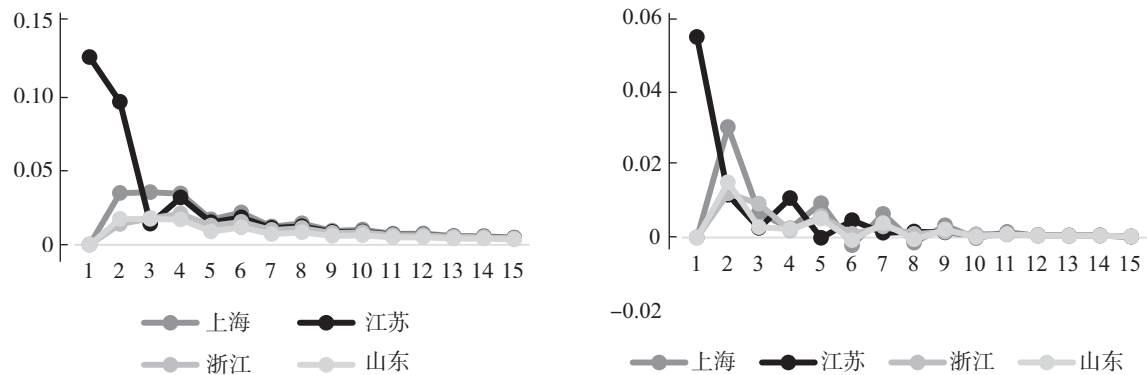


图 12 冲击源：江苏 *lndebt*——响应：*TFP*（左），*industry*（右）

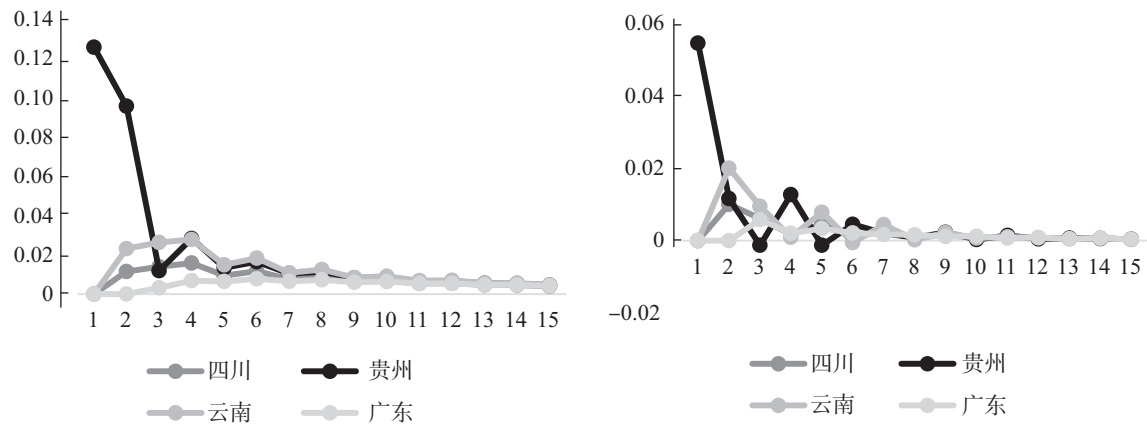


图 13 冲击源：贵州 *lndebt*——响应：*TFP*（左），*industry*（右）

### 六、结论与政策建议

本文从当前中国地方政府大力举债发展经济和区

域经济发展极化现象并存的事实出发，结合新增地方政府债务、基础设施存量和人民生活福利水平三者间的经济关系，将其纳入分析框架，并引入地方政府债

务余额作为外生变量,构建一个简略、完整的经济系统,就地方政府债务在区域协调发展中的作用展开研究。实证分析发现:第一,无论是新增地方政府债务,还是存量地方政府债务,均会影响本地区和邻近地区的基础设施存量水平、经济发展质量和居民收入水平,且地方政府间的恶性竞争、违规使用债务资金等现象,会导致地方政府债务经济效应的时空异质性。第二,面对某地区的举债冲击,其邻近地区会采取不同的举债行为,基础设施存量水平、经济发展质量和居民生活水平也都会产生不同的响应,响应具有不确定性,最终都会逐渐趋于平稳。第三,地方政府债务的经济效应存在区域间差异,如江苏省地方政府债务的经济效应和辐射能力均强于贵州省。可见,地方政府债务时空分布和冲击在新增地方政府债务、基础设施存量和人民生活福利水平之间的时空传导效应的共同作用下,区域经济未能实现彼此协同促进、共同发展,区域经济协调发展任重道远。基于此,我们提出以下完善地方政府债务管理、促进区域协调发展的政策建议:

第一,改革地方政府债券发行额度分配制度,增加区域发展系数因素,治理因债务资金使用而进一步推动区域经济社会发展极化的现象,不断缩小区域发展差距,实现经济社会协调发展目标。在财政部现行新增地方政府债券额度分配公式中,增加区域发展系数因素,在全国整体债务风险可控的前提下,适度增加中西部地区、东北地区的发债额度,加强债务资金使用绩效管理,强化审计、整改监督和违规处罚力度,再配合国债转贷、转移支付等政策工具,治理因债务资金使用而导致的区域发展差距扩大的状况,推动新时代区域经济社会协调发展。

第二,运用地方政府债券资金支持国家重点区域发展战略,推动区域合作上新台阶,抑制区域恶性竞争。在“十四五”期间,我国将实施京津冀协同发展、长三角一体化、粤港澳大湾区建设、长江经济带发展、黄河流域生态保护和高质量发展等重点区域发

展战略,在地方政府债券资金安排中,可重点安排上述领域中的区域合作项目,推动区域基础设施、环境保护、产业园区建设等合作项目健康发展,形成区域中经济社会关系密切的都市圈、城市群,发挥各个区域的资源优势,促进区域间相互协调、配合,产生合力,共同发展,京津冀、粤港澳大湾区等重点区域,能够引领全国区域发展,在全球范围内配置资源,推动科技创新和高质量发展,实现合作共赢的目标。在地方政府债券管理中,设置资金用于重点区域合作项目的比例等考核指标,并将其对区域经济协调发展的贡献,纳入项目绩效评价范围。同时,推动区域合作的制度、法律建设,为债务资金推动区域协调发展提供持续支持。从而以推动区域合作方式尽可能压缩争夺税源、盲目建设、重复建设、产业结构趋同、互挖人才等区域恶性竞争现象存在的空间。

第三,化解存量债务,警惕区域性地区的债务风险。一方面,西部和东北地区有些省份债务风险较高,有些省份在2016年就已突破了财政部划定的债务率100%的红线。对这类地区需要加强债务风险监测与指导,通过增加中央及省级转移支付、处置部分国有资产、债务调整等方式,降低债务率水平,缓解近期还本付息的压力,保持地方经济社会发展的可持续性,防止出现区域性债务风险。对已出现的个别城市财政重整的案例高度关注,发挥其警示效应。另一方面,江苏、广东、浙江等发达地区地方政府债务存量规模大,因地方财政财力雄厚,因而地方政府负债率、债务率水平较低,都在安全线以内,但也不能认为高枕无忧。地方政府债券目前期限最长的可达30年,近年来各地区专项债券发行的期限逐步在拉长。有些20、30年期的债券项目,采取前19年或29年付息,最后一年还本的方式,未来潜在的风险较大。现在财政经济状况较好的地区,并不意味着20、30年后财政经济状况依然良好,能保证债券按期还本付息。需要在发债资料审核、发债限额分配等方面,采取相应的防范措施。

## 参考文献

- [1] 习近平. 推动形成优势互补高质量发展的区域经济布局 [J]. 求是, 2019 (24): 4-9.
- [2] 殷剑峰, 王蒋姜, 麦丽斯. 我国地方政府债务的区域不平衡问题研究 [R]. NIFD 季报, 2020. 02.
- [3] Qu X, Xu Z, Zhu J. Local Government Debt and Regional Competition in China [J]. SSRN Electronic Journal, 2019, 1: 1-49.
- [4] Eaton J. Sovereign Debt: A Primer [J]. World Bank Economic Review, 1993 (7): 137-172.

- [5] Afonso A, Agnello L, Furceri D. Fiscal Policy Responsiveness, and Discretion [J]. *Public Choice*, 2010, 145 (3): 503-530.
- [6] 贾俊雪, 郭庆旺. 财政规则、经济增长与政府债务规模 [J]. *世界经济*, 2011 (1): 73-92.
- [7] 范剑勇, 莫家伟. 地方债务、土地市场与地区工业增长 [J]. *经济研究*, 2014 (1): 41-55.
- [8] 崔智星, 胡志勇, 姜枫. 地方政府专项债经济增长效应的实证研究 [J]. *财政科学*, 2021 (1): 52-62.
- [9] 程宇丹, 龚六堂. 政府债务对经济增长的影响及作用渠道 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2014 (12): 22-37.
- [10] Grobóty M. Government Debt and Growth: The Role of Liquidity [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2018, 83 (C): 1-22.
- [11] 刁伟涛. 债务率、偿债压力与地方债务的经济增长效应 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2017 (3): 59-77.
- [12] 孙焯, 韩哲. 我国地方政府债务对区域经济增长的影响机制研究 [J]. *数量经济研究*, 2019 (4): 104-126.
- [13] Cochrane J H. Understanding Policy in the Great Recession: Some Unpleasant Fiscal Arithmetic [J]. *European Economic Review*, 2011, 55 (1): 2-30.
- [14] 刘蓉, 李娜. 地方债务密集度攀升的乘数和双重挤出效应研究 [J]. *管理世界*, 2021 (3): 51-66, 160.
- [15] Turnovsky S J, Fisher W H. The Composition of Government Expenditure and Its Consequences for Macroeconomic Performance [J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1995, 19: 747-786.
- [16] 秦士坤, 王雅龄, 杨晓雯. 政策创新扩散与PPP空间分布 [J]. *财贸经济*, 2021 (10): 70-86.
- [17] Reinhart C M, Rogoff K S. Growth in a Time of Debt [J]. *The American Economic Review*, 2010, 100 (2): 73-578.
- [18] Baum A, Westphal C C, Rother P. Debt and Growth: New Evidence for the Euro Area [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2013, 32: 809-821.
- [19] Brida J G, Gómez D M, Seijas M N. Debt and Growth: A Non-parametric Approach [J]. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 2017, 486: 883-894.
- [20] Zhao R B, Tian Y X, Lei A, Francis Boadu, ZeRen. The Effect of Local Government Debt on Regional Economic Growth in China: A Nonlinear Relationship Approach [J]. *Sustainability*, 2019, 11 (11): 3065-3087.
- [21] Eberhardt M, Presbitero A F. Public Debt and Growth: Heterogeneity and Nonlinearity [J]. *Journal of International Economics*, 2015, 97 (1): 45-58.
- [22] 徐长生, 程琳, 庄佳强. 地方债务对地区经济增长的影响与机制——基于面板分位数模型的分析 [J]. *经济学家*, 2016 (5): 77-86.
- [23] 吕健. 地方债务对经济增长的影响分析——基于流动性的视角 [J]. *中国工业经济*, 2015 (11): 16-31.
- [24] 毛捷, 黄春元. 地方债务、区域差异与经济增长——基于中国地级市数据的验证 [J]. *金融研究*, 2018 (5): 1-19.
- [25] 韩健, 程宇丹. 地方政府债务规模对经济增长的阈值效应及其区域差异 [J]. *中国软科学*, 2018 (9): 104-112.
- [26] 陈强, 叶阿忠. 股市收益、收益波动与中国城镇居民消费行为 [J]. *经济学(季刊)*, 2009 (4): 995-1012.
- [27] 郑万吉, 叶阿忠. 城乡收入差距、产业结构升级与经济增长——基于半参数空间面板VAR模型的研究 [J]. *经济学家*, 2015 (10): 61-67.
- [28] 陈丛波, 叶阿忠. 数字经济、创新能力与区域经济韧性 [J]. *统计与决策*, 2021 (17): 10-15.
- [29] 罗富政, 罗能生. 政府竞争、市场集聚与区域经济协调发展 [J]. *中国软科学*, 2019 (9): 93-107.
- [30] 金戈. 中国基础设施资本存量估算 [J]. *经济研究*, 2012 (4): 4-14, 100.
- [31] 胡李鹏, 樊纲, 徐建国. 中国基础设施存量的再测算 [J]. *经济研究*, 2016 (8): 172-186.
- [32] Movshuk O. The Reliability of China's Growth Figures: A Survey of Recent Statistical Controversies [J]. *Journal of Econometric Study of Northeast Asia*, 2002, 1: 31-45.
- [33] Sutton P C, Costanza R. Global Estimates of Market and Non-market Values Derived from Nighttime Satellite Imagery, Land Cover, and Ecosystem Service Valuation [J]. *Ecological Economics*, 2002, 41 (3): 509-527.
- [34] 王韧, 刘柳巧, 刘于萍. 地方政府债务负担会阻碍区域经济一体化吗? ——城市群视角的异质性诊断 [J]. *财政研究*, 2021 (5): 70-84.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)



# 政府间专项转移支付、劳动收入份额与共同富裕

Inter-government Earmarked Fiscal Transfer, Labor Share and Common Prosperity

唐盟

TANG Meng

**[摘要]** 作为再分配调节机制的主要手段之一, 政府间转移支付在实现发展成果由人民共享方面起到重要作用。笔者利用 1999—2007 年中国工业企业数据库以及地市财政转移支付数据, 系统性考察了中央对地方专项转移支付对劳动收入份额的影响, 实证分析指出, 专项转移支付占 GDP 之比每提高 1 个百分点, 工业企业劳动收入份额平均下降 0.747 个百分点, 政府转移支付规模扩大显著阻碍了劳动收入份额提升, 并且这一结论在稳健性检验中均保持稳健。机制分析进一步得出, 一方面, 转移支付显著提高了资本要素的回报率, 因此使得企业扩大固定资产投资, 更偏向资本增强型技术进步; 另一方面, 转移支付也进一步削弱了劳动者的议价能力。最后, 异质性分析结果表明, 发展当地消费服务业能够有效缓解这一影响。

**[关键词]** 转移支付 劳动收入份额 共同富裕

**[中图分类号]** F812.7 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 06-0027-15

**Abstract:** As one of pivotal means in redistribution mechanism, inter-government transfer plays an important role in sharing the development achievement by people from different region across China. Using Annual Survey of Industrial Enterprise and fiscal transfer data from 1999 to 2007, this paper systematically discusses how the fiscal transfer from central to local governments reshape the enterprises' labor share (ELS). This paper demonstrates that when the ratio of earmarked transfer to GDP increases a percentage point, the ELS would decrease by 0.747 percentage points, which means the inter-government transfer significantly blocks the rising of ELS, and the results remain robust within a series of tests. The mechanism analysis shows that although the fiscal transfer's influence to the financing cost is trivial, it improves the ROA and hence leading to expansion of investment on fixed asset and capital-enhanced technology development. Besides, the fiscal transfer also empowers the monopsony in labor market. Finally, the heterogeneous result illustrates that the development of consumer-service sector may mitigate the negative effect of fiscal transfer.

**Key words:** Fiscal transfer Labor share Common prosperity

**[收稿日期]** 2022-12-13

**[作者简介]** 唐盟, 男, 1996年9月生, 上海交通大学安泰经济与管理学院博士研究生, 研究方向为财政理论与政策, 联系方式为 tangmeng8304@sina.com。

**[基金项目]** 国家自然科学基金重点项目“我国小城镇的转型发展与治理研究”(项目编号: 71834005); 国家社会科学基金重大项目“深入实施区域协调发展战略研究”(项目编号: 2021MZD011)。

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

收入分配是民生之源,是改善民生、实现发展成果由人民共享最重要、最直接的方式。然而,在不断推动高质量发展的同时,需要正视我国收入分配差距仍然较大、发展不平衡不充分仍然突出的问题,因此,党的二十大报告指出,要规范收入分配秩序,规范财富积累机制。而作为收入分配的一项重要指标,提高劳动收入份额有利于改善初次分配不平等,缩小收入差距。从测算数据来看,Piketty等(2019)<sup>[1]</sup>通过综合各类微观调查数据、企业家财富排行和国民经济核算数据测算指出,改革开放初期中国的收入不平等水平与北欧国家相当,而近年来已经逐渐接近美国,同时Karabarbounis和Neiman(2014)<sup>[2]</sup>也利用OECD数据计算指出,在全球排名前八位的经济体中,中国的劳动收入份额降幅最大。根据全国与各省投入产出表显示<sup>①</sup>,2002年制造业产品部门的劳动者报酬占增加值的比重,即劳动收入份额为39.3%,在2007年下降至32.3%,而在2017年又再次恢复到38.6%。但这一指标在不同地区间存在异质性,2017年,中西部地区的劳动收入份额平均仅有31.6%,而东部沿海发达地区平均达37.8%<sup>②</sup>。

劳动收入份额在实现共同富裕目标当中起到重要作用,但以往研究并未考虑政府间转移支付这一区域再平衡政策对当地劳动收入份额的影响。自2003年以来,中央进一步扩大对中西部地区的政府间转移支付规模(陆铭和向宽虎,2014<sup>[3]</sup>),这在一定程度上降低了不同地区间的经济总量差距。但在降低区域间发展差距的同时,区域再平衡政策也可能会加大政策目的地内部的分化(向宽虎和陆铭,2022<sup>[4]</sup>),进一步恶化欠发达地区的收入不平等情况。一直以来,转移支付在我国区域发展战略中占据非常重要的地位,中央对中西部地区财政转移支付规模持续扩张,2020年已达66 943.26亿元,占全年GDP的6.6%,然而,现有文献却鲜有讨论以转移支付驱动的发展模式所伴生的收入分配关系。

从一般性转移支付和专项转移支付的对比来看,一般性转移支付通常采取“因素法”分配,从而推动区域间财力均等化,主要针对提升地方政府的基本公共服务供给能力。而专项转移支付更侧重改善欠发

达地区的基础设施建设以拉动投资(刘畅和马光荣,2015<sup>[5]</sup>)。而一方面投资驱动的增长模式会提高资本对劳动的可替代性,另一方面在户籍障碍的制度背景下,劳动力难以通过人口流动的形式避免投资型增长对本地劳动力回报的负面冲击,因此,虽然专项转移支付有利于欠发达地区的整体性增长,但可能加剧了地区内部的分化程度。

通过相关宏观微观数据,本文实证分析了中央对地方转移支付如何影响当地的劳动收入份额,具体进行了如下工作:(1)基准回归结果发现,专项转移支付占GDP之比每提高1个百分点,企业劳动收入份额平均下降0.747个百分点,专项转移支付显著阻碍了劳动收入份额提升,并且这一结论在稳健性检验中均保持稳健。(2)机制分析进一步得出,专项转移支付虽然并未显著影响资本成本,却显著提高了资本要素的回报率,因此使得企业扩大固定资产投资,更偏向资本增强型技术进步,以及削弱了劳动者的工资谈判力量。(3)异质性分析结果表明,消费服务业发展可以有效缓解专项转移支付对劳动收入份额的负面影响。

本文主要对以下两方面文献作出边际贡献:其一是关于劳动收入份额变迁与劳动和资本要素相对供需关系的文献。现有文献从技术进步(Klump等,2007<sup>[6]</sup>;黄先海和徐圣,2009<sup>[7]</sup>;Autor和Salamons,2018<sup>[8]</sup>;Acemoglu和Restrepo,2018<sup>[9]</sup>;郭凯明,2019<sup>[10]</sup>)、产业结构转型(白重恩和钱震杰,2010<sup>[11]</sup>;钱晓焯和迟巍,2011<sup>[12]</sup>)、城乡结构变迁(李稻葵等,2009<sup>[13]</sup>;姜磊和郭玉清,2012<sup>[14]</sup>;姜磊等,2014<sup>[15]</sup>)、私有化改革(翁杰和周礼,2010<sup>[16]</sup>;周明海等,2010<sup>[17]</sup>;伍山林,2011<sup>[18]</sup>;Berkowitz等,2017<sup>[19]</sup>)、市场结构(Autor等,2020<sup>[20]</sup>;Kehrig和Vincent,2021<sup>[21]</sup>;Barkai,2020<sup>[22]</sup>;Han和Pyun,2021<sup>[23]</sup>;陆雪琴和田磊,2020<sup>[24]</sup>)、劳动者议价能力(Bental和Demougin,2010<sup>[25]</sup>;Kristal,2010<sup>[26]</sup>;Brooks等,2021a<sup>[27]</sup>;Brooks等,2021b<sup>[28]</sup>;Yeh等,2022<sup>[29]</sup>;Cauvel和Pacitti,2022<sup>[30]</sup>;文雁兵和陆雪琴,2018<sup>[31]</sup>;柏培文和杨志才,2019<sup>[32]</sup>)和融资约束(汪伟等,2013<sup>[33]</sup>;陈斌开和陆铭,2016<sup>[34]</sup>;董丰等,2020<sup>[35]</sup>)等方面考察了各类经济因素如何通过改变劳动与资本要素的相

① 投入产出表中的增加值数据主要来自于当年的国民经济核算资料,而具体构成则根据有关统计、会计、业务等调查资料进行处理计算,计算方式包括生产法和收入法等,具体过程可参考《中国经济普查年度国内生产总值核算方法》2007年版。

② 东部沿海发达地区包括北京、天津、山东、浙江、上海、江苏、福建和广东,其他地区为中西部地区,海南未纳入上述统计。

对供需关系来影响劳动收入份额。其二是关于区域发展政策影响政策目的地内部分化的文献。部分文献主要关注产业园区建设对当地就业的政策效应 (Neumark 和 Kolko, 2010<sup>[36]</sup>; Freedman, 2013<sup>[37]</sup>; Gobillon 等, 2012<sup>[38]</sup>; Zheng, 2021<sup>[39]</sup>)。而具体到转移支付而言, 雷根强等 (2015)<sup>[40]</sup> 的研究表明, 转移支付增长进一步扩大了当地的城乡收入差距, 同时, 马光荣和孟源祎 (2022)<sup>[41]</sup> 指出转移支付可能通过资本化效应加剧了当地的福利分化。本文侧重转移支付对于当地制造业企业劳动收入份额的影响, 从而进一步讨论转移支付如何影响当地劳动力市场的收入分配结构。

本文研究的边际贡献主要体现在以下两个方面: 其一, 从资本回报、投资行为与技术进步偏向、劳动力市场垄断等方面实证检验了转移支付作用于劳动收入份额的具体机制, 从劳动力市场的收入分配结构角度, 为理解转移支付如何影响政策目的地内部分化提供一个实证支点。其二, 进一步讨论了转移支付对劳动收入份额的影响异质性, 从而有助于探讨保障劳动收入份额稳定在合理区间的政策与制度设计, 也为转移支付如何改善当地收入差距提供建议与参考。

本文后续结构安排如下: 第二部分是理论分析; 第三部分是数据、变量和研究设计的相关说明; 第四部分是实证结果及分析; 第五部分是本文的主要结论与政策建议。

## 二、理论分析

我国转移支付总体上可以分为一般性转移支付和专项转移支付两类。一般性转移支付主要遵照“基本公共服务均等化”的原则, 按照“因素法”, 即综合一系列社会经济因素的测算结果, 向财政收入不足的欠发达地区补充财政资金。而卢洪友和陈思霞 (2012)<sup>[42]</sup> 指出, 一般性转移支付具有明显的“亲穷”特征, 即经济发展越不发达的地区一般性转移支付往往越多, 但专项转移支付的执行与“区域公平”原则存在一定的偏差。与一般性转移支付主要补充地方政府的财力相比, 专项转移支付更针对欠发达地区的大型基础设施建设, 如公路、铁路、电力设施、用水设施等。以 2018 年中央财政决算为例<sup>①</sup>,

专项转移支付的基本建设支出为 4 108.67 亿元, 仅此一项即占当年专项转移支付总额的 17.9%, 若进一步考虑纳入其他相关支出, 如交通建设相关补助<sup>②</sup>, 则占比进一步提升至 32.3%, 而这一比例也仅是相对保守的不完全估计, 且尚未考虑省级政府对地市政府专项补助的部分。由此可见, 专项转移支付对于地方基础设施建设存在重要的财力支撑作用。因此本文也主要使用专项转移支付的变化情况来考察其对当地劳动收入份额的影响。

另外, 从统计描述来看, 相对一般转移支付而言, 专项转移支付也对劳动收入份额提升的负面作用相对更大。在图 1 中<sup>③</sup>, 基于 2015 年“全国税收调查”中的制造业企业微观数据计算了各地市的劳动收入份额, 并与各地市 2015 年政府信息公开披露的转移支付数据绘制散点图。可以发现, 两类转移支付与劳动收入份额皆呈现出负相关关系, 同时, 从拟合线的斜率比较来看, 专项转移支付更容易抑制劳动收入份额提升。

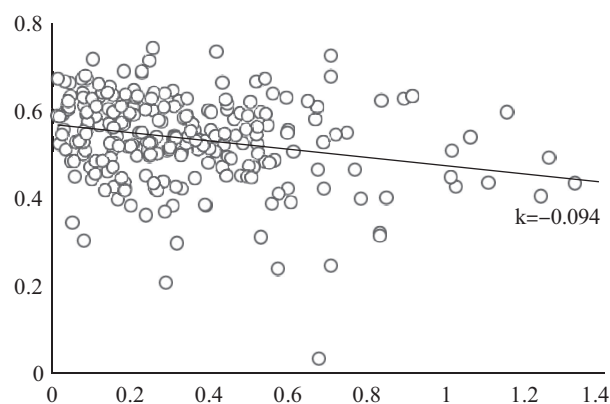


图 1A 一般转移支付与劳动收入份额散点图

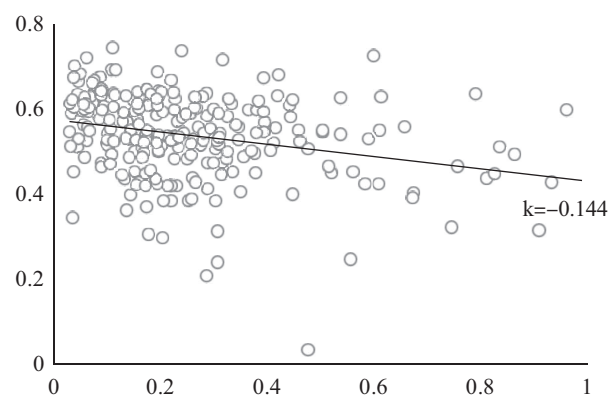


图 1B 专项转移支付与劳动收入份额散点图

① 数据来源于财政部官方网站, 且为排除新冠疫情的影响, 采用 2018 年的决算数据。

② 此处交通建设相关补助具体为“车辆购置税收入补助地方”和“政府还贷二级公路取消收费后补助资金”。

③ 图 1 的数据也同样表明, 本文后续的研究结论并未随着时间变化有较大改变, 因此在样本期内的实证观察仍然有较强的政策含义。

专项转移支付对劳动收入份额的影响主要取决于其对资本和劳动要素相对关系的作用。从资本要素来看,专项转移支付有利于当地基础设施建设,而由于资本可以自由流动,基础设施水平提高会进一步提升资本回报率,从而吸引资本要素流入,这一机制在微观企业方面则可能具体表现为资本偏向型技术进步和固定资产投资扩张。而在资本深化的同时,企业也降低了对劳动力要素的相对需求,从而可能使得劳动力市场的买方力量增强。从劳动力要素的角度看,若劳动力得以自由流动,则在本地劳动力需求下降的背景下,劳动力可以选择迁移到其他地区就业以应对劳动力买方市场,具体而言,在本地工资谈判中,劳动力不接受本地聘用的保留效用水平会更高,因此本地企业可能仍然需要支付足够的劳动报酬。但如果存在人口流动障碍,一方面劳动力无法利用人口流动影响工资谈判,另一方面劳动力需求下降会加剧就业竞争,因而在缺乏工资议价能力的条件下,劳动力只能选择接受相对较低的劳动力回报。综上所述,专项转移支付可能并不利于劳动收入份额的稳步提升,从而加剧了受资助地区的内部分化。具体如图2所示。

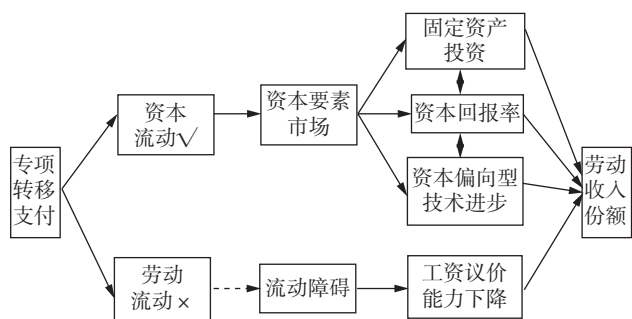


图2 逻辑框架示意图

### 三、数据与模型

#### (一) 数据来源

本文使用的数据分为1999—2007年地市宏观数据和企业微观数据两个部分<sup>①</sup>。宏观数据中的财政税收相关变量来自《中国地市县财政统计资料》，其他社会经济变量来自《中国县域统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》。企业微观数据主要使用了中国工业企业数据库，删除销售额（产品销售收入）小

于等于0的，职工人数小于8人的，总资产小于流动资产、总资产小于固定资产净值或者累计折旧小于当年折旧的，以及删除实收资本和资本小于等于0的观察值，删除企业所在地为北京、天津、上海、重庆、海南、西藏、新疆等省份以及自治州和盟的观察值，删除企业所在地发生迁移的观察值。

#### (二) 计量模型

本文的基准回归模型如下：

$$Y_{nit} = \alpha + \beta transfer_{nit} + \gamma X_{it} + \delta X_{nt} + \sigma_i + \tau_t + \varepsilon_{nit} \quad (1)$$

其中： $Y_{nit}$ 为本文所关心的各项被解释变量，其中基准回归的被解释变量为企业劳动收入份额；下角标*i*代表企业，*n*代表所在地市，*t*代表年份； $transfer_{nit}$ 是核心解释变量，即专项转移支付占GDP之比； $X_{it}$ 和 $X_{nt}$ 分别代表企业和地市相关控制变量，具体可见描述性统计部分； $\sigma_i$ 表示企业固定效应； $\tau_t$ 为年份固定效应； $\varepsilon_{nit}$ 为误差项； $\alpha$ 为常数项。回归结果采取聚类标准误，聚类至“地市×年份”层面，核心变量和企业连续型控制变量皆在上下1%分位数处截尾。

#### (三) 变量构建

本文的核心变量构建如下：

##### 1. 企业劳动收入份额。

参考钱震杰和朱晓冬（2013）<sup>[43]</sup>关于中国工业企业数据库的收入法增加值计算过程，计算如下：

$$\text{劳动收入份额} = \frac{\text{劳动者报酬}}{\text{当年折旧} + \text{劳动者报酬} + \text{营业盈余} + \text{生产税净额}}$$

其中由于数据限制，劳动者报酬只包括本年应付福利费和本年应付工资总额，同时根据国家统计局国民经济核算司（2007）<sup>[44]</sup>的分行业估算结果，考虑销售费用、管理费用和财务费用中未列明的，但应核算为劳动者报酬、营业盈余和生产税净额的增加值项目，在上述类费用之和中取固定比例分别计入劳动者报酬、营业盈余和生产税净额。另外利用钱震杰和朱晓冬（2013）<sup>[43]</sup>提出的以企业总产值为分解基础的劳动收入份额指标，以及中国工业企业数据库生产法增加值计算的劳动收入份额指标作为稳健性检验。上述指标均剔除0到1区间以外的观察值。

##### 2. 专项转移支付占GDP之比。

专项转移支付取自《中国地市县财政统计资料》

<sup>①</sup> 由于中国工业企业数据库在2008年及其后缺乏计算劳动收入份额的必要变量，故样本期设定为1999—2007年。而在前文已指出，中西部地区的劳动收入份额在2017年仍然远低于东部沿海地区，甚至低于2007年的全国水平，因此在样本期内的实证观察仍然有较强的政策含义。

的“专项补助”所列数值，地区 GDP 指标则来自《中国区域经济统计年鉴》，本文同样讨论了转移支付总量占 GDP 之比以及一般性转移支付占 GDP 之比。其中，转移支付包括一般性财政预算当中的一般性转移支付（或称财力性转移支付），包括均衡性转移支付、原体制补助、民族地区转移支付补助、调整工资转移支付补助、农村税费改革转移支付补助、取消农业特产税与降低农业税税率转移支付补助、缓解县乡财政困难转移支付补助、农村义务教育补助、增发国债补助、结算补助和企事业单位预算划转补助等，以及专项转移支付。从转移支付分类来看，一般性转移支付主要用于补充地方政府的自有财力，因此一般性转移支付资金可能更多用于政府部门开支或教育、医疗、社会保障等基本公共

服务，而专项转移支付则更倾向于推动当地经济增长，尤其是在早期以投资驱动为主导的增长模式下，专项转移支付更侧重基础设施建设以拉动投资，这一点也得到了刘畅和马光荣（2015）<sup>[5]</sup>以及马光荣等（2016）<sup>[45]</sup>的实证支持。

### 3. 控制变量。

本文的地市控制变量主要考虑当地的社会经济特征，经济特征则包括人均财政支出对数、人均 GDP 对数、人均城镇在岗职工工资对数、固定资产投资与 GDP 之比、第二产业生产总值占地区 GDP 之比、消费零售总额与 GDP 之比等。企业控制变量包括企业总资产对数、企业年龄对数、企业杠杆率、资产回报率、员工数量对数、补助收入对数、是否出口以及是否为国有控股企业等。

表 1 描述性统计

变量	均值	方差	最小值	最大值
专项转移支付占 GDP 之比	0.009	0.009	0.001	0.051
人均财政支出对数	7.326	0.894	4.972	10.427
人均 GDP 对数	0.68	0.878	-1.829	3.446
人均城镇在岗职工工资对数	9.67	0.474	5.708	10.945
固定资产投资与 GDP 之比	0.401	0.147	0.000	1.140
第二产业生产总值占地区 GDP 之比	0.518	0.219	0.143	5.531
消费零售总额与 GDP 之比	0.336	0.084	0.077	1.782
劳动收入份额	0.254	0.191	0.000	1.000
企业总资产对数	9.666	1.313	6.910	13.835
企业年龄对数	1.963	0.87	0.000	3.932
企业杠杆率	0.584	0.275	0.009	1.499
资产回报率	0.058	0.116	-0.209	0.771
员工数量对数	4.778	1.032	2.565	7.858
补助收入对数	0.546	1.668	0.000	8.149
是否出口	0.279	0.449	0.000	1.000
是否为国有控股企业	0.143	0.350	0.000	1.000

注：作者根据资料整理。

## 四、实证分析结果

### （一）基准回归

表 2 汇报了基准回归的结果。可以看出，转移支付显著降低了劳动收入份额，列（2）的结果表明，

专项转移支付占 GDP 之比每提高 1 个百分点，企业劳动收入份额平均显著下降 0.747 个百分点。另外，列（3）~列（5）进一步考虑了“行业-年份”固定效应，以及聚类到地市层面和省层面影响，发现结果依然保持稳健。

表 2 基准回归

	被解释变量：企业劳动收入份额				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
专项转移支付占 GDP 之比	-0.795 *** (0.207)	-0.747 *** (0.209)	-0.709 *** (0.203)	-0.747 *** (0.209)	-0.747 ** (0.320)
资产对数	-0.040 *** (0.001)	-0.039 *** (0.001)	-0.039 *** (0.001)	-0.039 *** (0.002)	-0.039 *** (0.003)
年龄对数	0.001 ** (0.0006)	0.001 ** (0.0006)	0.0004 (0.0006)	0.001 * (0.0007)	0.001 * (0.0007)
杠杆率	0.026 *** (0.001)	0.026 *** (0.001)	0.026 *** (0.001)	0.026 *** (0.002)	0.026 *** (0.003)
资本回报率	-0.382 *** (0.010)	-0.384 *** (0.010)	-0.384 *** (0.010)	-0.384 *** (0.023)	-0.384 *** (0.056)
从业人数对数	0.045 *** (0.001)	0.044 *** (0.001)	0.044 *** (0.001)	0.044 *** (0.001)	0.044 *** (0.002)
补贴收入对数	0.001 *** (0.0001)	0.001 *** (0.0001)	0.001 *** (0.0001)	0.001 *** (0.0002)	0.001 *** (0.0003)
是否出口	-0.0002 (0.001)	-0.0003 (0.001)	-0.0002 (0.001)	-0.0003 (0.001)	-0.0003 (0.001)
是否国企	0.011 *** (0.001)	0.012 *** (0.001)	0.012 *** (0.001)	0.012 *** (0.001)	0.012 *** (0.001)
人均财政支出对数		-0.003 (0.007)	-0.002 (0.006)	-0.003 (0.009)	-0.003 (0.010)
人均 GDP 对数		-0.011 (0.012)	-0.011 (0.012)	-0.011 (0.014)	-0.011 (0.010)
城镇职工工资对数		-0.008 (0.006)	-0.007 (0.006)	-0.008 (0.008)	-0.008 (0.008)
全社会固定资产投资占比		-0.034 *** (0.008)	-0.032 *** (0.008)	-0.034 *** (0.008)	-0.034 ** (0.013)
第二产业生产总值占 GDP 之比		0.003 ** (0.001)	0.003 ** (0.001)	0.003 ** (0.001)	0.003 ** (0.001)
社会消费品零售额占 GDP 之比		0.038 ** (0.017)	0.038 ** (0.017)	0.038 * (0.021)	0.038 (0.023)
常数项	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
行业-年份固定效应	NO	NO	YES	NO	NO
Adjusted R <sup>2</sup>	0.557	0.558	0.559	0.558	0.558
obs	1 223 299	1 202 088	1 202 088	1 202 088	1 202 088
cluster	地市×年份	地市×年份	地市×年份	地市	省份

注：\*代表在10%的显著性水平上显著，\*\*代表在5%的显著性水平上显著，\*\*\*代表在1%的显著性水平上显著，括号内为聚类标准误，系数与标准误四舍五入至小数点后3位数，下同。

表3中进一步考虑指标设定和样本范围的敏感性。列(1)、列(2)考虑劳动收入份额的测算问题，将被解释变量替换为钱震杰和朱晓东(2013)<sup>[43]</sup>

以企业总产值为计算基础的指标以及用生产法测度的指标，分别记为劳动收入份额I与劳动收入份额II，另外，在列(3)、列(4)考察了一般性转移支付和

转移支付总量占 GDP 之比对劳动收入份额的影响。可以看出,列(1)~列(4)变量更换并未对结果产生较大影响。列(5)~列(8)主要考察不同子样本对回归结果的影响,其中列(5)和列(6)分别为市辖区和非市辖区样本,列(7)和列(8)分别为

东部地区和西部地区样本。可以看到,样本企业是否处在市辖区对其受到转移支付影响的差异并不明显,但分地区的结果表明,处在中西部地区的企业受到转移支付影响更大,这也进一步和本文的理论假说相印证。

表 3 稳健性检验 I——敏感性分析

变量	改变被解释变量		改变核心解释变量		区分所在地		区分地区	
	劳动收入份额 I	劳动收入份额 II	一般转移支付占比	总量转移支付占比	市辖区	非市辖区	东部地区	中西部地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
专项转移支付占 GDP 之比	-0.427** (0.178)	-0.789*** (0.281)			-0.705** (0.360)	-0.800*** (0.238)	-0.295 (0.403)	-0.589*** (0.180)
一般转移支付占 GDP 之比			-0.449*** (0.112)					
转移支付占 GDP 之比				-0.463*** (0.089)				
常数项	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adjusted R <sup>2</sup>	0.443	0.565	0.559	0.559	0.563	0.556	0.563	0.539
obs	1 183 630	1 206 653	1 114 498	1 135 668	392 582	807 554	794 430	407 658

(二) 工具变量估计

1. 基于工具变量的基准回归。

虽然在基准回归中已经控制了诸多变量和固定效应以缓解 OLS 估计的偏误,但仍然不可避免地可能存在一些内生性问题,如上级政府可能对劳动收入份额较低的地区批准更多专项转移支付,即互为因果问题,再如劳动收入份额较低的地方政府可能存在较大激励来争取上级政府的专项转移支付,即遗漏变量问题,因此本文采用双重差分形式的工具变量来讨论回归模型潜在的内生性。

已有部分文献(赵永辉等,2019<sup>[46]</sup>;陈晓光,2016<sup>[47]</sup>;Chen,2017<sup>[48]</sup>)表明,政府的财政压力是提高当地税收努力的原因之一。从转移支付的角度而言,在下级政府竞争性申请上级专项转移支付的机制

下,财政压力加重也可能迫使下级政府扩大竞争专项转移支付的努力<sup>①</sup>,从而获得更多转移支付收入,因此,本文利用 2002 年的所得税分享改革的外生冲击,构建专项转移支付的工具变量。2001 年年底,国务院颁布《关于印发所得税收入分享改革方案的通知》(国发[2001]37号),规定自 2002 年 1 月 1 日开始实施中央与地方政府增量分成所得税,即对 2002 年之后所得税收入超过原有收入基数的部分进行分成,而原有收入基数以所得税税收返还的形式回到地方财政中。根据相关政策规定,参考陈晓光(2016)<sup>[47]</sup>、Chen(2017)<sup>[48]</sup>和陈思霞等(2017)<sup>[49]</sup>的做法,利用地方受到所得税改革冲击的差异作为识别策略,即利用改革前(1999—2001年)的所得税均值与财政收入均值之比,与改革后(2002—2007年)的所得

① 这里可能涉及下级政府的努力成本与转移支付潜在收益两方面的权衡问题,但从具体工作而言,下级政府的努力成本可能主要包括相关申请资料的准备、下级政府官员来往北京或当地省会的时间精力,乃至和上级政府部门官员的人情往来等,但与转移支付的潜在收益相比,这些努力成本应当是微不足道的。另外,亦有一种可能是因为财政压力的外生冲击使得中央政府给予当地更多的转移支付补偿,但从实践经验来看,诸如“跑部钱进”之类的现象都表明专项资金需要地方官员“靠跑靠要”,而非因为财政状况不佳就能获得额外资金。当然,由于数据限制,本文无法充分讨论这一点,但即便这一逻辑成立,也并不影响所得税冲击作为工具变量的合理性。

税均值与所得税返还均值之和与财政收入均值之比作差，来构建双重差分工具变量，具体如下：

$$\text{所得税冲击} = \frac{\text{所得税}_{99-01}}{\text{财政收入均值}_{99-01}} - \frac{\text{所得税}_{02-07} + \text{所得税税收返还}_{02-07}}{\text{财政收入均值}_{02-07}}$$

可以看出，所得税冲击指标越大，证明当地财政受到改革冲击越强烈。利用这一指标进而构建如下工具变量估计方程：

$$transfer_{it} = c + \vartheta Treat_n \times Post02_t + \mu X_{it} + \sigma_n + \tau_t + \tau_{it} \quad (2)$$

$$Y_{nit} = \alpha + \beta \widehat{transfer}_{nit} + \gamma X_{it} + \delta X_{it} + \sigma_i + \tau_t + \varepsilon_{nit} \quad (3)$$

其中： $Treat_n$  为上述所得税冲击指标； $Post02_t$  为年份虚拟变量，2002 年及之后赋值为 1，其他为 0； $\widehat{transfer}_{nit}$  为第一阶段估计的拟合值。在进行工具变量估计之前，首先考察一阶段双重差分法的适用性。图 3 中展示了利用事件研究法使用所得税冲击对专项转移支付的回归结果，可以看出：在改革前，专项转移支付在不同地区并未存在显著差异；而在 2002 年之后，所得税冲击较大的地区争取到了更多专项转移支付。图示结果表明一阶段双重差分法满足平行趋势假设。

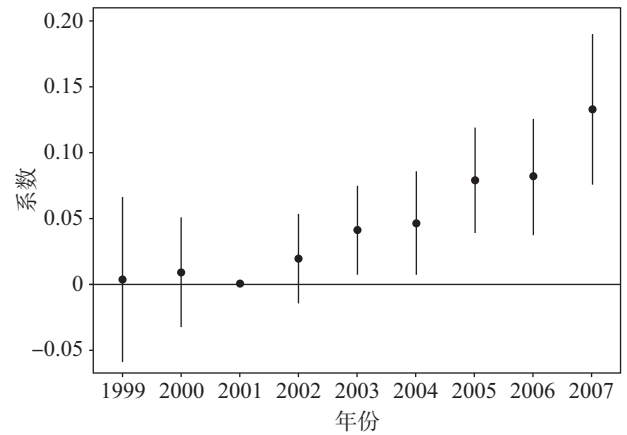


图 3 所得税冲击平行趋势检验

从表 4 中可以看出，列 (1) 直接采用所得税冲击指标作为强度双重差分能够产生更大的变异 (variation)，因此一阶段估计在 1% 的显著性水平上显著，而在列 (2) 将所得税冲击按是否大于 0 来构成一个虚拟变量，发现由于变异缩小，显著性水平有所降低，但两种做法的  $F$  值都大于 10，这说明工具变量具有较强的相关性。列 (3)、列 (4) 分别展示了两种做法的二阶段估计，相比于列 (5) 的 OLS 估计结果而言，工具变量法的估计系数有所膨胀，但仍然显著为负，与 OLS 估计保持一致，这说明本文的基准回归具有稳健性。

表 4 稳健性检验 II——IV 估计

变量	一阶段估计		IV 估计		OLS 估计
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
所得税冲击×post2002	0.062 *** (0.020)	0.002 * (0.001)			
专项转移支付占 GDP 之比			-1.082 ** (0.466)	-3.332 ** (1.330)	-0.747 *** (0.209)
常数项	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
F 值	11.37	13.17	—	—	—
Adjusted R <sup>2</sup>	0.911	0.911	0.558	0.558	0.558
obs	1 202 088	1 202 088	1 202 088	1 202 088	1 202 088

## 2. 工具变量的合理性讨论。

首先，陈思霞等 (2017)<sup>[49]</sup> 的分析结果表明，所得税分享改革有利于地区经济增长，同时也会使得地方政府推进房地产业的发展。另外，所得税征管可

能也会影响到企业债务 (刘行等, 2017<sup>[50]</sup>) 以及劳动增加值 (李明等, 2018<sup>[51]</sup>)，这些因素有可能对劳动收入份额同样产生影响。而在基准回归中，控制人均 GDP 水平、投资占 GDP 之比等相关宏观变量，以



及企业杠杆率、资本回报率等相关微观变量能够较好地解决此类因素对工具变量排他性的威胁。

另外，杜鹏程等（2021）<sup>[52]</sup>指出，所得税分享改革将企业按照成立年份划分为不同税务局管辖，因此通过断点回归实证分析表明，强化税收征管有利于劳动收入份额的提升。首先，在基准回归中，控制企业年龄变量可以相对减轻不同税务部门征管对劳动收入份额的潜在影响。其次，在表5中列（1）、列（2）进一步纳入了企业的所得税有效税率，以直接分析企业纳税对于回归结果的影响，以及在列（3）、列（4）考察了征管部门与年份的交互效应，以控制不同税务部门征管的动态影响。实证结果表明，这两类做法均没有改变原有结论，因此，税收征管对于工具变量估计和基准回归结果的潜在干扰并不严重。

表5 IV估计的潜在问题II——税收征管

变量	OLS	IV	OLS	IV
	(1)	(2)	(3)	(4)
专项转移支付占GDP之比	-0.774*** (0.210)	-1.038** (0.462)	-0.705*** (0.209)	-1.034** (0.464)
所得税率	-0.061*** (0.002)	-0.061*** (0.002)		
常数项	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES
国税征管-年份固定效应	NO	NO	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
Adjusted R <sup>2</sup>	0.566	0.566	0.558	0.558
obs	1 145 127	1 145 127	1 202 088	1 202 088

### 3. 企业的进入与退出。

另外，由于中国工业企业数据库的面板非平衡程度较高，因此在本节考察企业的进入退出情况在基准回归中所产生的可能作用。在表6的列（1）~列

（3）的回归中利用平衡面板数据来探究这一问题，分别保留持续9年、持续8年及以上和持续7年及以上的样本以保障面板数据平衡性，发现这一变动并未改变基准结论。

同时，进一步考察进出企业样本和在库企业样本是否在劳动收入份额方面存在显著的差异。参考马弘等（2013）<sup>[53]</sup>、毛其琳和盛斌（2013）<sup>[54]</sup>的做法，首先构建进出企业样本与在库企业样本的劳动收入份额均值之比，具体如下：

$$\text{劳动收入份额均值之比} = \frac{\text{全数据集内 } t \text{ 年进入(退出)的企业劳动收入份额均值}}{t \text{ 年在库的企业劳动收入份额均值}}$$

其中：定义若企业的开工年份为  $t$  年，即为当年进入企业；定义若企业在数据集中完全退出的年份为  $t$  年，即为当年退出企业。在列（5）、列（6）分别考察了转移支付对劳动收入份额均值之比的影响，结果均不显著，这说明转移支付增长并没有引入劳动收入份额更低的企业或使得劳动收入份额更高的企业离开，也意味着基准结论并非由企业的进出变化而驱动。

最后，额外考虑企业进出相关控制变量的遗漏可能产生的影响，首先计算企业的进入退出率为：

$$\text{企业进入率(退出率)} = \frac{\text{全数据集内 } t \text{ 年进入(退出)的企业对应变量之和}}{t \text{ 年在库的企业对应变量之和}}$$

在列（7）、列（8）控制了进入（退出）企业的企业数量进入率、就业人数进入率、资本规模进入率以及劳动收入份额均值之比，而无论是考虑企业进入或企业退出，均没有对基准结论产生较大影响。这也侧面表明，企业进出动态并非是转移支付影响劳动收入份额的潜在机制。

表6 稳健性检验III——直接考虑样本变动情况

变量	保留一直在库样本			企业进入	企业退出	考虑企业进出控制变量	
	(1)	(2)	(3)	(5)	(6)	(7)	(8)
	持续9年	持续8年及以上	持续7年及以上	劳动收入份额均值之比	劳动收入份额均值之比	控制企业进入变量	控制企业退出变量
专项转移支付占GDP之比	-1.004*** (0.241)	-1.012*** (0.227)	-1.003*** (0.227)	0.069 (0.288)	0.152 (0.397)	-0.484*** (0.186)	-0.651*** (0.223)
常数项	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业进入/退出相关变量	—	—	—	—	—	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

续前表

变量	保留一直在库样本			企业进入	企业退出	考虑企业进出控制变量	
	(1)	(2)	(3)	(5)	(6)	(7)	(8)
	持续9年	持续8年及以上	持续7年及以上	劳动收入份额均值之比	劳动收入份额均值之比	控制企业进入变量	控制企业退出变量
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Adjusted R</i> <sup>2</sup>	0.555	0.552	0.549	0.319	0.189	0.560	0.563
obs	211 186	297 179	413 790	2 293	2 010	1 109 340	1 091 845

### (三) 机制分析

在本节主要讨论转移支付不利于劳动收入份额提升的具体机制，首先讨论转移支付对于融资成本和资本回报的影响，其次考察转移支付对于企业投资行为和创新行为的作用，最后探讨转移支付如何影响劳动力的工资议价能力。

#### 1. 融资成本与资本回报。

陈登科和陈诗一(2018)<sup>[55]</sup>指出，资本劳动相对价格变动是影响劳动收入份额最为直接的因素，而资本劳动相对价格下降显著拉低了中国劳动收入份额。因此，本节主要讨论融资成本和资本回报如何受到转移支付的影响，从而影响当地劳动收入份额。

一方面，转移支付对于融资成本可能具有直接效应，转移支付资金的进入进一步充实当地资本总量；另一方面，转移支付往往具有引致效应，可能有助于其他资本进入，因此转移支付可能通过降低融资成本的方式抑制劳动收入份额的提升。Hau 和 Ouyang (2019)<sup>[56]</sup>指出，由于中国的信贷市场存在市场分割，因此可以通过企业的贷款可得性和企业的利息费用来考察当地的资本短缺(Capital Scarcity)情况。表7

中主要考察了三种变量：贷款可得、利息率和财务费用率。利用企业是否存在长期负债构建贷款可得性变量，贷款可得性越高，意味着当地资本更为充裕。另外，利用利息支出或财务费用与负债规模之比来构建利息率变量，利息率或财务费用率越低，意味着当地资本更为充裕。可以从表7的列(1)~列(3)看出，转移支付并未对融资成本产生显著影响，意味着转移支付可能并非通过充实当地资本的方式来降低企业劳动收入份额。

进一步地，虽然转移支付并未显著影响当地资本数量，但其对基础设施建设等方面的大规模投入可能提高了资本的回报率，因此表7的列(4)、列(5)采用利润与总资本规模之比以及利润与生产经营用固定资本之比来考察资本回报率的情况。回归结果发现，转移支付显著提高了资本回报率，专项转移支付占GDP之比每提高1个百分点，能够提高总资本回报率0.951个百分点，提高生产经营用固定资本回报率1.531个百分点。因此，转移支付主要通过提高资本回报率的方式改变了生产要素之间的相对关系，从而降低了劳动收入份额。

表7 机制分析——资本成本与资本回报率

变量	贷款可得性	利息率	财务费用率	总资本回报率	生产经营资本回报率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
专项转移支付占GDP之比	0.253 (0.316)	0.023 (0.029)	-0.026 (0.036)	0.951 *** (0.163)	1.531 *** (0.511)
常数项	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Adjusted R</i> <sup>2</sup>	0.504	0.468	0.499	0.552	0.469
obs	1 302 110	1 204 361	1 172 534	1 302 110	1 012 534

注：表7的列(4)、列(5)的控制变量并未包含资本回报率。

## 2. 投资行为和技术偏向。

前一小节的实证证据表明，转移支付有利于提高资本回报率，因此企业具备通过资本深化来影响劳动收入份额的动机，本节则具体考察转移支付对于企业投资行为和研发行为的作用。

表8的列(1)、列(2)讨论了企业的固定资本投资情况，采用本年度生产经营用固定资产原值减去上一年度数值作为企业的投资情况，同时根据年度差异是否大于0来构造是否存在投资的虚拟变量。可以看出，转移支付显著提高了企业投资的概率，专项转移支付占GDP之比每提高1个百分点，能够提高企业投资概率的0.951个百分点，同时也显著提高了企业投资规模。

进一步考虑企业资本结构的变动，Tomaskovic-Devey和Lin(2013)<sup>[57]</sup>利用美国数据指出，企业金融化能够解释将近一半的美国1970—2008年劳动收入份额下降，Koh等(2020)<sup>[58]</sup>也指出企业知识产权的资本化是美国劳动收入份额下降的重要成因。而转移支付对资本回报率的积极影响很可能促使企业在扩大自身投资的同时也推动了企业的金融化趋向。由于没有企业金融资产的相关变量，表8的列(3)、列(4)主要考察转移支付对企业无形资产的影响，可以看出，转移支付显著提高了企业拥有无形资产的概率和无形资产绝对规模。

表8 机制分析——投资行为

变量	是否生产经营投资	生产经营投资对数	是否有无形资产	无形资产对数
	(1)	(2)	(3)	(4)
专项转移支付占GDP之比	0.956* (0.563)	6.301* (3.832)	1.843** (0.867)	11.213* (6.333)
常数项	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
Adjusted R <sup>2</sup>	0.279	0.263	0.493	0.521
obs	1 302 108	1 302 108	1 302 035	1 302 035

另外，转移支付对资本回报率的提升也可能强化了企业发展资本偏向型技术的激励，因此使得企业的技术进步方向更不利于劳动收入份额的提升。由于具体数据无法细分企业研发了何种类型的技术，因此只

能观测技术进步对劳动收入份额的净效应，以及转移支付对其产生的影响。表9中主要采用转移支付变量与企业的专利申请情况作为交互项，来考察在不同转移支付相对规模之下，企业研发活动对劳动收入份额的异质性影响。可以看出，无论是采用是否拥有专利的虚拟变量，还是采用专利申请数量对数，企业的研发活动都对劳动收入份额产生了负面影响，同时，这一负面影响存在显著的异质性，即转移支付相对规模越大的地区，企业研发对于劳动收入份额的抑制作用就越强烈，这说明转移支付促进了企业的技术进步更加偏向资本要素。

表9 机制分析——技术进步偏向

变量	是否拥有专利		专利申请对数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
专项转移支付占GDP之比	-0.743*** (0.209)	-0.734*** (0.209)	-0.748*** (0.209)	-0.740*** (0.209)
专利申请变量	-0.012*** (0.002)	-0.008*** (0.003)	-0.002 (0.002)	0.001 (0.002)
专项转移支付占GDP之比×专利申请变量		-0.382* (0.203)		-0.425** (0.198)
常数项	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
Adjusted R <sup>2</sup>	0.558	0.558	0.558	0.558
obs	1 200 962	1 200 962	1 200 962	1 200 962

## 3. 劳动者议价能力。

转移支付能够使政策目的地的社会生产更好参与更大范围的区域分工与竞争(陆铭等, 2004<sup>[59]</sup>), 以及推动市场整合(谢姗和汪卢俊, 2015<sup>[60]</sup>), 但由于劳动力流动障碍的存在, 劳动力市场的整合程度要弱于产品与资本市场的整合程度, 因此一方面转移支付推动市场整合可能提升本地行业内部的市场集中度, 强化本地劳动力市场的买方垄断力量, 另一方面劳动力流动障碍又使得“退出当地市场”无法成为一个劳资谈判中的有效承诺, 因此最终导致劳动者的工资议价能力被削弱, 进而劳动收入份额下降。

在表10中主要考察了转移支付对各地市分行业的劳动者议价能力情况, 考虑到在完全竞争的情况下, 企业的价格加成率(Markup)应当为0, 即零销

售利润，因此本文主要利用劳动要素成本的加成率来度量买方垄断程度，定义劳动要素的加成率 $\mu_{ii}^L$ 为：

$$\mu_{ii}^L = \theta_{ii}^L / \alpha_{ii}^L$$

另外，参考盛丹和陆毅（2017）<sup>[61]</sup>的计算方式，额外计算了劳动力的议价能力 $\beta_{ii}$ ：

$$\tilde{w}_{ii} = \frac{\theta_{ii}^m P_i^m M_{ii}}{\theta_{ii}^m L_{ii}}$$

$$\beta_{ii} = \frac{(w_{ii} - \tilde{w}_{ii}) L_{ii}}{P_{ii} Q_{ii} - \tilde{w}_{ii} L_{ii} - p_i^m M_{ii} - r_i K_{ii}}$$

其中： $\theta_{ii}^L$ 为劳动要素投入的产出弹性； $\alpha_{ii}^L$ 为劳动要素成本占总投入成本的比重； $\theta_{ii}^m$ 为中间投入的产出弹性； $p_i^m M_{ii}$ 为中间品投入成本； $L_{ii}$ 为劳动力投入， $\tilde{w}_{ii}$ 为保留工资； $w_{ii}$ 为人均工资； $P_{ii} Q_{ii}$ 为销售收入； $r_i K_{ii}$ 为资本投入，根据 Brooks 等（2021a）<sup>[27]</sup>，定义 $r_i =$

0.15。产出弹性参考 De Loecker 等（2012）<sup>[62]</sup>的计算方法，其中生产函数系数定义在分省份分行业层面。

表 10 的列（1）~列（5）的被解释变量均为劳动成本加成率，但计算方式有部分差异，其中，列（1）、列（2）采取利用企业层面的劳动产出弹性计算劳动成本加成率，再分别取行业均值与行业中位数，列（3）、列（4）将劳动产出弹性改为分省份分行业均值，同样分别取行业均值与行业中位数，列（5）采取作为整体的行业的劳动投入总量和资本投入总量计算劳动成本加成率。可以看出转移支付显著提高了劳动成本加成率，列（6）、列（7）分别取劳动力议价能力的行业均值与行业中位数，发现结果也保持一致，劳动力的议价能力被转移支付所削弱。

表 10 的结果一致表明，转移支付的扩张进一步提高了劳动力市场的买方垄断力量，削弱了劳动者议价能力，从而成为劳动收入份额下降的潜在机制之一。

表 10 机制分析——劳动者的工资议价能力

变量	劳动成本加成率				劳动力议价能力		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
专项转移支付占 GDP 之比	0.875* (0.520)	0.741* (0.469)	0.863** (0.442)	0.647* (0.390)	2.086*** (0.427)	0.206 (0.424)	0.683* (0.430)
常数项	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业-城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adjusted R <sup>2</sup>	0.826	0.845	0.841	0.860	0.862	0.324	0.315
obs	43 903	43 903	47 908	47 908	42 328	41 832	41 832

注：表 11 回归中删除只有 1 家企业的行业，行业控制变量包括行业的企业资本对数、资本回报率、雇用人数对数以及补贴收入对数等变量的行业均值，地市控制变量与聚类层级与前文相同。

（四）异质性分析

在异质性分析中，主要讨论消费服务业的繁荣对于制造业劳动收入份额的影响。由于消费服务业和制造业基本共享当地的“劳动力公共池”，本地消费服务业的发展能够给予制造业劳动力另一种就业选择。从跨部门比较的视角来看，第三产业的劳动收入份额往往要高于第二产业（刘亚琳等，2018<sup>[63]</sup>），因此，在消费服务业与制造业为当地劳动力供给展开竞争背景下，一旦制造业的劳动收入份额下降过快，制造业劳动力可能会向消费服务业转移，从而相对提高制

造业劳动力的工资议价能力，面临招工困难的问题。这意味着消费服务业的繁荣可能在某种程度上会抑制制造业劳动收入份额的下降速度。

根据人均社会消费零售总额变量，在表 11 中列（1）~列（3）分别采取按照 1999 年各地数值的中位数分组、按照 1999—2001 年各地均值的中位数分组，以及按照 1999—2007 年各地均值的中位数分组，而列（4）~列（6）则使用人均餐饮业消费零售总额进行前述三类分组，其中，变量值高于中位数为 1，反之为 0。可以看出，人均社会消费零售总额或人均餐

餐饮业消费零售总额偏高的地区，转移支付对于劳动收入份额的负面效应相对较弱。表 11 的结果说明，发展消费服务业有利于削弱转移支付对于制造业劳动收入份额的消极作用。

表 11 异质性分析——消费服务业

变量	人均社会消费零售总额分组			人均餐饮业消费零售总额分组		
	1999 中位数	1999—2001 中位数	1999—2007 中位数	1999 中位数	1999—2001 中位数	1999—2007 年中位数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
专项转移支付占 GDP 之比	-0.962*** (0.207)	-0.988*** (0.213)	-1.014*** (0.215)	-1.125*** (0.231)	-1.004*** (0.222)	-0.898*** (0.219)
专项转移支付占 GDP 之比×分组变量	0.550* (0.316)	0.572* (0.307)	0.604** (0.304)	0.743** (0.294)	0.586* (0.306)	0.336 (0.300)
常数项	YES	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Adjusted R <sup>2</sup>	0.558	0.558	0.558	0.558	0.558	0.558
obs	1 202 088	1 202 088	1 202 088	1 202 088	1 202 088	1 202 088

### 五、总结

随着我国社会经济发展进入新时代，如何利用区域发展政策更好地解决我国发展不平衡不充分的矛盾，以及更好地让经济发展成果由人民共享，是实现共同富裕不可忽视的重要问题。本文利用 1999—2007 年的中国工业企业数据库以及地市转移支付数据，实证分析指出政府转移支付显著阻碍了劳动收入份额提升，并且这一结论在稳健性检验中均保持稳健。同时本文利用 2002 年所得税分享改革的政策冲击作为工具变量，进一步验证了基准结果。另外，机制分析发现，转移支付并未显著影响资本成本，但显著提高了资本要素的回报率，因此使得企业扩大固定资产投资，更偏向资本增强型技术进步，以及削弱劳动者的工资议价能力。最后，发展当地消费服务业有利于改善转移支付对劳动收入份额的负面作用。

本文的研究结果存在如下两点启示：

第一，随着生产要素的空间集聚程度逐步提高，欠发达地区在人均意义上的资源拥有量差距将会与发达地区逐步缩小，从而实现习近平总书记所深刻指出的“在发展中促进相对平衡”。然而在促进区域间相对平衡的同时，也有可能进一步加剧区域内部收入分化。因此，未来我国转移支付体系一方面需要着力

提升当地低收入群体的增收能力，例如，增强转移支付对本地劳动力技能培训体系发展的引导，针对性加强本地劳动力在新兴产业发展，如数字经济或平台经济等产业发展中所需的劳动技能培训；另一方面需要鼓励欠发达地区在社会经济发展中拓展新就业岗位，有效发挥转移支付资金引导奖励机制，促进地方政府不断完善对大学生返乡创业、农村创业等方面的政策扶持体系，重点支持生活消费服务行业的相关创业行为，保障就业创造与经济高质量发展相容。

第二，2022 年中央经济工作会议指出，要加强各类政策协调配合，形成共促高质量发展合力。一方面，在劳动力未能充分流动的制度背景下，转移支付是人们共享发展成果的途径之一（陆铭，2022<sup>[64]</sup>）。限制人口向我国发达地区流动并未从劳动收入份额的层面改善居民福利，反而可能降低欠发达地区劳动者的工资议价能力，因此需要不断深化户籍制度改革，健全劳动力要素充分流动的统一大市场，从而更好地让转移支付发挥共享发展成果的积极作用。另一方面，转移支付的政策目的地应当正视服务业与制造业的辩证关系，不能盲目将两者对立起来，在稳步推进制造业高质量发展的同时，也需要大力发展生活消费服务业，拓宽本地就业市场的深度与广度，从而保障劳动收入份额处在平衡稳定区间。

## 参考文献

- [1] Piketty T, Li Y, Zucman G. Capital Accumulation, Private Property, and Rising Inequality in China, 1978–2015 [J]. *American Economic Review*, 2019, 109 (7): 2469–2496.
- [2] Karabarbounis L, Neiman B. The Global Decline of the Labor Share [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129 (1): 61–103.
- [3] 陆铭, 向宽虎. 破解效率与平衡的冲突——论中国的区域发展战略 [J]. *经济社会体制比较*, 2014 (4): 1–16.
- [4] 向宽虎, 陆铭. 在发展中促进相对平衡: 对中国地区发展政策的思考 [J]. *国际经济评论*, 2022 (5): 77–92, 5–6.
- [5] 刘畅, 马光荣. 财政转移支付会产生“粘蝇纸效应”吗? ——来自断点回归的新证据 [J]. *经济学报*, 2015 (1): 25–46.
- [6] Klump R P M, Willman A. Factor Substitution and Factor-augmenting Technical Progress in the United States: A Normalized Supply-side System Approach [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2007, 89 (1): 183–192.
- [7] 黄先海, 徐圣. 中国劳动收入比重下降成因分析——基于劳动节约型技术进步的视角 [J]. *经济研究*, 2009 (7): 34–44.
- [8] Autor D, Salomons A. Is Automation Labor-displacing? Productivity Growth, Employment and the Labor Share [Z]. NBER Working Paper, 2018, No. 24871.
- [9] Acemoglu D, Restrepo P. The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares and Employment [J]. *American Economic Review*, 2018, 108: 1488–1542.
- [10] 郭凯明. 人工智能发展、产业结构转型升级与劳动收入份额变动 [J]. *管理世界*, 2019 (7): 60–77, 202–203.
- [11] 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.
- [12] 钱晓焯, 迟巍. 国民收入初次分配中劳动收入份额的地区差异 [J]. *经济学动态*, 2011 (5): 40–46.
- [13] 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.
- [14] 姜磊, 郭玉清. 中国的劳动收入份额为什么趋于下降? ——基于二元经济模型的观察与解释 [J]. *经济社会体制比较*, 2012 (1): 211–217.
- [15] 姜磊, 陈坚, 郭玉清. 二元经济转型与劳动收入份额: 理论与实证分析 [J]. *经济社会体制比较*, 2014 (4): 46–58.
- [16] 翁杰, 周礼. 中国工业部门劳动收入份额的变动研究: 1997—2008年 [J]. *中国人口科学*, 2010 (4): 31–45, 111.
- [17] 周明海, 肖文, 姚先国. 企业异质性、所有制结构与劳动收入份额 [J]. *管理世界*, 2010 (10): 24–33.
- [18] 伍山林. 劳动收入份额决定机制: 一个微观模型 [J]. *经济研究*, 2011 (9): 55–68.
- [19] Berkowitz D, Ma H, Nishioka S. Does Capital-labor Substitution or Do Institutions Explain Declining Labor Shares? [Z]. University of Pittsburgh Working Paper, 2017, 17/004.
- [20] Autor D, Dorn D, Katz L F. The Fall of the Labor Share and the Rise of Superstar Firms [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2020, 135 (2): 645–709.
- [21] Kehrig M, Vincent N. The Micro-level Anatomy of the Labor Share Decline [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2021, 136 (2): 1031–1087.
- [22] Barkai S. Declining Labor and Capital Shares [J]. *The Journal of Finance*, 2020, 75 (5): 2421–2463.
- [23] Han M, Pyun J H. Markups and Income Inequality: Causal Links, 1975—2011 [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2021, 49 (2): 290–312.
- [24] 陆雪琴, 田磊. 企业规模分化与劳动收入份额 [J]. *世界经济*, 2020 (9): 27–48.
- [25] Bental B, Demougin D. Declining Labor Shares and Bargaining Power: An Institutional Explanation [J]. *Journal of Macroeconomics*, 2010, 32 (1): 443–456.
- [26] Kristal T. Good Times, Bad Times: Postwar Labor's Share of National Income in Capitalist Democracies [J]. *American Sociological Review*, 2010, 75 (5): 729–763.
- [27] Brooks W, Kabosko J P, Kondo I O, Li A, Qian W. Infrastructure Investment and Labor Monopsony Power [J]. *IMF Economic Review*, 2021, 69 (3): 470–504.
- [28] Brooks W, Kabosko J P, Li A, Qian W. Exploitation of Labor? Classical Monopsony Power and Labor's Share [J]. *Journal of Development Economics*, 2021, 150: 102627.
- [29] Yeh C, Macaluso C, Hershbein B. Monopsony in the US Labor Market [J]. *American Economic Review*, 2022, 112 (7): 2099–2138.
- [30] Cauvel M, Pacitti A. Bargaining Power, Structural Change, and the Falling U.S. Labor Share [J]. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2022, 60: 512–530.
- [31] 文雁兵, 陆雪琴. 中国劳动收入份额变动的决定机制分析——市场竞争和制度质量的双重视角 [J]. *经济研究*, 2018 (9): 83–98.
- [32] 柏培文, 杨志才. 劳动力议价能力与劳动收入占比——兼析金融危机后的影响 [J]. *管理世界*, 2019 (5): 78–91.
- [33] 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.
- [34] 陈斌开, 陆铭. 迈向平衡的增长: 利率管制、多重失衡与改革战略 [J]. *世界经济*, 2016 (5): 29–53.
- [35] 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.
- [36] Neumark D, Koldo J. Do Enterprise Zones Create Jobs? Evidence from California's Enterprise Zone Program [J]. *Journal of Urban Economics*,

- 2010, 68: 1-19.
- [37] Freedman M. Targeted Business Incentives and Local Labor Markets [J]. *Journal of Human Resources*, 2013, 48 (2), 311-344.
- [38] Gobillon L, Magnac T, Selod H. Do Unemployed Workers Benefit from Enterprise Zones? The French Experience [J]. *Journal of Public Economics*, 2012, 96: 881-892.
- [39] Zheng L. Job Creation or Job Relocation? Identifying the Impact of China's Special Economic Zones on Local Employment and Industrial Agglomeration [J]. *China Economic Review*, 2021, 69, 101651.
- [40] 雷根强, 黄晓虹, 席鹏辉. 转移支付对城乡收入差距的影响——基于我国中西部县域数据的模糊断点回归分析 [J]. *财贸经济*, 2015 (12): 35-48.
- [41] 马光荣, 孟源祎. 财政转移支付的资本化与福利分化效应 [J]. *经济研究*, 2022 (9): 65-81.
- [42] 卢洪友, 陈思霞. 谁从增加的财政转移支付中受益——基于中国县级数据的实证分析 [J]. *财贸经济*, 2012 (4): 24-32.
- [43] 钱震杰, 朱晓冬. 中国的劳动份额是否真的很低: 基于制造业的国际比较研究 [J]. *世界经济*, 2013 (10): 27-53.
- [44] 国家统计局国民经济核算司. 中国经济普查年度国内生产总值核算方法 [M]. 北京: 中国统计出版社, 2007.
- [45] 马光荣, 郭庆旺, 刘畅. 财政转移支付结构与地区经济增长 [J]. *中国社会科学*, 2016 (9): 105-125, 207-208.
- [46] 赵永辉, 付文林, 冀云阳. 分成激励、预算约束与地方政府征税行为 [J]. *经济学 (季刊)*, 2020 (1): 1-32.
- [47] 陈晓光. 财政压力、税收征管与地区不平等 [J]. *中国社会科学*, 2016 (4): 53-70, 206.
- [48] Chen S X. The Effect of a Fiscal Squeeze on Tax Enforcement: Evidence from a Natural Experiment in China [J]. *Journal of Public Economics*, 2017, 147, 62-76.
- [49] 陈思霞, 许文立, 张领祎. 财政压力与地方经济增长——来自中国所得税分享改革的政策实验 [J]. *财贸经济*, 2017 (4): 37-53.
- [50] 刘行, 赵健宇, 叶康涛. 企业避税、债务融资与债务融资来源——基于所得税征管体制改革的断点回归分析 [J]. *管理世界*, 2017 (10): 113-129.
- [51] 李明, 李德刚, 冯强. 中国减税的经济效应评估——基于所得税分享改革“准自然试验” [J]. *经济研究*, 2018 (7): 121-135.
- [52] 杜鹏程, 王姝勋, 徐舒. 税收征管、企业避税与劳动收入份额——来自所得税征管范围改革的证据 [J]. *管理世界*, 2021 (7): 105-118, 8.
- [53] 马弘, 乔雪, 徐媛. 中国制造业的就业创造与就业消失 [J]. *经济研究*, 2013 (12): 68-80.
- [54] 毛其淋, 盛斌. 中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化 [J]. *经济研究*, 2013 (4): 16-29.
- [55] 陈登科, 陈诗一. 资本劳动相对价格、替代弹性与劳动收入份额 [J]. *世界经济*, 2018 (12): 73-97.
- [56] Hau H, Ouyang D. Local Capital Scarcity and Small Firm Growth: Evidence from Real Estate Booms in China [Z]. *CESifo Working Paper*, 2019, No. 7928.
- [57] Tomaskovic-Devey D, Lin K H. Financialization and U. S. Income Inequality: 1970-2008 [J]. *American Journal of Sociology*, 2013, 118 (5): 1284-1329.
- [58] Koh D, Santaaulalia-llopis R, Zheng. Labor Share Decline and Intellectual Property Products Capital [J]. *Econometrica*, 2020, 88 (6): 2609-2628.
- [59] 陆铭, 陈钊, 严冀. 收益递增、发展战略与区域经济的分割 [J]. *经济研究*, 2004 (1): 54-63.
- [60] 谢姗, 汪卢俊. 转移支付促进区域市场整合了吗? ——以京津冀为例 [J]. *财经研究*, 2015 (10): 31-44.
- [61] 盛丹, 陆毅. 国有企业改制降低了劳动者的工资议价能力吗? [J]. *金融研究*, 2017 (1): 69-82.
- [62] De Loecker J, Warzynski F. Markups and Firm-Level Export Status [J]. *American Economic Review*, 2012, 102 (6): 2437-2471.
- [63] 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.
- [64] 陆铭. 面向长期、全局、多维的发展: 中国道路的政治经济学 [J]. *学术月刊*, 2022 (3): 58-71, 109.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

# 货币政策对股市波动和相关性的混频非对称影响研究

## A Study on Asymmetric Effects of Monetary Policy on Stock Market Volatility and Correlation Based on Mixed Frequency Data

杨 鹏 刘 汉

YANG Peng LIU Han

**[摘要]** 货币政策作为需求管理的重要宏观经济调控政策,对股市走势和波动有着非常重要的影响。随着海峡两岸经济的蓬勃发展,中国内地(大陆)、中国香港、中国台湾股市在全球金融市场中的地位越来越重要。本文采用DCC-MIDAS模型全面分析了低频货币政策对高频中国内地(大陆)与港台股市波动及相关性的非对称性影响,克服了传统同频数据模型无法处理月度货币政策与日度股市数据所带来的频次不匹配和信息损失问题。研究结果表明:货币政策变化对于中国内地(大陆)与港台股市不同成分的波动影响具有显著的非对称性和异质性。在短期波动中,货币政策在香港和台湾股市存在非对称性;在长期波动中,扩张性和紧缩性的单一货币政策均会增大股市波动,但影响程度有所不同,而同时考虑数量型和价格型货币政策时,紧缩性货币政策会抑制内地(大陆)股市的长期波动。股市间长期相关性的结果表明,无论扩张性还是紧缩性的货币政策都将抑制中国内地(大陆)与港台股市间长期相关性。

**[关键词]** 货币政策 非对称效应 动态相关性 DCC-MIDAS模型

**[中图分类号]** F822.2 F832.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2023)06-0042-13

**Abstract:** As a crucial macroeconomic regulation policy for demand management, monetary policy significantly impacts the stock market's volatility. The Chinese mainland, Hong Kong SAR and Taiwan region stock markets are becoming increasingly important in the global financial market with the booming economies of the cross-strait. This paper uses the DCC-MIDAS model to comprehensively analyze the asymmetric impact of low-frequency monetary policy on high-frequency the Chinese mainland, Hong Kong SAR and Taiwan region stock markets volatility and correlation. The DCC-MIDAS model overcomes the problem of frequency mismatch and information loss caused by the inability of traditional same-frequency data models to deal with monthly monetary policy and daily stock market data. We find that the impact of monetary policy changes on the volatility of different components of the Chinese mainland, Hong Kong SAR and Taiwan region stock markets is significantly asymmetric and heterogeneous; in short-run volatility, monetary policy is asymmetric in the Hong Kong and Taiwan stock markets; in long-run volatility, both expansionary and contractionary monetary policies increase stock market volatility, while with different degrees of impact. Contractionary monetary policies dampen the Chinese mainland stock market's long-run volatility when considering both quantitative and price-based monetary policies. Finally, expansionary and contractionary monetary policies will decrease long-term correlations among the Chinese mainland, Hong Kong SAR and Taiwan region stock markets.

**Key words:** Monetary policy Asymmetric effect Dynamic correlation DCC-MIDAS model

**[收稿日期]** 2022-10-09

**[作者简介]** 杨鹏,男,1991年2月生,吉林大学商学与管理学院博士研究生,研究方向为宏观经济计量分析;刘汉,男,1985年5月生,吉林大学数量经济研究中心、吉林大学商学与管理学院教授,博士生导师,研究方向为宏观经济计量分析与预测。本文通讯作者为杨鹏,联系方式为 yangpeng.jason@foxmail.com。

**[基金项目]** 国家自然科学基金青年基金项目“基于高维混频数据的旅游需求预测建模与应用研究”(项目编号:72004077);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“跨周期和逆周期结合下的金融安全维护研究”(项目编号:22JJD790066);教育部人文社会科学青年基金项目“高维多重混频数据建模及其应用研究”(项目编号:20YJC790076);吉林大学“学科交叉融合创新”培育项目“大数据宏观经济混频计量理论建模与可视化实证研究”(项目编号:JLUXKJC2020312);中央高校基本科研业务费专项。

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

货币政策是指中央银行（下文简称央行）为实现其特定的经济目标而采用的各种调控货币供应量和信用量的方针、政策和措施的总称，其最终目标是物价稳定、充分就业、经济增长和金融市场稳定。作为国家宏观调控的重要手段，货币政策的传导机制和目标不可避免地要通过金融市场和资本市场来实现（Jiang等，2019<sup>[1]</sup>）。央行的货币政策对金融市场的稳定具有影响作用，其中利率与货币供应量等不同政策工具的应用，以及公众对货币政策的预期都会影响货币政策对股市的传导作用。其中，货币供应量调节市场资金的流量，被称为数量型工具；而利率主要调节资产的价格，被称为价格型工具（方燕和安安琪，2019<sup>[2]</sup>）。从国内外金融市场情况来看，股市作为金融市场的重要组成部分之一，其与货币政策之间的关系一直都是金融领域研究的热点话题，随着我国市场化改革的不断推进，货币政策的调控必然会对股市的运行和价格波动产生重要影响。当股市受到货币政策的冲击时，货币供应量和利率的波动会引起股票价格和收益的变动，一方面，货币政策如货币供应量或利率的变化，将会引起市场货币供需的变化，使投资者重新调整投资组合及投资策略；另一方面，货币政策的非中性也会引起实体经济发生变化，进而影响股票的基本面和投资者的信心，最终对股市产生影响。因此，研究货币供应量、利率等货币政策调节手段对股市波动的影响具有重要意义。

货币政策与股市波动以及多个股市间相关性存在着怎样的关系？这个问题是政策制定者与股票投资者多年来共同关注的一个重要问题。从政策制定者的角度来看，调控股市波动幅度虽然不是其执行政策的最终目标，但股市过度波动将会影响货币政策的中介目标、传导机制和最终目标，即会对政策制定和金融市场的调整效果产生影响，所以央行需要厘清货币政策与股市波动性之间的相互关系，以便更有效地执行货币政策。从股市投资者的角度，若能分析和预见央行货币政策的制定与调整及其市场效果，便可调整自己的投资组合，获得较高的投资收益。

有关货币政策与股市长期波动以及相关性的研究主要集中在以下几个方面：第一，在货币政策与不同股市波动间关系的研究中，货币政策对股市波动的影响主要通过货币供应量和利率这两个货币政策工具来

实现。Belke和Beckmann（2015）<sup>[3]</sup>运用协整向量自回归（CVAR）模型分析五个发达经济体和三个新兴经济体的股市与货币政策之间的长期关系和短期动态关系，研究认为货币供应量对新兴经济体和工业经济体的股市波动存在因果关系，且发现只有3个经济体的短期利率对股市价格存在直接长期影响。Eksi和Tas（2017）<sup>[4]</sup>的研究结果证实了美国联邦利率变动对股票收益波动产生了显著的影响。郭金龙和李文军（2004）<sup>[5]</sup>利用Granger因果检验方法发现，国内货币供应量和利率在短期以及长期中均会对股市价格波动产生显著影响。汪澜等（2019）<sup>[6]</sup>使用TVP-VAR方法研究肯定了郭金龙和李文军（2004）<sup>[5]</sup>的结论，还认为股市波动对利率的脉冲响应更加稳定，建议央行应当以价格型货币政策为主。以上文献对数量型和价格型货币政策在股市价格波动调控效果及作用等方面进行了比较分析，然而货币供应量和利率政策哪一货币政策工具的调控效果更强，目前学界仍没有一致的结论，这主要是因为研究的样本区间以及货币政策的工具变量选取存在较大差异。

第二，在货币政策变化对股市长期波动的非对称性影响方面，相关的研究往往忽视了货币政策的非对称性特征，仅基于货币供给或者利率的变化来考察政策的有效性，并未对货币政策的扩张或紧缩阶段进行细致的分析。Jiang（2018）<sup>[7]</sup>通过马尔可夫转换动态因子模型，发现扩张性货币政策（包含货币供应量和利率）会对股市收益率产生正向激励。邓创和谢敬轩（2021）<sup>[8]</sup>利用时变参数向量自回归（TVP-VAR）模型发现中国的货币供应量对金融市场稳定有显著的非对称影响。张小宇等（2013）<sup>[9]</sup>利用平滑迁移结构向量自回归模型（ST-SVAR）方法研究了扩张或紧缩型货币政策对股市收益的影响，发现扩张性价格型货币政策对股市波动有更强的拉动作用。回顾现有文献，可以发现货币政策对股市收益的非对称影响的结论存在较大分歧，主要是因为数量型和价格型货币政策的状态划分尚未有统一的标准来区分货币政策的扩张与紧缩状态，这是评价货币政策有效性和非对称性的关键。

第三，在货币政策对多个股市间相关性的影响方面，多数研究往往关注发达经济体的股市与其他股市间的动态相关性，从而忽略了货币政策对股市间动态相关性的影响。Chebbi和Derbali（2019）<sup>[10]</sup>使用DCC-GARCH模型探究了美国货币政策变化对欧元区

国家股市收益波动的影响。Lee 等 (2017)<sup>[11]</sup> 考察了美国非量化宽松和量化宽松时期的货币政策与亚洲股市的相关性变化。然而, 中国内地 (大陆)、中国香港和中国台湾由于在语言、人文环境上的天然联系, 且随着海峡两岸股市的逐渐成熟、金融活动活跃, 总量可观的内地 (大陆) 与港台股市的相关性正逐渐增加, 一体化进程也在逐步深入, 势必会在全球股市中占据重要地位。因此, 研究中国内地 (大陆) 与港台货币政策对股市相关性影响无论是在国家层面, 还是在东亚区域方面都具有非常重要的意义。现有的研究主要关注中国内地 (大陆) 与港台股市本身, 缺乏相关货币政策对中国内地 (大陆) 与港台股市影响的研究。Hussain 和 Li (2018)<sup>[12]</sup>、Chen 等 (2011)<sup>[13]</sup> 利用 DCC-GARCH 模型对中国内地 (大陆) 与港台股市的动态相关性进行探究, 均证实了中国内地 (大陆) 与港台股市收益波动的相关性呈现时变性, 且总体相关性呈现上升态势, 一体化程度的进程正在加快; Guidi 等 (2016)<sup>[14]</sup>、Yang 和 Chen (2015)<sup>[15]</sup>、Kim 和 Lee (2012)<sup>[16]</sup> 揭示了中国内地 (大陆) 与港台股市跟美国 and 英国等发达国家股市间的长期相关性和短期动态水平, 发现中国内地 (大陆) 与港台股市的溢出效应主要发生在香港和台湾股市, 而内地 (大陆) 股市仅存在微弱的正向溢出影响。现有研究中国内地 (大陆) 与港台股市间相关性的文献并没有考虑来自货币政策的影响, 本文的研究将重点关注这一领域。

通过以上文献的梳理可以发现, 现有文献主要通过利率和货币供应量等替代工具变量来划分货币政策的扩张和紧缩, 探究货币政策对股市波动性以及相关性的非对称影响, 但由于国家地区、样本区间以及货币政策工具选取等原因, 目前尚未有一致结论。此外, 目前的研究方法也存在一定的局限性, 主要偏向于运用协整 (吕江林, 2005<sup>[17]</sup>)、VAR 模型 (齐岳和刘彤阳, 2020<sup>[18]</sup>; 丁述军等, 2018<sup>[19]</sup>; 陈浪南和刘劲松, 2018<sup>[20]</sup>)、方差分解和 Granger 因果分析 (Soylu 和 Güloğlu, 2019<sup>[21]</sup>)、GARCH (Chebbi, 2019<sup>[22]</sup>) 等方法, 上述方法受限于日度股票波动率与月度货币政策的数据频率不匹配的问题, 往往都是将高频数据转换为低频数据, 在同频框架下进行建模分析, 然而 Ghysels 等 (2004)<sup>[23]</sup> 认为数据频率转换意味着部分信息丢失, 因此在分布滞后模型的基础上

提出混频数据抽样 (MIDAS) 回归模型来解决混频数据模型。Colacito 等 (2011)<sup>[24]</sup> 进一步将 Engle (2002)<sup>[25]</sup> 提出的 DCC 模型与 MIDAS 模型进行结合, 提出的 DCC-MIDAS 模型综合了动态条件相关与混频数据模型的特点, 既考虑了过去市场信息对协方差矩阵的影响, 又充分利用了解释变量中所包含的低频数据信息。这样, DCC-MIDAS 模型不仅能够刻画每个股市的混频成分波动, 还能够分析低频变量对多个股市间的混频成分动态条件相关的影响。

本文研究重点关注以下两个方面的问题: 第一, 结合 MIDAS 模型将低频货币政策信息纳入中国内地 (大陆) 与港台高频股市波动及相关性的研究中, 以便更好地阐释月度货币政策对中国内地 (大陆) 与港台股市波动性以及相关性的影响; 第二, 将货币政策划分为扩张性和紧缩性的数量型和价格型货币政策, 全面系统地分析不同类型的货币政策在不同时期对中国内地 (大陆) 与港台股市波动和相关性的非对称影响。总之, 本研究涵盖了不同性质、不同类型的货币政策对中国内地 (大陆) 与港台股市波动性和相关性的非对称影响, 填补了以往文献研究的不足。

## 二、模型简介

本节基于传统 GARCH-MIDAS 模型, 在短期成分和长期成分增加了非对称部分, 通过货币政策的变化将其分为扩张性和紧缩性的货币政策, 分别探究不同性质的货币政策对中国内地 (大陆) 与港台股市的影响; 并通过扩展的 DCC-MIDAS 模型, 分析两种货币政策对中国内地 (大陆) 与港台股市长期相关性的影响。

### (一) GARCH-MIDAS-X 模型介绍

首先, 下文给出了扩展的 GARCH-MIDAS-X 模型的表达形式, 然后将货币政策纳入模型中, 研究货币政策对中国内地 (大陆) 与港台股市波动的影响机制。

#### 1. GARCH-MIDAS-X 模型。

GARCH-MIDAS 模型使用一个 MIDAS 多项式以便应用于月度、季度等各种频率的宏观和金融变量的建模。股市收益率可以表示成如下形式, 即:

$$r_{i,t} = \mu_{i,t} + \sqrt{\tau_i \times g_{i,t}} \varepsilon_{i,t}, \quad \forall i = 1, \dots, N_t \quad (1)$$

其中:  $r_{i,t}$  为股票对数收益率, 其条件方差被分解为

短期成分  $g_{i,t}$  和长期成分  $\tau_t$ ;  $\mu_{i,t}$  为期望收益率;  $\varepsilon_{i,t}$  为股票对数收益率方程的误差项,  $\varepsilon_{i,t} | \Phi_{i-1,t} \sim N(0, 1)$ 。短期波动成分  $g_{i,t}$  一般设定为服从如下的 GARCH (1, 1) 过程, 即:

$$g_{i,t} = (1 - \alpha - \beta) + \alpha \frac{(r_{i-1,t} - \mu_{i,t})^2}{\tau_t} + \beta g_{i-1,t} \quad (2)$$

$\alpha$  和  $\beta$  分别表示股票对数收益率的条件方差中短期成分  $g_{i,t}$  所服从的 GARCH (1, 1) 过程中的 ARCH 项与 GARCH 项的参数。对于长期波动  $\tau_t$  的建模, 可在股市波动的长期成分中纳入宏观变量  $X$  来研究宏观经济变量对股市长期波动的影响, 进而研究对整个股市可预期波动的影响, Engle 和 Rangel (2008)<sup>[26]</sup> 提出了结合宏观经济变量的 GARCH-MIDAS-X 模型, 形式如下:

$$\log \tau_t = m + \theta \sum_{k=1}^K \varphi_k(w_1, w_2) X_{t-k} \quad (3)$$

其中,  $m$  指股市对数收益率条件方差的长期成分的均值,  $\theta$  是 MIDAS 回归的系数。此外, 上式中还包含一个权重函数, 一般采取 Beta 权重。其定义如下:

$$\varphi_k(w_1, w_2) = \frac{\left(\frac{l}{(K+1)}\right)^{w_1-1} \times \left(1 - \frac{l}{(K+1)}\right)^{w_2-1}}{\sum_{j=1}^K \left(\frac{j}{(K+1)}\right)^{w_1-1} \left(1 - \frac{j}{(K+1)}\right)^{w_2-1}} \quad (4)$$

最后, 股市总的可实现条件方差通过下式计算得到:

$$\sigma_{i,t}^2 = \tau_t \cdot g_{i,t} \quad (5)$$

关于 GARCH-MIDAS 模型, Conrad 和 Kleen (2020)<sup>[27]</sup> 提出了一个方差比 (VR) 来衡量长期波动成分的相对重要性, 其定义为:

$$VR = \frac{Var(\ln \tau_t)}{Var(\ln g_{i,t} \tau_t)} \times 100\% \quad (6)$$

VR 反映了可归因于长期成分的总对数波动率所占的比例, VR 值越大, 说明该类型货币政策在中国内地 (大陆) 与港台股市长期成分中越重要, 即该类型货币政策对总波动的贡献度越大。

## 2. 非对称 GARCH-MIDAS-X 模型。

非对称性的 GARCH-MIDAS (以下简称 AGM) 模型 (Amendola 等, 2019<sup>[28]</sup>, Wang 等, 2020<sup>[29]</sup>) 的主要特点体现在短期成分和长期成分的设定上, 其具体设定如下:

$$g_{i,t} = (1 - \alpha - \beta - \gamma/2) + (\alpha + \gamma \cdot 1_{|r_{i-1,t} - \mu_{i,t}| > 0}) \cdot (r_{i-1,t} - \mu_{i,t})^2 / \tau_t + \beta g_{i-1,t} \quad (7)$$

$$\log \tau_t = m + \theta^+ \sum_{k=1}^K \varphi_k(w^+) X_{t-k} I_{(X_{t-k} \geq 0)} + \theta^- \sum_{k=1}^K \varphi_k(w^-) X_{t-k} I_{(X_{t-k} < 0)} \quad (8)$$

$$\varphi_k(w)^+ = \frac{(k/K)^{w^+-1} (1 - k/K)^{w^+-1}}{\sum_{j=1}^K (j/K)^{w^+-1} (1 - j/K)^{w^+-1}} \quad (9)$$

$$\varphi_k(w)^- = \frac{(k/K)^{w^-1} (1 - k/K)^{w^-1}}{\sum_{j=1}^K (j/K)^{w^-1} (1 - j/K)^{w^-1}} \quad (10)$$

此时, 方程 (1)、(7)~(10) 构成 AGM 模型, 通过该模型可以刻画不同区制下货币政策对股市长期和短期波动的影响。

## (二) DCC-MIDAS-X 模型

根据 Engle (2002)<sup>[25]</sup> 对 DCC 模型设定, 动态条件相关系数矩阵  $R_t$  可以分解为:

$$R_t = (Q_t^*)^{-1/2} Q_t (Q_t^*)^{-1/2} \quad (11)$$

其中,  $Q_t^* = \text{diag}(Q_t)$  表示协方差矩阵  $Q_t$  的对角元素所组成的矩阵, 协方差矩阵  $Q_t$  的元素  $q_{i,j,t}$  为股市  $i$  和  $j$  在第  $t$  期的短期相关。按照 DCC 模型, 短期相关成分表示为一个动态自回归的结构形式:

$$q_{i,j,t} = \bar{\rho}_{i,j,t} (1 - a - b) + a \xi_{i,t-1} \xi_{j,t-1} + b q_{i,j,t-1} \quad (12)$$

$\xi_{i,t-1}$  和  $\xi_{j,t-1}$  为基于 GARCH-MIDAS 模型获得的各序列残差。DCC-MIDAS 模型长期相关定义为:

$$\bar{\rho}_{i,j,t} = \sum_{l=1}^{K_{ij}^j} \varphi_l(\omega_r^{ij}) c_{i,j,t-1} \quad (13)$$

其中,  $\varphi_l(\omega_r^{ij})$  是类似式 (4) 的权重函数形式,  $K_{ij}^j$  为滞后阶数,  $c_{i,j,t-1}$  可以用标准化残差  $\xi_{i,j}$  来表示:

$$c_{i,j,t} = \frac{\sum_{k=t-N_{ij}^j}^t \xi_{i,k} \xi_{j,k}}{\sqrt{\sum_{k=t-N_{ij}^j}^t \xi_{i,k}^2} \sqrt{\sum_{k=t-N_{ij}^j}^t \xi_{j,k}^2}} \quad (14)$$

这样式 (12)~式 (14) 构成了具有混频结构的 DCC 模型。

$\bar{\rho}_{i,j,t}$  主要受宏观经济变量影响 (Conrad 等, 2014<sup>[30]</sup>), 由于相关系数在  $[-1, 1]$  之间取值, 而宏观变量拥有更广泛的取值范围, 因此本文通过 Fisher-Z 变化将长期相关系数调整为取值范围更加广泛, 变换公式如下:

$$\bar{\rho}_{i,j,t} = \frac{\exp(2z_{ij,\tau}) - 1}{\exp(2z_{ij,\tau}) + 1} \quad (15)$$

其中

$$z_{i,j,t} = m_2 + \theta_2 \sum_{k=1}^{K_c} \varphi_k(w_3) X_{t-k} \quad (16)$$

我们只需要探究宏观变量对  $z_{i,j,t}$  的影响便可推出宏观变量对各收益率相关系数的影响方向。 $m_2$ 、 $\theta_2$  以及  $\omega_3$  为待估参数, 由于 GARCH-MIDAS 和 DCC-MIDAS 在样本开始时都需要解释变量的滞后阶数, 我们选择  $K_c = 36$ 。本文重点关注  $\theta_2$ , 该指数反映不同类型货币政策对中国内地(大陆)与港台股市动态相关性的影响,  $\theta_2$  将是衡量数量型货币政策与价格型货币政策有效性的重要指标。

### 三、货币政策和中国内地(大陆)与港台各股市的实证研究

(一) 中国内地(大陆)与港台股市及货币政策样本选取

中国内地(大陆)股票选择由上海和深圳证券交易所联合发布的沪深 300 指数来反映内地(大陆)股市整体走势, 香港股票选择恒生指数作为香港股市价格的重要指标, 是反映香港股市价涨幅趋势最有影响的一种股价指数。台湾股市选择台湾加权指数, 是由台湾证券交易所所编制的股价指数, 能够反映台湾整体市场股票价值的变动。本文采用收益率衡量股市收益, 因此各股市收益率可以定义为:  $SP_t = \ln(P_t/P_{t-1})$ , 其中,  $SP_t$  表示  $t$  时的中国内地(大陆)与港台各股市收益率,  $P_t$  表示  $t$  时的中国内地(大陆)与港台各股市指数收盘价,  $P_{t-1}$  表示  $t-1$  时的中国内地(大陆)与港台各股市指数收盘价。

货币政策工具变量可分为数量型货币政策和价格型货币政策, 数据频率均为月度, 其样本区间为 2005 年 4 月至 2022 年 2 月。其中, 数量型货币政策选用  $M2$  作为替代变量,  $M2$  通常反映的是社会总需求变化和未来通胀的压力状态, 能够全面反映货币供给量的变动, 对股价变动效应解释力更强。刘焯松(2004)<sup>[31]</sup>认为从 20 世纪 90 年代后货币供应量逐渐成为我国央行的政策目标和控制对象, 因此  $M2$  也就逐渐成为社会各界了解央行货币政策方向的重要窗口。在刻画非对称影响时, 选择货币供应量环比增长

率  $M2_g$  测度货币政策的松紧。 $M2_g > 0$  表示货币供应量上涨, 代表扩张性的货币政策;  $M2_g < 0$  意味着货币供应量下降, 代表紧缩性货币政策。价格型货币政策采用一年期贷款利率作为替代变量, 用  $i$  表示。利率的调整将引起投资者投资偏好和公司融资成本的变化, 进而影响股价发生变动, 采用一年期贷款利率可充分反映央行对短期利率调控的效果和市场化程度。类似地, 采用利率变化率  $i_g$  来刻画价格型货币政策的紧缩和扩张状态。

我们通过观察货币政策的变化情况, 发现数量型货币政策与价格型货币政策多次发生变化。因此, 我们将货币政策分为紧缩性和扩张性的货币政策, 扩张性货币政策的特点是  $M2$  增加,  $i_g$  减少, 而紧缩性货币政策相反。

(二) 基于非对称 GARCH 混频模型实证检验

1. 数据统计检验。

沪深 300 指数是由沪深证券交易所于 2005 年 4 月联合发布的, 在样本期间沪深 300 指数共有 4 111 个交易日, 香港恒生指数共有 4 171 个交易日, 台湾加权指数共有 4 174 个交易日, 由于节假日等原因, 三个市场的交易日存在不一致的现象, 因此本文选定三个市场均有交易数据的交易日进行分析。下文采用 2005 年 4 月至 2022 年 2 月的货币政策和 2005 年 4 月 1 日至 2022 年 2 月 28 日中国内地(大陆)与港台股市共计为 3 893 个交易日的样本数据来研究货币政策对股市波动及长期相关性的影响。以上数据均来自 Wind 数据库。

图 1 展示了中国内地(大陆)与港台各股市收盘价与收益率以及货币政策变化的时间序列图。可以看出, 沪深 300 指数与台湾加权指数的走势较为接近, 香港恒生指数的波动性较大。中国内地(大陆)与港台股市在 2008 年的经济危机期间, 都经历了较大的波动, 2015 年中国内地(大陆)股市危机以及 2020 年暴发的新冠疫情都对内地(大陆)与港台股市收益率造成了较强冲击。通过数量型货币政策以及价格型货币政策的变化序列可以看出, 央行对于货币政策在样本区间内进行多次调整, 其调整时间稍微领先于股市收益率发生变化的时刻, 由此可以看出中国内地(大陆)与港台股市能够对货币政策冲击做出反应。

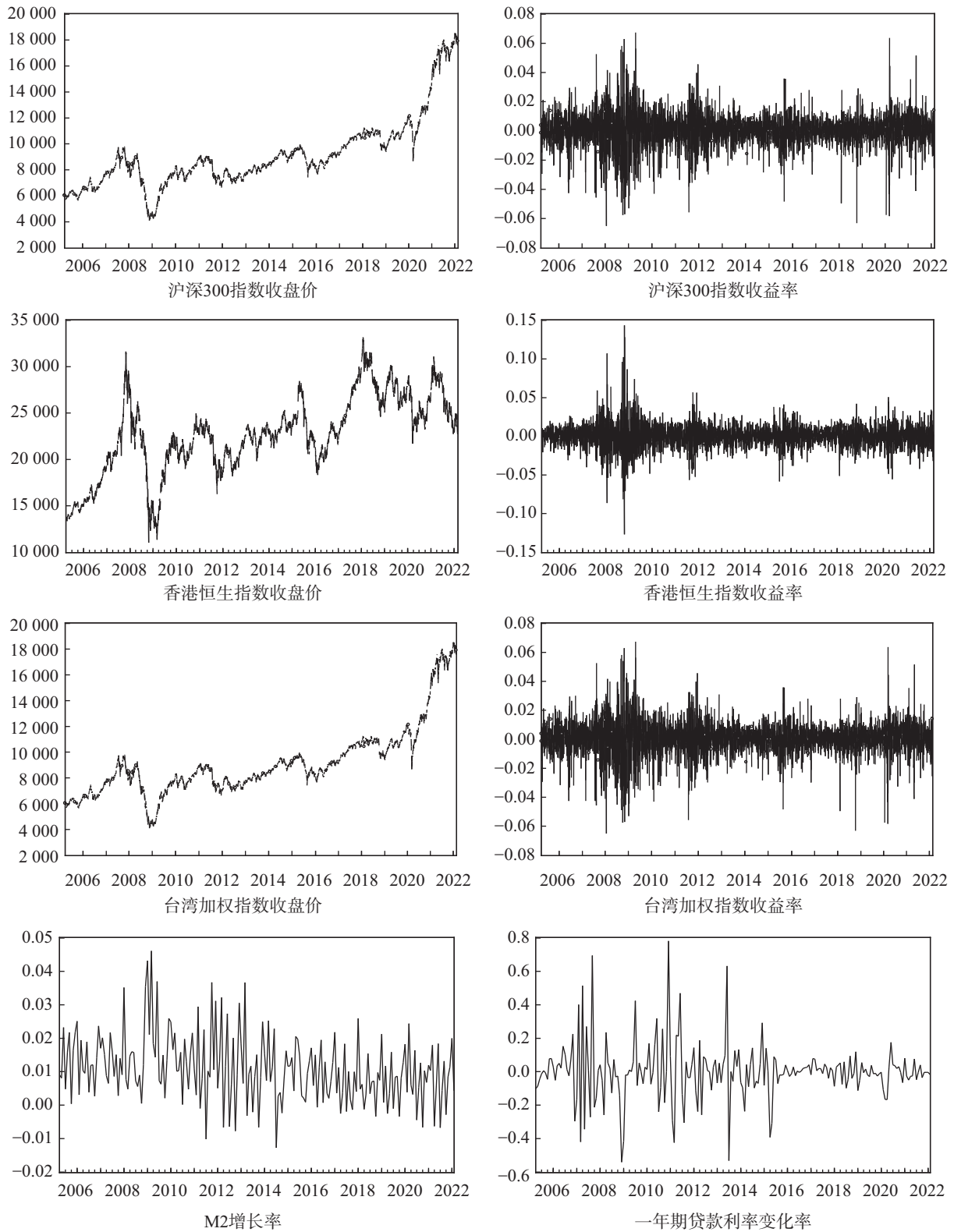


图 1 指数日收盘价、日收益率及货币政策变化序列

表 1 指数收益率序列及货币政策描述性统计

变量	均值	标准差	偏度	峰度	J-B 统计量	ADF
沪深 300 指数收益率	0.000 5	0.016 8	-0.393 2	6.792 5	2 433.295 0***	-60.847 7***
香港恒生指数收益率	0.000 2	0.014 8	0.174 9	13.050 3	16 436.840 0***	-64.313 4***

续前表

变量	均值	标准差	偏度	峰度	J-B 统计量	ADF
台湾加权指数收益率	0.000 3	0.011 7	-0.505 7	8.299 5	4 721.487 0***	-41.380 5***
数量型货币政策	0.011 6	0.010 3	0.608 2	5.755 1	94.857 6***	-3.7119**
价格型货币政策	-0.003 9	0.080 8	-2.480 9	21.314 2	3 765.302 0***	-7.111 8***

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的置信水平上显著，下同。

表 1 给出了中国内地（大陆）与港台各股市收盘价与收益率的序列的描述性统计量。通过均值、标准差、偏度、峰度等结果变量统计可以看出，沪深 300 指数的平均收益率最高，但其收益率的波动也相对较大，说明内地（大陆）股市的收益率起伏较大。香港恒生指数和台湾加权指数收益均值接近，但台湾加权指数的波动更小，说明其收益比较平稳。沪深 300 指数和台湾加权指数偏度都为负数，说明这两个股市收益率为负的可能性大于收益率为正的情况，投资者在进行投资时应当谨慎投资，警惕收益风险，调整投资组合配比。比较数量型和价格型货币政策的标准差可以看出，数量型货币政策相对稳定，价格型货币政策的波动很大。通过峰度可以看出中国内地（大陆）与港台各股市均不服从正态分布，这说明使用 GARCH-MIDAS 模型是非常适合的。

## 2. GARCH 类混频模型的实证结果。

在本节中，我们基于 AGM 模型使用样本数据分析了研究期间内不同类型货币政策对中国内地（大陆）与港台股市长期波动的影响。

表 2 为数量型货币政策和价格型货币政策以及两种货币政策共同作用在 AGM 模型下的估计结果。参数估计值如表所示，AGM 模型参数如  $(\alpha, \beta, m)$  均显著，说明数量型和价格型货币政策在 AGM 模型中能够较好地拟合股票收益，可用于刻画股票的波动。 $\alpha$  和  $\beta$  之和明显接近于 1，证实中国内地（大陆）与港台股市存在强烈的波动持续效应，并表明各股市具有高度的波动持续性。同时，AGM 模型所扩展的大部分参数也很显著，这意味着 AGM 模型的扩展非常适合探究中国内地（大陆）与港台股市的波动情况。香港和台湾股市的参数  $\gamma$  为正且均显著，说明以上地区股市短期内均存在非对称效应，收益率下降会比收益率上升导致更高的波动率。

我们关注参数  $\theta^+$  和  $\theta^-$ ，数量型和价格型货币政策的估计结果中我们观察到中国内地（大陆）与港台股市的  $\theta^+$  都为正， $\theta^-$  都为负并且十分显著，这表明当货币供应量增加（即扩张的数量型货币政策）

将增加内地（大陆）与港台股市下个月的波动，当货币供应量减少（即紧缩的数量型货币政策）同样会刺激内地（大陆）与港台股市的波动；价格型货币政策的估计结果与数量型货币政策的估计结果相同。当央行同时推行数量型和价格型货币政策时，货币政策对香港和台湾股市波动的影响与单独使用数量型和价格型货币政策时相同，而紧缩性数量型货币政策和扩张性价格型货币政策保持内地（大陆）股市波动的稳定。产生这种结果可能的原因是，由于央行决定减少货币供应量，造成金融市场上货币流通量变少，使得投资者和企业从业者对于股市投资将变得更为谨慎；与此同时，扩张性价格型货币政策促使投资者倾向于将现金或资金转入银行进行储蓄，以获得更加“稳定、安全”的收益。这表明当央行实行紧缩的数量型和扩张的价格型货币政策时，内地（大陆）股市投资者会将目光转移到身为国际金融中心的香港和台湾股市，考虑外汇或其他途径进行投资，从而会抑制内地（大陆）股市的波动，这一举动也将加大香港和台湾股市收益率波动。此外，由于央行提供的货币供给为人民币，其消费主体主要为内地（大陆）股票投资者，而香港和台湾股市作为国际金融中心，其使用货币除人民币外还有其他币种，因此，数量型货币政策对香港和台湾股市长期波动的影响较为稳固。当政府推行扩张或紧缩的货币政策时，会使得投资者进入香港和台湾股市时变得更加谨慎，影响投资者的决策，投资者为了规避风险不得不重新调整投资组合，“安全投资转移”效应出现，迫使股市原有的均衡被打破，进而造成股市波动发生动荡。因而如果仅有内地（大陆）股票市场波动出现变化，采取紧缩性数量型和扩张性价格型货币政策能有效控制该情况。

不同性质的货币政策对中国内地（大陆）与港台股市波动的影响强度可由  $e^{\theta \varphi(w_1, w_2) \Delta X} - 1$  计算出。只考虑数量型货币政策时，当扩张性数量型货币政策增加 0.01 单位，分别对内地（大陆）、香港和台湾股市波动的长期成分增加 3.62%、3.22% 以及 5.33%；而紧

缩性数量型货币政策增加 0.01 单位, 分别对内地 (大陆)、香港和台湾股市波动的长期成分增加 2.28%、0.06% 和 7.16%。当只考虑价格型货币政策时, 当扩张性价格型货币政策增加 0.01 单位, 分别对内地 (大陆)、香港和台湾股市波动的长期成分增加 0.05%、0.08% 以及 0.1%; 而紧缩性价格型货币政策增加 0.01 单位, 分别对内地 (大陆)、香港和台湾股市波动的长期成分增加 0.06%、0.17% 和 0.17%。可以看出, 不同性质的货币政策对中国内地 (大陆) 与港台股市波动存在非对称性。其中, 内地 (大陆) 与港台股市波动受价格型货币政策影响较小, 受数量型货币政策影响较大, 当货币供给量发生变化时, 内地 (大陆) 股市投资者可能以外汇等方式将资本流向香港和台湾股市, 使得两地股市波动大幅增长。当同时考虑数量型和价格型货币政策对内地 (大陆) 与港台股市长期波动的影响时, 非对称性仍然显著。

我们可以参考 VR 值去定量分析数量型和价格型货币政策对中国内地 (大陆) 与港台股市波动的贡献, 从沪深 300 指数来看, 沪深 300 指数波动受数量

型和价格型货币政策的影响在内地 (大陆) 与港台股市中最大, 达到 15.7% 和 44%; 两种类型货币政策对香港恒生指数的影响很小, 仅为 10% 左右, 价格型货币政策对台湾加权指数的影响程度较大, 约为 31%, 数量型货币政策的影响约为 28%。当考虑两种货币政策工具作用的情况下, 内地 (大陆) 与港台各股市的 VR 值均有所提升, 这说明对于货币政策而言, 考虑单一货币政策的影响作用是不全面的。此外, 通过 VR 值可以判断香港和台湾股市受内地 (大陆) 金融环境的影响较小, 可能原因是股市制度不同, 香港和台湾作为国际金融中心, 其股市波动受国际金融形势的影响程度较大。总体来说, 数量型货币政策和价格型货币政策对中国内地 (大陆) 与港台股市的影响会因为各股市所处的地理位置、股市制度的不同而对各股市产生不同程度的影响。因而央行在制定货币政策时, 应当因地制宜, 针对特定市场采取不同类型的货币政策组合, 从而能够在面临国际金融环境冲击时不影响或尽可能小地影响中国内地 (大陆) 与港台股市的长期稳定。

表 2 不同类型货币政策下 AGM 模型估计结果

参数 股市	$\mu$	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$m$	$\theta_{M2_g}^+$	$\theta_{M2_g}^-$	$w^+$	$w^-$	VR				
基于数量型货币政策下 AGM 模型估计结果														
沪深 300	0.000 5** (0.000 2)	0.060 6*** (0.003 6)	0.939 0*** (0.003 6)	-0.006 8 (0.011 9)	-8.144 1*** (0.428 0)	26.397 0*** (0.349 7)	-45.544 2*** (0.512 4)	13.228 1*** (0.168 5)	325.847 5*** (62.230 4)	15.77%				
香港恒生	0.000 3 (0.000 2)	0.026 3*** (0.006 9)	0.920 2*** (0.013 0)	0.068 5*** (0.016 7)	-9.080 0*** (0.146 4)	27.235 0*** (0.032 5)	-17.437 4*** (0.252 1)	11.747 7*** (0.229 7)	1.001 5* (0.552 0)	2.32%				
台湾加权	0.000 4*** (0.000 2)	0.014 0 (0.010 0)	0.880 9*** (0.033 1)	0.116 7*** (0.036 6)	-9.972 3*** (0.125 8)	69.554 0*** (0.414 1)	-143.266 3*** (0.122 7)	8.449 2*** (0.230 3)	329.086 4*** (0.083 7)	11.43%				
基于价格型货币政策下 AGM 模型估计结果														
	$\mu$	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$m$	$\theta_{i_g}^+$	$\theta_{i_g}^-$	$w^+$	$w^-$	VR				
沪深 300	0.000 5** (0.000 2)	0.064 3*** (0.009 6)	0.930 2*** (0.011 9)	-0.008 9 (0.013 0)	-9.262 5*** (0.245 2)	40.140 1*** (0.376 6)	-1.678 3*** (0.496 4)	1.000 1*** (0.251 3)	8.609 4*** (0.371 9)	44.48%				
香港恒生	0.000 3 (0.000 2)	0.021 6*** (0.007 9)	0.901 2*** (0.019 1)	0.083 5*** (0.021 6)	-9.723 3*** (0.090 5)	19.412 7*** (0.143 0)	-14.383 2*** (0.208 2)	1.001 0*** (0.231 5)	2.021 6*** (0.221 2)	9.66%				
台湾加权	0.000 4** (0.000 1)	0.001 1 (0.012 1)	0.832 4*** (0.030 2)	0.154 0*** (0.033 8)	-10.184 6*** (0.078 8)	28.818 0*** (0.206 7)	-8.076 8*** (0.601 7)	1.131 1*** (0.153 1)	3.828 1 (0.626 3)	28.26%				
基于数量型和价格型货币政策下 AGM 模型估计结果														
	$\mu$	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$m$	$\theta_{M2_g}^+$	$\theta_{M2_g}^-$	$\theta_{i_g}^+$	$\theta_{i_g}^-$	$w_{M2_g}^+$	$w_{M2_g}^-$	$w_{i_g}^+$	$w_{i_g}^-$	VR
沪深 300	0.000 5** (0.000 2)	0.059 1*** (0.010 0)	0.935 0*** (0.010 1)	-0.005 5 (0.012 4)	-8.589 7*** (0.448 5)	14.956 6*** (0.563 4)	63.242 3*** (0.539 9)	29.316 6*** (0.854 6)	16.743 3*** (0.468 9)	18.212 8*** (1.164 6)	5.316 2*** (0.488 1)	1.000 1 (0.686 1)	1.000 6* (0.554 0)	49.80%
香港恒生	0.000 3 (0.000 2)	0.020 5** (0.008 0)	0.902 7*** (0.019 7)	0.084 4*** (0.022 0)	-9.784 7*** (0.105 5)	11.022 3*** (0.478 8)	-0.812 5*** (0.237 8)	18.022 9*** (0.305 0)	-13.502 1*** (0.380 2)	42.647 3*** (0.256 3)	5.310 6*** (0.221 4)	1.000 1*** (0.239 7)	2.013 0*** (0.445 0)	10.09%
台湾加权	0.000 4*** (0.000 1)	0.008 7 (0.010 2)	0.836 5*** (0.034 6)	0.125 0*** (0.041 9)	-10.289 7*** (0.107 9)	25.105 1*** (2.027 0)	-131.740 9*** (1.003 2)	22.769 4*** (0.973 5)	-6.554 2*** (3.507 8)	19.856 1*** (2.638 9)	330.133 2*** (5.015 9)	1.171 8*** (1.014 8)	4.409 1 (2.173 7)	31.36%

注: 本表报告了基于数量型货币政策下 AGM 模型系数的估计值。样本区间为 2005 年 4 月 1 日至 2022 年 2 月 28 日。VR 是长期波动分量的相对重要性。括号中的数字是标准误差。

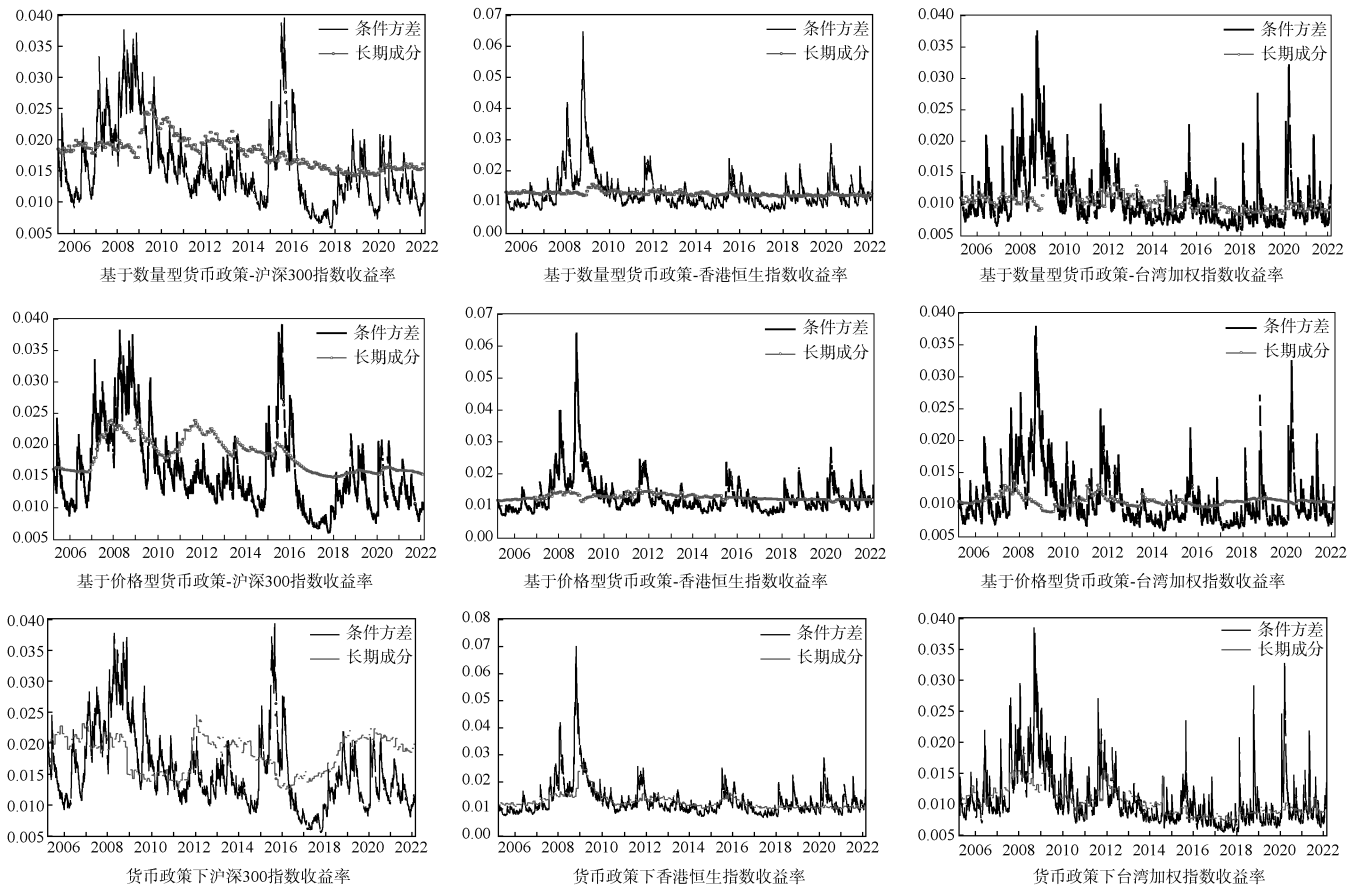


图2 中国内地(大陆)与港台股市条件波动及其长期成分

图2为中国内地(大陆)与港台各股市受货币政策影响下的条件波动及其长期成分图像。如图所示,我们同时给出了基于数量型货币政策和价格型货币政策的内地(大陆)与港台股市条件波动及其长期成分曲线图,当我们同时考虑数量型和价格型货币政策时,内地(大陆)与港台各股市的长期成分曲线能更好地拟合条件方差的波动。如图所示可以看出内地(大陆)与港台股市都呈现出了明显的周期性变化。在2008年金融危机爆发之前,内地(大陆)与港台股市的波动序列的走势基本相同,其中台湾加权指数的波动序列的起伏较大,随后产生巨大的波动,到达近年来的峰值;2012年央行对基准利率进行调整,内地(大陆)与港台股市均出现明显的起伏;2015年中国股市开始出现暴跌,内地(大陆)股市由此达到一个波动高峰,内地(大陆)股市波动程度更大,持续时间相对较长;随着COVID-19疫情的暴发,各地股市波动情况再度爆发,波动起伏的态势一直持续。从整体上看,沪深300指数的波动曲线主要受内地(大陆)金融环境的影响,受国际金融危机的影响程度相对较小,而香港恒生指

数和台湾加权指数的波动主要受国际金融因素的影响;在COVID-19疫情期间,内地(大陆)及香港股市为疫情冲击最早的地区,台湾地区由于防疫措施不完善,股市也产生了较大的波动。

### 3. DCC-MIDAS-X 模型实证结果。

在讨论货币政策对中国内地(大陆)与港台长期波动的影响机制后,接下来将采用DCC-MIDAS模型继续研究货币政策对中国内地(大陆)与港台各股市间长期相关性的影响。首先讨论内地(大陆)与港台各股市之间的静态相关性,通过运用EViews软件得到表3。

表3 中国内地(大陆)与港台股市收益率静态相关性

相关系数	沪深300	香港恒生	台湾加权
沪深300	1.000	—	—
香港恒生	0.505	1.000	—
台湾加权	0.336	0.621	1.000

表3为中国内地(大陆)与港台股市间收益率的静态相关系数。由表3可以看出,由于内地(大陆)股市与香港、台湾股票发行时间、发行体制不



同,内地(大陆)与港台各股市之间的静态相关性并不是很高,尤其是沪深300指数与台湾加权指数相关性系数仅有0.336,香港恒生指数与沪深300指数、台湾加权指数的相关性系数分别达到了0.505和0.621。这说明在中国内地(大陆)与港台股市场中,香港恒生指数与台湾加权指数的相关性是最大的,而沪深300指数与台湾加权指数的相关性则相对较小。

表4、表5分别为基于数量型货币政策和价格型货币政策DCC-MIDAS模型的动态相关性估计结果。相关系数的动态调整系数 $a$ 和 $b$ 均显著,说明各个股市间的相关系数比较稳定,中国内地(大陆)与港台股市间的持续性和稳定性很强,联动关系平稳;中国内地(大陆)与港台股市的联动关系能抵御一定程度的货币政策的冲击。 $w$ 的显著性与估计值则充分

体现了数量型和价格型货币政策对长期相关性的贡献作用。通过观察参数 $\theta$ ,数量型和价格型货币政策对中国内地(大陆)与港台股市间长期相关性存在显著的非对称性效应,从使用单一货币政策效果来看,扩张性货币政策和紧缩性货币政策往往都会减少中国内地(大陆)与港台股市间长期相关性系数。表6综合考虑了数量型货币政策与价格型货币政策对中国内地(大陆)与港台各股市长期相关性的结果,我们发现,结果与单独考虑数量型货币政策与价格型货币政策相似,均能有效减少内地(大陆)与港台股市间长期相关性。其中,扩张性数量型货币政策能有效地增加香港、台湾股市之间的长期相关性。这是因为香港和台湾股市彼此间拥有很多同步的商业周期,存在直接的轮动关系,央行货币供给量的增加使得内地(大陆)投资者将资本流向香港和台湾股市,使得

表4 基于数量型货币政策下DCC-MIDAS-X模型估计结果

	数量型货币政策 DCC-MIDAS-X 模型								AIC	LLH
	$a$	$b$	$m_2$	$\theta_{M2_g}^+$	$\theta_{M2_g}^-$	$w_{M2_g}^+$	$w_{M2_g}^-$			
沪深300指数-香港恒生指数	0.009 6** (0.004 0)	0.985 8*** (0.006 2)	0.948 8*** (0.051 5)	-27.209 1*** (0.086 3)	2.995 7*** (0.061 2)	8.253 2*** (0.033 8)	3.006 8*** (0.091 1)	6 386.732	-3 186.366	
沪深300指数-台湾加权指数	0.005 5** (0.002 7)	0.989 0* (0.004 0)	0.691 2*** (0.036 6)	-23.354 9*** (0.049 3)	21.216 2*** (0.059 6)	23.960 8*** (0.045 0)	56.271 0*** (0.047 9)	7 229.234	-3 607.617	
香港恒生指数-台湾加权指数	0.033 7*** (0.007 6)	0.927 4* (0.018 6)	0.710 2*** (0.030 0)	-0.261 5** (0.102 8)	25.543 9*** (0.058 0)	30.078 4*** (0.121 3)	20.235 7*** (0.029 8)	6 061.558	-3 023.779	

表5 基于价格型货币政策下DCC-MIDAS-X模型估计结果

	价格型货币政策 DCC-MIDAS-X 模型								AIC	LLH
	$a$	$b$	$m_2$	$\theta_{I_g}^+$	$\theta_{I_g}^-$	$w_{I_g}^+$	$w_{I_g}^-$			
沪深300指数-香港恒生指数	0.008 8** (0.003 9)	0.988 1*** (0.005 2)	0.943 3*** (0.083 5)	-7.746 7*** (0.539 4)	2.403 2 (1.556 5)	1.001 1** (0.477 0)	6.873 2*** (1.143 0)	6 406.672	-3 196.336	
沪深300指数-台湾加权指数	0.004 8* (0.002 6)	0.991 9*** (0.004 2)	0.410 8*** (0.068 8)	-1.851 1 (1.772 0)	-1.520 6** (0.061 0)	1.257 8*** (0.462 4)	1.001 1*** (0.354 1)	7 258.046	-3 622.023	
香港恒生指数-台湾加权指数	0.034 7*** (0.008 1)	0.930 4*** (0.017 5)	0.790 3*** (0.087 1)	-1.955 6 (2.863 1)	1.118 9*** (0.305 2)	2.937 5** (1.237 2)	6.857 9*** (1.158 3)	6 067.664	-3 026.832	

表6 基于货币政策下DCC-MIDAS-X模型估计结果

	货币政策 DCC-MIDAS-X 模型												
	$a$	$b$	$m_2$	$\theta_{M2_g}^+$	$\theta_{M2_g}^-$	$\theta_{I_g}^+$	$\theta_{I_g}^-$	$w_{M2_g}^+$	$w_{M2_g}^-$	$w_{I_g}^+$	$w_{I_g}^-$	AIC	LLH
沪深300指数-香港恒生指数	0.009 3** (0.004 6)	0.986 5*** (0.007 1)	0.831 7*** (0.055 1)	-3.531 3*** (0.572 2)	0.243 7 (0.197 9)	-4.730 2*** (0.184 9)	0.872 5*** (0.169 3)	3.213 4*** (0.182 5)	2.005 0*** (0.156 1)	1.001 4*** (0.246 1)	5.500 0*** (0.122 6)	6 410.146	-3 194.073
沪深300指数-台湾加权指数	0.003 7 (0.002 8)	0.992 9*** (0.004 4)	0.354 6*** (0.043 1)	-1.038 2*** (0.261 0)	0.065 1 (0.077 0)	-1.102 6*** (0.163 0)	-2.863 7*** (0.395 3)	2.132 0*** (0.110 4)	2.000 4*** (0.662 2)	1.086 3*** (0.125 0)	1.001 0*** (0.160 4)	7 261.592	-3 619.796
香港恒生指数-台湾加权指数	0.035 1*** (0.008 0)	0.928 7*** (0.018 1)	0.770 1*** (0.030 7)	1.978 0*** (0.454 9)	0.576 2*** (0.207 7)	-2.464 2*** (0.071 8)	0.783 3*** (0.315 9)	1.014 4*** (0.216 7)	2.056 3*** (0.247 7)	3.378 2*** (0.313 3)	5.602 0*** (0.215 4)	6 072.266	-3 025.133

两股市之间相关性增强。此外，两种资产的相关性越强就越容易受到共同经济政策冲击。从这一点考虑，如果中国内地（大陆）与港台股市在共同抵御国际金融冲击时采用数量型和价格型货币政策更为合适。

图3和图4分别为基于数量型货币政策和价格型货币政策下的中国内地（大陆）与港台股市动态相关图。两种货币政策对内地（大陆）与港台各股市间长期动态相关性曲线的趋势出现明显不同。如图3、图4所示，可以看出内地（大陆）与港台股市间短期动态相关曲线表现出较强的时变特征并且与表4中静态相关系数结果相近。但在图3中，数量型货币政策并不能显著地影响内地（大陆）与港台各股市间的长期动态相关性。根据图4可以明显看到，价格型货币政策同样能够显著地影响沪深300指数与其他股票指数的长期动态相关性。其原因是股票的内在价值是对未来现金流的贴现，利率变化将会影响各企业的贴现率，最终导致企业股票价格的波动。因此，价格型货币政策会导致企业未来现金流的贴现值降低，使得股价产生波动。

通过动态相关性曲线得知，沪深300-恒生指数相关性直到2015年下半年一直相对稳定，保持在0.6左右；由于内地（大陆）股市暴跌，影响波及香港股市，导致相关性有所下降；而随着粤港澳地区不断加强合作，深入交流，两地股市相关性开始上升；随后在2020年由于新冠疫情再次下跌，但仍维持在

较高水平。沪深300-台湾加权指数长期相关性相对较低，一般低于0.5；在2008年金融危机之前一直稳步上升；随着金融危机的到来，两地股市间的相关性变得复杂，在2015年内地（大陆）股市暴跌后达到最低值；在央行及时对利率进行了新一轮的调整后两地股市相关性虽然有所起伏，但仍然呈上升的趋势；在新冠疫情期间，作为受到疫情冲击最早的地区，沪深300指数与台湾加权指数均受到巨大冲击，相关性指数达到最高值0.7；最后由于新冠疫情两地防疫措施的不同，造成内地（大陆）股市与台湾股市相关性降至0.2左右，几乎为历史最低值。通过恒生指数-加权指数长期相关性曲线可以看出，考虑到央行颁布的货币政策对其相关性曲线的刻画并不趋同，说明央行货币政策并不能直接影响香港和台湾股市间的联系，这与内地（大陆）与港台股市制度不尽相同有关。香港和台湾股市的相关性在2015年内地（大陆）股市暴跌之前一直都处于0.6以上的高水平，其原因可能是香港和台湾股市起步较早，金融市场制度较为相似，都属于国际金融市场的中心地区，因此相关性长期保持在较高水平；2018年随着国际金融形势的变化，以及实体经济联系等原因，两地之间的相关性发生了一些起伏；同样在2020年新冠疫情暴发后，动态相关系数达到峰值接近0.8，随后逐步降低，其中原因有待在以后的研究中进一步探讨。

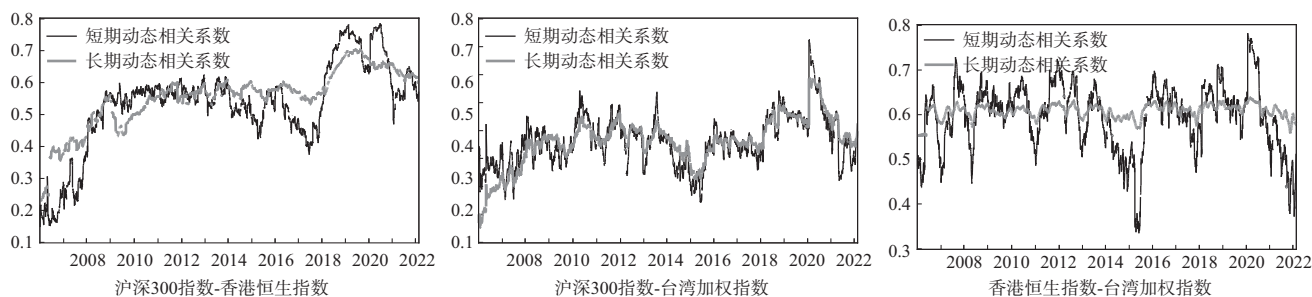


图3 基于数量型货币政策的中国内地（大陆）与港台股市动态相关性

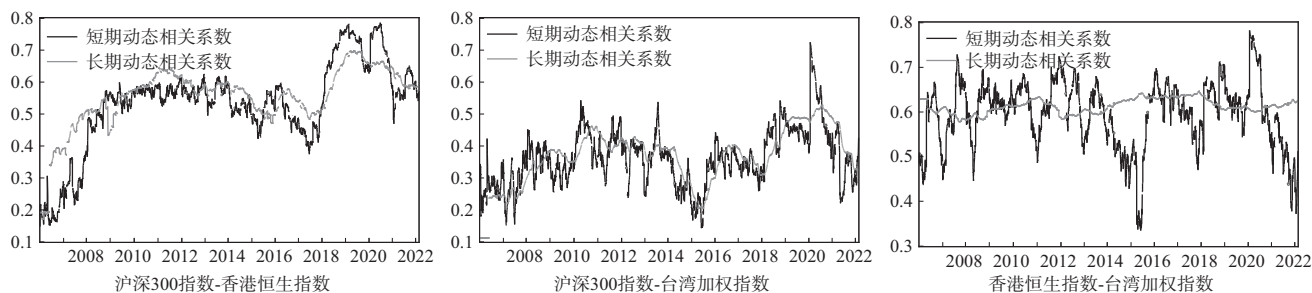


图4 基于价格型货币政策的中国内地（大陆）与港台股市动态相关性

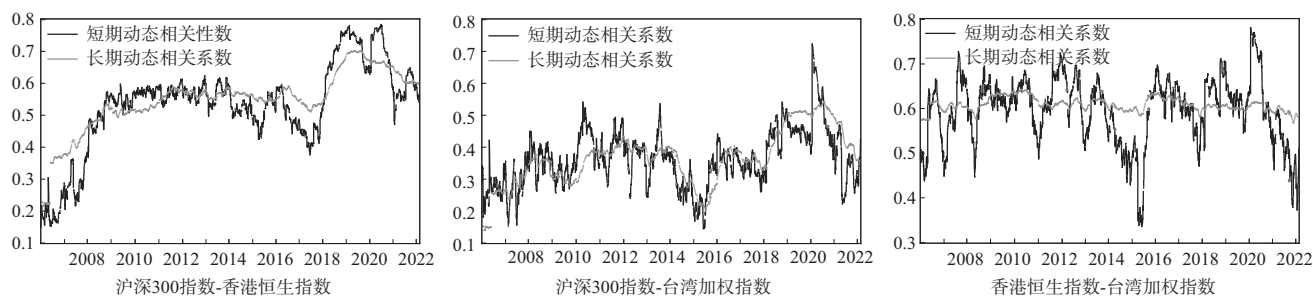


图5 基于货币政策的中国内地(大陆)与港台股市动态相关性

#### 四、结论

本文选取2005年4月1日至2022年2月25日的中国内地(大陆)与港台股票指数(沪深300指数、香港恒生指数以及台湾加权指数)以及该区间内的月度货币政策工具变量(数量型货币政策为M2,价格型货币政策为一年期贷款利率),首先基于拓展的非对称GARCH-MIDAS模型,利用混频计量模型探究低频的货币政策变量对高频股票波动的影响,这在研究中国内地(大陆)与港台股市的文献中尚属首次。同时也丰富了有关货币政策与高频股市长期波动相互关系的文献空白。其次,使用AGM模型探究不同类型货币政策对中国内地(大陆)与港台股市长期波动的非对称边际影响。最后,通过DCC-MIDAS模型,对比分析数量型和价格型货币政策对中国内地(大陆)与港台股市长期相关性的影响,研究证实了价格型货币政策对股市间相关性有显著影响。

本文的主要结论有以下几点:(1)数量型货币政策和价格型货币政策无论是在短期还是长期,均对中国内地(大陆)与港台股市波动产生显著影响。相关非对称的参数表明,单独考虑数量型和价格型货币政策将会加大内地(大陆)与港台股市长期波动;同时考虑数量型和价格型货币政策时,紧缩性数量型货币政策和价格型货币政策将会抑制内地(大陆)股市波动。(2)通过中国内地(大陆)与港台股市长期波动图可以看出,根据突发性事件(如2008年金融危机、2015年内地(大陆)股市暴跌以及COVID-19疫情)暴发时间分析,沪深300指数主要受内地(大陆)金融环境的影响,香港和台湾的股市波动则主要受国际金融环境变化的影响。(3)根据长期相关性曲线可以看出,沪深300指数与香港恒生指数的相关性相对稳定,数量型和价格型货币政策对其相关性曲线的影响效果相近;香港恒生指数与台

湾加权指数相关性处于较高的相关水平,但受货币政策影响较小;数量型货币政策能较好地拟合沪深300指数与台湾加权指数相关性曲线,其数值较低,并且起伏较大。

本文的实证研究表明:首先,在不同的经济时期、股市地理位置,数量型和价格型货币政策对股市波动率的冲击都不稳定,呈现出周期性特征。其次,我国股市监管部门和宏观政策制定者可以正确认识到不同性质的数量型和价格型货币政策对内地(大陆)与港台股市波动及其动态相关性的影响情况,有效地制定恰当的货币政策,并且努力保障货币政策健康稳定的实施,促进内地(大陆)与港台股市稳定有序的发展。投资者应当多关注货币政策(特别是价格型货币政策)的发布及其变化,对其造成的市场效果进行有效的分析与预见,以便及时调整自己的投资组合,通过对股市的追踪做出正确的决策,获得最大收益。最后,关于股市的调控方面,建议央行应继续加强货币政策改革,促进内地(大陆)股市与香港、台湾等股市互通互联,政府应继续开发新的金融工具,加强货币政策调整的多元化,提高政策对股市建构的传导效率,减少不稳定的国际环境对中国内地(大陆)与港台股市的影响。同时央行应当关注内地(大陆)与港台股市间长期相关系数的走势,保持内地(大陆)与港台股市间的一定相关性,但仍要警惕高相关性所带来的“互相影响”,可能会形成一种额外的金融冲击。值得强调的是,政府在干预经济时应更加谨慎,并强调金融市场的自我监管,以促进内地(大陆)与港台股市的健康发展。

中国内地(大陆)与港台股市是一个值得关注的区域性股市,随着海峡两岸股市的不断发展壮大,内地(大陆)与港台股市的总量将非常可观,将在世界股市上占据重要的位置,因此,研究中国内地(大陆)与港台货币政策对股市相关性影响无论是在拉动经济增长,还是在抵御金融风险方面都具有非常

重要的意义。当然, 本文仅仅考虑了货币政策对中国内地(大陆)与港台股市波动及长期相关性的影响, 在以后的研究中可以尝试考虑其他宏观经济政策对内

地(大陆)与港台股市的影响, 也可以尝试同时加入多个经济政策对内地(大陆)与港台股市的综合影响。

## 参考文献

- [1] Jiang Y, Li C, Zhang J, Zhou X. Financial Stability and Sustainability under the Coordination of Monetary Policy and Macroprudential Policy: New Evidence from China [J]. Sustainability, 2019, 11 (6): 1616-1636.
- [2] 方燕, 安安琪. 货币供应量及利率对股票市场影响研究——基于数量型和价格型货币政策的实证分析 [J]. 价格理论与实践, 2019 (5): 96-99.
- [3] Belke A, Beckmann J. Monetary Policy and Stock Prices-cross-country Evidence from Cointegrated VAR Models [J]. Journal of Banking & Finance, 2015, 54: 254-265.
- [4] Eksi O, Tas B K O. Unconventional Monetary Policy and the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy Actions [J]. North American Journal of Economics and Finance, 2017, 40: 136-147.
- [5] 郭金龙, 李文军. 我国股票市场发展与货币政策互动关系的实证分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2004 (6): 18-27.
- [6] 汪澜, 陈浪南, 贾晓伟. 中国货币政策对股市波动影响的实证研究 [J]. 投资研究, 2019 (1): 109-118.
- [7] Jiang C. The Asymmetric Effects of Monetary Policy on Stock Market [J]. Quarterly Journal of Finance, 2018, 8 (3): 1-27.
- [8] 邓创, 谢敬轩. 数量型货币政策调控有助于金融稳定吗——基于时变货币需求的货币政策有效性再评价 [J]. 当代财经, 2021 (8): 53-63.
- [9] 张小宇, 刘金全, 刘慧悦. 货币政策与股票收益率的非线性影响机制研究 [J]. 金融研究, 2013 (1): 38-52.
- [10] Chebbi T, Derbali A. US Monetary Policy Surprises Transmission to European Stock Markets [J]. International Journal of Monetary Economics and Finance, 2019, 12 (1): 3-14.
- [11] Lee C-C, Chen M-P, Huang C-C. The Effects of U. S. Unconventional Monetary Policy on Asian Stock Markets [J]. The Singapore Economic Review, 2017, 65 (4): 917-945.
- [12] Hussain S I, Li S. The Dynamic Dependence between Stock Markets in the Greater China Economic Area: A Study Based on Extreme Values and Copulas [J]. Financial Markets and Portfolio Management, 2018, 32 (2): 207-233.
- [13] Chen J, Buckland R, Williams J. Regulatory Changes, Market Integration and Spillover Effects in the Chinese A, B and Hong Kong Equity Markets [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2011, 19 (4): 351-373.
- [14] Guidi F, Savva C S, Ugr M. Dynamic Co-movements and Diversification Benefits: The Case of the Greater China Region, the UK and the US Equity Markets [J]. Journal of Multinational Financial Management, 2016, 35: 59-78.
- [15] Yang W R, Chen Y L. The Response of Dynamic Herd Behavior to Domestic and US Market Factors: Evidence from the Greater China Stock Markets [J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2015, 51: S18-S41.
- [16] Kim K S, Lee K H. A Study on the Volatility between US and the Greater China Stock Markets [J]. Journal of Industrial Economics and Business, 2012, 25 (5): 2941-2962.
- [17] 吕江林. 我国的货币政策是否应对股价变动做出反应? [J]. 经济研究, 2005 (3): 80-90.
- [18] 齐岳, 刘彤阳. 货币政策对资产价格的冲击及资产价格联动——基于中国股票市场和房地产市场的实证分析 [J]. 系统工程, 2020 (6): 108-117.
- [19] 丁述军, 邵素文, 黄金鹏, 沈丽. 我国货币政策对股票市场影响的实证分析 [J]. 统计与决策, 2018 (3): 156-159.
- [20] 陈浪南, 刘劲松. 货币政策冲击对股票市场价格泡沫影响的时变分析 [J]. 统计研究, 2018 (8): 39-47.
- [21] Soylu P K, Güloğlu B. Financial Contagion and Flight to Quality between Emerging Markets and U. S. Bond Market [J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2019, 50: 100992.
- [22] Chebbi T. On the Effects of Asset Purchase Programs on Emerging Stock Markets [J]. International Economic Journal, 2019, 33 (3): 408-430.
- [23] Ghysels E, Sinko A, Valkanov R. MIDAS Regressions: Further Results and New Directions [J]. Econometric Reviews, 2004, 26 (1): 53-90.
- [24] Colacito R, Engle R F, Ghysels E. A Component Model for Dynamic Correlations [J]. Journal of Econometrics, 2011, 164 (1): 45-59.
- [25] Engle R. Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2002, 20 (3): 339-350.
- [26] Engle R F, Rangel J G. The Spline-GARCH Model for Low-frequency Volatility and Its Global Macroeconomic Causes [J]. Review of Financial Studies, 2008, 21 (3): 1187-1222.
- [27] Conrad C, Kleen O. Two Are Better Than One: Volatility Forecasting Using Multiplicative Component GARCH-MIDAS Models [J]. Journal of Applied Econometrics, 2020, 35 (1): 19-45.
- [28] Amendola A, Candila V, Gallo G M. On the Asymmetric Impact of Macro-variables on Volatility [J]. Economic Modelling, 2019, 76: 135-152.
- [29] Wang L, Ma F, Liu J, Yang L. Forecasting Stock Price Volatility: New Evidence from the GARCH-MIDAS Model [J]. International Journal of Forecasting, 2020, 36 (2): 684-694.
- [30] Conrad C, Loch K, Rittler D. On the Macroeconomic Determinants of Long-term Volatilities and Correlations in U. S. Stock and Crude Oil Markets [J]. Journal of Empirical Finance, 2014, 29: 26-40.
- [31] 刘焯松. 中国货币供应量与股市价格的实证研究 [J]. 管理世界, 2004 (2): 131-132, 138.

(责任编辑: 李 晨 张安平)

# 基于制度赡养率的退休年龄调整机制

## Retirement Age Adjustment Mechanism Based on System Dependency Ratio

杨再贵 秦少鹏

YANG Zai-gui QIN Shao-peng

**[摘要]** 本文在企业职工基本养老保险年度收支平衡目标下,建立了“盯紧”平衡制度赡养率的退休年龄调整模型。在养老金替代率和征缴率各取3档形成的9种情景下,考察“男女同时”和“先女后男”两种延迟退休方案下2021—2050年退休年龄的动态调整过程。研究发现:建立的退休年龄调整模型可以使退休年龄随基金支付压力动态调整,实现基金年度收支平衡,其中“男女同时”延迟退休能更早实现基金收支平衡,但预测期末男性平衡退休年龄过高;在现行养老金替代率和征缴率水平下,到2050年平衡退休年龄最高会达到72岁多,应通过提高征缴率、合理设定替代率来降低平衡退休年龄。敏感性分析显示,提高城镇就业比率和城镇职工参保率对降低平衡退休年龄的作用大于总和生育率。若养老金替代率设为50%、征缴率能提高到75%,则“先女后男”每年提高6个月退休年龄是较为理想的方案,到2050年平衡退休年龄为66岁零3个月。本研究可为延迟退休政策的制定与养老保险可持续发展提供理论依据。

**[关键词]** 制度赡养率 延迟退休 退休年龄动态调整 自动调整机制

**[中图分类号]** F241.34 F840.67 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2023)06-0055-12

**Abstract:** Aiming to achieve a balance between annual revenues and expenditures of the basic old-age insurance for enterprise employees, we establish a retirement age adjustment model pegged to balanced system dependency ratio. We examine the dynamic adjustment process of retirement age from 2021 to 2050 of two delayed retirement schemes, the “simultaneous” and “female-first” schemes under the nine scenarios formed by selecting three brackets of pension replacement rate and three brackets of collection rate. We find that the retirement age adjustment model can dynamically adjust the retirement age according to the pressure on pension fund payment, thereby achieving a balance between annual revenues and expenditures of the pension fund. We observe that “simultaneous” delayed retirement can balance the revenues and expenditures of the pension fund earlier, albeit predicting an excessively high balanced retirement age for males at the end of the period. Under the current pension replacement rate and collection rate, the balanced retirement age will reach more than 72 years old by 2050. So we should increase the collection rate and set a reasonable replacement rate to lower the balanced retirement age. We also learn from the sensitivity analysis that boosting the urban employment rate and the pension insurance participation rate of urban employees can play a bigger role in lowering the balanced retirement age than the total fertility rate. If we set the pension replacement rate at 50% and hike the collection rate to 75%, then the “female-first” scheme will be more reasonable as it will raise the retirement age by six months per year and increase the balanced retirement age to 66 years and three months by 2050. We hope that the findings of our research can serve as a theoretical foundation for the formulation of delayed retirement policies and the sustainable development of pension insurance.

**Key words:** System dependency ratio Delay retirement Dynamic adjustment of retirement age Automatic adjustment mechanism

**[收稿日期]** 2022-09-23

**[作者简介]** 杨再贵,男,1966年6月生,中央财经大学中国精算研究院/保险学院教授,博士生导师,研究方向为社保精算;秦少鹏,男,1996年1月生,中央财经大学保险学院博士研究生,研究方向为社保精算。本文通讯作者为秦少鹏,联系方式为 qshaopeng2020@email.cufe.edu.cn。

**[基金项目]** 教育部人文社科重点研究基地重大项目“中国特色多层次养老保障体系研究”(项目编号:22JJD790091);高等学校学科创新引智计划(项目编号:B17050)。

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

中国现行企业职工退休年龄制度确立于20世纪70年代<sup>①</sup>，规定男职工、女干部与女工人的退休年龄分别为60岁、55岁与50岁。但是随着中国经济的快速发展与人民生活水平的日益提高，该退休年龄制度不仅与当前居民平均预期寿命不匹配<sup>②</sup>，还加剧了人口老龄化阶段企业职工基本养老保险的支付压力。《中国劳动统计年鉴2021》显示企业职工基本养老保险的制度赡养率（参保退休人数与职工人数之比）从2010年的32.61%上升到2020年的37.03%，意味着平均每2.7个参保职工就需要赡养1个退休人员。从基金收支规模看，2020年企业职工基本养老保险基金收入为30180.4亿元，基金支出为37612.3亿元<sup>③</sup>，已经出现年度收支失衡，未来基金支付缺口还会进一步扩大。为缓解基金支付压力，充分利用人力资源，《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》明确提出要逐步提高法定退休年龄。但是延迟退休该怎么延，政策文件中还未给出具体规定。学者们根据国际经验结合各自判断给出不少延迟退休方案，如蔡昉和张车伟（2015）<sup>[1]</sup>、高建伟和伊茹（2018）<sup>[2]</sup>以及林宝（2021）<sup>[3]</sup>等，但是这些研究对退休年龄的提高顺序（先提高女性退休年龄还是男女同时提高）、提高速度以及退休年龄究竟该延迟到多少岁等问题还未达成一致，原因在于学者们对未来人口与经济发展趋势有着不同的判断与预测。

因此，建立一个常态化的退休年龄自动调整机制是非常有必要的。在人口老龄化严重、基金支付压力较大时，退休年龄会快速提高，反之退休年龄则以较慢速度上升或保持不变。从政策推行角度而言，公开透明的退休年龄调整机制可以清楚地向公众说明为什么要提高退休年龄，以及未来将如何调整退休年龄，有利于公众接受延迟退休政策。本文将制度赡养率作为企业职工基本养老保险支付压力的衡量指标。首先，根据养老保险基金收支模型推导出基金实现年度收支平衡时的制度赡养率，称为“平衡制度赡养率”，作为退休年龄的调整目标。通过逐步调整退休

年龄使实际制度赡养率等于平衡制度赡养率，得到“平衡退休年龄”。这样就通过制度赡养率将养老保险基金支付压力纳入退休年龄调整机制中，退休年龄可以根据人口老龄化程度、基金财务状况动态调整。其次，基于预测的企业职工参保人数模拟2021—2050年的延迟退休方案，测算不同延迟退休顺序、养老金替代率和征缴率组合下退休年龄的动态调整过程以及养老保险基金年度收支。再次，考察平均预期寿命、总和生育率等因素对平衡退休年龄的影响。最后，总结模拟测算和敏感性分析结果，并提出相应的政策建议。

本文的边际贡献主要有以下三点：第一，建立了“盯紧”平衡制度赡养率的退休年龄调整机制，给出能够跟随未来人口和经济参数变化动态调整的延迟退休方案，为退休年龄的调整提供一种数理依据。第二，本文探索了退休年龄自动调整机制。现有研究多集中于养老金待遇自动调整机制，而对退休年龄自动调整的研究还较少。第三，本文考察了养老保险费征缴率、养老金替代率和总和生育率等因素对平衡退休年龄的影响。现有研究更多关注退休年龄提高顺序与速度对基金支付压力的缓解效果，而较少研究这些因素对退休年龄的影响。本研究可为制定科学化、透明化以及常态化的退休年龄调整策略提供理论依据。

本文余下内容安排如下：第二部分是文献综述；第三部分给出了平衡制度赡养率与平衡退休年龄测算模型，并估计了预测期间城镇人口与参保人数；第四部分是退休年龄动态调整过程模拟；第五部分是敏感性分析；第六部分是结论与政策建议。

## 二、文献综述

延迟退休缓解养老保险基金支付压力，保障基金长期可持续性的作用已经得到了学者们的认可。刘学良（2014）<sup>[4]</sup>建立养老金精算模型测算发现，退休年龄每年提高6个月或者3个月均可以有效降低养老金支付缺口。穆怀中等（2021）<sup>[5]</sup>认为在平均预期寿命延长的趋势下实施延迟退休政策可以在提高养老金待遇的同时保持基金精算平衡。但是在延迟退休方案该如何制定的问题上，学者们还未达成一致。柳清瑞和

① 参见《国务院关于颁发〈国务院关于安置老弱病残干部的暂行办法〉和〈国务院关于工人退休、退职的暂行办法〉的通知》（国发〔1978〕104号）。

② 《中国卫生健康统计年鉴2021》显示居民平均预期寿命已经从1981年的67.9岁上升到2019年的77.3岁。

③ 根据《2014年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》，全年城镇职工基本养老保险基金征缴收入20434亿元，基金支出21755亿元。

苗红军 (2004)<sup>[6]</sup> 建议从 2021 年起将男、女退休年龄每 5 年延迟 1 岁, 最终分别达到 65 岁、60 岁。蔡昉和张车伟 (2015)<sup>[1]</sup> 给出的方案是 2018 年开始女性退休年龄每 3 年延迟 1 岁, 男性退休年龄每 6 年延迟 1 岁, 一直延迟到 2045 年。林宝 (2021)<sup>[3]</sup> 建议男性每 4 年延迟 1 岁, 女性每 2 年延迟 1 岁, 用 20 年的时间将退休年龄提高到 65 岁, 退休年龄的增长速度快于蔡昉和张车伟 (2015)<sup>[1]</sup> 的方案。高建伟和伊茹 (2018)<sup>[2]</sup> 研究发现女性延迟退休对降低基金缺口的贡献率高于男性, 认为应该先提高女性退休年龄。郑功成 (2013)<sup>[7]</sup> 也认同先女后男提高退休年龄的方案, 建议用 20~30 年时间将退休年龄提高到 65 岁。谭远发等 (2016)<sup>[8]</sup> 从劳动者健康工作的角度建议应该先女后男延迟退休, 将男、女退休年龄分别提高到 62 岁和 58 岁。可见, 对未来人口、经济以及基金财务状况的不同预测让学者们对退休年龄的提高顺序与速度设定存在分歧。本文将引入养老保险基金自动调整机制 (Automatic adjustment mechanism, AAM), 建立可以跟随基金支付压力变化自动调节的退休年龄调整模型, 为延迟退休方案的制定提供一种数理依据。

自动调整机制是指养老金待遇、退休年龄以及法定缴费率等制度参数, 在事先给定的规则下跟随选定的指标自动调节 (OECD, 2021<sup>[9]</sup>)。OECD 国家通常根据平均预期寿命建立退休年龄自动调整机制, 具体做法大致可分为三类: 一是退休年龄与平均预期寿命的增量成比例增加, 如丹麦规定自 2028 年起平均预期寿命每增加 1 岁, 退休年龄就增加 1 岁 (Alvarez 等, 2021<sup>[10]</sup>), 芬兰则规定退休年龄每年增加平均预期寿命增量的 2/3 (OECD, 2021<sup>[9]</sup>); 二是控制缴费年限与养老金领取年限的比例, 如法国将该比例控制在 1/3 至 2/3 之间 (Arbatli 等, 2016<sup>[11]</sup>); 三是将养老金待遇与平均预期寿命 (死亡率) 联系起来, 间接调整退休年龄 (Ayuso 等, 2021<sup>[12]</sup>), 如瑞典每年根据平均预期寿命和退休年龄计算年金除数, 平均预期寿命越高、退休时间越早, 年金除数越大, 退休人员所得养老金就越少。国内学者也给出了类似的退休年龄调整方案, 褚福灵 (2013)<sup>[13]</sup> 建议根据工作时间与退休时间之比来确定退休年龄, 姚海祥等 (2018)<sup>[14]</sup> 建立世代交叠模型推导了平均预期寿命与退休年龄之间的函数关系式, 给出两者间的调整对照表。但是, 这些方法并未建立退休年龄调整与养老保

险基金支付压力间的直接关联机制。此外, 平均预期寿命延长也只是老龄化社会特征之一, 以此为目标调整退休年龄不能充分反映未来人口结构的变化。Boado-Penas 等 (2020)<sup>[15]</sup> 在基金收支平衡的目标函数下, 利用非线性优化方法模拟了未来退休年龄的最优调整路径。但是该方法计算复杂, 而且无法向公众提供一个明确的退休年龄调整目标。

制度赡养率表示参加基本养老保险的退休人数和职工人数之比, 常被用来衡量基金负担水平, 制度赡养率越高说明基金支付压力越大。提高退休年龄可以降低制度赡养率, 所以王晓军和赵明 (2015)<sup>[16]</sup>、曾益等 (2021)<sup>[17]</sup> 等用该指标对比了不同延迟退休方案的效果。路锦非 (2016)<sup>[18]</sup> 以基金收支平衡时的制度赡养率为基准探讨了法定缴费率的下调空间, 金刚和张秋秋 (2019)<sup>[19]</sup> 利用制度赡养率构造指标研究了养老保险基金支付压力的地区差异。老年抚养比是与制度赡养率含义较为相似的概念, 表示全社会老年人口与工作年龄人口之比。Hyndman 等 (2021)<sup>[20]</sup> 把老年抚养比作为养老保险基金负担水平的衡量指标, 在固定老年抚养比的目标下调整退休年龄。但是老年抚养比更适合衡量宏观层面的人口老龄化程度, 而不适合用来表示基金的负担水平 (Sanderson 和 Scherbov, 2015<sup>[21]</sup>)。因为不是所有的老年人口都有养老金领取资格, 劳动年龄人口中也有部分未参与缴费 (Hu 和 Yang, 2012<sup>[22]</sup>)。进一步而言, 中国实行的是多层次基本养老保险制度, 不同制度的覆盖人群、缴费方式以及养老金计发规则存在差异, 不适宜直接使用老年抚养比来衡量企业职工基本养老保险的支付压力 (路锦非, 2016<sup>[18]</sup>)。Mauro (2019)<sup>[23]</sup> 提出以基金收支平衡时的制度赡养率为目标调整退休年龄的思路, 认为这样调整退休年龄可以有效应对人口老龄化对基金收支平衡的冲击、提高现收现付制养老保险基金的可持续性, 但是未给出具体计算方法。本文根据 Mauro (2019)<sup>[23]</sup> 思路, 将制度赡养率作为企业职工基本养老保险支付压力的衡量指标, 以基金收支平衡时的制度赡养率为目标建立退休年龄调整模型, 然后参考 Hyndman 等 (2021)<sup>[20]</sup> 的算法调整退休年龄使实际制度赡养率向平衡制度赡养率收敛, 以实现基金收支平衡。平衡制度赡养率等于实际缴费率除以养老金替代率; 而实际制度赡养率是制度中参保退休人数与参保职工人数之比, 取决于退休年龄分开的两类参保人数。若实际制度赡养率因人口老龄化冲击大于平

衡制度赡养率，基金就会出现支付缺口，通过调整退休年龄让两者相等时，养老保险基金就能收支平衡。

自动调整机制在保障基金长期可持续性，维持养老保险体系稳定运行方面表现出了良好效果。European Commission (2012)<sup>[24]</sup>、Carone 等 (2016)<sup>[25]</sup>、Arbatli 等 (2016)<sup>[11]</sup> 均建议老龄化程度严重或者即将进入老龄化阶段的国家引入自动调整机制来应对可能出现的养老金危机。米海杰和王晓军 (2014)<sup>[26]</sup>、房连泉 (2018)<sup>[27]</sup>、林义和蹇滨徽 (2019)<sup>[28]</sup> 介绍了国外养老保险基金自动调整机制的主要内容与经验，建议国内也应该尽快建立相应的制度参数调整机制。郑秉文 (2015)<sup>[29]</sup> 认为缺乏应对老龄化冲击的退休年龄等参数的自动调整机制是中国基本养老保险体系可持续性面临的突出问题。张勇 (2019)<sup>[30]</sup> 研究了如何根据养老保险基金偿付能力动态调整统筹账户的养老金待遇。而目前国内关于退休年龄自动调整机制的数理定量研究还较少涉及，本研究是对退休年龄自动调整理论的有益补充。

### 三、模型与数据

#### (一) 平衡制度赡养率与平衡退休年龄测算模型

企业职工基本养老保险制度采用社会统筹与个人账户相结合，即现收现付和完全积累结合的部分积累制。但是实际运行中因为养老金支付压力较大，个人账户更多的只是一个名义记账工具，并未发挥太大的积累作用 (郑秉文, 2018<sup>[31]</sup>)。因此，本文将在现收现付制基础上分析企业职工基本养老保险的缴费收入与养老金支出。其中， $t$  年缴费收入等于  $t$  年参保职工人数  $W_t$ 、法定缴费率  $c_t$ 、征缴率  $k_t$  与上一年职工平均工资  $S_{t-1}$  的乘积：

$$TI_t = W_t \cdot S_{t-1} \cdot c_t \cdot k_t \quad (1)$$

而  $t$  年养老金支出等于  $t$  年参保退休人数  $R_t$  与退休人员平均养老金  $E_t$  的乘积：

$$TE_t = R_t \cdot E_t \quad (2)$$

养老保险基金实现年度收支平衡时，根据式 (1) 与式 (2) 有：

$$W_t \cdot S_{t-1} \cdot c_t \cdot k_t = R_t \cdot E_t \quad (3)$$

式 (3) 两边同时除以  $W_t \cdot S_{t-1}$ ，然后整理得：

$$\alpha_t = \frac{k_t \cdot c_t}{\tau_t} \quad (4)$$

其中， $\alpha_t = R_t/W_t$  就表示  $t$  年的制度赡养率， $\tau_t = E_t/S_{t-1}$  表示  $t$  年养老金替代率。可见，制度赡养率等于征缴率和法定缴费率的乘积与养老金替代率之比时，养老保险基金可以恰好实现年度收支平衡。为了便于区分，本文将根据式 (4) 计算得到的制度赡养率称为“平衡制度赡养率”，以  $\alpha^*$  表示，实际的参保退休人数与职工人数之比称为“实际制度赡养率”，以  $\alpha$  表示。平衡制度赡养率表示养老保险基金所能承受的最大支付压力，为了保持年度收支平衡，实际制度赡养率应不大于平衡制度赡养率。

实际制度赡养率取决于退休年龄  $r$ ，平均预期寿命  $\Omega$  以及人口增长率  $\sigma$  等因素，可以写做  $\alpha = \alpha(r, \Omega, \sigma)$ 。平均预期寿命增长或人口增长率下降会提高实际制度赡养率，而退休年龄的上升则会使之下降。因此，可以通过调整退休年龄使实际制度赡养率等于平衡制度赡养率，即：

$$\alpha(r^*, \Omega, \sigma) = \alpha^* \quad (5)$$

这样养老保险基金就实现了年度收支平衡，满足式 (5) 的退休年龄被称为“平衡退休年龄”，以  $r^*$  表示。

式 (5) 右边的平衡制度赡养率可以根据企业职工基本养老保险的征缴率、法定缴费率以及养老金替代率计算得到。较为困难的是如何在给定平衡制度赡养率时，确定平衡退休年龄？本文参考了 Hyndman 等 (2021)<sup>[20]</sup> 的方法，计算步骤如图 1 所示。首先以  $t-1$  年的退休年龄  $r_{t-1}$  作为  $t$  年退休年龄  $r_t$  的初始值，然后计算实际制度赡养率  $\alpha_t$  并判断是否大于平衡制

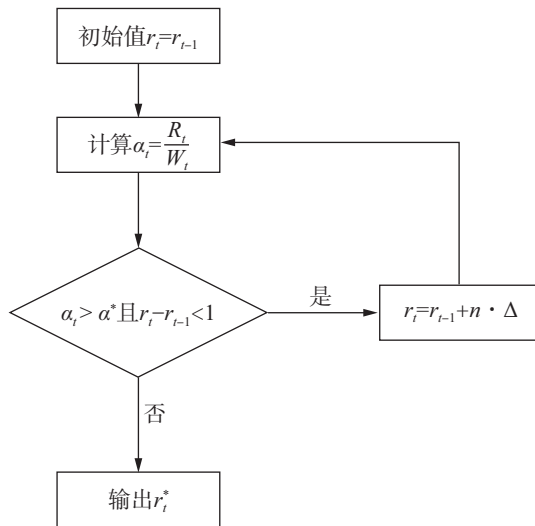


图 1 平衡退休年龄的计算流程



度赡养率 $\alpha^*$ 。如果 $\alpha_t \leq \alpha^*$ ，则 $t$ 年的平衡退休年龄 $r_t^* = r_{t-1}$ ，否则令 $r_t = r_{t-1} + n \cdot \Delta$ ，再次计算实际制度赡养率，直至 $\alpha_t \leq \alpha^*$ 。其中 $n$ 表示迭代次数，为正整数， $\Delta$ 表示每次迭代时退休年龄的增量。考虑到公众计算时间的习惯，取 $\Delta = 1/12$ ，即每次增加一个月退休时间。与Hyndman等(2021)<sup>[20]</sup>一样，本文也限制 $r_t - r_{t-1} < 1$ ，即相邻年份间退休年龄的最大增量不能超过11个月。如果 $r_t = r_{t-1} + 11/12$ 时仍是 $\alpha_t > \alpha^*$ ，就以此时的 $r_t$ 为 $t$ 年退休年龄。这可以避免退休年龄的大幅波动。

实际制度赡养率反映了参保人员结构的变化，平衡制度赡养率则与基本养老保险制度参数有关，这样式(5)就通过制度赡养率将退休年龄与养老保险基金支付压力直接联系起来。退休年龄可以在维持年度收支平衡的目标下，根据人口老龄化程度进行调整。结合图1可知，计算平衡退休年龄需要对未来各年的城镇人口结构与企业职工基本养老保险参保人数进行预测。

## (二) 城镇人口结构预测

根据国家统计局网站公布的第七次全国人口普查结果，本文以2020年城镇分性别年龄人口为起始人口，在考虑农村人口向城镇迁移的情况下，采用队列要素法估计2021—2050年城镇人口结构。预测期间各年的城镇人口等于上一年城镇人口加上各年出生人口，减去死亡人口，再加上农村向城镇净迁移人口。2021—2050年的全国总和生育率来自联合国人口司出版的《世界人口展望2022》里中间情景的总和生育率。由第六、七次人口普查数据计算发现城镇总和生育率比全国总和生育率低12.58%，假设该状况在未来保持不变，可得预测期间城镇总和生育率将从2021年的1.02缓慢提高到2050年的1.22。

预测结果表明，未来城镇总人口将在2040年达到10.37亿人高峰后开始下降，到2050年为9.81亿人。城镇人口负增长主要源于新生人口与劳动年龄人口的下降，预测结果显示16~59岁劳动年龄人口占城镇总人口比重从2021年的65.94%下降到2050年的51.13%，60岁以上老龄人口比重不断提高，到2050年为37.71%。受此影响，企业职工基本养老保险的实际制度赡养率也会随之上升。

## (三) 参保人数估计

假设参保人员的分年龄性别人口结构与预测期间

各年全国城镇分年龄性别人口结构对应一致(刘学良, 2014<sup>[4]</sup>)，那么就可以在估计各年企业参保职工和参保退休总人数的基础上，计算2021—2050年不同参保人群的分年龄性别人口。参考杨再贵和陈肖华(2021)<sup>[32]</sup>，预测期间各年参加企业职工基本养老保险的职工人数等于各年城镇在职年龄人数与城镇就业比率、城镇职工参保率、企业职工参保人数占城镇职工参保人数比例之积。根据中国目前教育与就业的年龄规律，设企业职工入职参保年龄为20岁。女干部和女工人退休年龄统一简化为52岁，男职工退休年龄为60岁。根据城镇人口预测结果可算出预测期间各年城镇在职年龄人数。由《中国劳动统计年鉴2021》可知1995—2020年的城镇就业人数、2000—2020年参加城镇职工基本养老保险的职工与退休人数和其中的企业职工与退休人数。城镇就业人数除以对应年份的城镇在职年龄人数可以得到1995—2020年的城镇就业比率，然后以此为样本用AR(1)模型估计预测期间的城镇就业比率。以城镇职工参保人数除以对应年份城镇就业人数得到2000—2020年的城镇职工参保率，假设预测期间城镇职工参保率每年增加1个百分点，最高为90%(王晓军和米海杰, 2013<sup>[33]</sup>)。2000—2020年间企业职工参保人数占城镇职工参保人数的平均值约为90%，假设在预测期间保持不变。由此可计算预测期间各年企业参保职工总人数。各年企业参保退休总人数的计算与此类似，进而可得2021—2050年企业参保职工和参保退休人群的分年龄性别人口。

估计出预测期间参保职工及退休人数后，就可以计算现行退休年龄下的实际制度赡养率，结果如图2所示。其中1995—2020年的参保人数来自《中国劳动统计年鉴2021》。可见，企业职工基本养老保险的实际制度赡养率自2010年后逐年提高，到2030年将达到50.06%，意味着平均每2个参保职工需要赡养1个退休人员。2040年后因为城镇人口进入负增长阶段，实际制度赡养率的增长速度明显提高，到2050年实际制度赡养率为81.52%，平均每1.2个参保职工就要赡养1个退休人员。《国务院办公厅关于印发降低社会保险费率综合方案的通知》(国办发[2019]13号)规定职工养老保险单位缴费比例可降至16%，个人缴费比例为8%，则法定缴费率为24%。养老金替代率参考杨再贵和陈肖华(2021)<sup>[32]</sup>

的做法测算为 46.5%。若征缴率为 100%，根据式 (4) 计算的平衡制度赡养率为 51.61% (图 2 中较高横线)。可见，现行退休年龄下企业职工基本养老保险在 2031 年前可以一直维持年度收支平衡。但实际征缴率仅为 61% (曾益等, 2021<sup>[17]</sup>)，平衡制度赡养率就变成 31.48% (图 2 中较低横线)，可见 2020 年后实际制度赡养率已经远高于该数值。这说明征缴率过低是当前企业职工基本养老保险年度收支失衡的一个重要原因，后文将考察征缴率变化对延迟退休方案的影响。

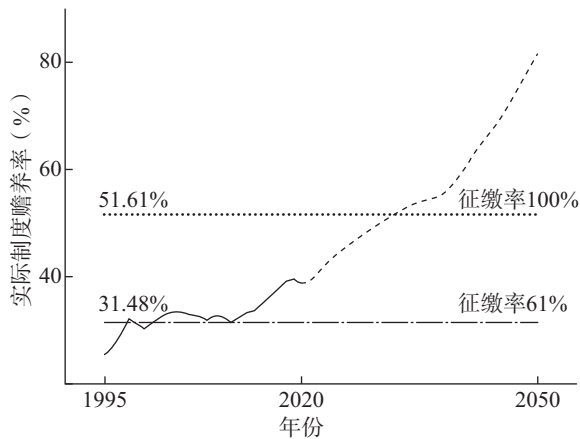


图 2 1995—2050 年企业职工基本养老保险的实际制度赡养率

#### 四、退休年龄动态调整方案模拟

假设预测期间法定缴费率为 24% 不变。当前 46.5% 的养老金替代率作为低档，以企业职工基本养老保险 60% 的设计替代率<sup>①</sup>作为高档，再取 50% 为中档。设当前征缴率 61% 为低档，唐珏和封进 (2019)<sup>[34]</sup> 证明改由税务部门征收社会保险费可以将征缴率提高到 75%，设最高征缴率为 90%。用式 (4) 算出养老金替代率与征缴率九种组合下的平衡制度赡养率，如表 1 所示。

表 1 养老金替代率与征缴率九种组合下的平衡制度赡养率

情景序号	替代率 (%)	征缴率 (%)	平衡制度赡养率 (%)
1	46.5	61	31.48
2	46.5	75	38.71
3	46.5	90	46.45
4	50	61	29.28

续前表

情景序号	替代率 (%)	征缴率 (%)	平衡制度赡养率 (%)
5	50	75	36.00
6	50	90	43.20
7	60	61	24.40
8	60	75	30.00
9	60	90	36.00

根据平衡退休年龄计算流程编写 R 语言程序，将表 1 九种情景下的参数分别代入程序运算，可得到 2021—2050 年对应情景下动态调整后的退休年龄。本文将在每种情景下都模拟“男女同时”与“先女后男”两种延迟退休方案下预测期间退休年龄的动态调整过程。其中，“男女同时”方案是指男性与女性同时以相同的速度提高退休年龄，“先女后男”方案是先将女性退休年龄提高到 60 岁，然后再男、女同时延迟退休。

##### (一) “男女同时”方案下退休年龄的动态调整

九种情景下 2021—2050 年退休年龄增量随基金支付压力的变化如图 3 所示，其中纵轴正方向表示  $t$  年参保人员退休年龄增加的月数，负方向用基金缺口率表示  $t$  年未调整退休年龄时养老保险基金所面临的支付压力。 $t$  年基金缺口率定义为：

$$d_t = \frac{\alpha^* - \alpha_t(r_{t-1})}{\alpha^*} \quad (6)$$

其中， $\alpha_t(r_{t-1})$  表示  $t$  年退休年龄为  $r_{t-1}$  时的制度赡养率。 $d_t < 0$  说明  $t$  年若不调整退休年龄实际制度赡养率会大于平衡制度赡养率，出现基金支付缺口， $d_t$  越小说明基金面临的支付压力越大。

首先看养老金替代率为 46.5%、征缴率为 61% 的情景。从图 3 可见，预测初年未提高退休年龄时基金缺口率为 -24.23%。退休年龄实行动态调整后，2021—2023 年男、女退休年龄都以每年 11 个月的速度提高，其间基金缺口规模大幅下降，2024 年再提高 10 个月可降至 31.48% 的平衡制度赡养率，同时达到平衡退休年龄。继续分析图 3 可知，2025—2039 年男、女平衡退休年龄增长速度逐步放缓至每年 3~4 个月。2040 年后因为城镇人口进入负增长阶段，实际制度赡养率上升速度加快，基金缺口规模又有增加，平衡退休年龄的增长速度提高到每年 4~5 个月。

① 参见《关于印发〈完善企业职工基本养老保险制度宣传提纲〉的通知》(劳社部发〔2005〕32 号)。

企业职工基本养老保险在 2024—2050 年一直保持平衡制度赡养率，基金可以维持年度收支平衡。到 2050 年男性平衡退休年龄为 72 岁零 3 个月，女性为 64 岁零 3 个月，较现行退休年龄提高 12 岁零 3 个月。

从图 3 可见，养老金替代率为 46.5% 不变，征缴率提高到 75% 时，预测初年基金缺口率仅为 -1.04%，退休年龄从 2021 年提高 2 个月实际制度赡养率就可以降至平衡水平，同时达到平衡退休年龄。2021—2039 年平衡退休年龄每年提高 2~4 个月，2040 年后每年提高 5~6 个月，增长速度较征缴率为 61% 的情景明显下降。企业职工基本养老保险在整个预测期间内都可以保持 38.71% 的平衡制度赡养率，到 2050 年男性平衡退休年龄为 69 岁零 10 个月，女性为 61 岁零 10 个月。征缴率达到 90% 时，2027 年前企业职工基本养老保险在现行退休年龄下不存在支付缺口，这期间无需调整退休年龄。2027—2039 年平衡退休年龄每年提高 2~4 个月，2040 年后每年提

高 5~6 个月，就可以一直保持平衡制度赡养率。到 2050 年男性平衡退休年龄为 67 岁零 8 个月，女性为 59 岁零 8 个月。总的来看，相同替代率下，征缴率每提高一个档次，预测期间同年度的平衡退休年龄下降大约 2 岁。

结合图 3 还可发现，征缴率为 61% 不变时，“男女同时”方案下实际制度赡养率达到平衡水平的会随着时间的延长而延长，替代率为 60% 时，预测初年基金缺口率达到了 -60.29%，男、女退休年龄需要在 2021—2028 年每年都提高 11 个月才能达到平衡制度赡养率。征缴率为 75% 与 90% 情景下与此类似。这是因为提高养老金替代率会增加养老金支出，加剧基金支付压力，退休年龄每年需要以更高幅度的增长来维持基金收支平衡。实际制度赡养率首次降至平衡制度赡养率后，以基金缺口率衡量的基金支付压力每提高 1 个百分点，九种情景下男、女平衡退休年龄平均提高 1.67 个月。

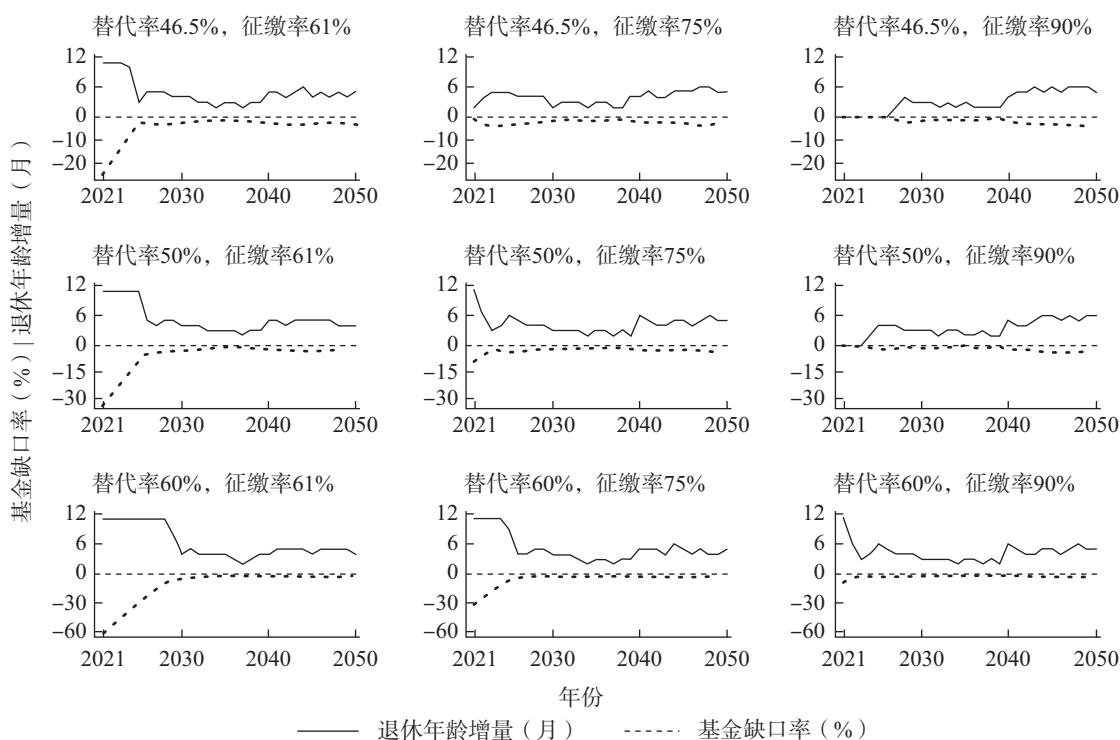


图 3 “男女同时”延迟退休方案下的退休年龄增量随基金支付压力的变化

(二) “先女后男”方案下退休年龄的动态调整

“先女后男”方案下九种情景下预测期间各年退休年龄增量随基金支付压力的变化如图 4 所示。可见，养老金替代率为 46.5%、征缴率为 61% 的情景下，女性退休年龄从 2021—2029 年以每年 11 个月的

速度提高到 60 岁，但是此时实际制度赡养率仍然大于平衡制度赡养率，直到 2031 年男、女退休年龄同时提高到 61 岁零 10 个月时才降至平衡水平，较同一情景下“男女同时”方案达到平衡制度赡养率的时间晚 8 年，基金支付压力下降速度较图 3 同一情景下

也较为缓慢。到2050年男、女平衡退休年龄为67岁零11个月，较现行退休年龄分别提高8岁零11个月和16岁零11个月。

养老金替代率为46.5%不变，征缴率达到75%时，从图4可见，女性平衡退休年龄从2021—2033年每年提高7~9个月就可以保持平衡制度赡养率。2034—2039年男、女平衡退休年龄每年提高1~3个月，2040年后每年提高5~6个月，到2050年平衡退休年龄为65岁零5个月。而征缴率提高到90%时，女性退休年龄从2026年前无需延迟，2027—2039年每年提高4~6个月，2040—2044年每年提高8~9个

月就可以保持平衡制度赡养率。2045年后男性与女性的平衡退休年龄每年同时提高5~7个月，到2050年为63岁零4个月。养老金替代率为50%和60%时，平衡退休年龄随征缴率变化的规律与此类似。“先女后男”方案下征缴率每提高一个档次，同一替代率下同年度的平衡退休年龄也下降约2岁。实际制度赡养率首次降至平衡制度赡养率后，以基金缺口率衡量的基金支付压力每提高1个百分点，九种情景下女性平衡退休年龄平均提高2.19个月，男性平衡退休年龄平均提高1.76个月。

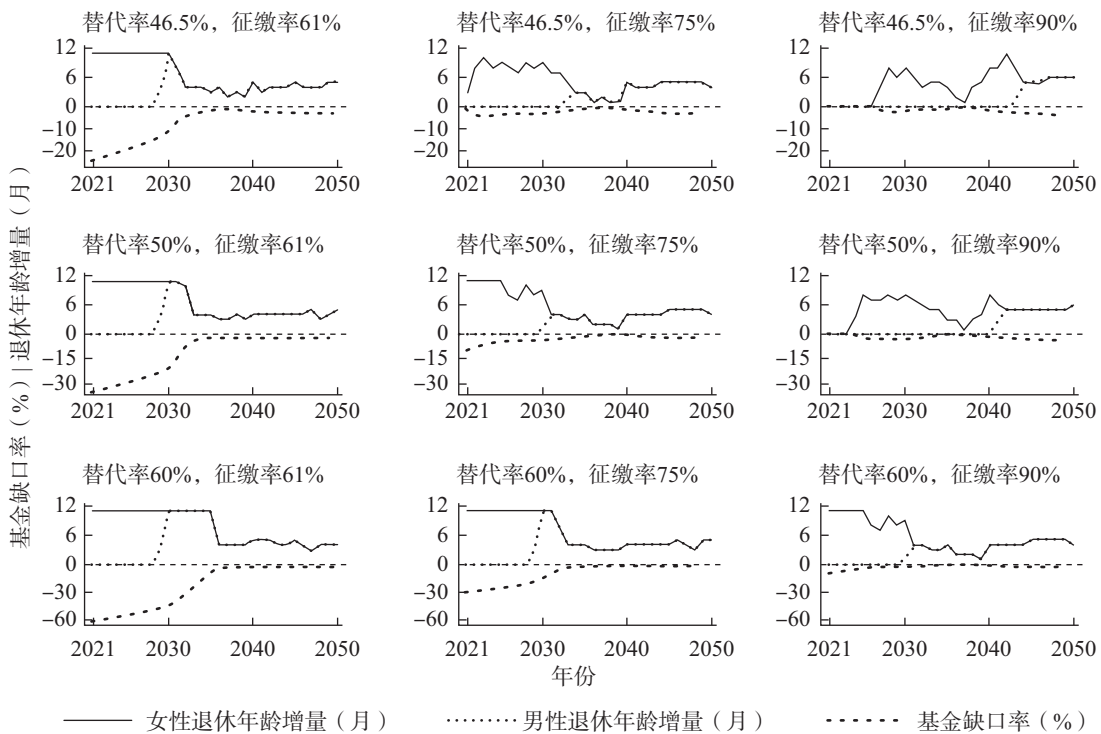


图4 “先女后男”延迟退休方案下退休年龄增量随基金支付压力的变化

对比同一情景下的两种延迟退休方案发现，“男女同时”方案下实际制度赡养率会早于“先女后男”方案达到平衡水平，基金支付压力下降速度也较快，但是前者预测期末男性平衡退休年龄明显高于后者。提高征缴率可以缩短两种方案达到平衡制度赡养率的时间，并降低同一养老金替代率下的平衡退休年龄。从图3和图4还可看出，2040年后两种延迟退休方案下平衡退休年龄增长速度有所提高。这是因为城镇人口进入负增长阶段，退休年龄每年需要更高幅度的增长才能抵消劳动年龄人口下降带来的基金支付压力。

结合中国实际情况，实现过高的养老金替代率与征缴率是相对困难的。那么在替代率为50%，征缴率为75%情景下，采用“先女后男”方案延迟退休

是较为合适的，到2050年平衡退休年龄为66岁零3个月，平均每年提高约6个月。这样既有利于缓解企业职工基本养老保险的支付压力，也便于公众接受延迟退休政策。

### (三) 不同延迟退休方案下养老保险基金年度收支验算

以平衡制度赡养率为目标的退休年龄调整模型是否真的可以让养老保险基金实现年度收支平衡呢？下面通过测算2021—2050年企业职工基本养老保险在九种情景下的年度结余进行验证。 $t$ 年的年度结余 $TB_t$ 等于当年缴费收入减去养老金支出：

$$TB_t = TI_t - TE_t \tag{7}$$

结合式(1),  $t$ 年养老保险基金缴费收入  $TI_t$  可以进一步写作:

$$\begin{aligned}
 TI_t &= W_t \cdot S_{t-1} \cdot c_t \cdot k_t \\
 &= W_t \cdot S_{2020} \cdot \frac{\prod_{v=2020}^{t-1} (1+g_v)}{1+g_{2020}} \cdot c_t \cdot k_t \quad (8)
 \end{aligned}$$

其中,  $S_{2020}$  是 2020 年的平均工资,  $g_v$  为  $v$  年的工资增长率。国办发〔2019〕13号文件规定, 就业人员平均工资计算口径为城镇非私营单位就业人员平均工资和城镇私营单位就业人员平均工资的加权平均值。根据国家统计局网站公布的数据计算 2020 年平均工资为 79 103 元。结合中国经济发展形势, 假定工资增长率在 2021—2025 年为 6.6%, 2026—2030 年为 5.7%, 以后各年为 4.8%。

延迟退休方案达到预期效果的标准为: 养老金替代率达到目标替代率时, 实际制度赡养率等于平衡制

度赡养率, 此时, 当年收支相等, 或者说养老保险基金的年度结余等于零。

本文根据式(8)计算不同延迟退休方案与情景下预测期间的年度结余, 结果如图5所示。可见, 九种养老金替代率与征缴率组合下, “男女同时”与“先女后男”延迟退休均可以使企业职工基本养老保险年度结余逐步趋于年度收支平衡。其中, 同一情景下基金年度结余在“男女同时”延迟退休方案下达到年度收支平衡的时间要早于“先女后男”方案。在征缴率为 61% 的三种情景与替代率为 60%、征缴率为 75% 的情景下, “先女后男”方案下只提高女性退休年龄阶段养老保险基金支付缺口仍在扩大, 直到男性与女性退休年龄一起提高时年度结余才逐步由负向零转变。而在征缴率为 90%, 替代率为 46.5% 或者 50% 情景下, 企业职工基本养老保险在预测初期还有一定的年度盈余。

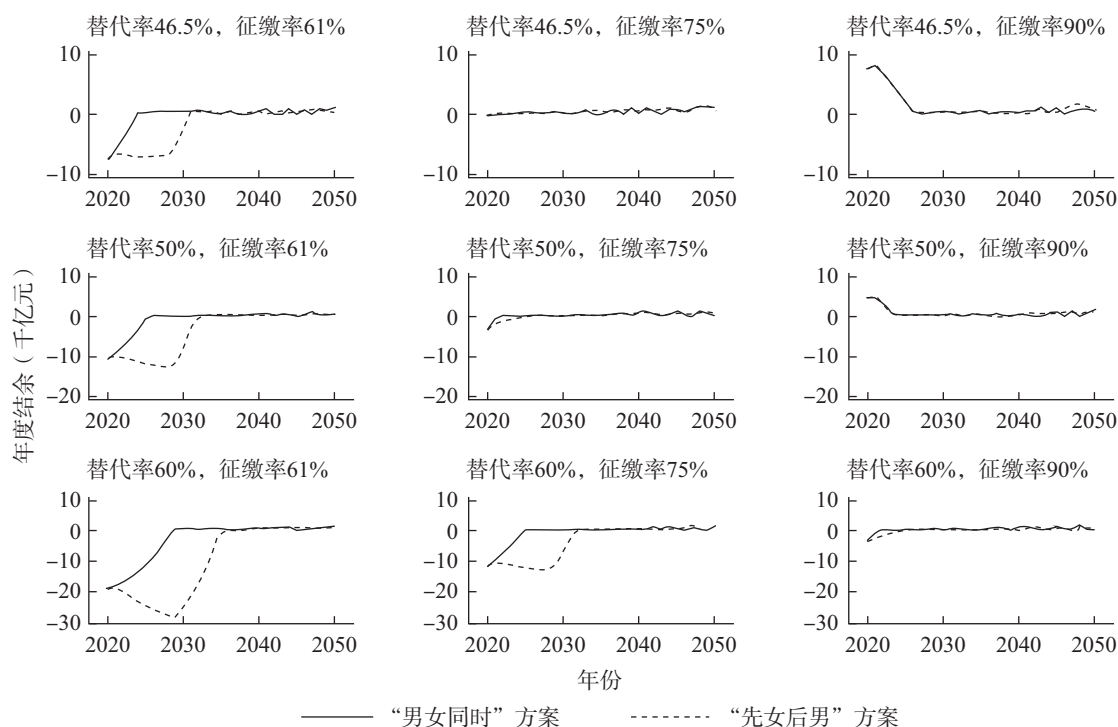


图5 2021—2050年企业职工基本养老保险年度结余

为排除工资增长率设定对上述结论的影响, 将工资增长率设为服从  $[0, 5\%]$  区间上均匀分布的随机变量, 再次计算两种延迟退休方案下养老保险基金的年度结余, 结果与图5类似<sup>①</sup>。这说明根据本文退休年龄调整模型模拟的延迟退休方案使企业职工基本

养老保险保持年度收支平衡的效果不受工资增长率设定的影响。

### 五、敏感性分析

本节通过计算动态调整后的退休年龄(简称“延

① 受篇幅限制, 文中未给出工资增长率为随机变量时企业职工基本养老保险在预测期间的年度结余, 感兴趣的读者可联系作者索取。

退后年龄” ) 对主要变量的弧弹性考察敏感性, 选取的五个变量为平均预期寿命、总和生育率、城镇就业比率、城镇职工参保率以及法定缴费率。平均预期寿命会随着生活水平和医疗条件的改善逐步提高, 相对而言较难进行政策调节, 其余四个变量可以受到相应政策的影响, 常作为改善养老保险基金收支状况的工具。

其他参数保持不变, 分别将平均预期寿命提高 0.5 岁、总和生育率提高 0.2、城镇就业比率、城镇职工参保率以及法定缴费率提高 5 个百分点时, 九种情景下预测期间平均弹性的均值如表 2 所示<sup>①</sup>。可

见, 延迟后年龄与平均预期寿命同方向变化, 男、女延迟后年龄都会随着平均预期寿命延长而提高。因为平均预期寿命上升会降低死亡率, 养老保险基金每年需要赡养的退休人员较基准情形有所增加, 就需要将参保职工的工作年限进一步延长。与平均预期寿命相反, 提高总和生育率会降低延迟后年龄。因为总和生育率的上升能够增加未来城镇劳动人口供给, 扩大参保缴费人数, 进而降低养老保险基金的负担水平。城镇就业比率、城镇职工参保率以及法定缴费率也与延迟后年龄反方向变化, 这三个变量提高时延迟后年龄随之下降。

表 2 延迟后年龄对几个主要变量在九种情景下预测期间平均弹性的均值

主要变量的提高幅度	延迟退休方案			
	男女同时		先女后男	
	男	女	男	女
平均预期寿命提高 0.5 岁	0.258 6	0.306 4	0.225 1	0.323 6
总和生育率提高 0.2	-0.003 1	-0.003 5	-0.003 7	-0.003 5
城镇就业比率提高 5 个百分点	-0.164 4	-0.187 2	-0.107 9	-0.206 0
城镇职工参保率提高 5 个百分点	-0.164 4	-0.187 1	-0.107 7	-0.206 7
法定缴费率提高 5 个百分点	-0.164 1	-0.187 0	-0.099 2	-0.219 0

从作用机制上看, 法定缴费率上升是提高平衡制度赡养率, 进而降低延迟后年龄。总和生育率、城镇就业比率以及城镇职工参保率提高则是通过增加参保缴费人数来降低实际制度赡养率。其中, 提高城镇就业比率和城镇职工参保率对降低延迟后年龄的作用大于总和生育率, 因为前两者对参保职工人数的影响较为直接, 而提高总和生育率需要等到新生人口达到入职年龄后, 就业并参保才能起作用。因此, 可以利用灵活的宏观经济政策来扩大就业和参保人群, 减缓退休年龄增长速度。提高法定缴费率会增加参保企业和职工的缴费负担, 有悖于现行减税降费政策。

## 六、结论与政策建议

本文在企业职工基本养老保险年度收支平衡目标下建立退休年龄调整模型, 在养老金替代率与征缴率九种组合下, 分别计算“男女同时”与“先女后男”

两种延迟退休顺序下 2021—2050 年退休年龄动态调整过程, 为退休年龄的提高顺序和速度以及最大退休年龄的设定提供数理依据。主要结论有: (1) 所提的退休年龄调整模型可以使企业职工基本养老保险趋于年度收支平衡, 其中“男女同时”方案下实现平衡的时间早于“先女后男”方案, 但是预测期末男性平衡退休年龄会偏高。(2) 现行养老金替代率与征缴率水平下, 如果想只借助延迟退休政策使企业职工基本养老保险达到年度收支平衡, 两种方案下男性与女性退休年龄在预测初期均需要以较快的速度提高, 预测期末平衡退休年龄最高会达到 72 岁多, 这将超过居民健康工作年龄。因此现阶段只依靠提高退休年龄实现基金收支平衡是非常困难的, 应同时采取配套措施, 用“组合拳”策略来保障基金的长期可持续性。(3) 提高征缴率能增加养老保险基金收入, 降低平衡退休年龄。测算结果说明, 养老金替代率不

<sup>①</sup> 受篇幅限制, 文中无法分别列出九种情景下延迟后年龄对几个主要变量在预测期间的平均弹性, 感兴趣的读者可联系作者索取。

变,征缴率每提高一个档次(约15%),同年度平衡退休年龄下降约2岁。因此,应该在实行延迟退休政策时提高养老保险费征缴率,并根据人口与经济发展形势,合理确定养老金增长率,避免养老金待遇过快上涨给退休年龄带来额外的增长压力。(4)劳动年龄人口下降引起的人口负增长会显著提高退休年龄的增长速度,但是总和生育率的提高只有在新生人口入职后才能发挥降低平衡退休年龄的作用,具有较长的滞后性。因此,放开生育政策可以作为缓解基金支付压力的长期措施。短期内应该通过提高就业率与参保率来改善基金收支状况,降低平衡退休年龄。

根据研究结论,为稳步推进延迟退休政策以保证企业职工基本养老保险健康、可持续地发展,可采取以下政策措施:

第一,尽快实行延迟退休政策,制定公开透明的退休年龄调整方案。延迟退休政策在国内已经多次被提上日程,但是因为公众反对意见较大迟迟未予施行。建立与制度赡养率挂钩的退休年龄调整策略,同时将方案公开化、透明化,让公众了解为何要提高退休年龄,以及未来退休年龄将会如何变化,可降低公众对延迟退休政策的疑虑,缓解政策推行阻力。未来退休年龄的可预期性既有利于公众合理安排工作期与退休期的生活与财务,也便于有关部门编制养老保险基金预算、制定社会保障政策。建议将养老金替代率提高到50%,征缴率提高到75%后,“先女后男”以每年6个月的速度提高退休年龄,到2050年男性与女性退休年龄均为66岁零3个月<sup>①</sup>。

第二,想方设法提高企业职工基本养老保险的征缴率,扩大基金收入来源,以配合延迟退休政策的实

施。相比社会保险主管部门,税务机关对企业财务状况掌握得更充分,拥有严格的处罚措施。在企业职工基本养老保险支付压力日益严峻的背景下,应该积极推进社会保险征缴体制改革,由税务部门核实缴费基数并征收保险费。继续大力宣传基本养老保险政策,在小学、中学和大学普及社会保险通识教育,让公民尽早建立养老保险意识,工作后主动缴纳养老保险费。此外,应推进企业职工基本养老保险向个体工商户、灵活就业人员等人群覆盖,扩大参保缴费人群规模。

第三,建立常态化的养老金待遇调整机制,优化待遇调整策略。综合考虑工资指数、物价指数、人口老龄化程度以及基金财务状况,建立常态化的待遇调整策略。在兼顾退休人员生活水平和基金长期可持续性的双重目标下,科学地确定养老金调整比例,避免平衡退休年龄过快上涨。同时,这还可以让参保人员对未来养老金有明确的预期,激励他们多缴多得,主动延长工作缴费年限。

第四,营造良好生育环境,提高生育意愿。高房价、子女入托与入学难以及职场竞争等问题极大地抑制了公众的生育意愿,让新推行的“三胎”政策难以发挥预期作用。政府应该加强房地产调控,缓解购房压力;扶持托幼机构发展,推行教育公平,化解子女入托、入学难问题;切实保障妇女权益,不要让生育成为女性入职与晋升的阻力。

第五,提高就业率。经济发展是“稳就业”的保证,也是养老金财富的源泉。应加快人口老龄化阶段中国经济结构转型升级,畅通国民经济循环,保持经济在高质量发展的同时稳步增长以提高就业率。

## 参考文献

- [1] 蔡昉,张车伟.人口与劳动绿皮书:中国人口与劳动问题报告 No.16 [M].北京:社会科学文献出版社,2015:253-287.
- [2] 高建伟,伊茹.延迟退休对缩减养老保险基金缺口的贡献率测算 [J].统计与决策,2018(4):58-63.
- [3] 林宝.积极应对人口老龄化:内涵、目标和任务 [J].中国人口科学,2021(3):42-55.
- [4] 刘学良.中国养老保险的收支缺口和可持续性研究 [J].中国工业经济,2014(9):25-37.
- [5] 穆怀中,范璐璐,陈曦.人口预期寿命延长、养老金保障风险与政策回应 [J].人口研究,2021(1):3-18.
- [6] 柳清瑞,苗红军.人口老龄化背景下的推迟退休年龄策略研究 [J].人口学刊,2004(4):3-7.
- [7] 郑功成.深化中国养老保险制度改革顶层设计 [J].教学与研究,2013(12):12-22.

① 感谢审稿专家的提示。本文建议的“先女后男”退休年龄调整顺序只是从基金收支平衡角度考虑的,该结论建立在女性职工退休年龄较低,且女性平均预期寿命高于男性基础之上。未考虑退休年龄提高时女性身体与心理承受能力,以及女性参与家庭照料等因素,这是本研究未尽之处。

- [8] 谭远发, 朱明姣, 周葵. 平均预期寿命、健康工作寿命与延迟退休年龄 [J]. 人口学刊, 2016 (1): 26-34.
- [9] OECD. Pensions at a Glance 2021: OECD and G20 Indicators [M]. Paris: OECD Publishing, 2021: 86-93.
- [10] Alvarez J, Kallestrup-Lamb M, Kjærgaard S. Linking Retirement Age to Life Expectancy Does Not Lessen the Demographic Implications of Unequal Lifespans [J]. Insurance: Mathematics and Economics, 2021, 99 (4): 363-375.
- [11] Arbatli E C, Feher C, Ree J J K, Saito I, Soto M. Automatic Adjustment Mechanisms in Asian Pension Systems? [R]. Washington D. C.: IMF, 2016: 8-21.
- [12] Ayuso M, Bravo J M, Holzmann R, Palmer E. Automatic Indexation of the Pension Age to Life Expectancy: When Policy Design Matters [J]. Risks, 2021, 9 (5): Article 96.
- [13] 褚福灵. 构建基于自我负担系数的退休年龄决定机制 [J]. 经济管理, 2013 (7): 161-171.
- [14] 姚海祥, 魏嘉辉, 马庆华. 人口预期寿命与退休年龄 [J]. 财经研究, 2018 (6): 62-75.
- [15] Boado-Penas M D C, Godínez-Olivares H, Haberman S, Serrano P. Automatic Balancing Mechanisms for Mixed Pension Systems under Different Investment Strategies [J]. The European Journal of Finance, 2020, 26 (2/3): 277-294.
- [16] 王晓军, 赵明. 寿命延长与延迟退休: 国际比较与我国实证 [J]. 数量经济技术经济研究, 2015 (3): 111-128.
- [17] 曾益, 张冉, 李姝. 渐进式延迟退休年龄: “小步前行”抑或“大步迈进”? ——基于养老保险基金可持续性与财政责任的视角 [J]. 财政研究, 2021 (4): 102-115.
- [18] 路锦非. 合理降低我国城镇职工基本养老保险缴费率的研究——基于制度赡养率的测算 [J]. 公共管理学报, 2016 (1): 128-140.
- [19] 金刚, 张秋秋. 制度赡养率基尼系数与养老保险基金中央调剂改革 [J]. 财政研究, 2019 (9): 108-120.
- [20] Hyndman R J, Zeng Y, Shang H L. Forecasting the Old-Age Dependency Ratio to Determine A Sustainable Pension Age [J]. Australian & New Zealand Journal of Statistics, 2021, 63 (2): 241-256.
- [21] Sanderson W C, Scherbov S. Are We Overly Dependent on Conventional Dependency Ratios? [J]. Population and Development Review, 2015, 41 (4): 687-708.
- [22] Hu N, Yang Y. The Real Old-age Dependency Ratio and the Inadequacy of Public Pension Finance in China [J]. Journal of Population Ageing, 2012, 5 (3): 193-209.
- [23] Mauro V. Extending the Retirement Age for Preserving the Constitutive Pension System Mission [R]. Sapienza University of Rome, Public Finance Research Papers 40, 2019: 16.
- [24] European Commission. White Paper: An Agenda for Adequate, Safe and Sustainable Pensions [R]. Brussels: European Commission, 2016: 10.
- [25] Carone G, Eckefeldt P, Giamboni L, Laine V, Pamies S. Pension Reforms in the EU Since the Early 2000's: Achievements and Challenges Ahead [R]. Brussels: European Commission, 2016: 44.
- [26] 米海杰, 王晓军. 养老保险可持续发展调整机制研究 [J]. 统计研究, 2014 (5): 54-60.
- [27] 房连泉. 建立可持续的基本养老保险待遇指数化调整机制研究——来自国际案例的经验启示 [J]. 人口学刊, 2018 (5): 66-77.
- [28] 林义, 蹇滨徽. OECD 国家公共养老金待遇自动调整机制的经验及启示 [J]. 探索, 2019 (2): 108-117.
- [29] 郑秉文. 从做实账户到名义账户——可持续性 with 激励性 [J]. 开发研究, 2015 (3): 1-6.
- [30] 张勇. 偿付能力、生命周期与养老金动态调整策略 [J]. 金融研究, 2019 (9): 57-74.
- [31] 郑秉文. 养老保险降低缴费率与扩大个人账户——征缴体制改革的“额外收获” [J]. 行政管理改革, 2018 (11): 12-21.
- [32] 杨再贵, 陈肖华. 降费综合方案下企业职工基本养老保险财政风险预警 [J]. 保险研究, 2021 (1): 91-106.
- [33] 王晓军, 米海杰. 养老金支付缺口: 口径、方法与测算分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2013 (10): 49-62.
- [34] 唐珏, 封进. 社会保险征收体制改革与社会保险基金收入——基于企业缴费行为的研究 [J]. 经济学 (季刊), 2019 (3): 833-854.

(责任编辑: 李 晟 张安平)



# 并购业绩补偿承诺与商誉减值

## Performance Compensation Commitment in M&A and Goodwill Impairments

李沁洋 陈航 刘向强

LI Qin-yang CHEN Hang LIU Xiang-qiang

**[摘要]** 本文利用我国A股上市公司2008—2021年的数据,探究并购业绩补偿承诺对商誉减值的影响。研究发现:在并购重组中签订业绩补偿承诺的公司,之后商誉减值的概率更高,且商誉减值金额更大。此外,并购业绩补偿承诺对商誉减值的负面影响在收购方为非国有企业,以及管理层过度自信时更为显著。进一步研究发现:并购业绩补偿承诺通过推高并购溢价从而导致了更多的商誉减值;在并购业绩补偿承诺未达标和业绩补偿承诺到期后的第一年,商誉减值的可能性更高,减值金额也更大;其次,并购业绩补偿承诺水平越高,也更容易引发商誉减值。本文研究结果不仅丰富了与并购业绩补偿承诺经济后果相关的文献,而且从制度层面拓展了商誉减值影响因素的研究视角,为监管部门优化并购业绩补偿承诺制度及防范商誉减值风险提供了经验与启示。

**[关键词]** 业绩补偿承诺 商誉减值 企业并购 并购溢价

**[中图分类号]** F275 F832.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 06-0067-13

**Abstract:** This study examines the impact of performance compensation commitment (PCC) on goodwill impairment. By taking the major assets reorganization events of A-share listed companies in China from 2008 to 2017, we find that the listed companies that signed PCC in M&A are more likely to experience goodwill impairment, and the number of impairments is larger. Moreover, the effect is more significant when the acquirer is non-state-owned or managers are overconfident. Further research shows that when firms signed compensation commitment in M&A, its premium will be higher, and the failure to fulfill the PCC will increase the probability of goodwill impairment. In addition, the effect is more pronounced in the first year of the post-commitment period, and the higher the average growth rate of promised performance, the more likely goodwill impairment will occur. This study not only enriches the literature on the economic consequences of PCC and the factors of goodwill impairment from the institutional level, but also provides empirical evidences for regulatory authorities to optimize the PCC system and prevent the risk of goodwill impairment.

**Key words:** Performance compensation commitment Goodwill impairments Merger and acquisition Premium

**[收稿日期]** 2021-06-13

**[作者简介]** 李沁洋,女,1988年11月生,西南大学经济管理学院副教授,研究方向为资本市场与公司金融;陈航,女,1993年4月生,西安电子科技大学广州研究院职员,研究方向为企业并购;刘向强,男,1987年5月生,西南大学经济管理学院副教授,研究方向为企业并购与信息披露。本文通讯作者为刘向强,联系方式为 liuxq0525@163.com。

**[基金项目]** 国家自然科学基金青年项目“并购业绩补偿承诺的影响因素及其经济后果研究”(项目编号:71902165)。

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

为维护并购交易公允,缓解交易双方利益冲突,中国证券监督管理委员会(以下简称证监会)于2008年颁布《上市公司重大资产重组管理办法》(以下简称《管理办法》),将业绩补偿承诺协议正式引入并购重组交易中。业绩补偿承诺协议作为对并购交易定价进行事后调整的一项安排,是收购方与目标公司为缓解双方之间的信息不对称而签订的一系列契约条款。并购中的业绩补偿承诺协议通常以目标公司未来一定时期内的利润指标作为业绩考核标准,如果目标公司在这段时期内披露的实际业绩未达到协议中的承诺业绩,则目标公司原股东需要就实际业绩与承诺业绩的差额部分向收购方支付相应补偿。作为一种创新的契约形式,业绩补偿承诺不仅可以为并购交易价格的估值提供有力支撑,还能对目标公司进行约束或者加以激励(潘爱玲等,2017<sup>[1]</sup>;饶艳超等,2018<sup>[2]</sup>;杨超等,2018<sup>[3]</sup>)。因此,业绩补偿承诺在越来越多的并购交易中被采用(吕长江和韩慧博,2014<sup>[4]</sup>)。

然而,我国上市公司的业绩补偿承诺可靠性较低,普遍存在虚高现象(王竞达和范庆泉,2017<sup>[5]</sup>)。在目前以收益法为主流的并购评估方法下(潘妙丽和张玮婷,2017<sup>[6]</sup>),目标公司业绩补偿承诺与资产估值直接挂钩,导致收购方为目标公司支付过高的溢价(李秉祥等,2019<sup>[7]</sup>),最终转化为账面上的高额商誉。据Wind数据库统计,我国上市公司的商誉已从2014年的3000多亿急速飙升至2021年的1.26万亿。随着商誉的累积,商誉减值的问题也日益凸显(张冀,2017<sup>[8]</sup>)。自2018年以来,A股上市公司商誉减值“爆雷”现象频发,导致多家上市公司经营业绩出现大幅度下滑,引发股市震荡。例如,天神娱乐在2018年亏损75.22亿元,超过其同期市值,其中计提的商誉减值高达48.14亿元;ST数知在2020年度报告中计提了高达61亿元的巨额商誉减值,这一减值金额甚至超过公司自2004年以来的扣非净利润之和。为防范商誉减值可能引发的市场风险,证监会于2018年11月发布《会计监管风险提示第8号——商誉减值》,就商誉减值的监管风险进行非常明确的提示。由此可见,商誉减值已经成为目前资本市场和监管层关注的焦点问题。

目前学术界关于商誉减值的影响因素主要存在两种观点:一种观点是从商誉形成的原因角度出发,认

为收购方在并购时为目标公司支付过高的价格是导致后续商誉发生减值的主要原因(Gu和Baruch,2011<sup>[9]</sup>;Olante,2013<sup>[10]</sup>;谢纪刚和张秋生,2013<sup>[11]</sup>);另一种观点是从并购后期商誉的确认角度出发,认为在商誉减值测试难以核实的情况下(叶建芳等,2016<sup>[12]</sup>),管理者基于自身利益的考虑或盈余管理的动机,有能力提前计提或延迟确认商誉减值损失(Ramanna和Watts,2012<sup>[13]</sup>;Majid,2015<sup>[14]</sup>;曲晓辉等,2016<sup>[15]</sup>)。然而鲜有学者从我国特殊的并购交易制度安排出发,探究商誉减值的影响因素。那么,业绩补偿承诺作为我国并购交易中引入的一项创新制度安排,是否会影响公司的商誉减值呢?

为回答这一问题,本文利用我国A股上市公司2008—2021年的商誉减值数据,研究我国并购中的业绩补偿承诺制度对公司商誉减值的影响。研究结果表明,在并购重组中签订业绩补偿承诺的公司,之后商誉减值的概率更高,且商誉减值金额更大。上述现象在收购方为非国有企业,以及管理层过度自信时更为显著。进一步研究发现,并购业绩补偿承诺通过推高并购溢价从而导致了更多的商誉减值;在并购业绩补偿承诺未达标和业绩补偿承诺到期后的第一年,商誉减值的可能性更高,减值金额也更大;其次,并购业绩补偿承诺水平越高,也更容易引发商誉减值。

本文的研究贡献主要体现在:第一,本文拓展了并购业绩补偿承诺影响商誉减值的研究视角和研究内容。首先,与本文主题最相关的是张海晴等(2020)<sup>[16]</sup>和原红旗等(2021)<sup>[17]</sup>的研究,他们分别关注并购业绩补偿承诺是否到期和承诺是否完成对商誉减值的影响,本文则重点考察了公司在并购中是否签订业绩补偿承诺,以及承诺高低对后续商誉减值的影响。其次,上述两篇文献基于业绩承诺下的监管变化和盈余管理动机分析并购业绩补偿承诺影响商誉减值的逻辑和机理,本文则基于并购溢价与估值的视角解释并购业绩承诺影响商誉减值的内在机理。最后,张海晴等(2020)<sup>[16]</sup>主要关注分析师跟踪、高质量审计等外部因素,原红旗等(2021)<sup>[17]</sup>则聚焦牛熊市、并购是否重大重组等因素对业绩补偿承诺与商誉减值的调节效应;本文则从企业产权性质和管理层过度自信的角度,考察并购业绩补偿承诺对商誉减值的异质性影响。第二,本文从并购业绩补偿承诺视角探讨商誉减值的政策驱动因素,丰富了商誉减值影响因素的相关研究。已有研究主要从并购溢价(Gu和Baruch,

2011<sup>[9]</sup>; Li 等, 2011<sup>[18]</sup>; Olante, 2013<sup>[10]</sup>) 和管理层动机 (Masters-Stout 等, 2008<sup>[19]</sup>; Majid, 2015<sup>[14]</sup>; 曲晓辉等, 2016<sup>[15]</sup>) 两个角度分析了商誉减值的原因, 本文考察并购业绩补偿承诺是否会加剧商誉减值, 对如何预防商誉减值引发的市场风险具有重要的现实意义。

本文余下的结构安排如下: 第二部分为理论与假设发展; 第三部分为研究设计; 第四部分为本文的实证结果; 第五部分为进一步分析; 第六部分为稳健性检验; 第七部分为研究结论。

## 二、理论与假设提出

承诺在经济理论和政策研究中具有重要价值。Rey 和 Bernard (1996)<sup>[20]</sup> 从理论上分析了承诺在契约中的经济价值, 认为承诺能够降低契约双方由于信息不对称带来的成本。业绩补偿承诺制度在我国的股权分置改革中首次被采用的初衷在于保护处于信息劣势地位的中小投资者的利益不被大股东侵占。在实施过程中发现, 投资者更愿意相信那些在股改方案中不仅支付对价, 而且作出附加业绩补偿承诺的公司, 使得其股价的市场反应更好 (许年行等, 2008<sup>[21]</sup>), 并且附加业绩补偿承诺的股权分置改革方案也降低了大股东的谈判成本 (桂荷发等, 2011<sup>[22]</sup>)。但与此同时, 业绩补偿承诺也可能引发上市公司的盈余管理行为 (刘浩等, 2011<sup>[23]</sup>)。

随后, 证监会又将该制度引入我国上市公司的并购重组中, 以维护并购交易的公允。并购中的业绩补偿承诺协议作为对并购交易定价进行事后调整的一项安排, 是收购方与目标公司签订的一系列与目标公司未来收益相关的契约条款。然而, 在并购交易时, 附加业绩承诺很有可能会影响标的资产的定价。一方面, 就目标公司而言, 由于并购双方签订了业绩承诺协议, 目标公司的股东可以获得的收购对价具有重大不确定。并且, 目标公司给收购方带来的收益无法实现也可能源于收购方在并购后整合不当, 并不能完全归咎于目标公司股东故意在事前高估资产价格, 而业绩补偿承诺将标的资产业绩不及预期的责任都归因于目标方, 也存在不合理之处。换言之, 业绩补偿承诺协议为卖方带来了额外的风险和负担, 为了补偿这种事后收益不确定性风险, 目标公司股东很可能在事前提高并购定价。另一方面, 就收购方而言, 目标公司作出的业绩补偿承诺, 是向并购方进行的“增信”

承诺 (尹美群和吴博, 2019<sup>[24]</sup>), 这会使得并购方愿意为目标公司支付更高的溢价。首先, 如果目标公司愿意签订业绩补偿承诺协议, 则向外部传递公司未来经营业绩良好的信号, 使得并购方愿意支付更高的溢价以获得看似优质的资产。其次, 业绩补偿承诺协议约定, 如果目标公司未达到业绩补偿承诺中设定的目标业绩, 即标的资产实际净利润小于承诺利润数, 则目标公司需要对收购方进行补偿, 这降低了收购方在并购完成后的风险, 使其愿意以更高的溢价完成交易。因此, 当一项并购交易附加业绩补偿承诺时, 收购方也会愿意接受更高的并购溢价。

当收购方为目标公司支付高的并购溢价后, 在账面上会形成高额的商誉, 从而增加后期商誉减值的可能性。首先, 根据我国现行的会计准则, 商誉资产的后续处理由直线法摊销改为应至少在每年年终进行减值测试, 这意味着账面上形成商誉资产只能通过减值进行调整。因此, 业绩补偿承诺在催生高并购溢价的同时, 也增加了商誉减值的风险 (Olante, 2013<sup>[10]</sup>)。其次, 目标公司股东为获得更高的溢价, 往往会承诺更高的目标业绩, 即使承诺的目标业绩已远远超过目标公司现有的盈利能力, 进而导致目标公司根本无法实现承诺的业绩。而根据超额收益观, 并购中形成的商誉代表目标公司未来能给上市公司带来的超额收益的贴现值 (杜兴强等, 2011<sup>[25]</sup>), 当目标公司给上市公司带来的预计超额收益达不到预期的水平时, 意味着商誉所代表的价值发生了折损, 收购方不得不计提商誉减值损失 (Gu 和 Baruch, 2011<sup>[9]</sup>)。基于上述分析, 本文提出假设 1:

**H1:** 在并购重组中签订业绩补偿承诺的上市公司, 其后续更可能发生商誉减值。

业绩补偿承诺协议从理论上可以保证目标公司未来盈利能力的确定性。通过签订业绩补偿承诺协议, 收购方管理层可以要求目标公司对未来价值和发展能力作出可靠的判断, 且可以激励目标公司努力提升未来的盈利能力。但作为企业进行并购的主要决策人和执行人, 管理层往往并非完全理性, 其自身的非理性特征对并购的整个过程有着重大的影响 (陈仕华和李维安, 2016<sup>[26]</sup>)。过度自信的管理者一方面会倾向于相信自己卓越的经营管理能力能够帮助并购双方实现经营管理上的协同 (潘爱玲等, 2018<sup>[27]</sup>), 从而容易高估并购后的协同效应及目标公司未来收益水平, 进而高估目标公司的价值 (Hayward 和 Hambrick,

1997<sup>[28]</sup>; Malmendier 和 Tate, 2008<sup>[29]</sup>); 另一方面, 认为自己过往的成功的管理经验和并购决策能够充分预测和把控并购中存在的风险, 因而会更多地依赖于自身所掌握的信息而非外界信息, 导致搜集相关信息的意愿不足(李善民等, 2015<sup>[30]</sup>), 进而容易低估并购中存在的风险, 最终导致并购方愿意支付更高的溢价, 商誉也新增得更多(李丹蒙等, 2018<sup>[31]</sup>)。因此, 在签订并购重组交易方案及约定业绩补偿承诺协议时, 管理者过度自信程度越高, 越容易高估并购为企业带来的收益, 并低估目标公司无法完成业绩补偿承诺的风险(窦炜等, 2019<sup>[32]</sup>), 进而更可能为标的资产支付更高的并购溢价, 最终在收购方的账面形成更多虚高的商誉资产。目标公司被收购后, 给上市公司带来的预计超额收益也更可能达不到预期的水平, 导致收购方不得不计提商誉减值。基于上述分析, 本文提出假设 2:

**H2:** 收购方管理者越过度自信, 业绩补偿承诺越可能导致商誉减值。

在我国资本市场中, 产权性质是不可忽视的一个重要因素。在大股东拥有上市公司控制权的前提下, 大股东有动机和能力通过关联交易、并购重组等渠道掏空上市公司(陈晓和王琨, 2005<sup>[33]</sup>)。证监会将业绩补偿承诺引入并购重组, 其初衷是为了维护市场公平交易, 引导交易双方更谨慎地采用收益法对标的资产进行估值, 防止上市公司控股股东通过并购重组的方式侵占上市公司及其中小股东的利益(饶茜和侯席培, 2017<sup>[34]</sup>)。但并购作为国有上市公司的重大决策, 往往会受到政府部门及地方政府的直接影响(方军雄, 2008<sup>[35]</sup>), 且国有上市公司对其他企业进行收购时一般需要得到国资委的批复, 使得国有上市公司的管理层所面临的上级的审查更为严格, 遭受的监管压力也高于非国有上市公司的管理层(朱松和夏冬林, 2009<sup>[36]</sup>)。因此, 国有上市公司在签订业绩补偿承诺时会更为谨慎, 支付的并购溢价更低, 收购方的商誉账面价值也更低, 后续的商誉减值风险也更低。同时, 相比非国有上市公司, 国有上市公司所具有天然的政治关联性, 使其能够获得更多的资源优势 and 规模优势(蒋艳和田昆儒, 2013<sup>[37]</sup>), 这样的优势可以在一定程度上弥补国有上市公司自身经营中出现的问题(张丽达和冯均科, 2016<sup>[38]</sup>), 因此, 即使目

标公司自身的未来的经营能力不足以达到承诺的业绩, 国有上市公司也更有可能会消化并购中的“不良”资产, 并在一定程度抑制后续商誉减值的计提。基于上述分析, 本文提出假设 3:

**H3:** 当收购方为非国有企业, 业绩补偿承诺更可能导致商誉减值。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择与数据来源

鉴于《上市公司重大资产重组管理办法》发布于 2008 年 4 月, 本文选择 2008—2017 年的重大资产重组事件, 以及 2008—2021 年的上市公司商誉减值以及其他财务数据展开研究<sup>①</sup>。根据研究的需要, 按照如下标准对样本实施筛选: (1) 剔除并购信息披露不全的样本; (2) 剔除业绩补偿承诺为非人民币的样本; (3) 剔除财务数据缺失的样本。最终得到 833 个重大资产重组的样本, 其中签订业绩补偿承诺的样本 665 个, 未签订业绩补偿承诺的样本 168 个。为了避免极端值对研究结果产生影响, 本文对后续回归分析中的连续变量采用 1% 水平上的缩尾处理。本文所使用的上市公司业绩补偿承诺数据和商誉减值数据来源于万得金融数据库(Wind), 目标公司的相关财务数据主要通过巨潮资讯网手工搜集整理而得, 其他财务数据均来自国泰安金融数据库(CSMAR)。

#### (二) 模型设定与变量定义

为了检验研究假设 H1, 本文设定如下模型:

$$Impairment = \beta_0 + \beta_1 Commit + \beta_2 Controls_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

在模型(1)中, 被解释变量 *Impairment* 为商誉减值, 借鉴曲晓辉等(2016)<sup>[15]</sup>、胡凡和李科(2019)<sup>[39]</sup>的研究思路, 本文使用两种方法度量商誉减值: 第一, 商誉是否减值 (*Impairment1*)。即在并购完成后收购方是否计提商誉减值, 若并购完成五年内(包括并购完成当年)收购方计提商誉减值赋值为 1, 反之则为 0。第二, 商誉减值金额 (*Impairment2*)。参考叶建芳等(2016)<sup>[12]</sup>的研究, 将并购完成五年内(包括并购完成当年)收购方计提的商誉减值金额加 1 后取对数。

解释变量 *Commit* 表示并购重组交易双方是否签订业绩补偿承诺协议。收购方在并购重组中签订业绩

<sup>①</sup> 由于本文考察并购后 5 年内(包括并购发生当年)的上市公司商誉减值情况, 因此重大资产重组样本区间为 2008—2017 年。

补偿承诺协议赋值为 1，反之则为 0。

参照曲晓辉等 (2016)<sup>[15]</sup>、胡凡和李科 (2019)<sup>[39]</sup>、窦炜和方俊 (2018)<sup>[40]</sup> 的研究，本文将上市公司规模 (Size)、市值账面比 (MB)、公司成长性 (Growth)、资产负债率 (Leverage)、资产收益率 (ROA)、第一

大股东持股比例 (Large)、分析师关注 (Analyst) 和商誉余额 (GW) 设置为控制变量，以控制除自变量外其他因素对商誉减值产生的影响，此外本文还控制了年份 (Year) 和行业 (Industry) 因素，具体的变量定义及计算方法见下表 1。

表 1 变量定义及说明

变量名称	变量符号	定义及说明
商誉是否减值	<i>Impairment1</i>	并购完成 5 年内 (包括并购完成当年) 收购方计提商誉减值赋值为 1，反之则为 0
商誉减值金额	<i>Impairment2</i>	并购完成 5 年内 (包括并购完成当年) 收购方计提商誉减值绝对值加 1 取对数
签订业绩补偿承诺	<i>Commit</i>	并购重组交易双方签订业绩补偿承诺赋值为 1，反之则为 0
资产规模	<i>Size</i>	收购方的总资产绝对值取对数
市账比	<i>MB</i>	收购方的市值账面比
收入增长率	<i>Growth</i>	收购方营业收入增长率
资产负债率	<i>Leverage</i>	收购方资产负债率
总资产收益率	<i>ROA</i>	收购方总资产收益率
大股东持股比例	<i>Large</i>	收购方第一大股东持股比例
分析师关注度	<i>Analyst</i>	分析师发布研究报告的数量取对数
商誉余额	<i>GW</i>	收购方商誉余额占总资产的比例
产权性质	<i>SOE</i>	实际控制人为国有企业的赋值为 1，反之则为 0
管理者过度自信	<i>Ovc</i>	若管理层增持公司股份 (剔除转股和送股)，则视为管理层过度自信，并赋值为 1，反之则为 0

#### 四、实证结果

##### (一) 描述性统计

本文主要变量的描述性统计如表 2 所示。其中，*Impairment1* 均值为 0.502，表明有一半收购方在并购完成 5 年内计提了商誉减值；*Impairment2* 的均值为

14.050，标准差为 16.650，表明不同企业在并购完成后计提商誉减值的金额存在较大差异；*Commit* 的均值为 0.798，表明有接近 80% 的并购重组交易双方签订了业绩补偿承诺；其他控制变量的分布都在合理的范围内。

表 2 描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Impairment1</i>	833	0.502	0.500	0.000	1.000
<i>Impairment2</i>	833	14.050	16.650	0.000	60.760
<i>Commit</i>	833	0.798	0.401	0.000	1.000
<i>Size</i>	833	21.970	1.189	19.510	25.720
<i>MB</i>	833	3.379	3.043	0.190	17.210
<i>Growth</i>	832	0.357	0.748	-0.591	5.076
<i>Leverage</i>	833	0.435	0.217	0.062	0.956
<i>ROA</i>	833	0.047	0.056	-0.126	0.257
<i>Large</i>	833	0.334	0.146	0.094	0.721
<i>Analyst</i>	833	2.070	1.238	0.000	4.543
<i>GW</i>	833	0.104	0.152	0.000	0.612

(二) 实证结果分析

1. 业绩补偿承诺与商誉减值。

表3报告了业绩补偿承诺与商誉减值的回归结果。列(1)和列(3)只控制了年度和行业效应, *Commit* 的系数分别为 0.803 和 5.385, 且均在 1% 的水平上显著为正, 表明在不考虑其他影响因素的情况下, 业绩补偿承诺会增加商誉减值的可能性。列(2)和列(4)列示了控制其他一系列可能影响商誉减值变量的回归结果, 可以看出 *Commit* 的系数依旧在 1% 的水平上显著为正, 表明收购方在并购签订业绩补偿承诺协议, 随后商誉减值的可能性和减值金额都更大。这验证了本文的研究假设 H1。

表3 业绩补偿承诺与商誉减值

变量	因变量: <i>Impairment1</i>		因变量: <i>Impairment2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Commit</i>	0.803 *** (3.900)	0.659 *** (2.880)	5.385 *** (4.588)	4.162 *** (3.371)
<i>Size</i>		-0.124 (-1.142)		-0.641 (-1.009)
<i>MB</i>		-0.097 ** (-2.541)		-0.711 *** (-3.510)
<i>Growth</i>		0.097 (0.826)		0.407 (0.508)
<i>Leverage</i>		0.109 (0.197)		-0.556 (-0.170)
<i>ROA</i>		2.010 (1.128)		12.247 (1.273)
<i>Large</i>		-1.123 * (-1.659)		-8.188 * (-1.763)
<i>Analyst</i>		0.048 (0.616)		-0.019 (-0.037)
<i>GW</i>		3.644 *** (3.987)		25.578 *** (4.908)
<i>Constant</i>	-15.991 *** (-17.881)	-11.984 *** (-5.255)	-2.814 (-0.512)	13.651 (1.014)
年份	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	833	832	833	832
<i>Pseudo R<sup>2</sup>/R<sup>2</sup></i>	0.194	0.194	0.222	0.289

注: 括号内为系数对应的 *t* 值; \*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著; 标准误差经过公司层面的聚类调整。下同。

2. 管理层过度自信的调节效应。

为验证本文研究假设 H2, 借鉴梁上坤 (2015)<sup>[41]</sup> 的研究, 以管理层持股变化作为管理者是否过度自信的度量指标。具体而言, 在剔除转股和送股的情况下, 若管理层增持公司股份, 则意味着管理层对自身能力有信心, 则分类为过度自信组, 反之则分类为非过度自信组。表4报告了按管理者过度自信分组后的回归结果, 列(1)和列(3)的 *Commit* 系数分别为 1.953 和 8.718, 且均至少在 5% 的水平上显著; 而列(2)和列(4)中, *Commit* 的系数并不显著。最后, 对过度自信和非过度自信的样本进行组间系数差异检验, 采用自体抽样 (Bootstrap) 共重复抽样 1 000 次, 得到经验 *P* 值分别为 0.021 和 0.041, 均在 5% 的水平上显著, 证实了列(1)和列(2), 以及列(3)和列(4)中的 *Commit* 的系数在统计上是存在显著差异的。上述实证结果表明, 当收购方的管理层更为过度自信时, 业绩补偿承诺对商誉减值的负面影响更为显著, 验证了本文假设 H2 的推断。

表4 按管理层过度自信分组的回归结果

变量	因变量: <i>Impairment1</i>		因变量: <i>Impairment2</i>	
	过度自信	非过度自信	过度自信	非过度自信
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Commit</i>	1.953 ** (2.027)	-0.080 (-0.185)	8.718 ** (2.160)	0.251 (0.128)
<i>Size</i>	0.994 (1.537)	0.215 (0.978)	3.235 (1.402)	1.261 (1.207)
<i>MB</i>	0.068 (0.210)	0.113 (0.681)	0.758 (0.441)	0.608 (0.700)
<i>Growth</i>	-0.610 (-0.657)	-0.196 (-0.452)	-4.001 (-0.961)	0.241 (0.114)
<i>Leverage</i>	-2.876 (-1.203)	0.829 (0.665)	6.346 (0.519)	4.210 (0.589)
<i>ROA</i>	-7.529 (-1.456)	2.125 (1.479)	-41.067 *** (-3.072)	8.289 (1.109)
<i>Large</i>	-1.291 (-0.550)	-0.882 (-0.739)	-5.330 (-0.322)	-7.684 (-1.106)
<i>Analyst</i>	-0.120 (-0.304)	-0.078 (-0.479)	-0.441 (-0.241)	0.056 (0.055)
<i>GW</i>	2.442 (1.017)	2.459 (1.620)	6.102 (0.448)	12.444 (1.341)
<i>Constant</i>	-40.969 *** (-2.748)	-6.332 (-1.238)	-77.630 (-1.393)	-22.565 (-0.889)

续前表

变量	因变量: <i>Impairment1</i>		因变量: <i>Impairment2</i>	
	过度自信	非过度自信	过度自信	非过度自信
	(1)	(2)	(3)	(4)
年份	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	106	465	106	465
经验 <i>P</i> 值	0.021**		0.041**	
<i>Pseudo R</i> <sup>2</sup> / <i>R</i> <sup>2</sup>	0.325	0.130	0.442	0.259

注：经验 *P* 值用于检验组间调整系数差异的显著性，通过自体抽样 (Bootstrap) 1 000 次得到，下同。

### 3. 产权性质的调节效应。

为验证本文研究假设 H3，本文按照收购方实际控制人的产权性质，将研究样本分为国有企业和非国有企业。表 5 报告了按产权性质分组后的回归结果，可以发现列 (1) 和列 (3) 中，*Commit* 系数分别为 0.878 和 5.805，且均在 1% 的水平上显著；而列 (2) 和列 (4) 中，*Commit* 的系数并不显著。此外，国有企业和非国有企业样本的回归系数差异对应的经验 *P* 值分别为 0.018 和 0.010，均至少在 5% 的置信水平上显著，进一步证实了分组系数差异的显著性。上述实证结果表明在非国有企业中，业绩补偿承诺对商誉减值的影响更为显著，验证了假设 H3 的推断。

表 5 按产权性质分组的回归结果

变量	因变量: <i>Impairment1</i>		因变量: <i>Impairment2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	非国有	国有	非国有	国有
<i>Commit</i>	0.878*** (3.110)	0.321 (0.742)	5.805*** (3.673)	1.579 (0.917)
<i>Size</i>	-0.081 (-0.552)	-0.423 (-1.477)	-0.416 (-0.494)	-0.038 (-0.039)
<i>MB</i>	-0.097** (-2.130)	-1.067*** (-3.581)	-0.732*** (-3.083)	-1.427*** (-2.918)
<i>Growth</i>	0.178 (1.322)	-0.111 (-0.384)	0.867 (0.943)	-0.769 (-0.458)
<i>Leverage</i>	0.375 (0.542)	-0.729 (-0.535)	-1.382 (-0.334)	1.560 (0.351)
<i>ROA</i>	1.839 (0.777)	0.095 (0.018)	10.108 (0.763)	8.531 (0.728)
<i>Large</i>	-0.766 (-0.861)	-1.147 (-0.875)	-3.228 (-0.512)	-8.956 (-1.599)

续前表

变量	因变量: <i>Impairment1</i>		因变量: <i>Impairment2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	非国有	国有	非国有	国有
<i>Analyst</i>	-0.079 (-0.829)	0.198 (0.988)	-0.699 (-1.100)	0.144 (0.188)
<i>GW</i>	2.737*** (2.960)	14.444*** (3.192)	19.415*** (3.567)	65.888*** (4.587)
<i>Constant</i>	-15.092*** (-4.513)	-5.525 (-0.879)	5.346 (0.298)	13.679 (0.675)
年份	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	593	229	593	229
经验 <i>P</i> 值	0.018**		0.010***	
<i>Pseudo R</i> <sup>2</sup> / <i>R</i> <sup>2</sup>	0.198	0.283	0.289	0.372

## 五、进一步分析

前文主要检验了并购重组交易双方是否签订业绩补偿承诺协议对商誉减值的影响，下文主要从以下方面做出进一步分析。首先，在理论分析部分推断并购业绩承诺通过推高并购溢价从而增加了公司的商誉减值，签订并购业绩补偿承诺是否提升了并购溢价？其次，业绩补偿承诺的相关特征对商誉减值的影响是否会存在差异？因此，我们从业绩补偿承诺是否实现、业绩承诺是否到期、业绩补偿承诺高低三个角度，进一步分析业绩补偿承诺相关特征对商誉减值产生的影响。

### (一) 业绩补偿承诺对并购溢价的影响

业绩补偿承诺作为并购协议的一项特殊安排，在我国的并购交易市场发挥着重要作用。并购溢价作为并购决策的重要部分，一直是并购领域关注的焦点。那么，业绩补偿承诺是否会推高并购溢价呢？首先，签订业绩补偿承诺的公司披露更多有价值的信息 (关静怡和刘娥平, 2019<sup>[42]</sup>)，且就未来未实现的业绩给予补偿，极大地增强了被收购资产的可信度 (窦超和翟进步, 2020<sup>[43]</sup>)，因此收购方应为有价值的信息支付更高的溢价。其次，由于业绩补偿承诺期的存在，本可以一次性交易的并购被延长至几年内的持续交易，未来经济环境的不确定性导致业绩不达标的风险加剧，使得被并购方的交易成本增加，这部分增加的成本会转嫁到并购交易对价中 (翟进步等，

2019<sup>[44]</sup>), 因此, 上市公司应以更高的溢价完成并购交易。最后, 为避免未实现承诺时需要支付补偿, 被收购方只有认为目标公司未来发展前景良好时, 才愿意签订业绩补偿承诺, 因此, 上市公司为获得优质资产应支付更高的溢价。基于以上分析, 本文预期, 签订业绩补偿承诺协议的收购方, 支付的溢价水平更高。

为了验证上述推断, 本文借鉴以往学者的研究, 以交易价格超过被收购资产账面价值的部分来衡量并购溢价 (*Premium*), 并采用模型 (2) 进行检验:

$$Premium = \gamma_0 + \gamma_1 Commit + \gamma_i \sum Controls_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

表 6 报告了业绩补偿承诺对并购溢价的影响, *Commit* 的系数分别为 4.395 和 3.538, 且均在 1% 的水平上显著, 表明签订业绩补偿承诺协议的收购方, 支付的溢价水平更高, 验证了本文的推断。

表 6 业绩补偿承诺与并购溢价

变量	<i>Premium</i>	
	(1)	(2)
<i>Commit</i>	4.395 *** (5.053)	3.538 *** (4.431)
<i>Size</i>		0.353 (0.535)
<i>MB</i>		0.407 ** (2.460)
<i>Growth</i>		0.106 (0.197)
<i>Leverage</i>		-1.880 (-0.634)
<i>ROA</i>		3.711 (0.390)
<i>Large</i>		-1.402 (-0.575)
<i>Analyst</i>		-0.275 (-0.791)
<i>GW</i>		9.487 *** (2.836)
<i>Constant</i>	-1.871 (-0.738)	-7.694 (-0.613)
年份	控制	控制
行业	控制	控制
<i>N</i>	830	829
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.099	0.124

(二) 业绩补偿承诺是否实现对商誉减值的影响  
在并购中引入业绩补偿承诺制度除了能够缓解并购双方的信息不对称外, 还能为并购交易的价格提供有力的支撑。但以收益法为主流方法对目标资产进行评估时, 资产评估机构往往将业绩补偿承诺作为预测目标资产未来收益的主要参考 (潘妙丽和张玮婷, 2017<sup>[6]</sup>), 而资产评估值是并购交易定价的重要依据 (谢纪刚和张秋生, 2013<sup>[11]</sup>)。因此, 并购对价与协议中承诺的业绩直接挂钩。当目标公司无法实现承诺的业绩时, 意味着被收购资产未来收益无法全部收回, 即收购方所支付的一部分对价无法获得补偿, 那么商誉所代表的价值——被收购资产的未来超额收益的贴现值将发生折损, 收购方应对商誉计提减值损失 (Li 和 Sloan, 2017<sup>[45]</sup>)。基于以上分析, 本文预期未实现业绩补偿承诺的收购方, 其计提商誉减值可能性及金额均更大。

为了验证上述推断, 本文将目标公司的实现净利润小于承诺净利润 (*Default*) 赋值为 1, 反之则为 0, 并采用模型 (3) 进行检验:

$$Impairment = \delta_0 + \delta_1 Default + \delta_i \sum Controls_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

表 7 报告了业绩补偿承诺是否实现对商誉减值的影响, *Default* 的系数分别为 0.658 和 2.054, 且均在 1% 的水平上显著, 表明未实现业绩补偿承诺的收购方, 其后续年度计提商誉减值的可能性和减值金额都更高, 验证了本文的推断。

表 7 业绩补偿承诺是否实现与商誉减值

变量	因变量: <i>Impairment1</i>	因变量: <i>Impairment2</i>
	(1)	(2)
<i>Default</i>	0.658 *** (3.653)	2.054 *** (4.091)
<i>Size</i>	0.213 * (1.760)	0.387 (1.571)
<i>MB</i>	0.022 (0.396)	0.149 (1.643)
<i>Growth</i>	-0.110 (-1.010)	-0.276 (-1.507)
<i>Leverage</i>	-0.071 (-0.107)	0.119 (0.093)
<i>ROA</i>	-12.082 *** (-5.473)	-22.046 *** (-5.122)



续前表

变量	因变量: <i>Impairment1</i>	因变量: <i>Impairment2</i>
	(1)	(2)
<i>Large</i>	-0.698 (-0.807)	-1.320 (-0.898)
<i>Analyst</i>	-0.046 (-0.592)	-0.163 (-1.093)
<i>GW</i>	1.333* (1.786)	2.891* (1.739)
<i>Constant</i>	-21.089*** (-7.924)	-9.005* (-1.713)
年份	控制	控制
行业	控制	控制
<i>N</i>	1 837	1 837
<i>Pseudo R<sup>2</sup>/R<sup>2</sup></i>	0.145	0.127

(三) 业绩补偿承诺是否到期对商誉减值的影响

已有研究发现被并购方出售资产时为了获得更高的交易对价，虚高承诺期内能够达到的目标业绩，而当业绩无法实现时，为避免赔偿责任，可能通过提前确认收入、延迟确认费用等盈余管理手段粉饰业绩承诺期内的利润状况（原红旗等，2021<sup>[17]</sup>），进而导致上市公司推迟确认本应在业绩承诺期内计提的商誉减值，但业绩补偿承诺到期后，被并购方不再受业绩压力束缚，被粉饰的业绩也终究“纸包不住火”，此时商誉的账面价值实际上低于可回收金额的问题便开始浮出水面，商誉计提减值的可能性陡然增加。基于以上分析，本文预期业绩补偿承诺到期后，商誉减值可能性更高，金额更大。

为检验上述判断，本文借鉴张海晴等（2020）<sup>[16]</sup>的研究，将被解释变量 *Impairment\_year1* 定义为并购完成后的五年内若每年计提商誉减值赋值为 1，反之则为 0，*Impairment\_year2* 定义为并购完成后的五年内每年计提的商誉减值金额加 1 后取对数，解释变量 *Period* 定义为业绩补偿承诺到期后的第一年赋值为 1，反之则为 0，并采用模型（4）进行检验：

$$Impairment\_year = \alpha_0 + \alpha_1 Period + \alpha_i \sum Controls_i + \varepsilon_i \tag{4}$$

表 8 报告了业绩补偿承诺是否到期对商誉减值的影响，列（1）中 *Period* 的系数为 0.543，在 5% 的水

平上显著，表明业绩补偿承诺到期后，其后续年度商誉减值的可能性更高；列（2）中 *Period* 的系数为 0.927，在 5% 的水平上显著为正，表明业绩补偿承诺到期后，其后续年度的商誉减值金额更大，验证了上述推断。

表 8 业绩补偿承诺是否到期与商誉减值

变量	因变量: <i>Impairment_year1</i>	因变量: <i>Impairment_year2</i>
	(1)	(2)
<i>Period</i>	0.543** (2.197)	0.927** (2.006)
<i>Size</i>	0.174 (1.047)	0.329 (1.131)
<i>MB</i>	0.117 (1.524)	0.215 (1.340)
<i>Growth</i>	0.0521 (0.907)	0.143 (0.809)
<i>Leverage</i>	1.935** (2.161)	2.979* (1.823)
<i>ROA</i>	1.896 (1.400)	3.178 (1.628)
<i>Large</i>	-0.246 (-0.220)	-0.705 (-0.373)
<i>Analyst</i>	0.0559 (0.470)	0.112 (0.589)
<i>GW</i>	1.954* (1.735)	1.985 (0.947)
<i>Constant</i>	-9.795** (-2.362)	-2.925 (-0.426)
年份	控制	控制
行业	控制	控制
<i>N</i>	1411	1411
<i>Pseudo R<sup>2</sup>/R<sup>2</sup></i>	0.073	0.065

(四) 业绩补偿承诺水平对商誉减值的影响

对目标公司而言，一方面，高业绩补偿承诺可以向收购方传递标的资产未来盈利能力良好的信号，不仅可以增加并购成功的概率，而且可以提高标的资产的估值；另一方面，无法实现业绩补偿承诺时承诺方只需要就不足部分进行补偿，违约的成本远远不及所得收益。因此，目标公司有充分的动机虚高业绩补偿承诺。但一般来说，业绩补偿承诺越高，目标公

司实现业绩补偿承诺的可能性就越小，当承诺的业绩无法实现时，商誉不得面临减值。因此，本文预期业绩补偿承诺增长率越高，商誉减值的可能性越大。

为了验证上述推断，本文借鉴潘爱玲等（2017）<sup>[1]</sup>、关静怡和刘娥平（2019）<sup>[42]</sup>、张敦力和张琴（2021）<sup>[46]</sup>的研究成果，以业绩补偿承诺总增长率（*Rate*）来衡量业绩补偿承诺水平的高低，具体计算公式为：

$$Rate = \sum_1^T \frac{N_t - N_{t-1}}{N_{t-1}}$$

其中，*T* 表示业绩补偿承诺期的长度，*N<sub>t</sub>* 表示第 *t* 年的承诺净利润。并采用模型（5）进行检验：

$$Impairment = \eta_0 + \eta_1 Rate + \eta_i \sum Controls_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

此外，由于业绩补偿承诺协议包含多个标的，或以承诺期内累计净利润作为考核指标的样本无法测算业绩补偿承诺增长率，因此我们剔除了业绩补偿承诺标的的企业为两个或两个以上，以及业绩补偿承诺为累计净利润的并购事件，最终得到 653 个观测值。

表 9 报告了业绩补偿承诺水平与商誉减值的回归结果，列（1）和列（2）中 *Rate* 的系数分别为 0.664 和 2.960，均在 10% 的水平上显著为正，表明业绩补偿承诺增长率越高，商誉减值的可能性和商誉减值的金额越大。

表 9 业绩补偿承诺水平与商誉减值

变量	因变量： <i>Impairment1</i>	因变量： <i>Impairment2</i>
	(1)	(2)
<i>Rate</i>	0.664* (1.789)	2.960* (1.814)
<i>Size</i>	0.211 (1.041)	1.180 (1.224)
<i>MB</i>	0.052 (0.305)	0.332 (0.389)
<i>Growth</i>	-0.222 (-0.555)	0.145 (0.081)
<i>Leverage</i>	0.065 (0.057)	4.202 (0.630)
<i>ROA</i>	1.190 (0.941)	2.933 (0.348)
<i>Large</i>	-0.877 (-0.736)	-4.326 (-0.658)

续前表

变量	因变量： <i>Impairment1</i>	因变量： <i>Impairment2</i>
	(1)	(2)
<i>Analyst</i>	-0.095 (-0.627)	-0.147 (-0.161)
<i>GW</i>	2.165 (1.425)	9.945 (1.174)
<i>Constant</i>	-7.276 (-1.494)	-21.825 (-0.990)
年份	控制	控制
行业	控制	控制
<i>N</i>	653	653
<i>Pseudo R<sup>2</sup>/R<sup>2</sup></i>	0.142	0.200

## 六、稳健性检验

为了保证研究结果的稳健性，本文使用倾向性得分匹配、Heckman 两阶段回归和替换被解释变量三种方法克服内生性问题对本文研究结论的影响。

### （一）倾向性得分匹配（PSM）

本文将签订业绩补偿承诺的研究样本作为控制组，未签订业绩补偿承诺的研究样本作为对照组进行倾向得分匹配（PSM）。表 10 报告了通过 PSM 匹配后的样本回归结果，无论以是否减值还是以减值金额作为被解释变量，*Commit* 的系数均在 1% 的水平上显著为正，表明本文的研究结论是稳健的。

表 10 倾向性得分匹配（PSM）

变量	因变量： <i>Impairment1</i>	因变量： <i>Impairment2</i>
	(1)	(2)
<i>Commit</i>	0.686*** (2.773)	4.250*** (3.213)
<i>Size</i>	-0.158 (-1.318)	-0.699 (-0.981)
<i>MB</i>	-0.118*** (-2.626)	-0.806*** (-3.247)
<i>Growth</i>	0.125 (0.888)	0.564 (0.608)
<i>Leverage</i>	0.114 (0.201)	-0.866 (-0.249)

续前表

变量	因变量: <i>Impairment1</i>	因变量: <i>Impairment2</i>
	(1)	(2)
<i>ROA</i>	1.530 (0.836)	12.108 (1.184)
<i>Large</i>	-1.017 (-1.425)	-7.721 (-1.525)
<i>Analyst</i>	0.055 (0.678)	-0.095 (-0.179)
<i>GW</i>	3.548 *** (3.828)	25.839 *** (4.850)
<i>Constant</i>	-11.949 *** (-4.564)	14.135 (0.938)
年份	控制	控制
行业	控制	控制
<i>N</i>	784	784
<i>Pseudo R<sup>2</sup>/R<sup>2</sup></i>	0.194	0.282

(二) Heckman 两阶段法

本文采用 Heckman 两阶段法克服自选择问题对研究结论的干扰。在第一阶段，我们设定选择模型：

$$Commit = \alpha_0 + \alpha_i Controls_i + u_i \quad (6)$$

模型 (6) 包含所有并购重组样本，被解释变量 *Commit* 为虚拟变量，当收购方与目标公司签订业绩补偿承诺时取值为 1，否则取 0。在模型 (6) 中我们加入一个外生工具变量 *Pay* (支付方式) 进行第一阶段回归，若交易支付方式中包含股权支付则赋值为 1，反之则赋值为 0。支付方式很可能影响双方是否签订业绩补偿承诺协议，但直接影响商誉减值的可能性较小，因而是个合适的外生变量。其他的控制变量与前文一致，在此不再赘述。我们首先对模型 (6) 进行回归，得到逆米尔斯系数 (*IMR*)，然后把它作为一个控制变量加入模型 (1) 中，再进行第二阶段回归。

表 11 报告了 Heckman 两阶段模型的回归结果。第一阶段的回归结果显示外生变量 *Pay* 系数显著为正，说明所使用的外生变量确实会影响交易双方是否签订业绩补偿承诺；第二阶段回归结果显示，无论以 *Impairment1* 还是 *Impairment2* 度量商誉减值，*Commit* 的系数皆在 1% 的水平上显著，表明本文的研究成果

依旧稳健。

表 11 Heckman 两阶段回归结果

变量	第一阶段: Probit 回归	第二阶段	
	<i>Commit</i>	<i>Impairment1</i>	<i>Impairment2</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>Commit</i>		0.955 *** (3.618)	5.548 *** (4.143)
<i>Pay</i>	1.594 *** (12.206)		
<i>IMR</i>		0.618 ** (1.966)	3.408 * (1.863)
<i>Size</i>	-0.292 *** (-3.841)	-0.175 (-1.550)	-0.898 (-1.387)
<i>MB</i>	0.015 (0.452)	-0.098 ** (-2.546)	-0.693 *** (-3.475)
<i>Growth</i>	-0.029 (-0.349)	0.075 (0.616)	0.336 (0.416)
<i>Leverage</i>	0.548 (1.205)	0.128 (0.230)	-0.746 (-0.229)
<i>ROA</i>	1.508 (1.125)	2.104 (1.184)	13.106 (1.374)
<i>Large</i>	-0.564 (-1.241)	-1.335 * (-1.958)	-8.816 * (-1.903)
<i>Analyst</i>	0.046 (0.840)	0.042 (0.532)	-0.004 (-0.007)
<i>GW</i>	1.800 *** (3.577)	3.774 *** (4.057)	26.752 *** (5.058)
<i>Constant</i>	6.426 *** (3.609)	-11.341 *** (-4.755)	17.647 (1.298)
年份	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制
<i>N</i>	868	832	832
<i>Pseudo R<sup>2</sup>/R<sup>2</sup></i>	0.333	0.200	0.291

(三) 替换商誉减值的度量指标

为了使前文的结论更加稳健，本文参考曲晓辉等 (2016)<sup>[15]</sup>、杨威等 (2018)<sup>[47]</sup>、韩宏稳等 (2019)<sup>[48]</sup> 的研究成果，将商誉减值的度量方式替换为商誉减值的相对金额，即商誉减值损失与总资产的比值。表 12 报告的回归结果中，*Commit* 的符号仍然显著为正，表明本文的研究结论不受指标度量方式的影响。

表 12 替换因变量的回归结果

变量	因变量: <i>Impairment3</i>	
	(1)	(2)
<i>Commit</i>	3.526*** (5.183)	1.175* (1.733)
<i>Size</i>		-1.106** (-2.440)
<i>MB</i>		-0.030 (-0.167)
<i>Growth</i>		-0.307 (-0.451)
<i>Leverage</i>		-1.657 (-0.731)
<i>ROA</i>		-13.084* (-1.829)
<i>Large</i>		-2.910 (-0.910)
<i>Analyst</i>		0.019 (0.058)
<i>GW</i>		32.288*** (5.474)
<i>Constant</i>	-2.000 (-0.628)	23.683** (2.519)
年份	控制	控制
行业	控制	控制
<i>N</i>	833	832
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.130	0.267

## 七、研究结论与启示

本文利用我国 A 股上市公司 2008—2021 年的相关数据,研究了并购业绩补偿承诺对商誉减值的影响。研究发现:签订业绩补偿承诺的并购,其收购方在随后年度计提商誉减值的可能性更高,减值的金额也更大,上述现象在管理者过度自信和非国有企业更为显著。通过倾向得分匹配(PSM)以及 Heckman 二阶段回归等一系列稳健性检验后,研究结论依然稳健。进一步研究发现签订业绩补偿承诺的项目,其溢价水平也更高。在并购业绩补偿承诺未达标和业绩补偿承诺到期后的第一年,商誉减值的可能性更高,减值金额也更大;其次,并购业绩补偿承诺水平越高,也更容易引发商誉减值。

本文从商誉减值的角度出发对业绩补偿承诺产生的经济后果进行研究,丰富了业绩补偿承诺的相关研究文献,也为商誉减值的影响因素提供了一个新的研究视角。此外,近几年,随着上市公司业绩补偿承诺期的结束,越来越多上市公司出现商誉“爆雷”事件,严重损害中小股民的利益,阻碍我国股票市场的健康发展。本文基于商誉减值的视角,揭示了业绩补偿承诺制度可能存在的不足,不仅可以为监管部门完善我国并购重组制度提供经验证据,还为市场投资者理性看待业绩补偿承诺制度提供重要参考。

## 参考文献

- [1] 潘爱玲,邱金龙,杨洋.业绩补偿承诺对标的企业的激励效应研究——来自中小板和创业板上市公司的实证检验[J].会计研究,2017(3):46-52.
- [2] 饶艳超,段良晓,朱秀丽.并购业绩承诺方式的激励效应研究[J].外国经济与管理,2018(7):73-83.
- [3] 杨超,谢志华,宋迪.业绩承诺协议设置、私募股权与上市公司并购绩效[J].南开管理评论,2018(6):198-209.
- [4] 吕长江,韩慧博.业绩补偿承诺、协同效应与并购收益分配[J].审计与经济研究,2014(6):3-13.
- [5] 王竞达,范庆泉.上市公司并购重组中的业绩承诺及政策影响研究[J].会计研究,2017(10):71-77.
- [6] 潘妙丽,张玮婷.上市公司并购重组资产评估相关问题研究[J].证券市场导报,2017(9):12-18.
- [7] 李秉祥,简冠群,李浩.业绩补偿承诺、定增并购双价格偏离与整合效应[J].管理评论,2019(4):19-33.
- [8] 张冀.深市重大资产重组业绩承诺及商誉情况分析[J].证券市场导报,2017(11):28-32.
- [9] Gu F, Baruch L. Overpriced Shares, Ill-advised Acquisitions, and Goodwill Impairment. [J]. The Accounting Review, 2011, 86(6): 1995-2022.
- [10] Olante M E. Overpaid Acquisitions and Goodwill Impairment Losses—Evidence from the US [J]. Advances in Accounting, 2013, 29(2): 243-254.
- [11] 谢纪刚,张秋生.股份支付、交易制度与商誉高估——基于中小板公司并购的数据分析[J].会计研究,2013(12):47-52.
- [12] 叶建芳,何开刚,杨庆,等.不可核实的商誉减值测试估计与审计费用[J].审计研究,2016(1):76-84.
- [13] Ramanna K, Watts R L. Evidence on the Use of Unverifiable Estimates in Required Goodwill Impairment [J]. Review of Accounting Studies, 2012, 17(4): 749-780.

- [14] Majid J A. Reporting Incentives, Ownership Concentration by the Largest Outside Shareholder, and Reported Goodwill Impairment Losses [J]. Journal of Contemporary Accounting & Economics, 2015, 11 (3): 199-214.
- [15] 曲晓辉, 卢煜, 汪健. 商誉减值与分析师盈余预测——基于盈余管理的视角 [J]. 山西财经大学学报, 2016 (4): 101-113.
- [16] 张海晴, 文雯, 宋建波. 并购业绩补偿承诺与商誉减值研究 [J]. 证券市场导报, 2020 (9): 44-54.
- [17] 原红旗, 高翀, 施海娜. 企业并购中的业绩承诺和商誉减值 [J]. 会计研究, 2021 (4): 60-77.
- [18] Li Z, Shroff P K, Venkataraman R, et al. Causes and Consequences of Goodwill Impairment Losses [J]. Review of Accounting Studies, 2011, 16 (4): 745-778.
- [19] Masters-Stout B, Costigan M L, Lovata L M. Goodwill Impairments and Chief Executive Officer Tenure [J]. Critical Perspectives on Accounting, 2008, 19 (8): 1370-1383.
- [20] Rey P, Bernard S. On the Value of Commitment with Asymmetric Information [J]. Econometrica, 1996, 64 (6): 1395-1414.
- [21] 许年行, 张华, 吴世农. 附加承诺具有信号传递效应吗? [J]. 管理世界, 2008 (3): 142-151.
- [22] 桂荷发, 蔡明超, 石劲, 汪勇祥. 契约、承诺与制度: 来自中国股改的证据 [J]. 经济研究, 2011 (11): 103-114.
- [23] 刘浩, 杨尔稼, 麻樟城. 业绩承诺与上市公司盈余管理——以股权分置改革中的管制为例 [J]. 财经研究, 2011 (10): 58-69.
- [24] 尹美群, 吴博. 业绩补偿承诺对信息不对称的缓解效应——来自中小板与创业板的经验研究 [J]. 中央财经大学学报, 2019 (10): 53-67.
- [25] 杜兴强, 杜颖洁, 周泽将. 商誉的内涵及其确认问题探讨 [J]. 会计研究, 2011 (1): 11-16.
- [26] 陈仕华, 李维安. 并购溢价决策中的锚定效应研究 [J]. 经济研究, 2016 (6): 114-127.
- [27] 潘爱玲, 刘文楷, 王雪. 管理者过度自信、债务容量与并购溢价 [J]. 南开管理评论, 2018 (3): 35-45.
- [28] Hayward M L A, Hambrick D C. Explaining the Premiums Paid for Large Acquisitions: Evidence of CEO hubris [J]. Administrative Science Quarterly, 1997, 42 (1): 103-127.
- [29] Malmendier U, Tate G. Who Makes Acquisitions? CEO Overconfidence and the Market's Reaction [J]. Journal of Financial Economics, 2008, 1 (89): 20-43.
- [30] 李善民, 黄灿, 史欣向. 信息优势对企业并购的影响——基于社会网络的视角 [J]. 中国工业经济, 2015 (11): 141-155.
- [31] 李丹蒙, 叶建芳, 卢思绮, 等. 管理层过度自信、产权性质与并购商誉 [J]. 会计研究, 2018 (10): 50-57.
- [32] 窦炜, Sun hua, 方俊. 管理层过度自信、独立财务顾问与业绩承诺可靠性 [J]. 审计与经济研究, 2019 (6): 78-88.
- [33] 陈晓, 王琨. 关联交易、公司治理与国有股改革——来自我国资本市场的实证证据 [J]. 经济研究, 2005 (4): 77-86.
- [34] 饶茜, 侯席培. 并购重组业绩承诺与上市公司经营业绩——基于业绩承诺到期视角的分析 [J]. 商业研究, 2017 (4): 89-96.
- [35] 方军雄. 政府干预、所有权性质与企业并购 [J]. 管理世界, 2008 (9): 118-123.
- [36] 朱松, 夏冬林. 制度环境、经济发展水平与会计稳健性 [J]. 审计与经济研究, 2009 (6): 57-63.
- [37] 蒋艳, 田昆儒. 国有控股上市公司内部特征、政府补助与会计稳健性 [J]. 审计与经济研究, 2013 (1): 77-86.
- [38] 张丽达, 冯均科. 不同产权下上市公司商誉减值与绩效变动研究 [J]. 西北大学学报 (哲学社会科学版), 2016 (4): 106-111.
- [39] 胡凡, 李科. 股价高估与商誉减值风险 [J]. 财经研究, 2019 (6): 71-85.
- [40] 窦炜, 方俊. 我国上市公司并购支付方式与业绩承诺——基于2008—2014年沪深上市公司并购重组事件的分析 [J]. 商业研究, 2018 (9): 84-90.
- [41] 梁上坤. 管理者过度自信、债务约束与成本粘性 [J]. 南开管理评论, 2015 (3): 122-131.
- [42] 关静怡, 刘娥平. 业绩承诺增长率、并购溢价与股价崩盘风险 [J]. 证券市场导报, 2019 (2): 35-44.
- [43] 窦超, 翟进步. 业绩承诺背后的财富转移效应研究 [J]. 金融研究, 2020 (12): 189-206.
- [44] 翟进步, 李嘉辉, 顾楨. 并购重组业绩承诺推高资产估值了吗 [J]. 会计研究, 2019 (6): 35-42.
- [45] Li K K, Sloan R. G. Has Goodwill Accounting Gone Bad? [J]. Review of Accounting Studies, 2017, 22 (2): 964-1003.
- [46] 张敦力, 张琴. 并购类型、产权性质与承诺业绩增长率 [J]. 财经论丛, 2021 (1): 54-63.
- [47] 杨威, 宋敏, 冯科. 并购商誉、投资者过度反应与股价泡沫及崩盘 [J]. 中国工业经济, 2018 (6): 156-173.
- [48] 韩宏稳, 唐清泉, 黎文飞. 并购商誉减值、信息不对称与股价崩盘风险 [J]. 证券市场导报, 2019 (3): 59-70.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

# 机构投资者实地调研能否抑制企业商誉泡沫?

Whether Field Research by Institutional Investors

Can Curb Corporate Goodwill Bubble?

王建新 杨智

WANG Jian-xin YANG Zhi

**[摘要]** 商誉泡沫及其减值风险已成为当前机构投资者调研活动的重点关注问题之一。本文基于2013—2019年深圳证券交易所A股上市公司的数据,研究了机构投资者实地调研对企业商誉泡沫的影响。研究发现:机构投资者实地调研能够有效抑制企业商誉泡沫;机制分析发现,机构投资者实地调研通过提高企业信息披露水平和降低企业代理成本来抑制商誉泡沫。进一步地,机构投资者实地调研对企业商誉泡沫的抑制作用会随着调研深度的增加而提高;持股型机构投资者实地调研对企业商誉泡沫的抑制作用更强;参与实地调研的机构类型会对企业商誉泡沫产生异质性影响。本文的研究结论为机构投资者能够通过实地调研活动积极参与企业公司治理提供了经验证据,为监管部门防范化解商誉风险,维护资本市场稳定提供了有益启示。

**[关键词]** 机构投资者实地调研 商誉泡沫 信息披露水平 代理成本

**[中图分类号]** F272 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 06-0080-10

**Abstract:** Corporate goodwill bubbles and goodwill impairment have become one of the main focal points of institutional investors' field research trips. Based on data of A-share listed companies in Shenzhen Stock Exchange from 2013 to 2019, this paper studies the impact of institutional investors' field research on corporate goodwill bubbles. The research shows that: institutional investors' field research can effectively suppress the formation of corporate goodwill bubbles; by increasing the level information disclosure and lowering the agency costs of companies through field trips, goodwill bubbles are reduced. Furthermore, the study also reaches the following conclusions: as field research by institutional investors deepens, its impact on goodwill bubble would increase; the impact of field trips grows even stronger when it's done by institutional investors that are holding shares; the varieties of institutions participating in the field trips could have heterogenous effects on firms' goodwill bubbles. This research provides institutional investors with empirical evidences with which they can utilize to conduct field research trips to improve corporate governance; it also provides insights to regulators to reduce goodwill impairment risks and maintain stability of the capital market.

**Key words:** Field research by institutional investors Goodwill bubble Level of information disclosure Agency costs

**[收稿日期]** 2021-05-14

**[作者简介]** 王建新,男,1973年4月生,中国财政科学研究院研究员,博士生导师,研究方向为公司治理;杨智,男,1993年1月生,中国财政科学研究院博士研究生,研究方向为公司治理。本文通讯作者为杨智,联系方式为 yangzhi0866@163.com。

**[基金项目]** 中国博士后科学基金一等资助项目(项目编号:2016037227);国家自然科学基金青年科学基金项目“公益型积极股东能否发挥治理作用?——基于中证投服“持股行权”的理论与实证研究”(项目编号:71902149)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

## 一、引言

近年来,随着上市公司并购活动频繁,关于并购商誉的研究引起学者们的广泛关注。并购商誉源于并购过程中的支付溢价,反映了被收购公司的持续经营能力以及合并之后产生的协同效应,对企业整体的价值评估具有参考意义。截至2019年年末,我国上市公司累计商誉净额达到13.1万亿元,商誉净资产比上上升至2.78%。商誉减值规模也逐年增长,商誉减值总额于2018年达到1630亿人民币,2019年略有下降,但仍达到1570亿人民币。然而,并购商誉不可辨认且价值难以度量,易于诱发管理层的机会主义动机。管理层在并购过程中高估商誉,并利用准则赋予的自由裁量权延迟商誉减值(Li和Sloan,2017<sup>[1]</sup>),导致了企业巨额商誉的形成。商誉操纵及后续大规模减值会导致会计信息失真,财务报表错报或漏报的概率趋于增加(郑春美和李晓,2018<sup>[2]</sup>),使并购商誉成为并购风险的“蓄水池”(傅超等,2015<sup>[3]</sup>)。巨额商誉及其减值风险已成为当前威胁我国资本市场稳定的风险因素之一。

随着我国资本市场改革的不断推进,机构投资者实地调研作为我国上市公司重要的投资者关系活动之一,逐渐成为外部投资者了解公司私有信息的重要渠道(Cheng等,2016<sup>[4]</sup>)。现有研究普遍认为机构投资者实地调研具有信息挖掘以及监督治理效应。然而,也有研究认为机构投资者实地调研并未有效发挥信息效应和外部治理效应,甚至可能促使公司隐藏“坏信息”(董永琦和宋光辉,2018<sup>[5]</sup>)。当前,鲜有文献探讨机构投资者实地调研对企业商誉泡沫的影响,这为本文的研究提供了机会。因此,本文从机构投资者实地调研角度出发,在新商誉准则背景下,研究了机构投资者实地调研这一外部治理机制对企业商誉泡沫的影响,并深入分析了可能存在的作用机制。

本文以2013—2019年深圳证券交易所A股上市公司为研究对象,研究了机构投资者实地调研对企业商誉泡沫的影响。研究发现:上市公司被机构投资者实地调研的次数越多,参与上市公司调研的机构数目越多,企业商誉泡沫的规模越小;机制分析发现,机构投资者实地调研通过提高企业信息披露水平和降低企业代理成本来抑制商誉泡沫。进一步地,机构投资者实地调研对企业商誉泡沫的抑制作用会随着调研深度的增加而提高;较与非持股型机构投资者实地调研,持股型机构投资者实地调研对企业商誉泡沫的抑

制作用更强;参与实地调研的机构类型会对企业商誉泡沫产生异质性影响。在经过一系列稳健性检验后,本文结论依然成立。

本文可能的研究贡献主要体现为以下几点:第一,丰富了商誉领域的相关研究。目前有关商誉泡沫影响因素的研究更多从企业内部、外部审计方面进行讨论。本文从机构投资者实地调研活动的角度出发,探讨了实地调研活动对企业商誉泡沫的影响,并进一步分析了可能存在的作用机制,为防范化解资本市场商誉风险提供了新思路。第二,丰富了机构投资实地调研的相关研究。以往研究对机构投资实地调研能否发挥有效治理作用尚存争议,鲜有文献深入讨论机构投资者实地调研对企业商誉泡沫的治理效应。本文的研究结论为机构投资者能够通过实地调研活动积极参与企业公司治理提供了经验证据,并深入探究了机构投资者实地调研深度、参与调研机构投资者持股差异以及参与调研机构投资者类型对企业商誉泡沫的影响。第三,本文的研究结果有助于理解机构投资者实地调研活动在资本市场监督中所具有的积极作用,能够为监管部门防范化解商誉风险和完善上市公司投资者关系管理制度提供有益启示。

## 二、文献综述与研究假设

### (一) 文献综述

#### 1. 并购商誉的相关研究。

并购是弥补企业内生盈利增长放缓、促进市场资源配置的重要手段。当前实务沿用了商誉的剩余价值观,即采用并购成本与被并购方可辨认净资产公允价值差额进行初始计量。随着上市企业并购活动日益频繁,商誉在企业资产负债表上也日益成为一项重要资产。由于股权支付方式普遍使用(谢继刚和张秋生,2013<sup>[6]</sup>),以及管理层过度自信现象的存在,造成了并购商誉的账面价值被大幅度高估(李丹蒙等,2018<sup>[7]</sup>)。同时,现行的商誉准则赋予了管理层更大的自由裁量权,管理层可能会机会主义地利用商誉减值时机的灵活性,“管理”商誉减值损失的金额(Ramanna,2008<sup>[8]</sup>;Ramanna和Watts,2012<sup>[9]</sup>)。商誉操纵及后续减值会严重扭曲财务会计信息,误导投资者决策,导致股票市场错误定价和资源错配(杨威等,2018<sup>[10]</sup>)。因此,有效抑制商誉泡沫,对维护资本市场稳定,防范化解系统性金融风险具有重要意义。已有研究发现,企业内部控制质量(张新民等,2018<sup>[11]</sup>)、审计质量(郭照蕊和黄俊,2020<sup>[12]</sup>)、

企业社会责任履行（许罡，2020<sup>[13]</sup>）等因素能够有效抑制商誉泡沫，提高并购商誉的会计信息质量。

## 2. 机构投资者实地调研的相关研究。

机构投资者实地调研是我国上市公司重要的投资者关系活动之一，是外部投资者了解公司私有信息的重要渠道（Cheng等，2016<sup>[4]</sup>；赵新杰，2019<sup>[14]</sup>）和外部监督机制。现有文献主要从机构投资者实地调研的信息效应和治理效应两方面进行探讨。在信息效应方面，机构投资者实地调研活动在资本市场信息传递中扮演着重要角色（Han等，2018<sup>[15]</sup>），以往研究对机构投资者凭借其专业优势，通过实地调研行为能够深入挖掘上市公司私有信息已有初步共识。机构投资者通过实地调研活动能够获得一定的信息优势，优化其投资决策（涂建明和曹雅琪，2021<sup>[16]</sup>），发布更为及时、准确的分析报告，将企业更多的特质信息融入股价中，减少信息不对称，提高资本市场的信息效率（曹新伟等，2015<sup>[17]</sup>；贾琬娇等，2015<sup>[18]</sup>），降低股价同步性（陆超和沈雨霏，2021<sup>[19]</sup>），提升公司信息披露质量（谭劲松和林雨晨，2016<sup>[20]</sup>）。在治理效应方面，机构投资者能够通过实地调研活动积极参与到公司治理之中，在降低企业盈余管理水平（王珊，2017<sup>[21]</sup>）、抑制管理层在职消费黏性（方红星和范玉玲，2021<sup>[22]</sup>）、减少管理层违规行为（卜君和孙光国，2020<sup>[23]</sup>）、抑制大股东掏空行为（杨侠和马忠，2020<sup>[24]</sup>）等方面发挥积极的外部治理作用。

然而，也有文献认为机构投资者实地调研并未达到理想的效果。机构投资者实地调研会增加上市公司的市场压力，管理层为了迎合投资者情绪，会进行选择性披露（刘晨等，2021<sup>[25]</sup>），增加了上市公司向市场散布乐观情绪的机会，降低了分析师对企业未来盈利能力的预测精度（谭松涛和崔小勇，2015<sup>[26]</sup>），从而引发市场上其他投资者的乐观偏差（董永琦和宋光辉，2018<sup>[5]</sup>）。机构投资者实地调研并没有充分发挥应有的信息媒介作用和治理作用，反而发挥了情绪引导作用，对被调研企业隐藏负面信息起到推波助澜的作用，提高了公司与其他外部投资者之间的信息不对称程度，增加了企业过度投资（周冬华和张启浩，2021<sup>[27]</sup>）。

综合上述文献，已有研究对于商誉泡沫对企业未来经营和资本市场的负面影响已有初步共识。大量文献表明机构投资者实地调研具有信息效应和治理效应，但也有部分学者提出不同见解。机构投资者实地调研如何影响企业商誉泡沫尚未可知，因此，本文从

机构投资者实地调研视角出发，研究其是否会对企业商誉泡沫产生影响，并发掘其中可能存在的作用机制。

## （二）研究假设

并购行为是企业的一项重大投融资活动，公司管理层的动机和行为会对并购活动（包括商誉的初始确认）产生直接作用和重要影响。商誉估计主要依赖于管理层对未来财务发展的假设和估计，具有较高的主观性和信息不对称程度。当企业并购为非理性或不以实现协同效应为目的时，并购所形成过高的商誉资产将会为企业未来经营带来巨大隐患（魏志华和朱彩云，2019<sup>[28]</sup>）。近年来，我国上市公司商誉“暴雷”事件频发，巨额商誉及其潜在的减值风险成为机构投资者调研的重点关注问题。机构投资者能够对企业并购决策进行有效的私人监督，抑制管理层机会主义行为，监控促进企业更好的管理决策（Glaum等，2018<sup>[29]</sup>），其往往具备专业的分析团队，为了获取更高的收益，有能力和动机通过实地调研活动挖掘上市公司管理层关于企业并购更多的私有信息。因此，本文认为机构投资者实地调研活动可以从信息效应和治理效应两个方面影响企业商誉泡沫。

在信息效应方面，机构投资者实地调研能够缓解管理层并购过程中的信息不对称问题，缩小管理层高估商誉的空间。一方面，机构投资者实地调研普遍具有较强的目的性，机构投资者会针对上市公司首次提出的并购预案（并购首次公开宣告日），主动发起对上市公司的调研活动（陈诣之和潘敏，2022<sup>[30]</sup>）。调研过程是一种以机构投资者与企业管理层面对面直接沟通的行为，机构投资者会对并购标的选择、协同效应、估值定价等关切问题进行深入提问。并通过观察管理层对调研问题回复的态度和意愿等特征释放出的边际信息（Roberts等，2006<sup>[31]</sup>），获悉企业管理层关于并购更多的私有信息，有助于促使管理层向市场释放更多关于并购的真实信息，缩小了管理层在并购过程中隐瞒“坏消息”的空间。另一方面，根据信号理论，机构投资者实地调研活动将在市场中产生特殊投资者的信号效应，调研活动后发布的调研报告或是交易行为会受到其他投资者的广泛关注（谭劲松等，2019<sup>[32]</sup>），提高了其他市场参与者对公司的监督作用，加快了公司特质信息在资本市场中的传播和解读效率。

在治理效应方面，机构投资者实地调研能够有效缓解管理层在并购过程中的代理问题，抑制管理层高



估商誉的动机。第一，商誉的高估可能源于管理层在有限的任期内利用并购盲目扩张从而谋取私利，管理层为确保高溢价并购项目能够顺利完成，可能会在并购过程中刻意隐藏“坏消息”（Li 和 Sloan, 2017<sup>[1]</sup>）。在机构投资者实地调研过程中，关于并购决策的信息将会被充分地挖掘、分析和传播。参与实地调研活动的机构投资者往往在调研多家上市公司的过程中积累了丰富的信息处理经验和行业专长，对行业整体发展现状及趋势具有较为深入的认知，对管理层提供的信息也有更强的解读和鉴别能力。因此，能够通过对比同行业企业的调研信息，辨别上市公司是否存在商誉泡沫，及时发现管理层为促成并购成功而刻意高估商誉的代理行为，增加了管理层在并购过程中隐藏“坏消息”的难度。并且，参与实地调研的多为已持有公司股份或者具有潜在投资意向的机构投资者，一旦在调研过程中发现管理层的并购决策出于短期机会主义倾向，存在刻意高估并购商誉的现象，就可能会出现投资者“用脚投票”或选择不进行投资的情况，增加了管理层在并购过程中隐藏“坏消息”的风险。第二，机构投资者实地调研通常分散在一年中的不同时间，是上市公司投资者关系的一项常规活动。这种投资者持续且频繁的到访与监督会促使公司内部治理模式等更加趋于规范，进而约束管理层在并购过程中高估商誉的机会主义行为。

基于以上分析本文提出假设 H1a:

**H1a:** 机构投资者实地调研能够抑制企业商誉泡沫。

然而，我国资本市场中，由于机构投资者往往普遍存在短期投机倾向（Jiang and Kim, 2015<sup>[33]</sup>），缺乏参与公司治理的意愿；因此，机构投资者实地调研也可能加剧企业商誉泡沫。首先，上市公司被机构投资者密集调研时，会释放出被调研企业是优秀投资标的的信号（翟淑萍和袁克丽, 2020<sup>[34]</sup>），当实地调研活动流于形式，甚至是热门题材炒作，并非发挥信息挖掘作用时（董永琦和宋光辉, 2018<sup>[5]</sup>），就会对其他投资者形成误导，忽视企业巨额商誉泡沫下的潜在风险。其次，市场压力假说认为机构投资者实地调研会提高市场参与者对上市公司的关注，管理层为了迎合市场情绪会进行选择性披露（刘晨等, 2021<sup>[25]</sup>），隐藏并购过程中的“坏消息”，造成市场乐观偏差，引起公司股价上涨，并利用股份支付的方式进行机会主义并购行为，从而加剧企业商誉泡沫。

基于以上分析本文提出竞争假设 H1b:

**H1b:** 机构投资者实地调研能够加剧企业商誉泡沫。

### 三、研究设计

#### （一）样本选择与数据来源

本文以 2013—2019 年深圳证券交易所 A 股上市公司为初始样本。选择这一样本区间的原因是，自 2013 年深圳证券交易所开始对上市公司机构投资者实地调研活动进行强制披露，2019 年年末由于新型冠状病毒疫情（COVID-19）暴发，可能会影响机构投资者开展实地调研活动。研究数据主要来源于 CS-MAR 数据库，投资者实地调研信息来自 Wind 数据库。在样本选择中进行了如下处理：（1）剔除金融保险业上市公司；（2）剔除被特殊处理的上市公司；（3）剔除相关数据缺失的公司；（4）剔除未报告商誉的公司样本。最终得到 7 101 个有效公司-年度样本观测值。为了避免极端值对回归结果的影响，本文对回归模型中所有连续变量进行了上下 1% 的缩尾（Winsorize）处理。

#### （二）模型设定与变量定义

为了检验机构投资者实地调研对商誉泡沫的影响，本文构建如下实证模型：

$$GWexcess_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Visit_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型（1）中， $GWexcess$  为被解释变量超额商誉， $Visit$  为主要解释变量机构投资者实地调研， $Controls$  为相关控制变量，下标  $i, t$  为  $i$  公司在第  $t$  年的对应变量， $\varepsilon$  为随机扰动项。

##### 1. 商誉泡沫。

参考傅超等（2015）<sup>[3]</sup>，魏志华和朱彩云（2019）<sup>[28]</sup>的研究，本文以超额商誉（ $GWexcess$ ）衡量企业商誉泡沫。采用并购特征（是否现金支付、买方支出价值）、行业商誉水平（行业年度其他公司商誉的均值）、公司特征（公司规模、盈利能力、成长性、管理层持股比例、是否两职合一）、行业与年度虚拟变量等一系列指标对公司商誉水平进行回归，以商誉期望模型的回归残差测度超额商誉。

##### 2. 机构投资者实地调研。

借鉴 Cheng 等（2016）<sup>[4]</sup>、谭松涛和崔小勇（2015）<sup>[35]</sup>的研究，本文采用两个指标来衡量机构投资者实地调研（ $Visit$ ）：机构投资者实地调研次数（ $Visit\_num$ ），上市公司在一个会计年度内被机构投

投资者实地调研次数；参与实地调研机构数 (*Visit\_ins*)，一个会计年度内参与上市公司实地调研机构投资者数量，并分别做对数化处理。

### 3. 控制变量。

根据已有研究，本文控制了其他决定商誉泡沫可能性的影响因素。其他控制变量包括：公司规模

(*Size*)、资产负债率 (*Lev*)、资产报酬率 (*ROA*)、成长性 (*Growth*)、第一大股东持股比例 (*Top1*)、机构投资者持股比例 (*INST*)、账面市值比 (*BM*)、两职合一 (*Dual*)、产权性质 (*Soe*)、“四大”审计 (*Big4*)、市场化程度 (*Market*)。同时，本文控制了年度固定效应和行业固定效应。具体变量定义见表1。

表1 变量定义

变量名称	变量符号	定义
超额商誉	<i>GWexcess</i>	参考傅超等 (2015) <sup>[6]</sup> 的做法，采用商誉期望模型的回归残差作为超额商誉的代理变量。
机构投资者实地调研次数	<i>Visit_num</i>	上市公司在一个会计年度内被实地调研次数+1，取自然对数
参与实地调研机构数	<i>Visit_ins</i>	参与调研的机构数量在一个会计年度内参与上市公司实地调研机构数量+1，取自然对数
公司规模	<i>Size</i>	年末总资产的自然对数
资产负债率	<i>Lev</i>	年末总负债除以年末总资产
资产报酬率	<i>ROA</i>	净利润除以总资产
成长性	<i>Growth</i>	本年营业收入/上一年营业收入-1
第一大股东持股比例	<i>Top1</i>	第一大股东持股数量除以总股数
机构投资者持股比例	<i>INST</i>	机构投资者持股总数除以流通股本
账面市值比	<i>BM</i>	账面价值除以总市值
两职合一	<i>Dual</i>	董事长与总经理是同一个人则为1，否则为0
产权性质	<i>SOE</i>	国有企业取值为1，非国有企业取值为0
“四大”审计	<i>Big4</i>	“四大”取值为1，否则为0
市场化程度	<i>Market</i>	当公司所在地区的市场化指数大于当年所有地区市场化指数的均值时指标取1，否则取0。
年度变量	<i>Year</i>	年度虚拟变量
行业变量	<i>Ind</i>	行业虚拟变量

## 四、实证结果与分析

### (一) 描述性统计

表2为主要变量描述性统计结果。超额商誉 (*GWexcess*) 的均值为0.034，中位数为-0.003，最大值为0.364，说明样本中上市公司超额商誉存在较大差异，且部分企业超额商誉额度较高；机构投

资者实地调研次数 (*Visit\_num*) 的最大值为3.401，中位数为1.099，均值为1.162，标准差为0.943；参与实地调研机构数量 (*Visit\_ins*) 最大值为5.533，中位数为2.485，标准差为1.726，说明机构投资者实地调研情况在不同上市企业中存在差异；其他控制变量的描述性统计结果与以往文献基本一致。

表2 描述性统计

变量名	样本量	平均数	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>GW_excess</i>	7 101	0.034	0.097	-0.094	-0.003	0.364
<i>Visit_num</i>	7 101	1.162	0.943	0.000	1.099	3.401
<i>Visit_ins</i>	7 101	2.221	1.726	0.000	2.485	5.533
<i>Size</i>	7 101	22.172	1.090	20.174	22.031	25.715
<i>Lev</i>	7 101	0.403	0.189	0.066	0.392	0.849
<i>ROA</i>	7 101	0.040	0.069	-0.297	0.042	0.205
<i>Growth</i>	7 101	0.246	0.467	-0.475	0.153	2.966
<i>Top1</i>	7 101	0.304	0.130	0.081	0.284	0.666
<i>INST</i>	7 101	0.346	0.225	0.001	0.332	0.826

续前表

变量名	样本量	平均数	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>BM</i>	7 101	0.850	0.898	0.089	0.564	5.528
<i>Dual</i>	7 101	0.341	0.474	0.000	0.000	1.000
<i>SOE</i>	7 101	0.168	0.374	0.000	0.000	1.000
<i>Big4</i>	7 101	0.032	0.176	0.000	0.000	1.000
<i>Market</i>	7 101	0.641	0.480	0.000	1.000	1.000

### (二) 多元回归分析

表3报告了机构投资者实地调研与商誉泡沫相关关系的检验结果。其中,列(1)、列(2)报告了以机构投资者实地调研次数(*Visit\_num*)和参与实地调研机构数(*Visit\_ins*)为解释变量,以超额商誉(*GWexcess*)为被解释变量的回归结果。结果显示机构投资者实地调研次数(*Visit\_num*)的回归系数为-0.007,且在1%的显著性水平上显著,说明当年上市公司被机构投资者实地调研的次数越多,企业超额商誉的规模越小;参与实地调研机构数量(*Visit\_ins*)的回归系数为-0.002,且在1%的显著性水平上显著,说明当年参与上市公司调研的机构数目越多,企业超额商誉的规模越小。实证结果意味着机构投资者实地调研活动对企业商誉泡沫存在抑制效应。上述回归结果拒绝了本文提出的假设H1b,假设H1a得以验证。

表3 机构投资者实地调研与商誉泡沫的回归结果

变量名	(1)	(2)
	<i>GW_excess</i>	<i>GW_excess</i>
<i>Visit_num</i>	-0.007*** (-5.709)	
<i>Visit_ins</i>		-0.002*** (-3.311)
<i>Size</i>	0.012*** (7.147)	0.011*** (6.829)
<i>Lev</i>	-0.139*** (-15.198)	-0.139*** (-15.168)
<i>ROA</i>	-0.134*** (-6.591)	-0.138*** (-6.702)
<i>Growth</i>	0.037*** (11.425)	0.038*** (11.503)
<i>Top1</i>	-0.082*** (-9.311)	-0.082*** (-9.257)
<i>INST</i>	0.016*** (2.735)	0.016*** (2.742)
<i>BM</i>	-0.006*** (-3.795)	-0.005*** (-3.623)
<i>Dual</i>	0.001 (0.507)	0.001 (0.545)
<i>SOE</i>	-0.024*** (-9.474)	-0.024*** (-9.435)

续前表

变量名	(1)	(2)
	<i>GW_excess</i>	<i>GW_excess</i>
<i>Big4</i>	-0.019*** (-3.185)	-0.020*** (-3.335)
<i>Market</i>	0.008*** (3.315)	0.008*** (3.154)
<i>_cons</i>	-0.172*** (-5.155)	-0.167*** (-4.971)
<i>Year&amp;Industry</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	7 101	7 101
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.125	0.122

注:\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ ,下同。括号内为*t*值。

### (三) 作用机制检验

以上研究结果表明,机构投资者实地调研活动能够有效抑制企业商誉泡沫问题。基于假设H1a的分析逻辑,机构投资实地调研活动能够有效缓解企业信息不对称,约束管理层的代理行为,从而抑制企业商誉泡沫。在此,本文从信息效应和治理效应的角度进行了中介效应检验。

#### 1. 信息效应。

机构投资者实地调研行为既是机构投资者对上市公司进行信息挖掘和解读的过程,也是向公司管理层反馈信息的过程。由于参与实地调研的多为已持有公司股份或者具有潜在投资意向的机构投资者,公司管理层为了赢得当前或潜在机构投资者的青睐,以达到融资或提高股价的目的,会通过实地调研过程中机构投资者的调研问题来把握机构投资者的信息需求和关注点,进而改善公司信息披露质量(谭劲松和林雨晨,2016<sup>[20]</sup>)。因此,本文认为机构投资者实地调研活动能够有效缓解企业信息不对称问题,推动管理层改善公司信息披露水平,从而抑制公司商誉泡沫。

基于以上分析,本文参考李昊洋等(2018)<sup>[36]</sup>的研究,构建以下递归模型进一步检验信息披露水平的中介作用,即机构投资者实地调研能否通过改善企业信息披露水平来抑制上市公司商誉泡沫。

$$Disclosure_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Visit_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$GW_{excess}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Visit_{i,t} + \alpha_2 Disclosure_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

上述式中，本文采用深圳交易所上市公司信息披露考评结果来衡量公司信息披露水平 (*Disclosure*)，按公司信息披露考评结果进行赋值，优秀为4，良好为3，及格的为2，不及格的为1，其他变量定义同主回归模型 (1)。

表4列示了信息效应渠道的检验结果。列(1)、列(2)报告了模型(2)的回归结果，采用顺序Logit模型进行回归。可以看出，机构投资者实地调研次数 (*Visit\_num*) 和参与实地调研机构数量 (*Visit\_ins*) 的系数与公司信息披露水平 (*Disclosure*) 的回归系数分别为0.463和0.223，均在1%的水平上显著为正，说明机构投资者实地调研活动能够提升公司的信息披露水平。列(3)、列(4)报告了模型(3)的回归结果。结果显示，机构投资者实地调研次数 (*Visit\_num*)、参与实地调研机构数量 (*Visit\_ins*) 和公司信息披露水平 (*Disclosure*) 的系数均为负，且在1%的水平上显著。这说明公司信息披露水平在机构投资者实地调研对公司商誉泡沫的影响中发挥了部分中介效应，Sobel检验的Z值在1%的水平上显著。这说明机构投资者实地调研活动发挥了信息效应，能够通过改善企业的信息披露水平来抑制上市公司商誉泡沫。

表4 机构投资者实地调研、信息披露水平与企业商誉泡沫

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Disclosure</i>	<i>Disclosure</i>	<i>GW_excess</i>	<i>GW_excess</i>
<i>Visit_num</i>	0.463*** (15.080)		-0.006*** (-4.825)	
<i>Visit_ins</i>		0.223*** (12.818)		-0.002*** (-2.584)
<i>Disclosure</i>			-0.008*** (-4.314)	-0.009*** (-4.772)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year&amp;Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	7 101	7 101	7 101	7 101
<i>Adj/Pesudo R<sup>2</sup></i>	0.147	0.142	0.127	0.125

注：括号内为z/t值。

## 2. 治理效应。

机构投资者凭借其信息处理能力和专业优势，可以通过实地调研活动有效挖掘管理层私有信息，从而判断企业的经营状况，及时发现管理层为促成并购成功而刻意高估商誉的代理行为，增加了管理层在并购

过程中为谋求私利而隐藏“坏消息”的难度和风险。因此，本文认为机构投资者实地调研活动通过缓解管理层在并购过程中的代理问题，抑制公司商誉泡沫。

基于以上分析，本文参考韩宏伟和唐清泉 (2021)<sup>[37]</sup>的研究，构建以下递归模型进一步检验代理成本的中介作用，即机构投资者实地调研能否通过降低企业代理成本来抑制上市公司商誉泡沫。

$$AT_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Visit_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$GW_{excess}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Visit_{i,t} + \alpha_2 AT_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

上述式中，本文采用总资产周转率 (*AT*) 来衡量企业代理成本，*AT*越大，说明企业代理成本越低，其他变量定义同主回归模型 (1)。

表5列示了治理效应渠道的检验结果。列(1)、列(2)报告了模型(4)的回归结果。可以看出，机构投资者实地调研次数 (*Visit\_num*) 和参与实地调研机构数量 (*Visit\_ins*) 的系数与总资产周转率 (*AT*) 的回归系数分别为0.015和0.005，分别在1%和5%的水平上显著为正，说明机构投资者实地调研活动能够降低企业代理成本。列(3)、列(4)报告了模型(5)的回归结果。结果显示，机构投资者实地调研次数 (*Visit\_num*)、参与实地调研机构数量 (*Visit\_ins*) 和总资产周转率 (*AT*) 的回归系数均为负，且均在1%的水平上显著。这说明总资产周转率在机构投资者实地调研对公司商誉泡沫的影响中发挥了部分中介效应，Sobel检验的Z值在1%水平上显著。这说明机构投资者实地调研活动发挥了治理效应，缓解了公司管理层的代理问题，能够通过降低企业代理成本来抑制上市公司商誉泡沫。

表5 机构投资者实地调研、代理成本与企业商誉泡沫

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>AT</i>	<i>AT</i>	<i>GW_excess</i>	<i>GW_excess</i>
<i>Visit_num</i>	0.015*** (3.387)		-0.007*** (-5.347)	
<i>Visit_ins</i>		0.005** (2.001)		-0.002*** (-3.105)
<i>AT</i>			-0.032*** (-10.287)	-0.033*** (-10.416)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year&amp;Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	7 101	7 101	7 101	7 101
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.325	0.325	0.135	0.133

注：括号内为t值。

(四) 稳健性检验

1. 工具变量法。

为了解决模型中可能存在的内生性问题，本文采用工具变量进行2SLS回归进行进一步检验。本文参考李昊洋等(2018)<sup>[36]</sup>的研究，选取上市公司所在地是否位于二线及以上城市(City，如果上市公司所在地位于二线及以上城市赋值为1，否则为0)作为工具变量。实地调研活动通常需要投资者现场参观企业生产经营，因此交通的便利性将会对机构投资调研行为产生影响，但企业是否位于二线及以上城市对商誉泡沫并不会产生直接影响。表6是2SLS回归的检验结果。从第一阶段的回归结果可以看出是否位于二线及以上城市(City)分别与机构投资者实地调研次数(Visit\_num)和参与实地调研机构数(Visit\_ins)均在1%的水平上显著正相关，同时第一阶段回归的F统计量分别为55.37和72.07均大于10，不存在弱工具变量的问题，说明工具变量与内生变量具有显著的相关关系；以工具变量拟合的机构投资者实地调研变量进行第二阶段回归，回归结果显示，机构投资者实地调研次数(Visit\_num)和参与实地调研机构数(Visit\_ins)的回归系数均为负数，且至少在5%的水平上显著。这说明在考虑内生性问题以后，机构投资者实地调研依然能够有效抑制上市公司商誉泡沫。

表6 内生性检验：2SLS回归

变量名	第一阶段		第二阶段	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Visit_num	Visit_ins	GW_excess	GW_excess
City	0.233*** (9.623)	0.455*** (10.691)		
Visit_num			-0.027** (-2.363)	
Visit_ins				-0.014** (-2.359)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year&Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7 101	7 101	7 101	7 101
Adj. R <sup>2</sup>	0.199	0.241	0.094	0.090

注：括号内为t值。

2. 倾向评分匹配法(PSM)。

本文采用倾向评分匹配法(PSM)进行稳健性检验。具体地，将当年被机构投资者实地调研的企业作为实验组，当年未被机构投资者实地调研企业作为

控制组，以公司规模(Size)、资产负债率(Lev)、盈利能力(Roa)、成长性(Growth)、机构投资者持股份额(INST)、上市年限(ListAge)等可能影响机构投资者实地调研的因素为协变量，进行1:1最近邻匹配。匹配结果满足“平衡性假设”。对匹配后样本重新进行回归，回归结果无实质变化，研究结论依然成立。

3. 商誉泡沫的重新计量。

借鉴张新民等(2018)<sup>[11]</sup>的做法，分别采用经行业年度中位数调整的商誉和经行业年度均值调整的商誉作为超额商誉的替代变量。将重新计量的变量代入模型(1)中，回归结果与前文保持一致。

4. 滞后一期检验。

考虑到机构投资者实地调研活动和企业商誉泡沫可能存在的反向因果关系。本文将模型(1)中的解释变量和控制变量均进行滞后一期处理，重新进行回归检验。本文主要结论未发生实质变化。

五、拓展性检验

(一) 机构投资者实地调研深度与企业商誉泡沫

调研深度较高的机构投资者与管理层的沟通更加充分，更有可能获得较多的私有信息(文雯等，2021<sup>[38]</sup>)。随着实地调研的深度增加，机构投资者识别企业并购活动中的机会主义行为的能力也有所提高，企业管理层面临的外部监督压力也就越大，这会迫使管理层如实且准确地执行会计准则和信息披露要求。因此，本文进一步从调研深度上探究实地调研活动是否也会对企业商誉泡沫产生影响。参考张勇(2018)<sup>[39]</sup>的研究，采用三个指标来衡量机构投资者实地调研深度，具体地，调研中所提问题的数量(Quest\_num)为年度上市公司被调研中投资者所提问题的数量；调研中所提问题的长度(Quest\_len)为年度上市公司被调研中投资者所提问题的长度；调研中上市公司答复问题的长度(Answer\_len)为年度上市公司被调研中投资者所提问题对应公司答复的长度，并分别做对数化处理。回归结果如表7所示，从列(1)~列(3)的结果中可以看到，机构投资者实地调研深度的三个衡量指标均在1%的水平上与企业商誉泡沫之间显著负相关，说明随着机构投资者实地调研深度的增加，即调研问题数目越多、调研中所提问题越长、上市公司答复问题越长，企业商誉泡沫越低。

表7 机构投资者实地调研深度与商誉泡沫

变量名	(1)	(2)	(3)
	<i>GW_excess</i>	<i>GW_excess</i>	<i>GW_excess</i>
<i>Quest_num</i>	-0.003*** (-4.829)		
<i>Quest_len</i>		-0.001*** (-3.159)	
<i>Answer_len</i>			-0.001*** (-3.144)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year&amp;Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	7 101	7 101	7 101
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.124	0.122	0.122

注：括号内为 *t* 值。

(二) 参与实地调研机构持股差异与企业商誉泡沫

考虑到参与实地调研活动的机构投资者持股差异可能会对实地调研的效果产生影响，如果机构投资者在调研活动之前已是上市公司股东，那么他们就会更有动力，并通过“用脚投票”或“用手投票”参与上市公司治理，有效抑制管理层在并购活动中的机会主义行为；由于当前我国资本市场卖空机制尚不成熟，非持股型机构投资者通过实地调研获取企业信息后，无法利用卖空公司股票方式向公司管理层施压，因此治理作用有限，降低了机构投资者实地调研对企业商誉泡沫的抑制作用。基于以上分析，本文参考钟芳（2020）<sup>[40]</sup>，周冬华和张启浩（2021）<sup>[27]</sup>的研究以参与实地调研活动的机构投资者是否有上市公司前十大股东作为标准，将实地调研活动划分为持股型实地调研（*Hvisit*）与非持股型实地调研（*Uvisit*），以检验机构投资者持股差异对企业商誉泡沫的异质性影响。对年度内未发生机构投资者实地调研的公司，变量取值为0。回归结果如表8所示，可以看到，列（1）和列（2）分别是上市公司在当年度内接受持股机构投资者调研次数、非持股机构投资者调研次数与商誉泡沫回归结果，可见持股型实地调研（*Hvisit*）的回归系数为-0.006，且在1%的水平上显著，非持股型实地调研（*Uvisit*）的回归系数为-0.001，但在统计意义上不显著。实证结果说明，较与非持股型实地调研，持股型实地调研更能发挥监督治理作用，抑制企业商誉泡沫。

表8 机构投资者实地调研持股异质性与商誉泡沫

变量名	(1)	(2)
	<i>GW_excess</i>	<i>GW_excess</i>
<i>Hvisit</i>	-0.006*** (-3.060)	

续前表

变量名	(1)	(2)
	<i>GW_excess</i>	<i>GW_excess</i>
<i>Uvisit</i>		-0.001 (-1.264)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Year&amp;Industry</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	7 101	7 101
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.101	0.100

注：括号内为 *t* 值。

(三) 参与实地调研机构类别与企业商誉泡沫

参与企业实地调研活动的投资者中，只有少数个人投资者，大部分为基金、券商、保险、银行等类型的机构投资者。不同类型的机构投资者由于投资目标与期限的不同，在公司治理中发挥着不同的作用。因此，为了检验参与实地调研机构投资者异质性对企业商誉泡沫的影响，本文参考明泽和陆建桥（2019）<sup>[41]</sup>的研究，将机构投资者实地调研次数进一步细分为基金调研次数（*Visit\_基金*）、券商调研次数（*Visit\_券商*）、保险调研次数（*Visit\_券商*）、银行调研次数（*Visit\_银行*），分别代入模型（1）中重新回归，回归结果如表9所示。可以看到，不同类型的机构投资者实地调研对上市公司商誉泡沫影响不同，*Visit\_基金*、*Visit\_券商*、*Visit\_银行*的回归系数均为负数，且至少在5%的水平上显著，*Visit\_保险*的回归系数为负，但未通过显著性检验。结果表明基金、券商、银行机构更为关注上市公司的商誉泡沫情况，其实地调研行为能够对被调研企业商誉泡沫起到有效抑制作用。

表9 参与实地调研机构异质性与企业商誉泡沫

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>GW_excess</i>	<i>GW_excess</i>	<i>GW_excess</i>	<i>GW_excess</i>
<i>Visit_基金</i>	-0.002** (-2.140)			
<i>Visit_券商</i>		-0.003*** (-3.371)		
<i>Visit_保险</i>			-0.002 (-1.132)	
<i>Visit_银行</i>				-0.011*** (-3.668)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year&amp;Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	7 101	7 101	7 101	7 101
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.121	0.122	0.121	0.122

注：括号内为 *t* 值。

## 六、结论与启示

本文就机构投资者实地调研活动对企业商誉泡沫的抑制作用进行了实证检验。基于2013—2019年深圳证券交易所A股上市公司的数据,研究发现:机构投资者实地调研能够有效抑制企业商誉泡沫;机制分析发现,机构投资者实地调研通过提高企业信息披露水平和降低企业代理成本来抑制商誉泡沫。进一步地,机构投资者实地调研对企业商誉泡沫的抑制作用会随着调研深度的增加而提高;持股型机构投资者实地调研对企业商誉泡沫的抑制作用更强;参与实地调研的机构类型会对企业商誉泡沫产生异质性影响。

随着机构投资者实地调研逐渐成为我国资本市场

中投资者关系管理活动的一项重要内容,监管部门对上市公司投资者调研活动也愈发重视。本文研究结论表明机构投资者实地调研能够发挥有效的外部治理作用,降低企业信息不对称程度,缓解企业商誉泡沫问题。研究结论能够为监管部门防范化解商誉风险和完善上市公司投资者关系管理制度提供有益启示:一是,加强对上市公司披露投资者调研活动信息的监督。强化投资者调研活动的组织和实施,保障调研活动的质量和效果,完善相关信息披露规则,推动调研活动能够成为传递企业特质信息和监督管理层的有效途径;二是积极引导机构投资者参与到上市公司治理之中。充分发挥好现有调研渠道,并就关切的重大问题与上市公司管理层进行沟通,采取更主动的态度推动上市公司提高治理水平。

## 参考文献

- [1] Li K K, Sloan R G. Has Goodwill Accounting Gone Bad? [J]. *Review of Accounting Studies*, 2017, 22: 964-1003.
- [2] 郑春美, 李晓. 并购商誉与审计服务定价 [J]. *审计研究*, 2018 (6): 113-120.
- [3] 傅超, 杨曾, 傅代国. “同伴效应”影响了企业的并购商誉吗? ——基于我国创业板高溢价并购的经验证据 [J]. *中国软科学*, 2015 (11): 94-108.
- [4] Cheng Q, Du F, Wang X, et al. Seeing Is Believing: Analysts' Corporate Site Visits [J]. *Review of Accounting Studies*, 2016, 21 (4): 1-42.
- [5] 董永琦, 宋光辉. 基金公司实地调研: 信息挖掘还是走马观花? [J]. *中南财经政法大学学报*, 2018 (5): 114-122.
- [6] 谢纪刚, 张秋生. 股份支付、交易制度与商誉高估——基于中小板公司并购的数据分析 [J]. *会计研究*, 2013 (12): 47-52, 97.
- [7] 李丹蒙, 叶建芳, 卢思绮, 曾森. 管理层过度自信、产权性质与并购商誉 [J]. *会计研究*, 2018 (10): 50-57.
- [8] Ramanna K. The Implications of Unverifiable Fair-value Accounting: Evidence from the Political Economy of Goodwill Accounting [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2008, 16 (2): 196-220.
- [9] Ramanna K, Watts R L. Evidence on the Use of Unverifiable Estimates in Required Goodwill Impairment [J]. *Review of Accounting Studies*, 2012, 17 (4): 749-780.
- [10] 杨威, 宋敏, 冯科. 并购商誉、投资者过度反应与股价泡沫及崩盘 [J]. *中国工业经济*, 2018 (6): 156-173.
- [11] 张新民, 卿琛, 杨道广. 内部控制与商誉泡沫的抑制——来自我国上市公司的经验证据 [J]. *厦门大学学报 (哲学社会科学版)*, 2018 (3): 55-65.
- [12] 郭照蕊, 黄俊. 高质量审计与上市公司商誉泡沫 [J]. *审计研究*, 2020 (4): 80-89.
- [13] 许罡. 企业社会责任履行抑制商誉泡沫吗? [J]. *审计与经济研究*, 2020 (1): 90-99.
- [14] 赵新杰. 股权激励、投资者调研与私有信息套利空间 [J]. *上海财经大学学报*, 2019 (1): 107-124.
- [15] Han B, Kong D, Liu S. Do Analysts Gain an Informational Advantage by Visiting Listed Companies? [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2018.
- [16] 涂建明, 曹雅琪. 机构投资者实地调研与上市公司财务信息质量 [J]. *金融论坛*, 2021 (3): 71-80.
- [17] 曹新伟, 洪剑峭, 贾婉娇. 分析师实地调研与资本市场信息效率——基于股价同步性的研究 [J]. *经济管理*, 2015 (8): 141-150.
- [18] 贾婉娇, 洪剑峭, 徐媛媛. 我国证券分析师实地调研有价值吗? ——基于盈余预测准确性的一项实证研究 [J]. *投资研究*, 2015 (4): 96-113.
- [19] 陆超, 沈雨霏. 机构投资者实地调研能否缓解股价同步性——基于我国A股上市公司的经验证据 [J]. *金融监管研究*, 2021 (9): 18-35.
- [20] 谭劲松, 林雨晨. 机构投资者对信息披露的治理效应——基于机构调研行为的证据 [J]. *南开管理评论*, 2016 (5): 115-126, 138.
- [21] 王珊. 投资者实地调研发挥了治理功能吗? ——基于盈余管理视角的考察 [J]. *经济管理*, 2017 (9): 180-194.
- [22] 方红星, 范玉玲. 投资者实地调研与管理层在职消费粘性 [J]. *财经问题研究*, 2021 (9): 93-103.
- [23] 卜君, 孙光国. 投资者实地调研与上市公司违规: 作用机制与效果检验 [J]. *会计研究*, 2020 (5): 30-47.
- [24] 杨侠, 马忠. 机构投资者调研与大股东掏空行为抑制 [J]. *中央财经大学学报*, 2020 (4): 42-64.

(下转第103页)

# 延迟退休、养老保险制度改革与经济增长

## ——基于创新驱动经济增长模型的分析

### Delayed Retirement, Pension Insurance System Reform and Economic Growth: An Analysis of the Innovation-driven Economic Growth Model

相里静 严成樑

XIANG Li-jing YAN Cheng-liang

**[摘要]** 理解延迟退休和养老保险制度改革如何影响经济增长,对于制定老龄化政策和实现经济高质量发展至关重要。本文构建基于研发(R&D)创新增长的跨期迭代模型(OLG),将代际人力资本作为内生传导机制,引入混合养老保险体系刻画延迟退休和养老保险制度改革对经济增长的影响。理论研究表明,延迟退休和养老保险制度改革通过总量人力资本增长效应、创新增长效应和中间产品增长效应三条机制影响经济增长。数值模拟结果显示,两种制度产生的总量人力资本效应占据主导地位,延迟退休使得经济增长率下降,养老保险制度改革使得经济增长率上升。鉴于此,本文还考察了两种制度同时实施的经济增长效应,发现老龄化社会要实现创新驱动经济发展,应关注延迟退休和养老保险制度改革之间的联动关系,两种政策配合使用以实现更好的经济增长效应。

**[关键词]** 延迟退休 养老保险制度改革 人力资本投资 R&D 创新增长

**[中图分类号]** F842.6 F061.2 F015 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 06-0090-14

**Abstract:** To understand the impact of delayed retirement and pension insurance system reform on economic growth is crucial to formulating policies on aging and achieving high-quality economic development. This article constructs overlapping generation model (OLG) based on R&D innovation-driven growth model, takes intergenerational human capital as an endogenous transmission mechanism, and introduces a mixed pension insurance system to describe the impact of delayed retirement and pension insurance system reform on economic growth. Theoretical research shows that the delayed retirement and pension insurance system reform affect the economic growth through three mechanisms: the total human capital growth effect, the innovation growth effect and the intermediate product growth effect. The numerical simulation results show that the total human capital effect of the two systems is dominant, delayed retirement reduces the economic growth rate, and pension insurance system reform increases the economic growth rate. In view of this, this article also examines the economic growth effects of the two systems implemented simultaneously, and finds that in order to realize innovation-driven economic development in the aging society, we should pay attention to the linkage relationship between delayed retirement and pension insurance system reform, and the two policies should be used together to achieve better economic growth effects.

**Key words:** Delayed retirement Pension insurance system reform Human capital investment R&D innovation-driven growth

**[收稿日期]** 2022-09-22

**[作者简介]** 相里静,女,1985年10月生,中央财经大学经济学院博士研究生,内蒙古财经大学经济学院讲师,研究方向为经济增长理论与政策;严成樑,男,1980年9月生,中央财经大学经济学院教授,博士生导师,研究方向为经济增长理论与政策。本文通讯作者为相里静,联系方式为 xianglj1023@163.com。

**[基金项目]** 国家社会科学基金项目“经济增长理论研究”(项目编号:22VRC176)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。



## 一、引言

当前,我国正在加速迈向老龄化,2012—2022年,60岁及以上人口占比由14.3%上升至19.8%,65岁及以上人口占比由9.4%上升至14.9%<sup>①</sup>。老龄人口占比的不断提高带来了劳动力供给短缺与养老金收支失衡等问题,延迟退休成为重要的应对措施。基于此,2015年延迟退休政策被提上了日程。2016年“十三五”规划纲要中提出“积极应对人口老龄化,实施渐进式延迟退休年龄政策”,将延迟退休的实施安排在“十四五”期间。《人口与劳动绿皮书》<sup>②</sup>提出,“居民养老保险的退休年龄从2033年开始每3年延迟1岁,直至2045年完成”。2021年《人力资源和社会保障事业发展规划“十四五”》提出,“按照小步调整、弹性实施、分类推进、统筹兼顾等原则,稳妥实施渐进式延迟法定退休年龄”。我国的法定退休年龄是:“男工人与男职员年满六十岁,女工人与女职员年满五十岁”,<sup>③</sup>但制定当时人均预期寿命不足45岁,而2019年已经达到77.3岁<sup>④</sup>,预计仍会进一步提高,由此可见,延迟退休政策的实施更具有必要性。

近年来,关于养老保险制度改革的议题备受社会各界及学术界广泛关注。我国从1997年开始形成以“社会统筹和个人账户相结合”的养老保险制度,其中社会统筹部分实行现收现付制,以当期工作人口的缴费作为养老金发放给退休人口,个人账户部分实行完全积累制,以个体工作期缴费为基数,退休后发放积累的收益。其中,现收现付制更易受到人口结构变动的影响,这对我国养老保险制度改革带来了严峻挑战。由此,2005年国务院发布《关于完善企业职工基本养老保险制度的决定》,提出“完善社会统筹与个人账户相结合的基本制度”。这一制度在2010年《中华人民共和国社会保险法》和十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》中进行了多次强调,进一步确定了我国由现收现付制向基金制转轨,以应对老龄人口增大的困境。

伴随着我国“人口红利”的逐渐消失,经济下

行压力加大,传统经济增长动力衰减,二十大报告提出:“坚持创新是第一动力,加快创新驱动发展战略”。考虑到老龄人口增加和经济增长放缓的现实,从技术创新视角分析延迟退休、养老保险制度改革与经济增长之间的联动关系显得尤为重要。由此,本文提出的第一个研究问题是:在R&D创新增长世代交叠模型(OLG)中引入我国特色的混合养老保险体系,设定养老保险制度参数为社会统筹和个人账户配置比例,根据参数变化刻画现收现付制、完全基金制和部分积累制三种形式,通过参数校准和政策模拟,从比较静态的维度探讨延迟退休和养老保险制度改革的经济增长效应及其之间的差异与互补性。

2019年出台的《国家积极应对人口老龄化中长期规划》明确提出:“推进人力资源开发利用,确保积极应对人口老龄化的人力资源总量足、素质高”,基于现实角度,本文将总量人力资本作为模型分析的核心变量。同时,从理论角度来看,人力资本在延迟退休和养老保险制度改革的增长效应研究中也具有重要意义:延迟退休使得老年人力资本供给数量增加。养老保险制度作用机理也与人力资本息息相关,现收现付制具有资源代际传递功能,影响子代人力资本的数量和质量;完全基金制发挥个人账户资金积累功能,给予参保人更多激励,影响当代人力资本水平。鉴于上述理由,提出本文研究的第二个问题:在基准模型中内生人力资本积累机制,分析延迟退休和养老保险制度改革通过此变量如何影响经济增长。

本文剩余部分的结构安排如下:第二部分是文献述评;第三部分是在R&D创新驱动增长框架下结合跨期迭代模型(OLG),引入延迟退休和养老保险制度参数;第四部分是均衡求解和数值模拟,考察延迟退休和养老保险制度改革对经济增长的影响;第五部分是结语。

## 二、文献述评

针对延迟退休政策效应分析的文献由来已久,多数学者都是基于跨期迭代模型(OLG)分析得出结论。例如:严成樑(2016)<sup>[1]</sup>提出延迟退休对经济增长的影响取决于经济增长模式,新古典经济模式下延

① 来自2021年国家统计局数据。

② 来自中国社会科学院人口与劳动经济研究所的《人口与劳动绿皮书:中国人口与劳动问题报告 No. 16》。

③ 来自1953年《劳动保险条例》。

④ 来自国家卫生健康委员会2020统计公报。

迟退休使得经济增长率上升,内生增长模式下延迟退休使得经济增长率下降。Fanti (2014)<sup>[2]</sup>认为延迟退休政策短期会增加产出水平,长期使得产出水平下降。Boucekkine等(2002)<sup>[3]</sup>提出延迟退休对人均收入增长的影响是不确定的。景鹏和郑伟(2020)<sup>[4]</sup>提出延迟退休可以抵消预期寿命延长对经济产生的负面影响。有些学者通过其他理论与实证方法研究了延迟退休的政策效应。例如:封进和韩旭(2017)<sup>[5]</sup>从理论与实证角度,分析延迟退休对储蓄、劳动供给、消费和福利水平等的影响。刘晓光和刘元春(2017)<sup>[6]</sup>估算了劳动参与率曲线,模拟得出渐进式延迟退休可以提升经济增长速度。鲁元平等(2016)<sup>[7]</sup>基于动态CGE模型,提出延迟退休可以促进经济增长。Zhang和Zhang(2009)<sup>[8]</sup>通过生命周期模型分析得出有约束的强制退休降低了经济增长率和福利水平。同时,还有学者将延迟退休内生。例如,Miyazaki(2019)<sup>[9]</sup>内生延迟退休政策,考察实现社会最优分配的均衡条件。

从现有文献来看,社会保险制度改革的经济增长效应主要体现在以下三方面:一是现收现付制度有利于经济增长或基金制不利于经济增长。国外如Kunze(2012)<sup>[10]</sup>基于利他主义的OLG模型进行分析,Lin等(2021)<sup>[11]</sup>评估现收现付制度向完全基金制转轨的效果,认为现收现付制的交叉补贴正向福利占据主导作用;国内如何樟勇和袁志刚(2004)<sup>[12]</sup>基于宏观动态效率的分析,认为现收现付制向完全基金制转轨不利于改善动态无效性和经济增长。二是养老保险制度转轨或基金制有利于经济增长。国外有Westerhout等(2022)<sup>[13]</sup>、Kaganovich和Zilcha(1999)<sup>[14]</sup>、Ehrlich和Zhong(1998)<sup>[15]</sup>的研究;国内有彭浩然和申曙光(2007)<sup>[16]</sup>利用内生增长模型,汪伟(2012)<sup>[17]</sup>提出OLG模型,邵宜航等(2010)<sup>[18]</sup>基于内生增长世代交叠模型,郑伟和孙祁祥(2003)<sup>[19]</sup>构建两期动态生命周期模型。三是认为养老保险制度是“中性”的。国外如Barro(1974)<sup>[20]</sup>构建的利他主义OLG模型进行的分析;国内如杨俊(2017)<sup>[21]</sup>通过一般均衡模型提出最优的社会统筹和个人账户的最优比例,柏杰(2000)<sup>[22]</sup>提出养老保险政策效应与养老基金投资效率相关。

根据以上文献可以看出,延迟退休与养老保险制度改革的增长效应相关文献较为丰富,也有一些学者提出了关于两种制度改革对人力资本的影响:一是延

迟退休对人力资本的影响。例如:有些学者在OLG模型中引入隔代教养,考察延迟退休对人口出生率及人力资本的影响(郭凯明等,2021<sup>[23]</sup>;严成樑,2018<sup>[24]</sup>)。耿志祥和孙祁祥(2020)<sup>[25]</sup>基于人力资本数量-质量关系得出延迟退休会提高均衡时的生育率和养老金替代率。二是养老保险制度对人力资本的影响。例如:Yew和Zhang(2009)<sup>[26]</sup>认为现收现付制是通过提高子女人力资本投资而促进经济增长,而Zhang(1995)<sup>[27]</sup>通过“干中学”模型提出现收现付制不利于人力资本积累;其他学者基于OLG模型,提出人力资本进步的结果使得现收现付制度仍是最优的(张熠等,2020<sup>[28]</sup>;杨继军等,2019<sup>[29]</sup>;黄莹,2009<sup>[30]</sup>)。洪丽和曾国安(2017)<sup>[31]</sup>利用含有内生人力资本变量的OLG模型,提出现收现付制和部分积累制下缴费率与经济增长之间负相关,完全基金制下两者无确定性关系。

目前,也有一些关于研究延迟退休和养老保险制度相互影响的文献,但多数着重考察特定养老保险制度下延迟退休对养老金收入的影响。例如:一些学者运用OLG模型评估发现延迟退休可提高养老金支出水平(邱牧远等,2020)<sup>[32]</sup>;樊长科和林国彬,2015<sup>[33]</sup>)。封进(2017)<sup>[34]</sup>基于异质性个体分析提出延迟退休会降低养老金财富。王晓军和赵明(2015)<sup>[35]</sup>测算发现延迟退休能够有效缓解养老金支付压力。邹铁钉和叶航(2015)<sup>[36]</sup>提出延迟退休与养老金亏空之间呈现倒U型。也有文献研究养老保险对退休选择的影响,如彭浩然和陈斌开(2012)<sup>[37]</sup>提出养老保险会对退休决策产生影响,改革关键在于对退休的激励。以上文献都未将延迟退休和养老保险制度改革同时进行政策效应研究。

近年来,也有一些学者尝试将R&D内生增长框架与跨期迭代模型(OLG)相结合,但主要用来研究人口老龄化带来的经济效应。一些学者从劳动供给数量角度进行分析。例如:Futagami和Konishi(2019)<sup>[38]</sup>在基准研发跨期迭代模型中内生生育率和死亡率,提出人口数量下降会带动创新增长。Prettner和Trimborn(2017)<sup>[39]</sup>将跨期迭代(OLG)与半内生增长模型相结合,提出预期寿命上升伴随的人口下降会带动经济增长。另一部分学者从劳动供给质量角度分析。例如:Baldanzi等(2021)<sup>[40]</sup>根据父母对子女教育和健康投资设定人力资本函数,研究儿童健康和人力资本的互动关系及对经济增长的影响。Chu等(2016)<sup>[41]</sup>

考察中国父母教育偏好对创新增长的影响。还有部分学者同时考虑了劳动供给数量和质量。例如, Hashimoto 和 Tabata (2016)<sup>[42]</sup>内生预期寿命、生育率和教育决策, 研究人口变动对经济增长的影响, 比较分析教育和育儿补贴政策的经济效应。

当前少数学者对延迟退休和社会保险制度改革创新增长效应进行了研究。例如: Ahituv 和 Zeira (2011)<sup>[43]</sup>通过实证方法研究行业技术变化与退休行为之间的关系, 分析了技术变化对退休行为的侵蚀效应和工资效应; Heer 和 Irmen (2014)<sup>[44]</sup>基于内生增长模型, 提出养老金制度改革可能取决于经济增长是内生还是外生的。

通过对国内外相关文献回顾可知, 跨期迭代模型 (OLG) 是分析延迟退休政策和养老保险制度最常用的方法, 基于 R&D 创新增长框架下进行研究的文献较少, 鲜有文献同时分析延迟退休和养老保险制度改革的增长效应。基于以上原因, 本文在 Romer (1990)<sup>[45]</sup> R&D 创新驱动框架下结合跨期迭代模型 (OLG) 分析延迟退休和养老保险制度的经济增长效应。本文的工作丰富了延迟退休和养老保险制度改革影响经济增长的作用机理。

相对于已有的文献而言, 本文的贡献主要体现在以下三方面: 第一, 本文是从更现实的混合养老保险体系角度解释延迟退休和养老保险制度改革的政策效果, 填补了延迟退休与养老保险制度改革之间的联动关系研究。第二, 基于创新驱动模型全面评估延迟退休和养老保险制度改革的经济增长效应, 符合我国当前经济高质量发展的要求, 丰富了经济增长效应的理论文献研究。第三, 在创新驱动框架下, R&D 部门的人力资本投入是创新增长的源泉, 延迟退休和养老保险制度基于人力资本数量-质量变动影响经济增长, 从这个角度来看, 本文的研究从经济增长源泉与社会文化视角完善了政策效应传导机制的研究。本文模拟结果表明, 延迟退休与养老保险制度参数与经济增长率之间是负向变动关系, 且这一结果是稳健的。本文认为应重视延迟退休对经济增长的负向影响, 同时也应合理利用养老保险制度改革对经济增长的正向影响, 两种政策配合使用更好地实现经济高质量发展。

### 三、模型框架

本部分结合 Romer (1990)<sup>[45]</sup>创新驱动增长模型

与跨期迭代模型 (OLG), 引入混合养老保险体系, 内生人力资本供给选择, 分析延迟退休和养老保险制度改革对经济增长的影响。

#### (一) 个体

本文假设所有个体都是同质的, 选择代表性个体。借鉴 Fanti (2014)<sup>[2]</sup>的做法, 我们不考虑儿童时期的决策, 只考虑  $t$  (年轻) 时期和  $t+1$  (老年) 时期的选择。个体在年轻和年老时期都有 1 单位时间禀赋, 年轻时期的时间禀赋用于工作和代际人力资本投资。为了简化分析, 借鉴 Chu 等 (2016)<sup>[41]</sup>的做法, 假设年轻时期不进行消费或消费为 0, 工作收入用于储蓄、抚育子女和缴纳社保基金。年老时期的时间禀赋用于工作和享受退休生活, 年老时期的消费等于年轻时期的储蓄本金及利息回报、年老时期工作净收入和社保基金收入的加总。借鉴 Miyazaki (2019)<sup>[9]</sup>的思路, 个体关心子女的人力资本水平。个体福利建立在年老时期消费  $c_{t+1}$  以及子女人力资本水平  $h_{t+1}$  基础上, 目标函数是:

$$\max \{ \beta \ln c_{t+1} + \epsilon \ln h_{t+1} \} \quad (1)$$

其中:  $\beta > 0$  表示时间贴现因子, 该指标越大, 表示个体越关注年老时期消费。 $\epsilon$  表示父母对子女人力资本投资的偏好, 该指标越大, 说明父母越注重子女的人力资本投资。借鉴 Lucas (1988)<sup>[46]</sup>的思路, 人力资本函数是:

$$h_{t+1} - h_t = B u_t^\gamma h_t \quad (2)$$

其中:  $u_t$  表示年轻时期父母给予子女的人力资本投资 (教育) 时间,  $1 - u_t$  表示年轻时期工作时间。 $B$  表示人力资本生产效率。 $\gamma (0 < \gamma \leq 1)$  表示人力资本投资弹性。个体年轻时期需要在子女人力资本投资和工作之间进行权衡取舍。

个体在年轻时期和年老时期面临的预算约束方程:

$$s_t + q n h_t w_t = (1 - \tau) (1 - u_t n) h_t w_t \quad (3)$$

$$c_{t+1} = R_{t+1} s_t + (1 - \tau) \theta h_t w_{t+1} + (1 - l) z_{t+1} \quad (4)$$

其中:  $s_t$  表示年轻时期的储蓄;  $q \in (0, 1)$  表示抚育每个孩子的单位物质成本;  $\tau$  表示养老保险缴费率;  $w_t$  表示  $t$  时期的工资率;  $n$  表示外生人口增长率或生育率;  $R_{t+1} = 1 + r_{t+1}$ ,  $r_{t+1}$  表示年老时期的市场利率; 借鉴 Miyazaki (2019)<sup>[9]</sup>的做法设定  $\theta$  为老年人力资本的折旧系数,  $\theta \in (0, 1)$ , 假设年轻时期人力资本

的生产力是1； $l$ 表示延迟退休政策变量，老年时期休闲时间是 $1-l$ ； $z_{t+1}$ 表示年老时期老年人获得的社保收入。方程(3)、(4)的经济学含义是，年轻和年老时期的可支配收入分别用于年轻时期储蓄和年老时期消费。

将方程(2)、(3)和(4)，代入方程(1)，上述问题转化为如下的优化问题：

$$\max \{ \beta \ln [ R_{t+1} (1-\tau) (1-u_t n) h_t w_t - R_{t+1} q n h_t w_t + (1-\tau) \theta l h_t w_{t+1} + (1-l) z_{t+1} ] + \epsilon \ln ( B u_t^\gamma + 1 ) h_t \}$$

个体通过选择代际人力资本投资时间极大化上述目标函数，对应如下的最优性条件：

$$\frac{(1-\tau)\beta n h_t w_t R_{t+1}}{c_{t+1}} = \frac{\epsilon B \gamma u_t^{\gamma-1}}{(B u_t^\gamma + 1)} \quad (5)$$

方程(5)反映代际人力资本投资时间的边际成本和边际收益之间的平衡关系。年轻个体将时间花费在子女人力资本投资上，会挤占劳动时间，年轻时期可支配收入减少；但同时子代的人力资本水平会提升。根据方程(3)可得如下的储蓄决定方程：

$$s_t = (1-\tau)(1-u_t n) h_t w_t - q n h_t w_t \quad (6)$$

方程(6)反映了理性个体需要在代际人力资本投资与年轻时期储蓄之间进行决策，来选择福利水平的最大化。

### (二) 最终产品生产部门

$t$ 时期，最终产品生产部门通过雇用人力资本 $H_{Y,t}$ 和中间产品 $x_{i,t}$ ， $i \in [0, A_t]$ ，来生产最终产品 $Y_t$ 。最终产品部门是完全竞争的，总产出函数关于人力资本和中间产品投入满足常数规模报酬：

$$Y_t = H_{Y,t}^{1-\alpha} \int_0^{A_t} (x_{i,t})^\alpha di \quad (7)$$

最终产品部门通过选择雇用人力资本和中间产品的数量以极大化自身利润：

$$\max \{ H_{Y,t}^{1-\alpha} \int_0^{A_t} (x_{i,t})^\alpha di - w_t H_{Y,t} - p_{i,t} \int_0^{A_t} x_{i,t} di \}$$

其中： $p_{i,t}$ 表示 $t$ 时期中间产品的价格；假设最终产品价格是1， $H_{Y,t}^{1-\alpha} \int_0^{A_t} (x_{i,t})^\alpha di$ 表示最终产品部门可以获得的总收入； $w_t H_{Y,t}$ 和 $p_{i,t} \int_0^{A_t} x_{i,t} di$ 分别表示购买人力资本与中间产品的成本。

通过求解最终产品生产部门的最优性问题，可以

得到如下最优性条件：

$$w_t = (1-\alpha) H_{Y,t}^{-\alpha} \int_0^{A_t} (x_{i,t})^\alpha di = (1-\alpha) \frac{Y_t}{H_{Y,t}} \quad (8)$$

$$p_{i,t} = \alpha H_{Y,t}^{1-\alpha} x_{i,t}^{\alpha-1} \quad (9)$$

### (三) 中间产品生产部门

中间产品生产部门是具有垄断竞争特征的厂商组成(Dixit和Stiglitz, 1977<sup>[47]</sup>)，根据Futagami和Konishi(2019)<sup>[38]</sup>的做法，假设厂商生产一单位中间产品需要投入一单位人力资本( $x_{i,t} = H_{x,t}$ )，中间产品生产厂商通过极大化利润 $\max \{ p_{i,t} x_{i,t} - w_t x_{i,t} \}$ 确定价格，其中 $p_{i,t} x_{i,t}$ 和 $w_t x_{i,t}$ 分别表示 $t$ 时期生产第 $i$ 种中间产品的企业市场价值和生产成本。将方程(9)得到的最终产品部门对中间产品的需求函数代入中间产品生产部门的利润函数中，通过求解中间产品厂商的最优性问题可知：

$$w_t = \alpha p_{i,t} = \alpha^2 H_{Y,t}^{1-\alpha} x_{i,t}^{\alpha-1} \quad (10)$$

$$\pi_{i,t} = (1-\alpha) p_{i,t} x_{i,t} \quad (11)$$

其中， $\pi_{i,t}$ 表示生产第 $i$ 种中间产品厂商的利润，中间产品部门的总利润表示为 $\pi_t$ 。

根据对称性，最终产品生产部门对每种中间产品的需求量相同。再根据市场出清条件，每种中间产品的供给量也相同 $x_{i,t} = x_t$ ， $p_{i,t} = p_t$ 。将 $x_{i,t} = x_t$ 代入方程(7)可以得到总产出函数：

$$Y_t = H_{Y,t}^{(1-\alpha)} A_t (x_t)^\alpha \quad (12)$$

根据方程(10)可知：

$$x_t = H_{Y,t} \left( \frac{\alpha^2}{w_t} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (13)$$

同样，由(10)式可知：

$$p_t = \frac{w_t}{\alpha} \quad (14)$$

根据方程(8)、(10)和(12)可知：

$$w_t = (1-\alpha)^{(1-\alpha)} A_t^{(1-\alpha)} \alpha^{2\alpha} \quad (15)$$

根据方程(9)、(11)和(12)可知：

$$A_t \pi_t = \alpha (1-\alpha) Y_t \quad (16)$$

在本文设定的模型框架下，方程(13)表明每个厂商生产的产品数量与投入到最终产品部门的人力资本总量是同向变化的，因为这两种要素相互配合生

产最终产品。同时，工资率是购买人力资本的单位成本，工资率降低会促使中间产品厂商生产得更多，所以，工资率降低使得中间产品数量增加；方程（14）表明中间产品的最优定价是边际成本  $1/\alpha$  的加成本例；方程（15）表明现有知识存量越多，人力资本获取的工资水平越高，即中间产品种类决定了工资率；方程（16）表明垄断厂商的总利润来自于最终产品产值的一定比例。

#### （四）R&D 部门

根据 Romer（1990）<sup>[45]</sup> 和 Jones（1995）<sup>[48]</sup> 的设定，本文假设知识存量有很强的正向溢出效应， $t$  时期新知识的生产取决于 R&D 部门人力资本总量  $H_{A,t}$  以及经济中的知识存量  $A_t$ ，知识生产函数如下：

$$A_{t+1} - A_t = \delta H_{A,t} A_t^\varphi \quad (17)$$

其中， $\delta$  表示 R&D 生产力参数， $0 < \varphi < 1$  表示 R&D 溢出效应。根据方程（17）可知  $(A_{t+1} - A_t) / A_t = \delta H_{A,t} / A_t^{1-\varphi}$ ，R&D 部门的人力资本投资越多，知识增长越快，即经济中存在规模效应；在经济中投入 R&D 部门的人力资本既定条件下，现有知识存量越多，创新增长的速度越慢（Bloom 等，2020<sup>[49]</sup>）。

假设 R&D 部门是完全竞争的，无套利条件如下：

$$v_t(A_{t+1} - A_t) = w_t H_{A,t} \quad (18)$$

其中， $v_t$  表示  $t$  时期专利的价格。方程（18）的左端表示  $t$  时期企业购买  $H_{A,t}$  单位人力资本可以创造的 R&D 部门市场价值的增加值，右端表示 R&D 部门需要支付的成本。人力资本在最终产品部门、中间产品部门、R&D 部门可以获得相同的工资收入。借鉴 Romer（1990）<sup>[45]</sup> 的思路，假设个体在三个部门投入人力资本能够获得相等的工资，确保不会出现所有的人力资本投入单一部门的极端情形，由此可以推导出年轻个体在三个部门人力资本水平投入的最优配置比例，即年轻个体选择在不同部门投入的最优人力资本水平。

在 R&D 创新增长框架的跨期迭代模型（OLG）中，中间产品企业向研发部门购买专利，借鉴 Strulik 等（2013）<sup>[50]</sup> 的思路，假设专利只使用一期，基准模型设定了两期，一期是 30 年，这符合实际专利的持续时间。因此， $t$  时期专利价格等于中间产品生产者的利润：

$$v_t = \pi_t \quad (19)$$

将方程（8）、（16）、（17）和（19）代入方程（18），可知：

$$H_{Y,t} = \frac{1}{\delta \alpha} A_t^{1-\varphi} \quad (20)$$

方程（20）说明， $t$  时期的知识存量越多，生产的中间产品类型越丰富，投入最终产品部门的中间产品总量越多，需要更多的人力资本与之相结合进行最终产品的生产。

#### （五）养老保险制度

经济中存在现收现付和完全基金制两种养老保险制度。现收现付制是指  $t$  时期年轻个体缴纳的社保基金发放给当期退休的老年人。完全基金制是指  $t$  时期年轻个体缴纳的养老保险基金作为养老储蓄，在  $t+1$  期退休以后，政府将个人账户中缴纳总额和利息收入返还。本文设定混合养老保险体系，政府设置了两个养老账户：社会统筹与个人养老账户， $\tau$  表示社会统筹和个人账户缴费率的总和，即养老保险总缴费率。假设社会统筹占总缴费率的比重为  $\theta$  ( $0 \leq \theta \leq 1$ )，称为社会统筹比例，则个人缴费比例为  $1-\theta$ 。则社会统筹缴费率为  $\tau\theta$ ，而个人账户缴费率为  $\tau(1-\theta)$ 。 $\theta$  为本文的养老保险制度参数。 $\theta$  为 0 设定为完全基金制； $\theta$  为 1 设定为现收现付制。现收现付制向完全基金制转轨，相当于  $\theta$  的值逐渐变小。混合养老保险体系下， $t$  时期的年轻个体进入老年之后得到的退休收入等于  $t+1$  时期年轻人和延迟退休的老年人缴纳的养老保险基金，同时加上  $t$  时期个体账户缴纳总额与增值部分，上述总量关系如下：

$$(1-l)z_{t+1}N_t = \theta\tau(1-u_{t+1}n)w_{t+1}h_{t+1}N_{t+1} + \theta\tau w_{t+1}h_t N_t \theta l + (1-\theta)\tau(1-u_t n)w_t h_t N_t R_{t+1} \quad (21)$$

结合方程（2）以及  $N_{t+1} = nN_t$  可知：

$$(1-l)z_{t+1} = \theta\tau(1-u_{t+1}n)w_{t+1}h_t(Bu_t^\gamma + 1)n + (1-\theta)\tau(1-u_t n)w_t h_t R_{t+1} + \theta\tau w_{t+1}h_t \theta l \quad (22)$$

其中， $N_t$  和  $N_{t-1}$  分别表示年轻时期和年老时期的人口数量。

在本文的框架下，研究的重点是混合养老保险体系下延迟退休和养老保险制度改革对经济增长的影响。因此，简化起见，假设两类改革通过社保收入内生调整使得社保基金账户每一期平衡，同时不存在个人账户挪用问题。

(六) 宏观经济均衡条件

宏观经济均衡是指个体选择变量  $\{c_{t+1}, s_t, u_t, z_{t+1}\}$ 、人力资本总量  $\{H_t = (1-u_t n) N_t h_t + \theta l N_{t-1} h_{t-1}\}$ 、要素价格  $\{r_{t+1}, w_t\}$  和养老保险制度  $\{\emptyset, z_{t+1}\}$  满足社保收支平衡、个体福利最大化及企业利润最大化，劳动和资本市场保持均衡。

劳动市场均衡条件是总体的总量人力资本供给  $H_t$  等于企业对总量人力资本的需求。人力资本供给总量来自年轻时期的劳动供给和年老时期延迟退休的劳动供给；人力资本的需求来自最终产品部门、中间产品部门、R&D 部门：

$$(1-u_t n) N_t h_t + \theta l N_{t-1} h_{t-1} = H_{Y,t} + H_{A,t} + A_t x_t \quad (23)$$

方程 (23) 左侧表示  $t$  时期人力资本供给总量，右侧表示  $t$  时期企业的人力资本需求总量。将方程 (20) 和 (23) 代入方程 (17)，可以得到创新增长率的动态方程：

$$\frac{A_{t+1}}{A_t} = \delta N_t h_t \left[ 1 - u_t n + \frac{\theta l}{n(Bu_t^\gamma + 1)} \right] A_t^{\varphi-1} \frac{(1-\alpha + \alpha^2)}{\alpha(1-\alpha)} + 1 \quad (24)$$

R&D 创新增长框架的 OLG 模型中，如果不考虑物质资本投入，假设所有部门的生产只有人力资本的投入，资本市场均衡条件是  $t$  时期的总储蓄等于总投资，即年轻时期的所有储蓄加上年轻时期养老保险基金全部用于投资新增的 R&D 或者购买现存的 R&D (Futagami 和 Konishi, 2019<sup>[38]</sup>)，得到如下均衡方程：

$$s_t N_t + (1-\emptyset) \tau (1-u_t n) w_t h_t N_t = A_t v_t + (A_{t+1} - A_t) v_t \quad (25)$$

将方程 (17) 和 (18) 代入方程 (25) 可知：

$$s_t N_t + (1-\emptyset) \tau (1-u_t n) w_t h_t N_t = \frac{A_{t+1}}{A_t} \frac{w_t}{\delta A_t^{\varphi-1}} \quad (26)$$

四、均衡求解与数值模拟

将个体问题、企业问题、养老保险制度以及宏观均衡问题结合起来，本部分在混合养老保险体系下考察延迟退休和养老保险制度改革对经济增长的影响。

(一) 求解竞争性均衡及参数设定

根据内生经济增长理论通常的假定，当经济处于平衡增长路径上时，内生变量与相关增长率收敛于常数，则  $u_{t-1} = u_t = u_{t+1}$ ；进一步设定  $t$  时期的增长率如

下： $g = \frac{Y_{t+1}}{Y_t}$ ,  $g_A = \frac{A_{t+1}}{A_t}$ ,  $g_w = \frac{w_{t+1}}{w_t}$ ,  $g_x = \frac{x_{t+1}}{x_t}$ ,  $g_H = \frac{H_{t+1}}{H_t} = \frac{H_{Y,t+1}}{H_{Y,t}} = \frac{H_{A,t+1}}{H_{A,t}}$ ,  $g_h = \frac{h_{t+1}}{h_t}$ 。根据增长率公式及方程 (2)、(10)、(12)、(14)、(15)、(20) 可知： $g = (g_A)^{2-\varphi-\alpha}$ ,  $g_w = (g_A)^{(1-\alpha)}$ ,  $g_x = (g_A)^{-\varphi}$ ,  $g_H = (g_A)^{(1-\varphi)}$ ,  $g_h = Bu^\gamma + 1_t$ 。这些方程说明 R&D 创新（知识存量）的增长率变动会影响经济增长率、工资增长率、中间产品增长率和总量人力资本增长率；年轻时期父母给予子女的（教育）人力资本投资时间决定了个体人力资本的增长率。

根据方程 (5) 和 (22)，可以求得  $t$  时期平衡增长路径上代际人力资本投资时间  $u_t$  为：

$$\varepsilon B \gamma u^{\gamma-1} [(1-\tau)\emptyset(1-un)R - qnR + (1-\tau + \emptyset\tau)\theta l g_w + \emptyset\tau n g_w (1-un)(Bu^\gamma + 1)] - (1-\tau)nR\beta(Bu^\gamma + 1) = 0 \quad (27)$$

根据方程 (24) 和 (26)，可以求得  $t$  时期平衡增长路径上的创新增长率  $g_A$  为：

$$\frac{[(1-\emptyset\tau)(1-un) - qn] \left[ g_A - 1 + \frac{(1-\alpha + \alpha^2)}{\alpha(1-\alpha)} \right] (Bu^\gamma + 1)}{\left[ (1-un)(Bu^\gamma + 1) + \frac{\theta l}{n} \right]} = g_A \quad (28)$$

根据方程 (27) 和 (28) 可以得到均衡状态  $u$  和  $g_A$  是延迟退休  $l$  和养老保险制度参数  $\emptyset$  的函数， $u_t$  和  $g_A$  之间通过  $g_w$  产生联动关系，进而影响其他增长率。鉴于以上方程较为复杂，我们通过数值模拟考察延迟退休和养老保险制度改革对经济增长的影响。

本文假设 OLG 模型中每期的时间跨度为 30 年。借鉴汪伟和王文鹏 (2021)<sup>[51]</sup> 的做法，将时间贴现因子  $\beta$  和人力资本投资弹性  $\gamma$  分别设定为 0.78 和 0.4。参照 Baldanzi 等 (2021)<sup>[40]</sup> 的做法，将父母对子女人力资本投资偏好和抚育每个孩子的单位成本分别取值为 0.4 和 0.05。关于老年人力资本的折旧系数  $\theta$ ，借鉴 Miyazaki (2019)<sup>[9]</sup> 的做法，取值为 0.15。

林忠晶和龚六堂 (2007)<sup>[52]</sup> 认为市场利率  $r$  取值在 8%~11% 之间，本文选取年利率为 8%，则 OLG 模型中  $R = (1+0.08)^{30} = 10.06$ 。关于生育率或人口增长率，参考汪伟和王文鹏 (2021)<sup>[51]</sup> 的做法，本文将其基准值设定为 1.5。根据国发 [2005] 38 号文中

个人账户缴费率和社会统筹缴费率分别为 8% 和 20%，本文设定基准统筹比例  $\theta$  为 0.7。借鉴耿志祥等 (2016)<sup>[53]</sup> 设定养老保险总缴费率  $\tau$  为 0.2。

关于中间产品的产出弹性  $\alpha$ ，本文遵从 Strulik 等 (2013)<sup>[50]</sup> 的做法，将其设定为 0.33。关于 R&D 溢出效应  $\varphi$ ，参照 Baldanzi 等 (2021)<sup>[40]</sup> 设定基准参数

值为 0.7。结合现实经济，根据国家统计局数据得出近十年我国平均经济增速约为 6.71% 左右，则 OLG 模型中  $g = (1 + 0.0671)^{30} = 7.02$ ，由此本文设定人力资本生产效率  $B$  为 5。综上，将参数基准值整理于表 1 中。<sup>①</sup>

表 1 模型参数基准值

参数	$\beta$	$\gamma$	$\epsilon$	$q$	$\theta$	$R$	$n$	$\theta$	$\tau$	$\alpha$	$\varphi$	$B$
取值	0.78	0.4	0.4	0.05	0.15	10.06	1.5	0.7	0.2	0.33	0.7	5

(二) 延迟退休政策对经济增长的影响

在创新驱动框架下，根据经济增长率之间的关系式可得：创新增长率与总量人力资本增长率同向变动，与中间产品增长率反向变动，而均衡状态下经济增长率是由总量人力资本增长率、创新增长率和中间产品增长率共同决定的，所以，延迟退休对经济增长的影响是不确定的。根据均衡等式 (27) 和 (28) 无法直接得到经济增长效应分析结果。为此，本部分通过数值模拟考察基准参数下延迟退休对经济增长的影响，根据图 1 可以看出，延迟退休对经济增长的负向影响更大，延迟退休政策使得经济增长率下降。在创新驱动的跨期迭代模型框架下，延迟退休对经济增长的影响来源于总量人力资本效应、创新增长效应和中间产品增长效应。

在以下两方面：一方面，延迟退休对总量人力资本增长率 ( $g_H = H_{t+1}/H_t$ ) 的影响来源于人力资本投入的挤出效应 (如表 2)，延迟退休使得人力资本投资的预期受益时间延长，给予下一代人力资本投资提供了更多激励，理性行为人会倾向于将更多时间投入到人力资本投资中，挤出了年轻时期的工作时间  $1 - u_t n$ 。由于延迟退休使得个体给予子代的人力资本投资时间  $u_t$  增加，根据方程 (2)，代际传递会使得个体人力资本增长率  $h_{t+1}/h_t$  上升。另一方面，延迟退休对总量人力资本的影响来源于人力资本投入的折旧效应，根据方程  $H_t = (1 - u_t n) N_t h_t + \theta l N_{t-1} h_{t-1}$ ，总量人力资本投资包括  $t$  时期投入的年轻人和延迟退休的老年人。延迟退休使得年轻个体劳动供给时间  $1 - u_t n$  减少，老年个体供给时间  $l$  增加，基于文中老年人相对生产力  $\theta$  较低的假设，延迟退休政策产生了人力资本折旧效应，使得总量人力资本增长率下降。

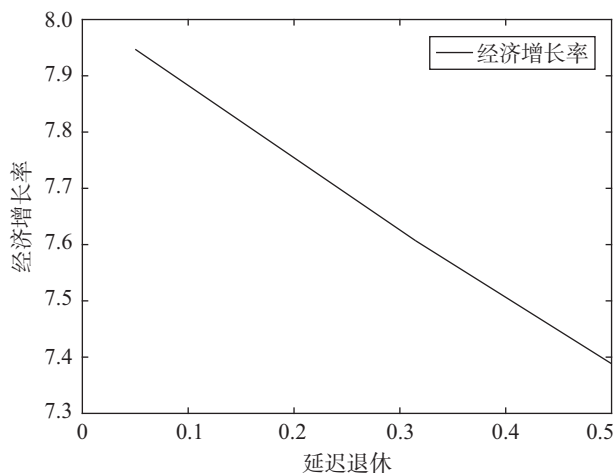


图 1 延迟退休对经济的影响

延迟退休的总量人力资本增长效应传导机制体现

表 2 延迟退休对内生变量的影响

延迟退休	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5
人力资本投资时间	0.100 4	0.100 8	0.101 1	0.101 4	0.101 8
年轻时期工作时间	0.849 4	0.848 8	0.848 2	0.847 9	0.847 3
个体人力资本增长率	2.993 7	2.996 8	2.999 9	3.001 6	3.004 7

总之，延迟退休对总量人力资本的影响是不确定的，既有正向促进作用，也有负向抑制作用。基于人力资本数量-质量共同决定人力资本的供给总量，根据数值模拟结果图 2 可知，人力资本折旧效应大于挤出效应，延迟退休使得总量人力资本增长率下降。

① 文中绝大多数参数值是参考已有的研究，如果参数是根据实际数据自己计算更符合自身模型的设定，但由于很多实际数据难以获取，所以文中多数借鉴了经典文献。

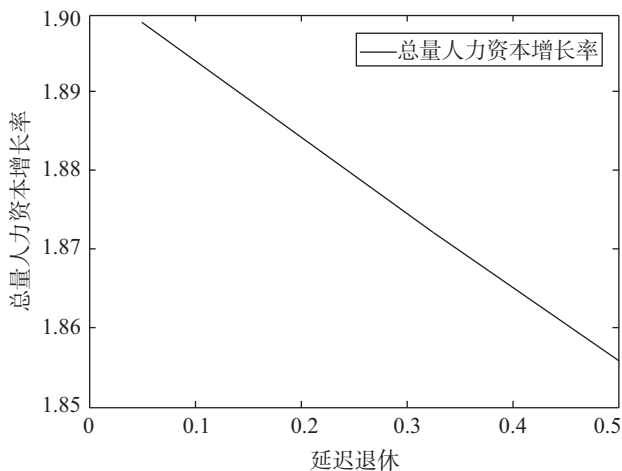


图2 延迟退休对总量人力资本增长率的影响

延迟退休的创新增长效应传导机制体现在以下两方面：一方面是通过劳动力市场均衡条件影响创新增长。根据创新增长方程（17）可以看出，R&D部门人力资本投入是创新最直接的决定因素，那么总量人力资本投入越多，创新增长率越高。另一方面是通过资本市场均衡条件影响创新增长。首先，延迟退休通过储蓄影响创新。延迟退休使得个体预期老年时期收入增加，会减少年轻时期储蓄，进而投入到R&D部门的资金减少，导致创新增长率下降。其次，根据方程（25）可以看出，延迟退休通过社保基金内生变动影响创新。延迟退休挤出了年轻时期人力资本供给时间，导致个体收入下降，个人社保基金减少，进而投入R&D部门的资金减少，导致创新增长率下降。综上所述，在基准参数设定下，延迟退休对劳动和资本市场产生的负向影响传导至创新增长，使得创新增长率下降，模拟结果如图3所示。

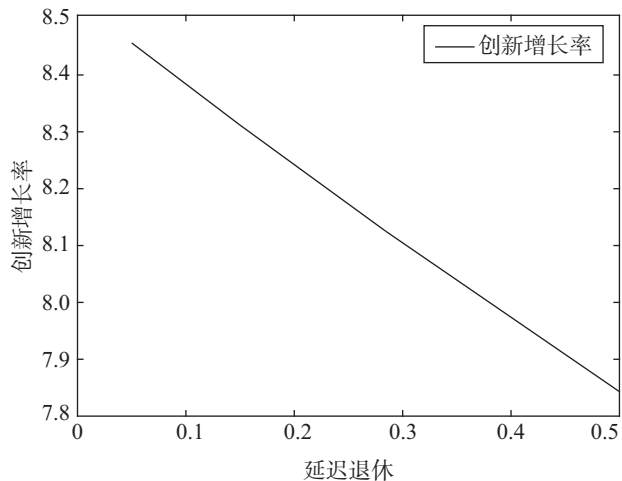


图3 延迟退休对创新增长率的影响

延迟退休政策的中间产品增长效应传导机制体现在以下两方面：一方面是通过影响人力资本投入影响中间产品的生产。方程（13）说明了投入到中间产品生产部门的人力资本越多，生产的产品数量越多。另一方面是通过影响中间产品的生产成本影响其数量。中间产品生产商需要购买劳动力进行产品的生产。方程（15）说明创新增长会带动工资水平提升。所以创新增长率越高，中间产品生产的成本越高，中间产品增长率会越低。由此可见，延迟退休通过影响中间产品生产部门的技术水平和生产成本，进而对中间产品生产产生正向和负向两种影响。根据图4模拟结果显示，延迟退休所带来的工资率下降效应更大，延迟退休使得中间产品增长率上升。

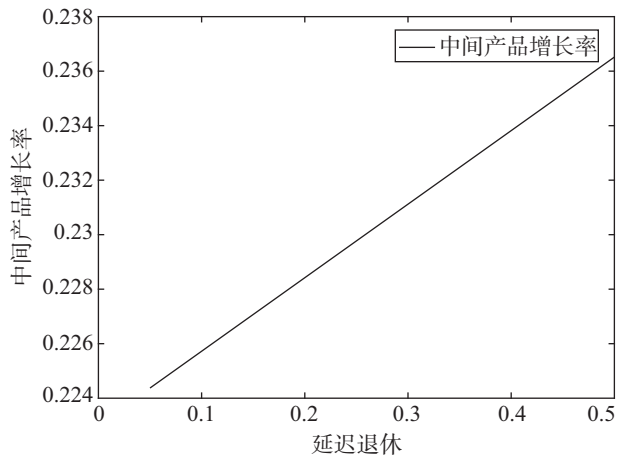


图4 延迟退休对中间产品增长率的影响

由此可见，在基准参数设定下，延迟退休的总量人力资本效应影响创新与中间产品增长效应，同时，三者共同作用最终使得经济增长率下降。

### （三）养老保险制度改革对经济增长的影响

在本文的研究框架下养老保险制度改革的经济增长效应是通过社会统筹比例变动来实现的。图5给出了社会统筹比例对经济增长的影响结果。我们可以看出，随着统筹比例的下降，经济增长率逐渐上升。其相应的作用机制与延迟退休的经济增长效应分析相同，包括总量人力资本增长效应、创新增长效应、中间产品增长效应。

养老保险制度改革的总量人力资本增长效应：根据图6，社会统筹比例下降使得均衡状态总量人力资本增长率上升。传导机制为：社会统筹比例通过养老保险收入变化影响人力资本的工作时间  $(1-u_t n)$  与个体人力资本供给水平  $h_t$ ，进而传导至人力资本供给总量  $H_t$ 。



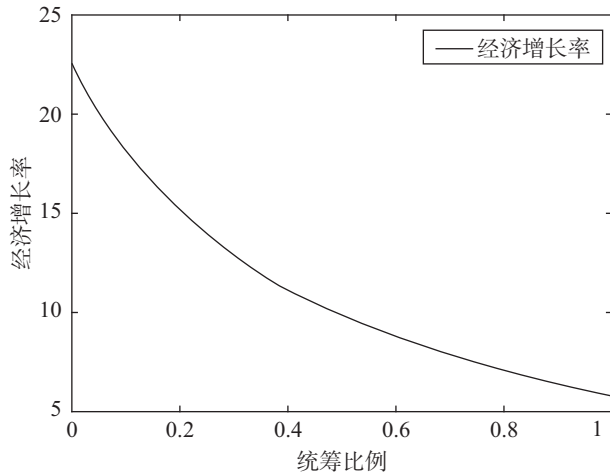


图5 养老保险制度改革对经济增长的影响

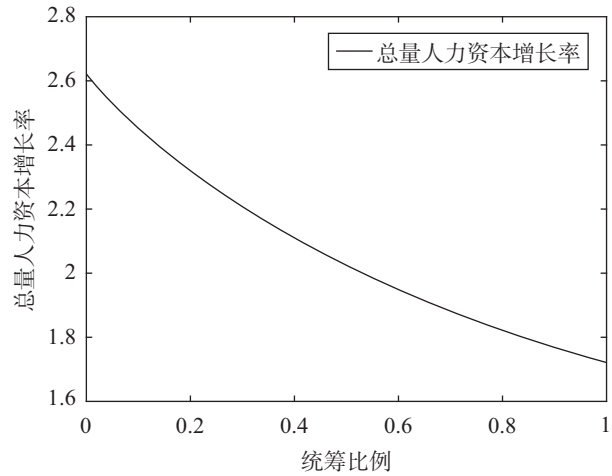


图6 养老保险制度改革对总量人力资本增长率的影响

首先,根据表3可以看出社会统筹比例变化所带来的劳动力挤出效应:社会统筹比例 $\theta$ 与代际人力资本投资时间 $u_t$ 呈倒U型关系。这是因为,根据方程(22),养老保险收入主要来源于子代缴纳的养老保险和个人基金收益。当 $\theta$ 由1逐渐下降至某一阈值,子代缴纳的养老保险收益逐渐减少但权重仍较大,所以,个体仍会选择将更多时间投入子代的人力资本投资中,此时 $\theta$ 下降会使得 $u_t$ 增加。当 $\theta$ 小于阈值继续下降时,个人基金的权重较大,对养老保险收入的影响增加,个体会选择将更多时间用于劳动供

给。此时, $\theta$ 下降会使得 $u_t$ 减少。由此可见,根据人力资本挤出效应,养老保险制度改革使得社会统筹比例 $\theta$ 与年轻时期工作时间呈现U型关系。

其次,根据表3可知,养老保险制度改革使得个人人力资本增长率也呈现出先上升后下降的趋势。综上,在人力资本数量-质量两种机制共同作用下,统筹比例 $\theta$ 由1逐渐降为0时,统筹比例对人力资本供给总量的影响是不确定的,模拟结果如图6显示,养老保险制度改革的正向激励作用更大。

表3 统筹比例对内生变量的影响

统筹比例	0	0.2	0.4	0.6	0.8	1
人力资本投资时间	0.090 0	0.096 0	0.098 0	0.098 2	0.097 4	0.096 0
年轻时期工作时间	0.865 0	0.856 0	0.853 0	0.852 7	0.853 9	0.856 0
个人人力资本增长率	2.908 4	2.958 3	2.974 5	2.976 1	2.969 7	2.958 3

养老保险制度改革创新增长效应:根据图7模拟结果显示,社会统筹比例下降使得均衡状态创新增长率上升。第一,与图3的机制相同,在劳动力市场均衡条件下,社会统筹比例下降造成总量人力资本增长率上升,进而带动创新增长率上升。第二,根据方程(25),在资本市场均衡条件下,社会统筹比例下降使得个人基金收入比重降低,创新资金减少,创新增长率下降。因此,社会统筹比例对创新增长率的影响是不确定的。基准参数设定下,养老保险制度改革产生的劳动力市场效应更大,对创新增长产生了正向影响。

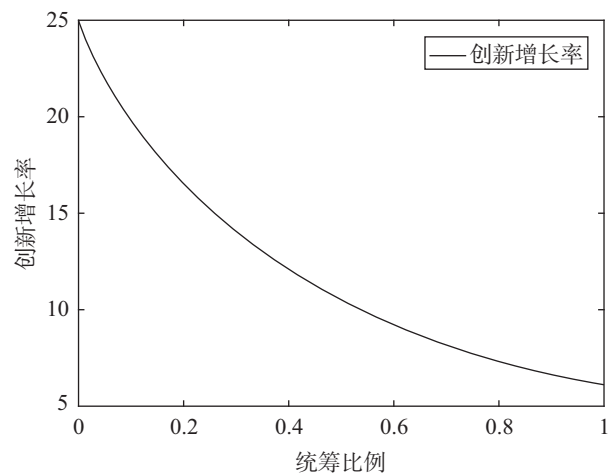


图7 养老保险制度改革对创新增长率的影响

养老保险制度改革的中间产品增长效应:同图4的传导机制,统筹比例变动影响中间产品的生产技术和成本,会使得中间产品生产数量发生变动。如图8

模拟结果所示, 社会统筹比例下降产生的工资率上升效应更大, 使得均衡状态下中间产品增长率下降。

由此可见, 养老保险制度改革的总量人力资本同样是最核心的传导要素, 养老保险体系由现收现付制向完全基金制转变会使得经济增长率上升, 即社会统筹比例  $\phi$  由 1 逐渐变小, 均衡状态经济增长率逐渐增加, 这一结论为我国提高经济增长速度提供了理论基础。这与汪伟 (2012)<sup>[17]</sup> 的研究结论一致, 说明现收现付制向混合养老保险制度过渡会促进经济增长。

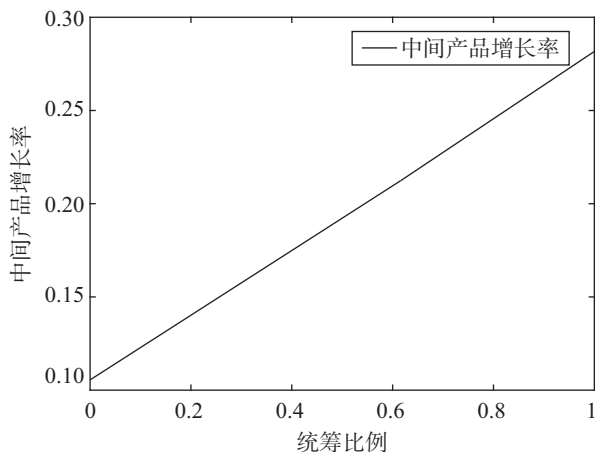


图8 养老保险制度改革对中间产品增长率的影响

(四) 拓展性分析

本部分考虑延迟退休与养老保险制度改革共同作用对经济增长的影响。进一步考虑调整社会统筹比例和延迟退休参数设定后经济增长的变化趋势, 如图9所示。模拟结果发现均衡状态下统筹比例  $\phi$  较大时可以降低延迟退休对经济增长的负向影响, 即在基准参数设定的范围内, 养老保险制度改革过程中部分积累制有利于延迟退休政策的实施; 同时, 延迟退休参数越小, 养老保险制度改革对经济增长的正向影响越大, 即在基准参数设定的范围内, 较短的延迟退休时间使得养老保险制度改革的实施会有更好的效果。总之, 在现收现付制向完全基金制转轨过程中, 调整延迟退休和养老保险制度参数使其相配合, 能实现更好的经济增长目标, 这与高彦等 (2017)<sup>[54]</sup> 的政策结论相似, 说明延迟退休与养老

保险制度相关政策配合使用, 才能有效推动经济高质量发展。<sup>①</sup>

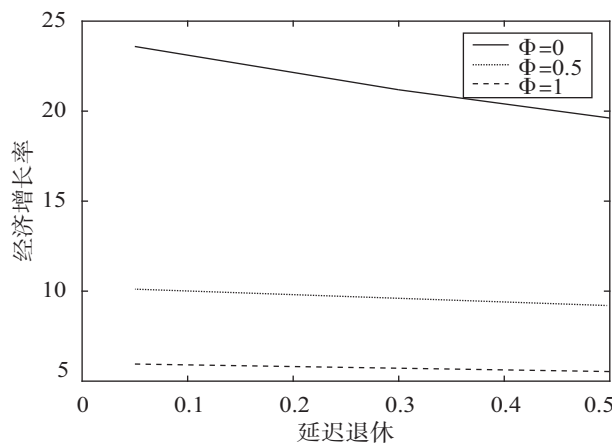


图9 养老保险制度改革与延迟退休的经济增长效应

(五) 稳健性检验

本部分是关于延迟退休和养老保险制度改革增长效应的稳健性检验。我们考察延迟退休和养老保险制度改革对经济增长的影响是否会随着模型参数取值的变化而发生改变。本文考察了所有参数变动对延迟退休和养老保险制度改革的增长效应, 结果具有稳健性。<sup>②</sup>图10显示了老年人力资本的折旧系数  $\theta$  变动所产生的延迟退休增长效应。可以看出, 在基准参数情形下, 提升人力资本折旧效应会降低延迟退休对经济

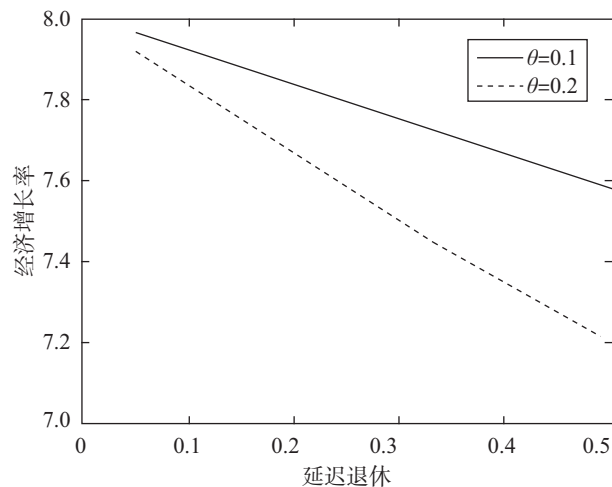


图10 延迟退休对经济增长率的影响

① 本文也考察了在基准模型基础上, 包括年轻时期消费, 同时在生产函数中, 假设中间产品的投入为物质资本, 进行更符合实际问题的研究。首先, 考察个体包含年轻时期消费的模型, 延迟退休和养老保险制度改革的经济增长效应模拟结果与论文中的简化分析结果相同; 其次, 在生产函数中加入物质资本, 分析延迟退休和养老保险制度改革的经济增长效应。根据分析结果可以得到: 在已知初始的知识存量  $A_0$  的情形下, 传导机制也与模型简化之后结果相同。需要说明的是, 由于论文篇幅所限, 我们这里只是阐述考察假设更符合实际的结果, 而没有报告具体的求解过程, 感兴趣的读者可以向作者索取。

② 限于篇幅, 本文只报告了参数变动对延迟退休和养老保险制度改革增长效应有显著数值影响的结果, 对文中所有参数进行了稳健性检验, 感兴趣的读者可以向作者索取。

增长的负向影响，老年人相对生产力  $\theta$  越大，人力资本折旧效应越小，对经济增长率负向影响越大。这是由于人力资本折旧效应越小，个体预期收益会相对更高，这会使得个体降低年轻时期的储蓄，进而 R&D 部门积累的创新资金减少，导致创新增长率下降。同时，根据图 11 可以看出，在现收现付制向完全基金制转轨过程中，适度的养老保险缴费率使得养老保险制度改革的实施会有更好的效果。

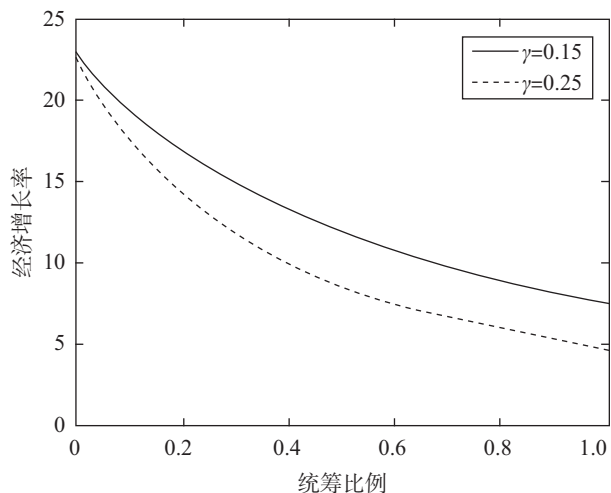


图 11 养老保险制度改革对经济增长率的影响

### 五、结语

本文基于创新驱动经济增长理论构建了包含内生人力资本投入的跨期迭代 (OLG) 模型，考察在混合养老保险体系下延迟退休和养老保险制度改革对经济增长的影响。文中假设延迟退休和养老保险制度改革参数是外生的，年轻个体时间禀赋用于子代人力资本投资和劳动供给，老年时期存在人力资本折旧效应，经济增长的主要驱动力来自 R&D 创新。数值模拟发现，延迟退休、养老保险制度改革对经济增长的影响是负向的。传导机制分析表明，延迟退休和养老保险制度的变动，使得个体权衡年轻时期用于子女人力资本投资和劳动供给的比例，进而影响生产中的总量人力资本投资。一方面，人力资本投入是 R&D 增长的源泉，而创新是驱动经济增长的核心变量。另一方面，人力资本投入是中间产品生产的成本，影响中间产品产出的变动。所以延迟退休和养老保险制度改革通过人力资本总量变动影响创新和中间产品生产，进而影响经济增长。进一步的研究发现，老年个体相对生产力参数会影响延迟退休政策效应的大小，混合养老保险体系下延迟退休与养老保险

制度改革相结合，能够实现更好的经济高质量发展。与现有研究相区别，本文从经济增长源泉的视角，通过混合养老保险体系下内生年轻时期的个体时间决策，阐述延迟退休和养老保险制度改革对经济增长的影响。

创新是经济高质量发展的主要驱动力，在人口老龄化的背景下，延迟退休与养老保险制度改革也是大势所趋。本文借鉴 Romer (1990)<sup>[45]</sup> 的创新驱动模型，结合跨期迭代模型 (OLG) 考察了延迟退休和养老保险制度改革对经济增长的影响，文中参数的选取有一定的范围限制，故在解决实际问题方面可能存在一定的差距，未来可能的研究包括以下方面：第一，老龄化背景下生育率下降是特征事实，可以考虑内生生育偏好。第二，本文考虑年轻个体代际人力资本时间投入和老年个人人力资本折旧效应，可以在此基础上同时考虑年轻时期人力资本物质投入和老年时期人力资本增值效应。第三，本文考虑了家庭关系中父母对子女人力资本的投入，现实中我们也非常注重家庭养老，可以将家庭养老问题考虑到模型中，更符合我国的经济现实。第四，本文为了简化分析，生产过程中没有考虑物质资本，而物质资本投入是非常重要的要素投入，可以将物质投入引入生产函数，考察内生增长框架下延迟退休和养老保险制度改革的增长效应，同时分析人力资本与物质资本两种要素投入的传导机制，研究会更加全面。

根据本文的结论，需要注意以下两方面的影响：第一，重视延迟退休对经济增长的负面影响。首先，延迟退休增加了个体年轻时期对子代的教育时间，使得人力资本水平提高。老龄化背景下生育率下降，通过提高人力资本质量来弥补人口数量下降带来的经济增长下行压力。同时，政府可以从多个渠道完善相关的教育配套制度和设施，让更多的父母在投身工作的同时，也能保证子女接受良好的教育。其次，延迟退休抑制了年轻个体的储蓄及社保基金，使得家庭投资的 R&D 资金减少，减缓经济增长。在推进高质量发展的阶段，创新发展是重中之重。政府可以给予创新企业税收优惠或补贴政策，从多维投资渠道增加创新资金的注入，减缓延迟退休对经济增长的负面影响。最后是延迟退休对中间产品的投入有正向作用，那么提升中间产品投入在最终产品生产中的重要性，转变生产方式，提升中间产品的生产效率，比如机器生产自动化等，这对应对老龄化和经济高质量发展都是至关重要的。第二，充分利用养老保险制度改革对经济

增长的正面影响。可以考虑对创新政策与延迟退休和养老保险制度改革建立动态联动机制,在推行混合养老保险体系下,合理设计不同创新企业对应的退休政

策、不同退休年龄人群的养老保险缴费率等,缓解创新驱动经济高质量发展下延迟退休和养老保险制度改革所面临的阻力。

## 参考文献

- [1] 严成樾. 延迟退休、内生出生率与经济增长 [J]. 经济研究, 2016 (11): 28-43.
- [2] Fanti L. Raising the Mandatory Retirement Age and Its effect on Long-run Income and Pay-As-You-Go Pensions [J]. *Metroeconomica*, 2014, 65 (4): 619-645.
- [3] Boucekkine R, de la Croix D, Licandro O. Vintage Human Capital, Demographic Trends, and Endogenous Growth [J]. *Journal of Economic Theory*, 2002, 104 (2): 340-375.
- [4] 景鹏, 郑伟. 预期寿命延长、延迟退休与经济增长 [J]. 财贸经济, 2020 (2): 39-53.
- [5] 封进, 韩旭. 退休年龄制度对家庭照料和劳动参与的影响 [J]. 世界经济, 2017 (6): 145-166.
- [6] 刘晓光, 刘元春. 延迟退休对我国劳动力供给和经济增长的影响估算 [J]. 中国人民大学学报, 2017 (5): 68-79.
- [7] 鲁元平, 朱跃序, 张克中. 渐进式延迟退休年龄的经济增长及产业效应——基于动态 CGE 模型的分析 [J]. 财贸经济, 2016 (10): 30-44.
- [8] Zhang J, Zhang J S. Longevity, Retirement, and Capital Accumulation in a Recursive Model with an Application to Mandatory Retirement [J]. *Macroeconomic Dynamics*, 2009, 13 (3): 327-348.
- [9] Miyazaki K. Optimal Pay-As-You-Go Social Security with Endogenous Retirement [J]. *Macroeconomic Dynamics*, 2019, 23 (2): 870-887.
- [10] Kunze L. Funded Social Security and Economic Growth [J]. *Economics Letters*, 2012, 115 (2): 180-183.
- [11] Lin H C, Tanaka A, Wu P S. Shifting from Pay-as-you-go to Individual Retirement Accounts: A Path to a Sustainable Pension System [J]. *Journal of Macroeconomics*, 2021, 69.
- [12] 何樟勇, 袁志刚. 基于经济动态效率考察的养老保险筹资模式研究 [J]. 世界经济, 2004 (5): 3-12.
- [13] Westerhout E, Meijdam L, Ponds E, Bonenkamp J. Should We Revive PAYG? On the Optimal Pension System in View of Current Economic Trends [J]. *European Economic Review*, 2022, 148.
- [14] Kaganovich M, Zilcha I. Education, Social Security and Growth [J]. *Journal of Public Economics*, 1999, 71 (2): 289-309.
- [15] Ehrlich I, Zhong J G. Social Security and the Real Economy: An Inquiry into Some Neglected Issues [J]. *The American Economic Review*, 1998, 88 (2): 151-157.
- [16] 彭浩然, 申曙光. 现收现付制养老保险与经济增长: 理论模型与中国经验 [J]. 世界经济, 2007 (10): 67-75.
- [17] 汪伟. 人口老龄化、养老保险制度变革与中国经济增长——理论分析与数值模拟 [J]. 金融研究, 2012 (10): 29-45.
- [18] 邵宜航, 刘雅南, 张琦. 存在收入差异的社会保障制度选择——基于一个内生增长世代交替模型 [J]. 经济学 (季刊), 2010 (4): 1559-1574.
- [19] 郑伟, 孙祁祥. 中国养老保险制度变迁的经济效应 [J]. 经济研究, 2003 (10): 75-93.
- [20] Barro R J. Are Government Bonds Net Wealth? [J]. *The Journal of Political Economy*, 1974, 82 (6): 1095-1117.
- [21] 杨俊. “统账结合”养老保险制度最优缴费率研究 [J]. 社会保障评论, 2017 (3): 57-69.
- [22] 柏杰. 养老保险制度安排对经济增长和帕累托有效性的影响 [J]. 经济科学, 2000 (1): 78-88.
- [23] 郭凯明, 余靖雯, 龚六堂. 家庭隔代抚养文化、延迟退休年龄与劳动力供给 [J]. 经济研究, 2021 (6): 127-141.
- [24] 严成樾. 延迟退休、隔代教养与人口出生率 [J]. 世界经济, 2018 (6): 152-172.
- [25] 耿志祥, 孙祁祥. 延迟退休年龄、内生生育率与养老金 [J]. 金融研究, 2020 (5): 77-94.
- [26] Yew S L, Zhang J. Optimal Social Security in a Dynastic Model with Human Capital Externalities, Fertility and Endogenous Growth [J]. *Journal of Political Economy*, 2009, 93 (3/4): 605-619.
- [27] Zhang J. Social Security and Endogenous Growth [J]. *Journal of Public Economics*, 1995, 58: 185-213.
- [28] 张熠, 张书博, 汪润泉. 中国养老金改革的逻辑和福利效果: 基于人口“数量—质量”转换的视角 [J]. 经济研究, 2020 (8): 188-205.
- [29] 杨继军, 张为付, 张二震. 养老金体系改革对中国经济动态效率的影响 [J]. 经济学动态, 2019 (5): 28-41.
- [30] 黄莹. 中国社会养老保险制度转轨的经济学分析——基于储蓄和经济增长的研究视角 [J]. 中国经济问题, 2009 (3): 38-43.
- [31] 洪丽, 曾国安. 养老保险缴费率调整与经济增长: 理论模型与数值模拟 [J]. 社会保障研究, 2017 (2): 3-12.
- [32] 邱牧远, 王天宇, 梁润. 延迟退休、人力资本投资与养老金财政平衡 [J]. 经济研究, 2020 (9): 122-137.
- [33] 樊长科, 林国彬. 延迟退休有利于提高养老金支出和经济增长水平吗? ——一个基于世代交叠模型的思考 [J]. 经济体制改革, 2015 (1): 195-200.
- [34] 封进. 延迟退休对养老金财富及福利的影响: 基于异质性个体的研究 [J]. 社会保障评论, 2017 (4): 44-57.
- [35] 王晓军, 赵明. 寿命延长与延迟退休: 国际比较与我国实证 [J]. 数量经济技术经济研究, 2015 (3): 111-128.

- [36] 邹铁钉, 叶航. 普遍延迟退休还是分类延迟退休——基于养老金亏空与劳动力市场的联动效应视角 [J]. 财贸经济, 2015 (4): 134-145.
- [37] 彭浩然, 陈斌开. 鱼和熊掌能否兼得: 养老金危机的代际冲突研究 [J]. 世界经济, 2012 (2): 84-97.
- [38] Futagami K, Konishi K. Rising Longevity, Fertility Dynamics, and R&D-based Growth [J]. Journal of Population Economics, 2019, 32 (2): 591-620.
- [39] Prettner K, Trimborn T. Demographic Change and R&D-based Growth [J]. Economica, 2017, 84 (336): 667-681.
- [40] Baldanzi A, Bucci A, Prettner K. Children's Health, Human Capital Accumulation, and R&D-based Economic Growth [J]. Macroeconomic Dynamics, 2021, 25 (3): 651-668.
- [41] Chu A C, Furukawa Y, Zhu D M. Growth and Parental Preference for Education in China [J]. Journal of Macroeconomic, 2016, 49: 192-202.
- [42] Hashimoto K, Tabata K. Demographic Change, Human Capital Accumulation and R&D-based Growth [J]. Canadian Journal of Economics, 2016, 49 (2): 707-737.
- [43] Ahituv A, Zeira J. Technical Progress and Early Retirement [J]. The Economic Journal, 2011, 121 (551): 171-193.
- [44] Heer B, Immen A. Population, Pensions, and Endogenous Economic Growth [J]. Journal of Economic Dynamic and Control, 2014, 46: 50-72.
- [45] Romer P M. Endogenous Technological Change [J]. The Journal of Political Economy, 1990, 98 (5): 71-102.
- [46] Lucas R. On the Mechanics of Economic Development [J]. Journal of Monetary Economics, 1988, 22: 3-42.
- [47] Dixit A K, Stiglitz J E. Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity [J]. The American Economic Review, 1977, 67 (3): 297-308.
- [48] Jones C I. R&D-based Models of Economic Growth [J]. Journal of Political Economy, 1995, 103 (4): 759-784.
- [49] Bloom N, Jones C I, Van Reenen J, Webb M. Are Ideas Getting Harder to Find? [J]. American Economic Review, 2020, 110 (4): 1104-1144.
- [50] Strulik H, Prettner K, Prskawetz A. The Past and Future of Knowledge-Based Growth [J]. Journal of Economic Growth, 2013, 18 (4): 411-437.
- [51] 汪伟, 王文鹏. 预期寿命、人力资本与提前退休行为 [J]. 经济研究, 2021 (9): 90-106.
- [52] 林忠晶, 龚六堂. 退休年龄、教育年限与社会保障 [J]. 经济学 (季刊), 2007 (1): 211-230.
- [53] 耿志祥, 孙祁祥, 郑伟. 人口老龄化、资产价格与资本积累 [J]. 经济研究, 2016 (9): 29-43.
- [54] 高彦, 杨再贵, 王斌. 养老保险缴费率、就业人口增长率与最优退休年龄——基于社会福利最优视角 [J]. 金融论坛, 2017 (8): 70-80.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

## (上接第 89 页)

- [25] 刘晨, 吕可夫, 阮永平. 实地调研抑制了上市公司的选择性披露吗? [J]. 外国经济与管理, 2021 (2): 20-35.
- [26] 谭松涛, 崔小勇. 上市公司调研能否提高分析师预测精度 [J]. 世界经济, 2015 (4): 126-145.
- [27] 周冬华, 张启浩. 投资者实地调研会加剧企业过度投资吗 [J]. 山西财经大学学报, 2021 (7): 83-96.
- [28] 魏志华, 朱彩云. 超额商誉是否成为企业经营负担——基于产品市场竞争能力视角的解释 [J]. 中国工业经济, 2019 (11): 174-192.
- [29] Glaum M, Landsman W R, Wyrwa S. Goodwill Impairment: The Effects of Public Enforcement and Monitoring by Institutional Investors [J]. The Accounting Review, 2018, 93 (6): 149-180.
- [30] 陈诣之, 潘敏. 机构投资者调研与并购绩效——基于信息不对称视角的研究 [J]. 经济管理, 2022 (4): 175-192.
- [31] Roberts J, Sanderson P, Hendry J, et al. In the Mirror of the Market: the Disciplinary Effects of Company/Fund Manager Meetings [J]. Accounting Organizations & Society, 2006, 31 (3): 277-294.
- [32] 谭劲松, 林雨晨, 张京心. 机构投资者的信息功能与权益资本成本——基于机构投资者调研行为的证据 [J]. 财务研究, 2019 (3): 3-17.
- [33] Jiang F, Kim K A. Corporate Governance in China: A Modern Perspective [J]. Journal of Corporate Finance, 2015, 32 (3): 190-216.
- [34] 翟淑萍, 袁克丽. 分析师实地调研能缓解企业融资约束吗 [J]. 山西财经大学学报, 2020 (1): 113-126.
- [35] 谭松涛, 崔小勇. 上市公司调研能否提高分析师预测精度 [J]. 世界经济, 2015 (4): 126-145.
- [36] 李昊洋, 程小可, 姚立杰. 机构投资者调研抑制了公司避税行为吗? ——基于信息披露水平中介效应的分析 [J]. 会计研究, 2018 (9): 56-63.
- [37] 韩宏稳, 唐清泉. 会计稳健性对超额商誉的抑制效应研究 [J]. 证券市场导报, 2021 (7): 41-48.
- [38] 文雯, 冯婧莉, 柯颖珏, 胡慧杰. 机构投资者调研与企业风险承担 [J]. 金融学季刊, 2021 (2): 36-72.
- [39] 张勇. 投资者实地调研与企业会计信息可比性——来自深交所“互动易”平台的经验证据 [J]. 证券市场导报, 2018 (5): 13-22.
- [40] 钟芳. 机构投资者实地调研能缓解企业非效率投资吗? [J]. 财经问题研究, 2020 (4): 56-65.
- [41] 明泽, 陆建桥. 机构投资者实地调研与股价崩盘风险 [J]. 会计论坛, 2019 (2): 132-151.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

# 企业金融化利润追逐动机影响业绩预告质量实证研究

## The Empirical Research on the Impact of Enterprise Financialization Profit Pursuit Motivation on the Quality of Earnings Forecast

常利民

CHANG Li-min

**[摘要]** 企业金融化利润追逐动机因导致企业业绩波动、会计稳健性和双重代理成本而降低企业业绩预告质量。笔者基于投资替代理论,以2007—2020年中国沪深A股非金融类上市公司研究样本的有效数据,运用Logit回归方法和OLS回归方法,实证检验了企业金融化利润追逐动机对其业绩预告质量的影响。检验结果证实:企业金融化利润追逐动机因导致企业业绩波动加剧、会计稳健性降低、双重代理成本增加而降低了业绩预告质量;进一步检验企业业绩预告信息自愿披露与强制披露的结果证实:被强制披露业绩预告信息企业中,企业金融化利润追逐动机对业绩预告精确度和准确度的降低,显著高于自愿披露业绩预告信息企业。本研究通过实证检验企业金融化与其业绩预告质量之间的关系,揭示了企业金融化利润追逐动机影响其业绩预告质量的机制,从公司信息披露方面拓展了投资替代理论在企业金融化领域的应用,丰富了有关企业金融化和企业业绩预告方面的现有文献,研究结论有助于为企业科学投资决策以及实际管理提供理论依据。

**[关键词]** 企业金融化 企业业绩预告 业绩波动 会计稳健性 代理成本

**[中图分类号]** F272.3 F832.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2023)06-0104-17

**Abstract:** Enterprise financialization profit pursuit motivation reduces the quality of earnings forecast, and in this process, corporate performance fluctuation, accounting conservatism and double agency cost acts as a mediator. Based on investment substitution theory, this paper using the valid data of non-financial listed companies in China's Shanghai and Shenzhen A-shares from 2007 to 2020 as the sample, and employing the empirical approaches of Logit regression and OLS regression, this paper empirically tests the impact of enterprise financialization profit pursuit motivation on the quality of earnings forecast. The results show that enterprise financialization profit pursuit motivation reduces the quality of earnings forecast by increasing the corporate performance fluctuation, reducing accounting conservatism, and increasing double agency cost. Further examination shows, compared with the company of voluntary disclosure, it is more significant that enterprise financialization profit pursuit motivation reduces forecast precisely and increases forecast bias in the company of mandatory disclosure. The study empirically tests the relationship between enterprise financialization and the quality of earnings forecast, and reveals the impact mechanism of enterprise financialization pursuit motivation on the quality of earnings forecast. It expands the application of investment substitution theory in the field of enterprise financialization in terms of corporate information disclosure, and enriches the existing literature on enterprise financialization and enterprise earnings forecast. This findings help to provide theoretical basis for enterprises' scientific investment decisions and business management.

**Key words:** Enterprise financialization Enterprise earnings forecast Performance fluctuation Accounting conservatism Agency cost

**[收稿日期]** 2022-10-19

**[作者简介]** 常利民,男,1977年10月生,中原工学院系统与工业工程技术研究中心/经济管理学院讲师、高级会计师,管理学博士,主要研究方向为公司财务与资本市场,联系方式为 zyclm888@163.com。

**[基金项目]** 河南省哲学社会科学规划项目“河南省国企混改中非国有股东治理与会计信息质量研究”(项目编号:2022BJJ117);河南省软科学研究计划项目“商誉减值对公司违规行为的影响、机制与治理研究”(项目编号:232400412033)。

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

企业金融化的不同动机对企业业绩预告质量产生不同影响。企业金融化,一般意义上是指企业在资产配置中更多地将资源配置在金融资产上而减少实业投资的现象(彭俞超和黄志刚,2018<sup>[1]</sup>)。关于企业金融化的动机,学术界大致存在预防性储蓄动机和利润追逐动机两种不同观点(胡奕明等,2017<sup>[2]</sup>;杜勇等,2017<sup>[3]</sup>)。尽管企业配置金融资产能够发挥“蓄水池”效应,提高资产流动性,增强资本运营能力,缓解融资约束,预防财务困境(Denis和Sibilkov,2010<sup>[4]</sup>),降低经营风险(胡奕明等,2017<sup>[2]</sup>),但从现有文献可知,预防性储蓄动机并非是企业金融化的主导动机(张成思和张步昙,2016<sup>[5]</sup>),占据主导地位的是企业配置金融资产的利润追逐动机(杜勇等,2017<sup>[3]</sup>;段军山和庄旭东,2021<sup>[6]</sup>),正如投资替代理论:追逐利润最大化是企业金融化的主要目的(Demir,2009<sup>[7]</sup>)。实体企业追逐金融投资的超额利润,必然增加金融资产配置,这样便会挤占实业投资(张成思和张步昙,2016<sup>[5]</sup>)、增加财务风险(黄贤环等,2018<sup>[8]</sup>;于建玲等,2021<sup>[9]</sup>)、降低公司主营业务(杜勇等,2017<sup>[3]</sup>)。所谓企业金融化利润追逐动机,即企业过分追逐短期利益的短视行为。企业管理层采取过分追逐短期利益的短视行为中,出于个人私利的考虑,会降低企业的信息披露质量。业绩预告是指上市公司对其未来盈利预测信息的披露。业绩预告所发布的前瞻性信息,直接影响投资者判断企业的未来前景以及企业未来的长远发展(Choi等,2011<sup>[10]</sup>;Call等,2014<sup>[11]</sup>;杨道广等,2020<sup>[12]</sup>)。企业业绩预告质量,诸如业绩预告积极性、精确度和准确度等在某些方面受到企业金融化动机的影响,也就是说,当企业金融化体现为利润追逐动机时,为注重短期利益所采取的短视行为,会导致代理冲突恶化(赵林丹和梁琪,2021<sup>[13]</sup>)、会计稳健性降低(彭俞超等,2018<sup>[14]</sup>;张立光等,2021<sup>[15]</sup>),因而对业绩预告的积极性、精确度和准确度产生不利影响。

关于企业金融化的利润追逐动机怎样影响企业业绩预告质量的问题,是目前学术界需要深入探究的一个重要课题。本文根据投资替代理论,以2007—2020年中国沪深A股非金融类上市公司研究样本的有效数据,运用Logit回归方法和OLS回归方法,从业绩预告的积极性、精确度和准确度三个纬度,实证检验企业金融化利润追逐动机对业绩预告质量的影

响,旨在揭示企业金融化利润追逐动机降低企业业绩预告质量的影响机制。

## 二、文献综述及研究假设

企业金融化利润追逐动机指在实业投资机会短缺时,为追求企业利润最大化,企业热衷于通过金融投资以获取更高的投资回报率(Orhangazi,2008<sup>[16]</sup>;Demir,2009<sup>[7]</sup>)。金融资产所具有的超额收益特征成为实体企业金融化的主要原因之一(Duchin等,2017<sup>[17]</sup>),一定程度上也反映管理层变得更加短视(胡奕明等,2017<sup>[2]</sup>;杜勇等,2017<sup>[3]</sup>)。根据投资替代理论,当企业热衷于金融投资的超额收益,管理层利用金融投资在短期内获取高额利润的同时,也挤出了实业投资(张成思和张步昙,2016<sup>[5]</sup>),从而损害企业未来的主营业务,公司经营风险增加(杜勇等,2017<sup>[3]</sup>),以及面临更高的财务风险(黄贤环等,2018<sup>[8]</sup>),债权人会要求更高的风险溢价,企业债务融资成本增加(白雪莲等,2021<sup>[18]</sup>)。即使企业利用金融投资对短期业绩和市场表现能够起到粉饰作用,坏消息的暂时隐藏带来的是股价崩盘风险增加(彭俞超等,2018<sup>[14]</sup>)。而且,为追逐金融投资的高额利润,实体企业会压缩创新投资,减少企业创新(王红建等,2017<sup>[19]</sup>),不利于企业可持续发展,损害企业价值(戚聿东和张任之,2018<sup>[20]</sup>)。

企业业绩预告能够向投资者提供具有价值含量的前瞻性信息,减少投资者信息风险,降低信息不对称,是影响市场预期的重要方式(Beyer等,2010<sup>[21]</sup>;李志生等,2017<sup>[22]</sup>)。管理层和大股东为服务于自身的某种动机,会策略性披露业绩预告(Cheng等,2013<sup>[23]</sup>;刘柏和卢家锐,2018<sup>[24]</sup>)。综合上述文献,基于利润追逐动机的企业金融化是股东价值最大化和管理层私有收益最大化共同作用的结果(彭俞超和黄志刚,2018<sup>[1]</sup>),本身存在严重的代理问题(赵林丹和梁琪,2021<sup>[13]</sup>),而企业金融化利润追逐动机导致企业财务风险和经营风险增加,以及企业掩盖负面消息的动机增加。在企业经营风险增加,代理冲突恶化,以及隐藏经营坏消息动机增加的情况下,企业会降低业绩预告质量。具体而言,基于利润追逐动机的企业金融化与业绩预告质量之间存在如下逻辑关系。

其一,企业金融化利润追逐动机增加了企业业绩预告波动。出于利润追逐动机,公司为获取金融投资带来的超额回报,竞相配置金融资产,这势必对公司主营业务产生“挤出”效应,损害主业业绩,增加公司

的经营风险和财务风险等（杜勇等，2017<sup>[3]</sup>；黄贤环等，2018<sup>[8]</sup>）。另外，金融资产投资收益不确定性较高，风险收益难以判断，同时叠加实体企业本身在金融投资的专业技能、风险管理能力和信息获取方面存在明显劣势，加剧了企业业绩波动（Aalbers, 2008<sup>[25]</sup>）。另一方面，金融资产本身具有“风险传染效应”（黄贤环等，2018<sup>[8]</sup>），大多金融资产采用公允价值计量，其价格易受利率、汇率、资本市场行情等外部环境因素波动的影响，产生风险联动性，加剧了企业业绩波动（邹燕等，2013<sup>[26]</sup>）。企业业绩波动加剧增加了盈余预测难度，导致盈余预测区间更模糊，预测偏差更大。另外，企业较高的业绩波动会向市场传递出企业经营不稳定的信号，带来对管理层能力和努力程度的质疑，甚至造成声誉损失，增加被解聘概率（Lee等，2012<sup>[27]</sup>）。为维护自身声誉及职位安全，管理层披露业绩预告的积极性降低，倾向采用精确度和准确度较低的模糊性披露。

其二，企业金融化利润追逐动机降低了会计稳健性。公司采用稳健的会计政策，管理层更愿意积极向投资者提供财务信息，提高会计信息透明度（周晓苏和吴锡皓，2013<sup>[28]</sup>）。另外，稳健的会计政策有助于压缩会计盈余估值范围（吴锡皓和胡国柳，2015<sup>[29]</sup>；张立光等，2021<sup>[15]</sup>），减少盈余管理（蒋勇和王晓亮，2019<sup>[30]</sup>），提升会计信息的可靠性。企业基于利润追逐动机配置金融资产，增加了公司隐藏坏消息的能力，降低了会计稳健性（彭俞超等，2018<sup>[14]</sup>），最终导致公司披露业绩预告的积极性、精确度和准确度降低。

其三，企业金融化利润追逐动机增加了双重代理冲突。企业金融化利润追逐动机表明企业的实业投资机会短缺（Orhangazi, 2008<sup>[16]</sup>；Demir, 2009<sup>[7]</sup>）。当企业面临投资机会短缺时，会增加企业的代理冲突（Vajjhe和Abdoli, 2016<sup>[31]</sup>）。基于委托代理理论，公司管理层、大股东为追求私有收益最大化，公司能够利用金融投资调节业绩（彭俞超等，2018<sup>[14]</sup>），为管理层带来超额报酬，以及为大股东获取控制权私利提供便利（王瑶和黄贤环，2020<sup>[32]</sup>），增加双重代理成本（赵林丹和梁琪，2021<sup>[13]</sup>）。信息披露是减少公司代理问题的重要手段，企业披露的业绩预告内容会被市场参与者捕捉和解读，从而不利于管理层和大股东攫取私有收益。因此，企业金融化程度越高，管理层和大股东有强烈意愿和动机通过减少业绩预告披露或模糊业绩预告披露内容，增加市场参与者解读公司

信息的成本，维持或增加双方的信息不对称程度，掩盖代理冲突等负面信息。综合以上分析，本文提出以下假设：

**假设 H：**企业金融化利润追逐动机降低企业业绩预告质量。

### 三、研究设计

#### （一）样本选取与数据来源

鉴于2007年执行新会计准则前后对变量指标的影响差异，本文选取2007—2020年我国A股上市公司为研究对象。为获取有效数据，依照下述方法对样本进行处理：（1）剔除金融保险类样本；（2）剔除ST类样本；（3）剔除关键数据缺失样本。最终获得业绩预告积极性17390个公司-年度观测值。另外，为准确估算业绩预告的精确度和准确度，仅保留业绩预告为点估计或闭区间估计的样本，共获得14159个公司-年度观测值。企业业绩预告数据源自Wind数据库，其他数据均源自CSMAR数据库。本文对所有连续变量的首尾1%分位数进行缩尾处理，以控制极端值对回归结果的影响。

#### （二）模型构建

为检验企业金融化与业绩预告质量的关系，分别构建Logit回归模型（1）和OLS回归模型（2）、模型（3）：

$$Vol_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Fin_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$Precise_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Fin_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Bias_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Fin_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

根据本文的研究假设，若模型（1）中 $Fin$ 的回归系数显著为负，则表明企业金融化降低了业绩预告积极性；若模型（2）中 $Fin$ 的回归系数显著为正，则表明企业金融化降低了业绩预告精确度；若模型（3）中 $Fin$ 的回归系数显著为正，则表明企业金融化降低了业绩预告准确度。

#### （三）变量定义

##### 1. 被解释变量。

本文采用业绩预告积极性、业绩预告精确度和业绩预告准确度三个指标衡量业绩预告质量。



业绩预告积极性 (*Vol*)。借鉴王玉涛和段梦然 (2019)<sup>[33]</sup>、窦超等 (2022)<sup>[34]</sup> 的研究, 公司当年业绩预告属自愿披露, *Vol* 赋值为 1, 属强制披露, *Vol* 赋值为 0。参考中国证监会 2007 年 1 月 30 日颁布的《上市公司信息披露管理办法》规定, 业绩预告类型属于“略增”“续盈”“略减”和“不确定”的样本为自愿披露; 属于“扭亏”“首亏”“续亏”“预减”和“预增”的样本为强制披露。

业绩预告精确度 (*Precise*)。本文采用预测净利润上限与下限差额除以营业收入并取绝对值来衡量。*Precise* 值越小 (点估计时为 0), 精确度越高。

业绩预告准确度 (*Bias*)。借鉴王玉涛和段梦然 (2019)<sup>[33]</sup>、常利民 (2020)<sup>[35]</sup> 的研究, 采用预测净利润上下限均值与实际净利润差值除以营业收入并取绝对值来衡量。*Bias* 值越小, 准确度越高。

### 2. 解释变量。

企业金融化 (*Fin*)。借鉴杜勇等 (2017)<sup>[3]</sup>、王

红建等 (2017)<sup>[19]</sup> 的研究, 采用企业持有金融资产与期末总资产的比值来衡量。其中金融资产包括: 交易性金融资产、发放贷款及垫款净额、长期股权投资净额、买入返售金融资产净额、衍生金融资产、投资性房地产净额、可供出售金融资产净额、持有至到期投资净额。

### 3. 控制变量。

借鉴 Cheng 等 (2013)<sup>[23]</sup>、李志生等 (2017)<sup>[22]</sup> 的研究, 本文在模型中引入可能对回归结果产生干扰的控制变量, 包括: 资产规模 (*Size*)、董事会规模 (*Board*)、资产负债率 (*Lev*)、成立年限 (*Age*)、现金净流量 (*CFO*)、营业收入增长率 (*Growth*)、独立董事比例 (*Indr*)、总资产收益率 (*ROA*)、是否为“四大” (*BIG4*)、产权性质 (*SOE*)、第一大股东持股比例 (*Frist*)、是否亏损 (*Loss*)、机构投资者持股比例 (*INST*)。另外, 被解释变量为业绩预告精确度和准确度时, 控制了披露属性哑变量 (*Mand*), 同时, 控制年度、行业固定效应。具体主要变量定义见表 1。

表 1 主要变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	业绩预告积极性	<i>Vol</i>	已披露的业绩预告属自愿披露赋值为 1, 属强制披露赋值为 0
	业绩预告精确度	<i>Precise</i>	(预测净利润上限-预测净利润下限)/营业收入
	业绩预告准确度	<i>Bias</i>	(预测净利润上下限均值-实际净利润)/营业收入
解释变量	企业金融化	<i>Fin</i>	金融资产/期末总资产
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	年末资产总额的对数
	资产负债率	<i>Lev</i>	年末负债总额/年末资产总额
	营业收入增长率	<i>Growth</i>	(本期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入
	现金净流量	<i>CFO</i>	企业经营活动现金净流量/年末资产总额
	总资产收益率	<i>ROA</i>	净利润与总资产的比值
	成立年限	<i>Age</i>	公司成立年限加 1 的自然对数
	产权性质	<i>SOE</i>	控股股东为国有股权赋值为 1, 否则为 0
	第一大股东持股比例	<i>Frist</i>	年末第一大股东持股数/总股数
	董事会规模	<i>Board</i>	董事会人数的对数
	独立董事比例	<i>Indr</i>	独立董事人数/董事会成员人数
	机构投资者持股比例	<i>INST</i>	机构投资者持股数/总股数
	是否为“四大”	<i>BIG4</i>	公司聘用国际“四大”会计师事务所审计取值为 1, 否则为 0
	是否亏损	<i>Loss</i>	当年亏损赋值为 1, 否则为 0
	披露属性哑变量	<i>Mand</i>	业绩预告属强制披露赋值为 1, 属自愿披露赋值为 0
	行业	<i>Industry</i>	虚拟变量
年度	<i>Year</i>	虚拟变量	

## 四、实证结果与分析

### (一) 描述性统计

表 2 报告了本文研究变量描述性统计结果。*Vol* 的均值为 0.384, 说明在已披露业绩预告的公司中, 38.4% 公司自愿披露业绩预告。*Precise* 的均值为

0.023, 中位数为 0.013; *Bias* 的均值为 0.018, 中位数为 0.006, 这说明大部分上市公司业绩预告的精确度和准确度低于均值。*Fin* 的最小值为 0, 最大值为 0.492, 均值为 0.06, 标准差 0.091, 表明公司之间的金融化程度差异较大, 且部分公司持有的金融资产比例较高, 呈两极分化趋势。*Indr* 的最小值为

0.333, 表明公司独立董事在公司董事会的占比均符合我国证监会要求董事会中独立董事占比不低于1/3的要求。*SOE*的均值为0.271, 说明总样本中国企

本占比为27.1%。*Frist*的中位数为0.309, 说明样本中一半以上的企业第一大股东持股比例超过30%, 我国企业第一大股东持股比例较高为普遍现象。

表2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Vol</i>	17 390	0.384	0.486	0.000	0.000	1.000
<i>Precise</i>	14 159	0.023	0.032	0.000	0.013	0.226
<i>Bias</i>	14 159	0.018	0.041	0.000	0.006	0.309
<i>Fin</i>	14 159	0.060	0.091	0.000	0.024	0.492
<i>Size</i>	14 159	21.898	1.148	19.689	21.753	25.383
<i>Lev</i>	14 159	0.413	0.212	0.048	0.402	0.924
<i>ROA</i>	14 159	0.026	0.076	-0.361	0.032	0.192
<i>Growth</i>	14 159	0.209	0.522	-0.607	0.119	3.520
<i>Age</i>	14 159	2.792	0.352	1.792	2.833	3.466
<i>CFO</i>	14 159	0.040	0.070	-0.172	0.039	0.238
<i>Board</i>	14 159	2.113	0.194	1.609	2.197	2.639
<i>Inder</i>	14 159	0.377	0.053	0.333	0.364	0.571
<i>SOE</i>	14 159	0.271	0.444	0.000	0.000	1.000
<i>Frist</i>	14 159	0.332	0.140	0.091	0.309	0.706
<i>INST</i>	14 159	0.255	0.235	0.000	0.192	0.792
<i>BIG4</i>	14 159	0.032	0.176	0.000	0.000	1.000
<i>Loss</i>	14 159	0.155	0.362	0.000	0.000	1.000
<i>Mand</i>	14 159	0.608	0.488	0.000	1.000	1.000

(二) 相关性分析与变量均值检验

表3报告了核心变量之间的Pearson相关系数结果。Panel A为业绩预告积极性样本, *Fin*与*Vol*的相关系数为-0.126, 在1%的水平上显著, 说明在不控制相关变量的情况下, 企业金融化程度越高, 业绩预告的积极性越低。Panel B为业绩预告精确度和准确

度样本, *Fin*与*Precise*、*Bias*的相关系数分别为0.142、0.122, 均在1%的水平上显著, 说明在不控制相关变量的情况下, 企业金融化程度越高, 业绩预告的精确度和准确度越低。检验结果初步证实企业金融化利润追逐动机降低业绩预告质量, 支持本文假设H。

表3 相关性分析

Panel A: 业绩预告积极性 (N=17 390)				Panel B: 业绩预告精确度和准确度 (N=14 159)			
	<i>Vol</i>	<i>Fin</i>	<i>Size</i>		<i>Precise</i>	<i>Bias</i>	<i>Fin</i>
<i>Vol</i>	1			<i>Precise</i>	1		
<i>Fin</i>	-0.126***	1		<i>Bias</i>	0.431***	1	
<i>Size</i>	-0.149***	0.047***	1	<i>Fin</i>	0.142***	0.122***	1

注: \*\*\*, \*\*, \*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著, 下表同。

本文依据企业金融化中位数作为分组依据, *Fin*高于中位数, 界定为企业金融化高程度组, 否则界定为企业金融化低程度组。表4报告了业绩预告的积极性、精确度和准确度的均值在两组间发生变化的结

果。相对于企业金融化低程度组, 在企业金融化高程度组, 业绩预告的积极性、精确度和准确度均降低, 且均在1%的水平上显著, 检验结果初步支持了本文假设H。

表4 差异性检验

变量	(1) 企业金融化低程度组		(2) 企业金融化高程度组		(1)~(2) 差异检验	
	样本量	均值	样本量	均值	均值差	t值
<i>Vol</i>	8 695	0.441 1	8 695	0.326 6	0.114 4	15.622 6***
<i>Precise</i>	7 080	0.021 5	7 079	0.023 7	-0.002 2	-4.128 6***
<i>Bias</i>	7 080	0.015 3	7 079	0.021 2	-0.005 9	-8.556 8***

(三) 基准回归分析

表5报告了企业金融化对业绩预告的积极性、精确度和准确度的基准回归结果。列(1)为Logit回归结果,企业金融化(*Fin*)对业绩预告积极性(*Vol*)的回归系数为-2.4095,在1%的水平上显著,说明企业金融化降低了企业披露业绩预告的积极性。列(2)为OLS回归结果,企业金融化(*Fin*)对业绩预告精确度(*Precise*)的回归系数为0.0384,在1%的水平上显著,说明企业金融化降低了业绩预告精确度。列(3)为OLS回归结果,企业金融化(*Fin*)对业绩预告准确度(*Bias*)的回归系数为0.0340,在1%的水平上显著,说明企业金融化降低了业绩预告准确度。上述检验结果联合证实,企业金融化利润追逐动机降低企业业绩预告质量,支持了本文假设H。

表5 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>Vol</i>	<i>Precise</i>	<i>Bias</i>
<i>Fin</i>	-2.4095*** (-8.37)	0.0384*** (5.69)	0.0340*** (5.20)
<i>Size</i>	-0.0568* (-1.92)	-0.0014*** (-2.61)	-0.0005 (-0.90)
<i>Lev</i>	-1.4515*** (-9.30)	-0.0303*** (-10.15)	-0.0094*** (-2.81)
<i>ROA</i>	7.5497*** (11.80)	-0.0796*** (-6.27)	-0.1816*** (-11.45)
<i>Growth</i>	-0.7541*** (-12.33)	-0.0042*** (-7.19)	0.0004 (0.57)
<i>Age</i>	-0.9328*** (-11.32)	-0.0007 (-0.54)	-0.0002 (-0.16)
<i>CFO</i>	-1.0837*** (-3.38)	0.0153*** (2.74)	0.0190*** (2.72)
<i>Board</i>	0.2546* (1.66)	-0.0006 (-0.23)	0.0000 (0.01)
<i>Indr</i>	0.3553 (0.69)	0.0041 (0.50)	0.0083 (0.87)
<i>SOE</i>	-0.5311*** (-7.28)	-0.0062*** (-5.81)	-0.0068*** (-5.79)
<i>Frist</i>	1.0737*** (5.66)	-0.0009 (-0.31)	-0.0140*** (-4.34)
<i>INST</i>	-0.1099 (-1.05)	-0.0001 (-0.09)	0.0007 (0.43)

表6 替换研究变量度量方式

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Vol1</i>	<i>Precise1</i>	<i>Bias1</i>	<i>Vol</i>	<i>Precise</i>	<i>Bias</i>
<i>Fin</i>	-1.7901*** (-4.64)	0.0033** (2.08)	0.0052*** (3.06)			
<i>Fin1</i>				-2.5732*** (-5.21)	0.0240** (2.45)	0.0381*** (3.64)
<i>Size</i>	-0.3322*** (-7.79)	-0.0004*** (-2.88)	0.0002 (1.31)	-0.0671** (-2.28)	-0.0013** (-2.25)	-0.0004 (-0.76)

续前表

	(1)	(2)	(3)
	<i>Vol</i>	<i>Precise</i>	<i>Bias</i>
<i>BIG4</i>	-0.0532 (-0.34)	-0.0014 (-0.99)	0.0004 (0.15)
<i>Loss</i>	-2.4141*** (-16.52)	0.0077*** (5.31)	0.0186*** (9.01)
<i>Mand</i>		-0.0031*** (-5.50)	-0.0025*** (-3.61)
常数项	1.6354** (2.15)	0.0584*** (4.44)	0.0373*** (2.87)
年度/行业	控制	控制	控制
样本量	17388	14159	14159
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>		0.1556	0.2243
<i>Pseudo. R<sup>2</sup></i>	0.2078		

注:括号内为经公司层面聚类调整的t值(z值),下表同。

(四) 稳健性检验

1. 替换研究变量度量方式。

借鉴李志生等(2017)<sup>[22]</sup>的研究,本文采用未达强制披露标准的样本公司,企业自愿披露业绩预告,*Vol1*取值为1,企业未披露业绩预告,*Vol1*取值为0。借鉴陈胜蓝和王可心(2017)<sup>[36]</sup>的研究,本文直接采用预测净利润上限与下限差额除以年初资产总额并取绝对值衡量业绩预告精确度(*Precise1*)。参考宋云玲和罗玫(2017)<sup>[37]</sup>的研究,本文采用预测净利润的上下限均值与实际净利润差值除以年初资产总额并取绝对值衡量业绩预告准确度(*Bias1*)。回归结果见表6列(1)~列(3),*Fin*对*Vol1*的回归系数显著为负,对*Precise1*、*Bias1*的回归系数均显著为正。替换被解释变量度量方式后,本文研究结论稳健。

借鉴胡海峰等(2020)<sup>[38]</sup>的研究,本文将投资性房地产和长期股权投资从计算*Fin*指标的金融资产中剔除后度量企业金融化(*Fin1*)。回归结果见表6列(4)~列(6),*Fin1*对*Vol*的回归系数显著为负,对*Precise*、*Bias*的回归系数均显著为正。替换解释变量度量方式后,本文研究结论稳健。

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Vol</i> 1	<i>Precise</i> 1	<i>Bias</i> 1	<i>Vol</i>	<i>Precise</i>	<i>Bias</i>
<i>Lev</i>	-1.156 9*** (-4.86)	-0.006 3*** (-7.27)	0.000 8 (0.88)	-1.378 3*** (-8.80)	-0.032 5*** (-10.44)	-0.010 7*** (-3.13)
<i>ROA</i>	-1.151 2 (-1.07)	0.010 0** (2.38)	-0.034 9*** (-8.02)	7.376 1*** (11.49)	-0.080 6*** (-6.33)	-0.182 7*** (-11.51)
<i>Growth</i>	0.765 2*** (7.99)	0.002 8*** (9.31)	0.004 8*** (12.15)	-0.722 0*** (-12.05)	-0.004 6*** (-7.81)	0.000 1 (0.20)
<i>Age</i>	-1.980 4*** (-14.28)	-0.001 3*** (-2.88)	-0.000 5 (-1.23)	-0.987 3*** (-11.90)	0.000 1 (0.08)	0.000 4 (0.28)
<i>CFO</i>	-0.390 4 (-0.92)	0.020 2*** (9.91)	0.015 6*** (6.93)	-0.945 8*** (-2.93)	0.013 7** (2.42)	0.017 8** (2.55)
<i>Board</i>	0.213 3 (0.97)	0.000 6 (0.81)	-0.000 7 (-0.76)	0.307 2** (2.01)	-0.001 3 (-0.47)	-0.000 4 (-0.12)
<i>Indr</i>	0.613 8 (0.81)	-0.001 1 (-0.39)	-0.003 8 (-1.30)	0.441 1 (0.86)	0.003 1 (0.38)	0.007 7 (0.80)
<i>SOE</i>	-1.055 4*** (-11.31)	-0.002 7*** (-7.79)	-0.001 5*** (-3.91)	-0.553 9*** (-7.57)	-0.006 0*** (-5.50)	-0.006 6*** (-5.56)
<i>Frist</i>	0.115 0 (0.42)	0.003 2*** (3.11)	-0.002 3** (-2.25)	1.138 8*** (5.98)	-0.001 8 (-0.59)	-0.014 7*** (-4.51)
<i>INST</i>	-0.787 5*** (-5.63)	-0.000 0 (-0.05)	0.000 0 (0.02)	-0.115 5 (-1.10)	-0.000 1 (-0.05)	0.000 7 (0.42)
<i>BIG4</i>	-0.263 3 (-1.38)	-0.000 7 (-1.06)	-0.000 7 (-0.95)	-0.080 0 (-0.53)	-0.001 0 (-0.60)	0.000 9 (0.32)
<i>Loss</i>	-0.528 9** (-2.50)	0.004 6*** (10.52)	0.006 4*** (12.17)	-2.424 9*** (-16.53)	0.007 7*** (5.30)	0.018 6*** (8.99)
<i>Mand</i>		-0.002 6*** (-11.93)	-0.001 1*** (-4.62)		-0.002 7*** (-4.56)	-0.002 2*** (-3.11)
常数项	10.774 5*** (9.89)	0.018 8*** (4.96)	0.008 5** (2.11)	1.688 5** (2.22)	0.058 5*** (4.34)	0.038 1*** (2.91)
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	15 773	14 159	14 159	17 388	14 159	14 159
<i>Adj. R</i> <sup>2</sup>		0.149 9	0.132 5		0.146 2	0.221 0
<i>Pseudo. R</i> <sup>2</sup>	0.291 2			0.203 9		

## 2. 标准误双重聚类调整。

本文对标准误在公司和时间层面进行双重聚类调整来缓解异方差和序列自相关问题，表7报告了回归结果。结果显示，*Fin*对*Vol*的回归系数在1%的水平上显著为负，对*Precise*、*Bias*的回归系数均在1%的水平上显著为正。标准误双重聚类调整后回归结果未发生实质性改变，本文研究结论仍成立。

表7 标准误双重聚类调整

	(1)	(2)	(3)
	<i>Vol</i>	<i>Precise</i>	<i>Bias</i>
<i>Fin</i>	-2.409 5*** (-6.87)	0.038 4*** (6.06)	0.034 0*** (6.61)
<i>Size</i>	-0.056 8 (-1.03)	-0.001 4** (-2.26)	-0.000 5 (-0.78)
<i>Lev</i>	-1.451 5*** (-9.54)	-0.030 3*** (-6.85)	-0.009 4*** (-2.91)
<i>ROA</i>	7.549 7*** (6.25)	-0.079 6*** (-2.94)	-0.181 6*** (-6.24)

续前表

	(1)	(2)	(3)
	<i>Vol</i>	<i>Precise</i>	<i>Bias</i>
<i>Growth</i>	-0.754 1*** (-5.93)	-0.004 2*** (-9.01)	0.000 4 (0.90)
<i>Age</i>	-0.932 8*** (-8.93)	-0.000 7 (-0.46)	-0.000 2 (-0.16)
<i>CFO</i>	-1.083 7*** (-3.18)	0.015 3*** (3.30)	0.019 0** (2.40)
<i>Board</i>	0.254 6 (1.30)	-0.000 6 (-0.25)	0.000 0 (0.01)
<i>Indr</i>	0.355 3 (0.77)	0.004 1 (0.60)	0.008 3 (0.92)
<i>SOE</i>	-0.531 1*** (-6.33)	-0.006 2*** (-5.78)	-0.006 8*** (-5.20)
<i>Frist</i>	1.073 7*** (5.63)	-0.000 9 (-0.34)	-0.014 0*** (-3.84)
<i>INST</i>	-0.109 9 (-0.67)	-0.000 1 (-0.08)	0.000 7 (0.37)
<i>BIG4</i>	-0.053 2 (-0.39)	-0.001 4 (-0.65)	0.000 4 (0.17)

续前表

	(1)	(2)	(3)
	<i>Vol</i>	<i>Precise</i>	<i>Bias</i>
<i>Loss</i>	-2.414 1*** (-9.03)	0.007 7*** (4.85)	0.018 6*** (5.73)
<i>Mand</i>		-0.003 1*** (-4.19)	-0.002 5** (-2.18)
常数项	1.635 4 (1.18)	0.058 4*** (3.96)	0.037 3* (1.91)
年度/行业	控制	控制	控制
样本量	17 388	14 159	14 159
<i>Adj. R</i> <sup>2</sup>		0.155 6	0.224 3
<i>Pseudo. R</i> <sup>2</sup>	0.207 8		

### 3. 增加地区层面固定效应。

考虑到公司所在地区层面不随时间动态变化可能影响业绩预告的积极性、精确度和准确度。本文在模型(1)~模型(3)中分别加入省份固定效应。检验结果见表8, *Fin*与*Vol*在1%的水平上显著负相关,与*Precise*、*Bias*均在1%的水平上显著正相关。增加地区层面固定效应后,本文研究结论仍成立。

表8 增加省份固定效应

	(1)	(2)	(3)
	<i>Vol</i>	<i>Precise</i>	<i>Bias</i>
<i>Fin</i>	-2.384 1*** (-8.31)	0.038 5*** (5.76)	0.033 3*** (5.09)
<i>Size</i>	-0.053 3* (-1.81)	-0.001 5*** (-2.67)	-0.000 6 (-1.11)
<i>Lev</i>	-1.465 2*** (-9.36)	-0.030 3*** (-10.20)	-0.008 9*** (-2.64)
<i>ROA</i>	7.516 6*** (11.70)	-0.079 4*** (-6.26)	-0.181 9*** (-11.45)
<i>Growth</i>	-0.764 3*** (-12.30)	-0.004 2*** (-7.13)	0.000 3 (0.46)
<i>Age</i>	-0.909 1*** (-11.11)	-0.000 9 (-0.69)	0.000 0 (0.00)
<i>CFO</i>	-1.095 3*** (-3.41)	0.015 5*** (2.84)	0.019 3*** (2.79)
<i>Board</i>	0.303 5* (1.96)	-0.000 2 (-0.08)	0.000 3 (0.10)
<i>Indr</i>	0.385 3 (0.75)	0.003 4 (0.42)	0.007 6 (0.79)
<i>SOE</i>	-0.504 9*** (-6.78)	-0.006 8*** (-6.10)	-0.006 9*** (-5.90)
<i>Frist</i>	1.100 7*** (5.80)	-0.000 1 (-0.04)	-0.013 8*** (-4.31)
<i>INST</i>	-0.088 0 (-0.84)	-0.000 1 (-0.05)	0.000 8 (0.51)
<i>BIG4</i>	-0.073 6 (-0.48)	-0.001 4 (-0.97)	0.000 2 (0.09)
<i>Loss</i>	-2.400 7*** (-16.43)	0.007 8*** (5.34)	0.018 6*** (8.95)
<i>Mand</i>		-0.003 1*** (-5.46)	-0.002 4*** (-3.48)
常数项	1.297 6* (1.69)	0.054 4*** (4.03)	0.037 4*** (2.75)

续前表

	(1)	(2)	(3)
	<i>Vol</i>	<i>Precise</i>	<i>Bias</i>
年度/行业/省份	控制	控制	控制
样本量	17 388	14 159	14 159
<i>Adj. R</i> <sup>2</sup>		0.159 9	0.225 8
<i>Pseudo. R</i> <sup>2</sup>	0.211 1		

### 4. 更改样本区间。

考虑到2008年金融危机爆发可能对当年及后续金融市场存在不同程度的影响,因此,为保证检验结论在样本区间选择方面的可靠性,本文剔除2008年至2011年的样本,检验结果如表9所示。结果显示,*Fin*与*Vol*在1%的水平上显著负相关,与*Precise*、*Bias*均在1%的水平上显著正相关。更改样本区间后,本文研究结论仍成立。

表9 更改样本区间

	(1)	(2)	(3)
	<i>Vol</i>	<i>Precise</i>	<i>Bias</i>
<i>Fin</i>	-2.034 2*** (-6.75)	0.036 4*** (5.48)	0.032 4*** (4.90)
<i>Size</i>	-0.015 6 (-0.51)	-0.001 7*** (-2.95)	-0.000 5 (-0.80)
<i>Lev</i>	-1.387 0*** (-8.43)	-0.031 3*** (-9.95)	-0.010 8*** (-3.12)
<i>ROA</i>	8.677 6*** (11.78)	-0.087 9*** (-6.65)	-0.197 1*** (-12.01)
<i>Growth</i>	-0.736 0*** (-11.22)	-0.004 3*** (-6.83)	0.000 2 (0.22)
<i>Age</i>	-0.794 8*** (-9.08)	-0.000 8 (-0.59)	-0.000 6 (-0.40)
<i>CFO</i>	-0.775 5** (-2.14)	0.016 2*** (2.77)	0.025 2*** (3.56)
<i>Board</i>	0.247 7 (1.51)	-0.000 9 (-0.31)	-0.000 4 (-0.13)
<i>Indr</i>	0.708 1 (1.26)	0.002 0 (0.22)	0.006 4 (0.62)
<i>SOE</i>	-0.520 6*** (-6.89)	-0.006 4*** (-5.64)	-0.006 4*** (-5.67)
<i>Frist</i>	1.003 3*** (5.01)	-0.001 1 (-0.34)	-0.012 0*** (-3.63)
<i>INST</i>	-0.016 8 (-0.15)	0.000 8 (0.49)	-0.000 0 (-0.01)
<i>BIG4</i>	-0.072 0 (-0.45)	-0.001 3 (-0.88)	0.001 0 (0.32)
<i>Loss</i>	-2.195 1*** (-14.57)	0.008 3*** (5.28)	0.018 6*** (8.76)
<i>Mand</i>		-0.003 6*** (-6.40)	-0.003 1*** (-4.24)
常数项	1.172 8 (1.48)	0.081 4*** (5.63)	0.041 2*** (3.08)
年度/行业	控制	控制	控制
样本量	13 928	12 873	12 873
<i>Adj. R</i> <sup>2</sup>		0.155 7	0.240 2
<i>Pseudo. R</i> <sup>2</sup>	0.188 7		

(五) 内生性问题检验

1. 工具变量法。

为缓解企业金融化与业绩预告的积极性、精确度和准确度之间可能存在反向因果关系导致的内生性问题，即企业业绩预告的积极性、精确度和准确度较低的企业，其越可能配置更多的金融资产以获取超额利润。基于此，本文采用工具变量法缓解企业金融化与业绩预告质量可能存在反向因果导致的内生性问题。本文选取“同年度同行业企业金融化均值 (*Fin\_Ind*)”“同年度同省份企业金融化均值 (*Fin\_Pro*)”为工具变量。对工具变量进行相关检验，Kleibergen-Paap rk LM 统计量的 *P* 值均为0.000 0，拒

绝不可识别假设；Hansen J 统计量的 *P* 值均大于 0.1，说明不存在过度识别问题；Cragg-Donald Wald *F* 统计量远大于 15% (Stock-Yogo) 的临界值，说明不存在弱工具变量问题，工具变量选取有效。表 10 报告了回归结果。列 (1)、列 (2) 分别为业绩预告积极性样本，及业绩预告精确度、准确度样本的第一阶段回归，*Fin\_Ind*、*Fin\_Pro* 均与 *Fin* 在 1% 的水平上显著正相关。列 (3)~列 (5) 为第二阶段回归，*Fin* 对 *Vol* 的回归系数在 1% 的水平上显著为负，对 *Precise*、*Bias* 的回归系数均在 1% 的水平上显著为正。采用工具变量法缓解内生性问题后，本文研究结论依然成立。

表 10 工具变量法

	第一阶段		第二阶段		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Vol</i>	<i>Precise</i>	<i>Bias</i>
<i>Fin_Ind</i>	0.959 2*** (16.19)	0.907 1*** (15.79)			
<i>Fin_Pro</i>	0.773 6*** (22.99)	0.771 1*** (20.79)			
<i>Fin</i>			-0.565 1*** (-3.22)	0.065 2*** (4.92)	0.059 5*** (3.63)
<i>Size</i>	0.005 8*** (7.57)	0.005 4*** (6.55)	-0.014 3*** (-3.59)	-0.001 6*** (-5.27)	-0.000 7* (-1.77)
<i>Lev</i>	-0.073 0*** (-16.93)	-0.070 3*** (-15.48)	-0.303 1*** (-11.87)	-0.028 3*** (-14.88)	-0.007 5*** (-3.18)
<i>ROA</i>	0.005 6 (0.39)	-0.005 5 (-0.38)	0.841 8*** (11.87)	-0.079 3*** (-15.64)	-0.181 2*** (-28.88)
<i>Growth</i>	-0.011 7*** (-8.51)	-0.012 3*** (-8.61)	-0.108 8*** (-15.26)	-0.003 9*** (-7.43)	0.000 7 (1.09)
<i>Age</i>	0.033 5*** (15.73)	0.022 6*** (9.54)	-0.177 3*** (-14.31)	-0.001 4 (-1.54)	-0.000 9 (-0.78)
<i>CFO</i>	-0.065 6*** (-6.49)	-0.045 9*** (-4.17)	-0.071 3 (-1.39)	0.016 5*** (4.21)	0.020 2*** (4.14)
<i>Board</i>	-0.030 1*** (-7.01)	-0.021 0*** (-4.46)	0.040 8* (1.86)	-0.000 0 (-0.01)	0.000 6 (0.29)
<i>Indr</i>	-0.056 1*** (-3.72)	-0.035 5** (-2.20)	0.062 4 (0.83)	0.004 9 (0.86)	0.009 1 (1.29)
<i>SOE</i>	0.010 5*** (6.10)	0.005 1*** (2.68)	-0.097 6*** (-11.33)	-0.006 3*** (-9.40)	-0.006 9*** (-8.31)
<i>Frist</i>	-0.036 2*** (-7.05)	-0.023 5*** (-4.21)	0.201 8*** (7.69)	-0.000 2 (-0.10)	-0.013 3*** (-5.39)
<i>INST</i>	0.008 6*** (2.61)	0.003 6 (1.02)	-0.032 8** (-2.00)	-0.000 2 (-0.19)	0.000 6 (0.39)
<i>BIG4</i>	0.002 5 (0.68)	0.005 5 (1.33)	-0.006 3 (-0.35)	-0.001 7 (-1.15)	0.000 1 (0.08)
<i>Loss</i>	0.006 9*** (2.58)	0.002 7 (0.98)	-0.228 7*** (-17.21)	0.007 7*** (7.81)	0.018 6*** (15.31)
<i>Mand</i>		0.013 5*** (8.28)		-0.003 5*** (-5.77)	-0.002 9*** (-3.87)
常数项	-0.128 4*** (-6.41)	-0.142 6*** (-6.34)	0.971 0*** (9.91)	0.059 0*** (7.59)	0.037 8*** (3.93)
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制

续前表

	第一阶段		第二阶段		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Vol</i>	<i>Precise</i>	<i>Bias</i>
样本量	17 390	14 159	17 390	14 159	14 159
<i>Adj. R</i> <sup>2</sup>	0. 174 4	0. 173 5	0. 217 8	0. 150 4	0. 221 5
<i>KP rk LM</i> ( <i>P</i> 值)			0. 000 0	0. 000 0	0. 000 0
<i>Hansen J</i> ( <i>P</i> 值)			0. 515 8	0. 238 3	0. 533 5
<i>CD Wald F</i> 值	397. 194	354. 870			

2. 倾向得分匹配法 (PSM)。

本文采用倾向得分匹配法控制可能存在不可观测因素引起的内生性问题。以企业金融化年度行业均值进行分组, 设置虚拟变量 *FinD*, 高于年度行业均值样本为企业金融化较高组 (处理组), *FinD* 赋值为 1, 其他样本属于企业金融化较低组 (控制组), *FinD* 赋值为 0。选取企业规模 (*Size*)、成立年限 (*Age*)、总资产收益率 (*ROA*)、资产负债率 (*Lev*)、董事会规模 (*Board*)、现金净流量 (*CFO*)、独立董事比例 (*Indr*)、企业成长性 (*Growth*) 和产权性质 (*SOE*) 等变量为匹配协变量, 采用 1 : 1 近邻匹配 (卡尺范围 0.05)。将匹配后的样本再次进行回归, 表 11 报告了检验结果。结果显示, *FinD* 对 *Vol* 的回归系数在 1% 的水平上显著为负, 对 *Precise*、*Bias* 的回归系数均在 1% 的水平上显著为正。采用倾向得分匹配法缓解内生性问题后, 本文研究结论依然成立。

表 11 倾向得分匹配法 (PSM)

	(1)	(2)	(3)
	<i>Vol</i>	<i>Precise</i>	<i>Bias</i>
<i>FinD</i>	-0. 389 7*** (-6. 38)	0. 002 7*** (2. 84)	0. 002 7*** (2. 64)
<i>Size</i>	-0. 020 8 (-0. 53)	-0. 001 7** (-2. 27)	0. 000 3 (0. 43)
<i>Lev</i>	-1. 528 4*** (-7. 27)	-0. 030 7*** (-7. 22)	-0. 015 3*** (-3. 65)
<i>ROA</i>	6. 553 8*** (7. 56)	-0. 094 8*** (-5. 24)	-0. 187 6*** (-8. 43)
<i>Growth</i>	-0. 502 2*** (-6. 04)	-0. 005 7*** (-5. 38)	-0. 002 0 (-1. 63)
<i>Age</i>	-0. 985 3*** (-8. 46)	-0. 000 1 (-0. 09)	-0. 000 2 (-0. 10)
<i>CFO</i>	-0. 528 9 (-1. 14)	0. 011 3 (1. 37)	0. 032 9*** (3. 25)
<i>Board</i>	0. 192 9 (0. 92)	-0. 002 4 (-0. 73)	0. 001 1 (0. 29)
<i>Indr</i>	1. 274 5* (1. 76)	0. 008 4 (0. 78)	0. 011 6 (0. 98)
<i>SOE</i>	-0. 521 5*** (-5. 56)	-0. 006 1*** (-4. 23)	-0. 006 6*** (-4. 43)

续前表

	(1)	(2)	(3)
	<i>Vol</i>	<i>Precise</i>	<i>Bias</i>
<i>Frist</i>	0. 991 3*** (3. 94)	-0. 001 5 (-0. 35)	-0. 016 4*** (-4. 04)
<i>INST</i>	-0. 248 4* (-1. 73)	-0. 001 1 (-0. 49)	0. 002 6 (1. 10)
<i>BIG4</i>	0. 029 0 (0. 14)	-0. 001 8 (-0. 84)	-0. 001 6 (-0. 62)
<i>Loss</i>	-2. 728 3*** (-10. 92)	0. 006 6*** (3. 28)	0. 018 0*** (6. 80)
<i>Mand</i>		-0. 004 3*** (-5. 06)	-0. 002 7*** (-2. 80)
常数项	0. 726 6 (0. 69)	0. 059 7*** (3. 60)	0. 019 6 (1. 12)
年度/行业	控制	控制	控制
样本量	7 858	6 545	6 545
<i>Adj. R</i> <sup>2</sup>		0. 150 7	0. 224 0
<i>Pseudo. R</i> <sup>2</sup>	0. 209 7		

五、影响机制检验

依据前文的理论分析, 企业金融化利润追逐动机通过加剧企业业绩波动、降低会计稳健性、以及增加双重代理成本等, 进而降低企业业绩预告质量。借鉴温忠麟等 (2004)<sup>[39]</sup> 的研究, 设置中介效应模型 (4)~模型 (6), 逐步进行分析。模型 (4) 检验结果已经在基准回归中证实, 并列示于表 5。以下继续采用模型 (5) 检验 *Fin* 对中介变量 *MV* 的回归系数  $\alpha_1$ , 若  $\alpha_1$  显著则进行最后一步; 最后一步采用模型 (6) 检验 *Fin* 的回归系数  $\gamma_1$  和 *MV* 的回归系数  $\gamma_2$ , 若  $\gamma_2$  显著但  $\gamma_1$  不显著, 存在完全中介效应;  $\gamma_1$  与  $\gamma_2$  均显著, 存在部分中介效应。

$$MF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Fin_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$MV_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Fin_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + \sum Industry$$

$$\begin{aligned}
 & + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (5) \\
 MF_{i,t} = & \gamma_0 + \gamma_1 Fin_{i,t} + \gamma_2 MV_{i,t} + \gamma_3 Controls_{i,t} \\
 & + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (6)
 \end{aligned}$$

MF 为被解释变量，分别为模型 (1)~模型 (3) 中的 *Vol*、*Precise* 和 *Bias*；*MV* 为中介变量，分别为为企业业绩波动 (*StdRoa*)、会计稳健性 (*Cscore*)、第一类代理成本 (*AC1*) 和第二类代理成本 (*AC2*)。

(一) 企业业绩波动中介路径

参考张瑞君和李小荣 (2012)<sup>[40]</sup> 的研究，本文采用前后 3 年期总资产收益率的标准差衡量企业业绩波动 (*StdRoa*)。检验结果见表 12。列 (1)、列 (2)

中，*Fin* 对 *StdRoa* 的回归系数均在 1% 的水平上显著为正，表明企业金融化程度越高，企业业绩波动越大。列 (3) 中，*StdRoa* 的回归系数在 1% 的水平上显著为负，说明企业业绩波动越大，企业披露业绩预告的积极性越低；*Fin* 的回归系数同时在 1% 的水平上显著为负，说明企业金融化利润追逐动机通过加剧企业业绩波动，进而降低了业绩预告积极性。列 (4)、列 (5) 中，*StdRoa* 的回归系数均在 1% 的水平上显著为正，说明企业业绩波动越大，业绩预告的精确度和准确度越低；*Fin* 的回归系数同时均在 1% 的水平上显著为正，说明企业金融化利润追逐动机通过加剧企业业绩波动，进而降低了业绩预告的精确度和准确度。

表 12 企业业绩波动中介路径

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>StdRoa</i>	<i>StdRoa</i>	<i>Vol</i>	<i>Precise</i>	<i>Bias</i>
<i>Fin</i>	0.037 6*** (6.52)	0.032 0*** (4.72)	-2.071 7*** (-7.52)	0.034 2*** (5.21)	0.029 0*** (4.50)
<i>StdRoa</i>			-18.662 9*** (-11.73)	0.130 0*** (11.17)	0.158 8*** (11.09)
<i>Size</i>	-0.002 3*** (-4.05)	-0.003 0*** (-4.48)	-0.082 2*** (-2.87)	-0.001 0** (-1.98)	-0.000 0 (-0.04)
<i>Lev</i>	-0.009 7*** (-2.81)	-0.010 7*** (-2.64)	-1.450 8*** (-9.27)	-0.028 9*** (-10.07)	-0.007 7** (-2.37)
<i>ROA</i>	-0.296 3*** (-22.56)	-0.340 1*** (-24.03)	9.089 0*** (13.07)	-0.035 4*** (-2.99)	-0.127 6*** (-8.88)
<i>Growth</i>	0.004 4*** (4.93)	0.003 9*** (3.72)	-0.823 8*** (-11.49)	-0.004 7*** (-7.90)	-0.000 2 (-0.31)
<i>Age</i>	0.001 3 (0.86)	-0.001 1 (-0.57)	-0.903 9*** (-11.47)	-0.000 6 (-0.46)	-0.000 0 (-0.04)
<i>CFO</i>	0.048 0*** (6.91)	0.057 2*** (6.75)	-1.334 4*** (-4.15)	0.007 8 (1.47)	0.009 9 (1.46)
<i>Board</i>	-0.000 8 (-0.27)	0.000 3 (0.09)	0.202 1 (1.37)	-0.000 7 (-0.25)	-0.000 0 (-0.01)
<i>Indr</i>	0.000 7 (0.07)	0.004 5 (0.37)	0.331 8 (0.66)	0.003 5 (0.43)	0.007 6 (0.82)
<i>SOE</i>	-0.005 9*** (-5.50)	-0.008 4*** (-6.69)	-0.554 2*** (-8.08)	-0.005 1*** (-4.98)	-0.005 5*** (-4.79)
<i>Frist</i>	-0.009 0*** (-2.63)	-0.007 6* (-1.90)	0.929 7*** (5.06)	0.000 1 (0.02)	-0.012 8*** (-4.12)
<i>INST</i>	0.000 5 (0.30)	0.000 8 (0.39)	-0.100 5 (-0.98)	-0.000 3 (-0.16)	0.000 6 (0.36)
<i>BIG4</i>	0.001 4 (0.79)	0.001 0 (0.53)	-0.021 3 (-0.14)	-0.001 6 (-1.07)	0.000 2 (0.08)
<i>Loss</i>	0.012 9*** (7.79)	0.004 6** (2.55)	-1.953 4*** (-13.87)	0.007 1*** (5.03)	0.017 9*** (8.75)
<i>Mand</i>		0.012 2*** (13.32)		-0.004 7*** (-8.48)	-0.004 5*** (-6.35)
常数项	0.112 1*** (7.21)	0.122 7*** (6.68)	3.021 4*** (4.15)	0.042 4*** (3.37)	0.017 8 (1.43)
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	17 390	14 159	17 388	14 159	14 159
Adj. R <sup>2</sup>	0.279 0	0.316 8		0.187 5	0.252 8
Pseudo. R <sup>2</sup>			0.238 9		



(二) 会计稳健性中介路径

本文采用 Khan 和 Watts (2009)<sup>[41]</sup> 的模型计算会计稳健性 (*Cscore*)，*Cscore* 指数越大，会计稳健性越高。检验结果见表 13。列 (1)、列 (2) 中，*Fin* 对 *Cscore* 的回归系数均在 1% 的水平上显著为负，说明企业金融化程度越高，会计稳健性越低。列 (3) 中，*Cscore* 的回归系数在 5% 的水平上显著为正，说明会计稳健性越高，企业披露业绩预告的积极性越

高；*Fin* 的回归系数同时在 1% 的水平上显著为负，说明企业金融化利润追逐动机通过降低会计稳健性，进而降低了业绩预告积极性。列 (4)、列 (5) 中，*Cscore* 的回归系数均在 1% 的水平上显著为负，说明会计稳健性越高，业绩预告的精确度和准确度越高；*Fin* 的回归系数同时均在 1% 的水平上显著为正，说明企业金融化利润追逐动机通过降低会计稳健性，进而降低了业绩预告的精确度和准确度。

表 13 会计稳健性中介路径

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Cscore</i>	<i>Cscore</i>	<i>Vol</i>	<i>Precise</i>	<i>Bias</i>
<i>Fin</i>	-0.022 9*** (-2.75)	-0.024 7*** (-2.64)	-2.405 3*** (-8.35)	0.038 1*** (5.66)	0.033 8*** (5.17)
<i>Cscore</i>			0.323 3** (2.14)	-0.010 3*** (-5.05)	-0.010 1*** (-3.68)
<i>Size</i>	0.000 7 (0.64)	0.002 4** (2.05)	-0.056 1* (-1.90)	-0.001 4** (-2.58)	-0.000 5 (-0.86)
<i>Lev</i>	0.307 7*** (53.24)	0.318 8*** (48.57)	-1.553 1*** (-9.52)	-0.027 1*** (-8.63)	-0.006 2* (-1.72)
<i>ROA</i>	-0.039 0** (-2.11)	-0.039 1** (-2.01)	7.609 8*** (11.88)	-0.080 0*** (-6.31)	-0.182 0*** (-11.47)
<i>Growth</i>	-0.003 1 (-1.57)	-0.003 0 (-1.38)	-0.752 8*** (-12.32)	-0.004 3*** (-7.24)	0.000 4 (0.53)
<i>Age</i>	-0.002 4 (-1.11)	-0.001 5 (-0.54)	-0.932 5*** (-11.32)	-0.000 7 (-0.56)	-0.000 2 (-0.17)
<i>CFO</i>	-0.022 3* (-1.78)	-0.031 5** (-2.17)	-1.084 2*** (-3.38)	0.014 9*** (2.69)	0.018 6*** (2.68)
<i>Board</i>	-0.004 6 (-0.88)	-0.001 8 (-0.30)	0.255 4* (1.67)	-0.000 6 (-0.24)	0.000 0 (0.00)
<i>Indr</i>	-0.029 8 (-1.63)	-0.017 3 (-0.84)	0.366 7 (0.71)	0.003 9 (0.47)	0.008 2 (0.85)
<i>SOE</i>	0.000 4 (0.18)	0.001 6 (0.68)	-0.530 5*** (-7.27)	-0.006 2*** (-5.82)	-0.006 8*** (-5.79)
<i>Frist</i>	-0.000 8 (-0.15)	0.003 4 (0.55)	1.072 7*** (5.65)	-0.000 9 (-0.30)	-0.014 0*** (-4.34)
<i>INST</i>	0.004 4 (1.11)	-0.005 1 (-1.18)	-0.110 2 (-1.05)	-0.000 2 (-0.12)	0.000 6 (0.40)
<i>BIG4</i>	-0.011 4*** (-2.59)	-0.005 8 (-1.13)	-0.050 7 (-0.33)	-0.001 5 (-1.03)	0.000 3 (0.12)
<i>Loss</i>	-0.001 5 (-0.36)	0.001 6 (0.33)	-2.410 7*** (-16.51)	0.007 8*** (5.33)	0.018 7*** (9.03)
<i>Mand</i>		-0.001 8 (-0.88)		-0.003 1*** (-5.55)	-0.002 6*** (-3.64)
常数项	-0.122 5*** (-4.97)	-0.192 1*** (-6.86)	1.648 3** (2.17)	0.056 4*** (4.32)	0.035 4*** (2.74)
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	17 390	14 159	17 388	14 159	14 159
<i>Adj. R</i> <sup>2</sup>	0.375 1	0.414 9		0.156 9	0.225 0
<i>Pseudo. R</i> <sup>2</sup>			0.207 9		

(三) 双重代理成本中介路径

借鉴杨德明等 (2009)<sup>[42]</sup> 的研究，本文采用管理费用率 (管理费用/营业收入) 衡量第一类代理成本

(*AC1*)，采用其他应收款占期末总资产比重衡量第二类代理成本 (*AC2*)。第一类代理成本中介路径检验结果见表 14。列 (1)、列 (2) 中，*Fin* 对 *AC1* 的回

归系数均在1%的水平上显著为正,说明企业金融化程度越高,第一类代理成本越高。列(3)中,AC1的回归系数在1%的水平上显著为负,说明第一类代理成本越高,企业披露业绩预告的积极性越低;*Fin*的回归系数同时在1%的水平上显著为负,说明企业金融化利润追逐动机通过增加第一类代理成本,进而

降低了业绩预告积极性。列(4)、列(5)中,AC1的回归系数均在1%的水平上显著为正,说明第一类代理成本越高,业绩预告的精确度和准确度越低;*Fin*的回归系数同时均在1%的水平上显著为正,说明企业金融化利润追逐动机通过增加公司第一类代理成本,从而降低了业绩预告的精确度和准确度。

表 14 第一类代理成本中介路径

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>AC1</i>	<i>AC1</i>	<i>Vol</i>	<i>Precise</i>	<i>Bias</i>
<i>Fin</i>	0.126 0*** (7.29)	0.111 3*** (6.58)	-2.164 5*** (-7.50)	0.022 5*** (3.79)	0.017 7*** (2.82)
<i>AC1</i>			-2.429 1*** (-6.61)	0.142 4*** (15.10)	0.146 5*** (12.61)
<i>Size</i>	-0.018 5*** (-13.36)	-0.019 1*** (-11.98)	-0.090 2*** (-2.98)	0.001 3*** (2.91)	0.002 3*** (4.40)
<i>Lev</i>	-0.075 1*** (-9.58)	-0.075 3*** (-8.74)	-1.663 5*** (-10.52)	-0.019 6*** (-7.02)	0.001 6 (0.47)
<i>ROA</i>	-0.172 9*** (-7.71)	-0.174 5*** (-7.19)	7.249 5*** (11.35)	-0.054 8*** (-4.55)	-0.156 0*** (-10.44)
<i>Growth</i>	-0.013 2*** (-9.43)	-0.014 0*** (-9.04)	-0.789 7*** (-12.50)	-0.002 3*** (-4.24)	0.002 5*** (3.67)
<i>Age</i>	0.002 4 (0.65)	0.003 1 (0.74)	-0.936 6*** (-11.41)	-0.001 1 (-0.98)	-0.000 7 (-0.54)
<i>CFO</i>	-0.046 0*** (-3.56)	-0.063 0*** (-4.26)	-1.120 9*** (-3.49)	0.024 2*** (4.84)	0.028 2*** (4.26)
<i>Board</i>	0.009 0 (1.22)	0.007 9 (0.90)	0.267 5* (1.75)	-0.001 8 (-0.74)	-0.001 1 (-0.39)
<i>Indr</i>	0.072 6*** (3.27)	0.074 6*** (2.90)	0.497 2 (0.96)	-0.006 6 (-0.87)	-0.002 6 (-0.29)
<i>SOE</i>	-0.001 7 (-0.59)	-0.002 5 (-0.79)	-0.527 7*** (-7.17)	-0.005 8*** (-6.32)	-0.006 4*** (-6.10)
<i>Frist</i>	-0.038 3*** (-4.77)	-0.035 4*** (-4.09)	0.996 4*** (5.21)	0.004 1 (1.56)	-0.008 8*** (-3.03)
<i>INST</i>	-0.003 1 (-0.77)	-0.006 7 (-1.48)	-0.127 7 (-1.21)	0.000 8 (0.56)	0.001 7 (1.08)
<i>BIG4</i>	0.014 6*** (2.71)	0.016 3** (2.41)	-0.033 8 (-0.22)	-0.003 8** (-2.45)	-0.002 0 (-0.90)
<i>Loss</i>	0.028 0*** (8.13)	0.023 3*** (6.34)	-2.346 4*** (-16.13)	0.004 4*** (3.46)	0.015 2*** (8.27)
<i>Mand</i>		0.008 2*** (5.02)		-0.004 3*** (-8.22)	-0.003 7*** (-5.41)
常数项	0.465 9*** (14.30)	0.474 2*** (12.41)	2.573 1*** (3.30)	-0.009 1 (-0.81)	-0.032 2*** (-2.73)
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	17 390	14 159	17 388	14 159	14 159
<i>Adj. R</i> <sup>2</sup>	0.320 2	0.320 9		0.264 0	0.292 9
<i>Pseudo. R</i> <sup>2</sup>			0.210 7		

第二类代理成本中介路径检验结果见表15。列(1)、列(2)中,*Fin*对AC2的回归系数均在5%的水平上显著为正,说明企业金融化程度越高,第二类代理成本越高。列(3)中,AC2的回归系数在1%的水平上显著为负,说明第二类代理成本越高,企业

披露业绩预告的积极性越低;*Fin*的回归系数同时在1%的水平上显著为负,说明企业金融化利润追逐动机通过增加第二类代理成本,从而降低了业绩预告积极性。列(4)、列(5)中,AC2的回归系数均在1%的水平上显著为正,说明第二类代理成本越高,

业绩预告的精确度和准确度越低；*Fin* 的回归系数同时均在 1% 的水平上显著为负，说明企业金融化利润

追逐动机通过增加公司第二类代理成本，从而降低了业绩预告的精确度和准确度。

表 15 第二类代理成本中介路径

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>AC2</i>	<i>AC2</i>	<i>Vol</i>	<i>Precise</i>	<i>Bias</i>
<i>Fin</i>	0.008 0** (2.52)	0.004 6** (1.99)	-2.382 0*** (-8.30)	0.038 0*** (5.65)	0.033 3*** (5.11)
<i>AC2</i>			-3.697 6*** (-3.29)	0.070 5*** (3.24)	0.166 6*** (5.63)
<i>Size</i>	-0.001 3*** (-3.40)	-0.001 2*** (-5.01)	-0.060 3** (-2.04)	-0.001 3** (-2.49)	-0.000 3 (-0.57)
<i>Lev</i>	0.019 2*** (9.27)	0.018 5*** (14.35)	-1.379 5*** (-8.74)	-0.031 6*** (-10.54)	-0.012 5*** (-3.82)
<i>ROA</i>	-0.032 6*** (-5.52)	-0.035 8*** (-8.87)	7.550 5*** (11.80)	-0.077 1*** (-6.12)	-0.175 6*** (-11.25)
<i>Growth</i>	-0.000 3 (-0.56)	-0.000 5 (-1.13)	-0.759 9*** (-12.32)	-0.004 2*** (-7.13)	0.000 5 (0.68)
<i>Age</i>	0.001 8* (1.88)	0.001 7** (2.57)	-0.926 8*** (-11.22)	-0.000 8 (-0.64)	-0.000 5 (-0.37)
<i>CFO</i>	-0.020 7*** (-5.30)	-0.021 9*** (-7.09)	-1.176 9*** (-3.64)	0.016 8*** (3.04)	0.022 6*** (3.29)
<i>Board</i>	-0.000 3 (-0.12)	-0.000 1 (-0.07)	0.250 2 (1.63)	-0.000 6 (-0.23)	0.000 0 (0.01)
<i>Indr</i>	0.004 0 (0.63)	0.004 3 (0.96)	0.362 5 (0.70)	0.003 7 (0.46)	0.007 6 (0.81)
<i>SOE</i>	-0.003 0*** (-3.45)	-0.003 6*** (-6.87)	-0.537 6*** (-7.34)	-0.005 9*** (-5.59)	-0.006 2*** (-5.28)
<i>Frist</i>	-0.011 6*** (-5.74)	-0.011 2*** (-7.17)	1.034 6*** (5.45)	-0.000 1 (-0.04)	-0.012 1*** (-3.76)
<i>INST</i>	0.000 6 (0.55)	0.000 7 (0.70)	-0.109 4 (-1.04)	-0.000 2 (-0.12)	0.000 6 (0.36)
<i>BIG4</i>	0.001 0 (0.72)	0.001 4 (1.18)	-0.046 3 (-0.30)	-0.001 5 (-1.05)	0.000 2 (0.06)
<i>Loss</i>	0.000 9 (1.07)	-0.000 1 (-0.08)	-2.404 8*** (-16.46)	0.007 7*** (5.32)	0.018 7*** (9.07)
<i>Mand</i>		0.001 5*** (3.27)		-0.003 2*** (-5.73)	-0.002 8*** (-3.97)
常数项	0.046 1*** (4.78)	0.042 3*** (6.85)	1.769 4** (2.32)	0.055 4*** (4.22)	0.030 2** (2.37)
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	17 390	14 159	17 388	14 159	14 159
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.132 9	0.134 0		0.158 2	0.233 1
<i>Pseudo. R<sup>2</sup></i>			0.208 5		

### 六、进一步分析

前文的检验结果证实企业金融化利润追逐动机降低了业绩预告质量。由于我国证监会要求业绩大幅度变动或亏损的公司必须披露业绩预告，否则，可以自行选择披露。精确度和准确度较高的业绩预告信息能

够为投资者提供更加有用的决策信息，提高信息透明度，降低投资者信息风险。当企业业绩预告属自愿披露时，管理层和大股东会选择自身利益最大化的披露策略。罗炜和朱春艳（2010）<sup>[43]</sup>认为，代理成本越高，管理层会倾向于隐瞒或减少自愿性信息披露。因此，基于利润追逐动机的企业金融化，管理层和大股

东为掩盖他们的机会主义行为等负面信息，会通过减少自愿性业绩预告披露，以掩盖负面信息。当业绩预告属强制披露时，公司没有披露选择权，此时，公司会倾向利用精确度和准确度更低的模糊性披露以降低业绩预告信息决策有用性。若检验结果成立，将会进一步证实企业金融化利润追逐动机降低业绩预告质量这一研究结论。

表 16 报告了检验结果。列 (1)、列 (2) 中， $Fin \times Mand$  对 *Precise*、*Bias* 的回归系数均显著为正，另外，*Fin* 对 *Precise*、*Bias* 的回归系数仍均显著为正，这说明在被强制披露业绩预告信息企业中，企业金融化利润追逐动机对业绩预告精确度和准确度的降低显著高于自愿披露业绩预告信息的企业，进一步证实了企业金融化利润追逐动机降低业绩预告质量的研究结论。

表 16 业绩预告披露属性的影响

	(1)	(2)
	<i>Precise</i>	<i>Bias</i>
<i>Fin</i>	0.022 9*** (3.38)	0.020 8*** (3.05)
$Fin \times Mand$	0.021 3** (2.10)	0.018 4* (1.94)
<i>Size</i>	-0.001 4** (-2.56)	-0.000 5 (-0.85)
<i>Lev</i>	-0.030 0*** (-10.09)	-0.009 2*** (-2.74)
<i>ROA</i>	-0.079 4*** (-6.25)	-0.181 4*** (-11.44)
<i>Growth</i>	-0.004 2*** (-7.10)	0.000 4 (0.62)
<i>Age</i>	-0.000 8 (-0.60)	-0.000 3 (-0.21)
<i>CFO</i>	0.015 7*** (2.83)	0.019 4*** (2.77)
<i>Board</i>	-0.000 6 (-0.23)	0.000 0 (0.01)
<i>Indr</i>	0.004 1 (0.50)	0.008 3 (0.87)
<i>SOE</i>	-0.006 2*** (-5.82)	-0.006 8*** (-5.80)
<i>Frist</i>	-0.001 0 (-0.33)	-0.014 1*** (-4.37)
<i>INST</i>	-0.000 1 (-0.06)	0.000 7 (0.45)
<i>BIG4</i>	-0.001 4 (-1.01)	0.000 4 (0.14)
<i>Loss</i>	0.007 8*** (5.32)	0.018 7*** (9.02)
<i>Mand</i>	-0.004 2*** (-5.92)	-0.003 5*** (-4.27)

续前表

	(1)	(2)
	<i>Precise</i>	<i>Bias</i>
常数项	0.058 5*** (4.46)	0.037 3*** (2.88)
年度/行业	控制	控制
样本量	14 159	14 159
<i>Adj. R</i> <sup>2</sup>	0.156 2	0.224 5

## 七、研究结论与展望

### (一) 研究结论

近年来，在金融投资超额收益的诱惑下，日趋明显的企业金融化利润追逐动机对企业业绩预告质量的影响也日趋明显，本文通过实证检验企业金融化利润追逐动机与业绩预告质量二者之间的关联，得出以下主要研究结论。

第一，企业金融化利润追逐动机负向影响企业业绩预告质量。实证检验证实：企业金融化利润追逐动机降低企业业绩预告质量，即企业金融化程度越高，企业披露业绩预告的积极性、精确度和准确度越低。在金融投资超额收益的诱惑下，企业配置金融资产成为其获取收益的重要途径，也成为管理层和大股东的自利工具，阻碍了维系企业长远发展的实业投资，增加了经营风险和财务风险，恶化了代理冲突，由此诱发管理层选择减少业绩预告披露或采用精确度和准确度较低的模糊性披露以掩盖公司负面信息。

第二，企业金融化利润追逐动机影响业绩预告质量主要是通过增加企业业绩波动、降低会计稳健性和导致双重代理成本实现的。企业金融化利润追逐动机主要通过增加企业业绩波动、降低会计稳健性和增加双重代理成本进而降低业绩预告质量。业绩波动反映公司存在经营风险，对外传递出消极信号，且业绩波动也增加了管理层盈余预测的难度。会计稳健性有助于缩小盈余波动范围，提升会计信息披露质量。第一类代理成本和第二类代理成本分别表现为管理层和大股东的机会主义行为，高质量的信息披露能够降低管理层、大股东与利益相关者的代理冲突。因此，基于利润追逐动机的企业金融化加剧企业业绩波动、降低会计稳健性、增加双重代理成本，客观上盈余预测难度增加，且管理层和大股东有主观意愿通过降低业绩预告质量“隐藏”负面信息，以使自身利益最大化。

第三,企业金融化利润追逐动机对业绩预告影响的精确度和准确度在是否被强制披露业绩预告信息企业中存在差异。在被强制披露业绩预告信息企业中,企业金融化利润追逐动机对业绩预告精确度和准确度的降低显著高于自愿披露业绩预告信息的企业。管理层在业绩预告披露方面具有较高的选择空间,会选择自身利益最大化的披露策略。企业为掩盖其金融化利润追逐动机带来的负面信息,会优先考虑减少业绩预告披露,当业绩预告属强制披露时,公司没有披露选择权,公司会利用精确度和准确度更低的模糊性披露来降低业绩预告信息的决策有用性。

### (二) 管理启示

上述研究结论,赋予我们如下主要管理启示。

第一,企业配置金融资产应遵循服务于主业发展的根本要求,适度配置金融资产。企业适度配置金融资产能够提高资产流动性,增强资本运营能力,促进主业发展。但基于利润追逐动机的企业金融化对实业投资存在显著的“挤出效应”,导致企业业绩波动加剧,代理冲突恶化,经营风险和财务风险增加,不利于企业长远发展,同时也会增加宏观经济运行风险。企业应聚焦于主业发展,并结合自身情况,以服务于主业发展为根本要求,合理配置金融资产,利用金融投资的“蓄水池”效应对实体经济发挥反哺作用。

第二,企业应强化内部治理机制。基于利润追逐动机的企业金融化背后存在严重的管理层和大股东的机会主义行为,损害了中小投资者利益。公司应健全内部控制体系,加强董事、监事的监督力度,约束管理层和大股东的机会主义行为。设置科学、合理的信息披露监督机制,提升企业业绩预告等信息披露质量,增强信息披露的决策有用性。从内部治理机制上缓解企业金融化利润追逐动机的负面影响,推动上市公司高质量发展,保护中小投资者利益。

第三,证券监管部门应规范业绩预告信息披露制度。企业金融化利润追逐动机增加了企业的信息不对称和代理冲突。企业业绩预告所发布的前瞻性信息,能够对投资者起到及时警示作用,减少投资者信息风险,降低信息不对称。但我国业绩预告披露的自由度较高,影响了业绩预告在企业金融化方面的风险警示作用。证券监管部门应进一步规范业绩预告信息披露制度,强化企业金融投资收益在业绩预告中的披露,充分发挥业绩预告披露对企业金融投资的风险警示作用。对于企业盈余预测范围较为模糊、预测盈余与实际盈余偏差较大的企业应予以关注,提升上市公司信息透明度,维护资本市场稳定发展,保护投资者相关权益。

### (三) 局限与展望

本文初步探讨了企业金融化利润追逐动机对业绩预告质量的影响,接下来有必要进一步深入研究以下相关课题。其一,本文重点从业绩预告的积极性、精确度和准确度三个纬度衡量业绩预告质量。企业业绩预告中会对业绩变动原因进行文字说明,未来可以利用文本信息挖掘,采用“业绩变动原因”中的会计术语使用频率和定量信息比重分别衡量业绩预告复杂度和业绩预告详细度。企业金融化利润追逐动机是否也会影响业绩预告的复杂度和详细度有待进一步探讨。其二,在中国现有业绩预告制度下,企业业绩预告披露本身存在较高的自由裁量空间,企业利用业绩预告掩盖负面信息的可操作性较强。企业是否还存在操纵其他信息披露方式掩盖金融化利润追逐动机的负面信息,值得进一步探讨。其三,本文研究证实企业金融化利润追逐动机降低了企业业绩预告质量,但对于缓解企业金融化利润追逐动机降低企业业绩预告质量的治理机制尚未探讨。对于企业金融化利润追逐动机降低业绩预告质量的治理机制挖掘,成为后续研究的一个方向。

## 参考文献

- [1] 彭俞超,黄志刚.经济“脱实向虚”的成因与治理:理解十九大金融体制改革[J].世界经济,2018(9):3-25.
- [2] 胡奕明,王雪婷,张瑾.金融资产配置动机:“蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据[J].经济研究,2017(1):181-194.
- [3] 杜勇,张欢,陈建英.金融化对实体企业未来主业发展的影响:促进还是抑制[J].中国工业经济,2017(12):113-131.
- [4] Denis D J, Sibilkov V. Financial Constraints, Investment, and the Value of Cash Holdings [J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23 (1): 247-269.
- [5] 张成思,张步昙.中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角[J].经济研究,2016(12):32-46.
- [6] 段军山,庄旭东.金融投资行为与企业技术创新——动机分析与经验证据[J].中国工业经济,2021(1):155-173.
- [7] Demir F. Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets [J]. Journal of De-

- velopment Economics, 2009, 88 (2): 314-324.
- [8] 黄贤环, 吴秋生, 王瑶. 金融资产配置与企业财务风险: “未雨绸缪”还是“舍本逐末” [J]. 财经研究, 2018 (12): 100-112.
- [9] 于建玲, 佟孟华, 朱泽君. 企业金融化对财务风险的影响——基于经济政策不确定性的调节效应研究 [J]. 国际金融研究, 2021 (10): 88-96.
- [10] Choi J H, Myers L A, Zang Y, et al. Do Management EPS Forecasts Allow Returns to Reflect Future Earnings? Implications for the Continuation of Management's Quarterly Earnings Guidance [J]. Review of Accounting Studies, 2011, 16 (1): 143-182.
- [11] Call A C, Chen S, Miao B, et al. Short-term Earnings Guidance and Accrual-based Earnings Management [J]. Review of Accounting Studies, 2014, 19 (2): 955-987.
- [12] 杨道广, 王佳妮, 陈汉文. 业绩预告: “压力”抑或“治理”——来自企业创新的证据 [J]. 南开管理评论, 2020 (4): 107-119.
- [13] 赵林丹, 梁琪. 企业金融化与股价“同涨同跌”现象 [J]. 南开经济研究, 2021 (2): 181-200.
- [14] 彭俞超, 倪晓然, 沈吉. 企业“脱实向虚”与金融市场稳定——基于股价崩盘风险的视角 [J]. 经济研究, 2018 (10): 50-66.
- [15] 张立光, 张婷婷, 贺康. 实体企业金融化影响企业信息环境吗? ——基于分析师预测的视角 [J]. 财经论丛, 2021 (10): 70-78.
- [16] Orhangazi Ö. Financialisation and Capital Accumulation in the Non-financial Corporate Sector: A Theoretical and Empirical Investigation on the US Economy: 1973-2003 [J]. Cambridge Journal of Economics, 2008, 32 (6): 863-886.
- [17] Duchin R, Gilbert T, Harford J, et al. Precautionary Savings with Risky Assets: When Cash Is Not Cash [J]. The Journal of Finance, 2017, 72 (2): 793-852.
- [18] 白雪莲, 贺萌, 张俊瑞. 企业金融化与债务融资成本——来自中国 A 股上市公司的证据 [J]. 金融论坛, 2021 (7): 39-49.
- [19] 王红建, 曹瑜强, 杨庆, 等. 实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究 [J]. 南开管理评论, 2017 (1): 155-166.
- [20] 戚聿东, 张任之. 金融资产配置对企业价值影响的实证研究 [J]. 财贸经济, 2018 (5): 38-52.
- [21] Beyer A, Cohen D A, Lys T Z, et al. The Financial Reporting Environment: Review of the Recent Literature [J]. Journal of Accounting and Economics, 2010, 50 (2-3): 296-343.
- [22] 李志生, 李好, 马伟力, 等. 融资融券交易的信息治理效应 [J]. 经济研究, 2017 (11): 150-164.
- [23] Cheng Q, Luo T, Yue H. Managerial Incentives and Management Forecast Precision [J]. The Accounting Review, 2013, 88 (5): 1575-1602.
- [24] 刘柏, 卢家锐. “好公民”还是“好演员”: 企业社会责任行为异象研究——基于企业业绩预告视角 [J]. 财经研究, 2018 (5): 97-108.
- [25] Aalbers M B. The Financialization of Home and the Mortgage Market Crisis [J]. Competition & Change, 2008, 12 (2): 148-166.
- [26] 邹燕, 王雪, 吴小雅. 公允价值计量在投资性房地产中的运用研究——以津滨发展及同行业同地区公司为例 [J]. 会计研究, 2013 (9): 22-28.
- [27] Lee S, Matsunaga S R, Park C W. Management Forecast Accuracy and CEO Turnover [J]. The Accounting Review, 2012, 87 (6): 2095-2122.
- [28] 周晓苏, 吴锡皓. 稳健性对公司信息披露行为的影响研究——基于会计信息透明度的视角 [J]. 南开管理评论, 2013 (3): 89-100.
- [29] 吴锡皓, 胡国柳. 不确定性, 会计稳健性与分析师盈余预测 [J]. 会计研究, 2015 (9): 27-34.
- [30] 蒋勇, 王晓亮. 会计稳健性, 管理层防御与真实盈余管理 [J]. 中央财经大学学报, 2019 (6): 58-69.
- [31] Vajjhe E, Abdoli M R. Earnings Management, Incentive Plans for Managers and Firm Performance: Evidence in the Market Capital Tehran Stock Exchange [J]. International Business Management, 2016, 10 (7): 1292-1296.
- [32] 王瑶, 黄贤环. 内部控制与实体企业金融化: 治理效应抑或助推效应 [J]. 财经科学, 2020 (2): 26-38.
- [33] 王玉涛, 段梦然. 企业战略影响管理层业绩预告行为吗? [J]. 管理评论, 2019 (2): 200-213.
- [34] 窦超, 韦婧婧, 王瑞华, 等. 女性高管能否改善业绩预告质量? [J]. 中央财经大学学报, 2022 (6): 59-69.
- [35] 常利民. 控股股东股权质押与公司业绩预告行为 [J]. 财经论丛, 2020 (9): 74-83.
- [36] 陈胜蓝, 王可心. 经济政策不确定性和公司业绩预告 [J]. 投资研究, 2017 (5): 103-119.
- [37] 宋云玲, 罗玫. 中小板公司的业绩预告质量问题 [J]. 会计研究, 2017 (6): 24-30.
- [38] 胡海峰, 窦斌, 王爱萍. 企业金融化与生产效率 [J]. 世界经济, 2020 (1): 70-96.
- [39] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用 [J]. 心理学报, 2004 (5): 614-620.
- [40] 张瑞君, 李小荣. 金字塔结构, 业绩波动与信用风险 [J]. 会计研究, 2012 (3): 62-71.
- [41] Khan M, Watts R L. Estimation and Empirical Properties of a Firm-year Measure of Accounting Conservatism [J]. Journal of Accounting and Economics, 2009, 48 (2/3): 132-150.
- [42] 杨德明, 林斌, 王彦超. 内部控制, 审计质量与代理成本 [J]. 财经研究, 2009 (12): 40-49.
- [43] 罗炜, 朱春艳. 代理成本与公司自愿性披露 [J]. 经济研究, 2010 (10): 143-155.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

# 人脸社会感知影响职业匹配效应机理探究

——基于面部特征个性推断中介作用的实验印证

Exploring the Mechanism of Face Social Perception Affecting Career Matching Effect:

Based on the Mediating Role of Personality Inference of Facial Features

王毅 王立明 刘钾 周馨茹

WANG Yi WANG Li-ming LIU Jia ZHOU Xin-ru

**[摘要]** 人脸作为相貌禀赋的重要组成部分,在简历筛选和面试等诸多环节,对于印象形成和特质推断有着重要的作用,成为人职匹配的关键信息来源。笔者基于社会感知理论、个性推断理论和职业匹配理论,构建了应聘者面部特征通过个性推断影响职业匹配效应的概念模型,整合主观评价与物理测量两种方式对应聘者的面部特征进行抽取,并通过一系列预实验和正式实验对假设进行实证检验。检验结果印证了对应聘者面部特征的社会感知直接影响其职业匹配的效应机理,证明了应聘者具体的面部特征(如眼睛、鼻子、脸部轮廓等)与职业类别(律师和销售员)间的匹配关系,揭示了基于面部特征对应聘者的个性推断在此过程的中介作用。研究结论对招聘理论和人才特质理论等进行有益的补充和拓展,丰富了劳动经济学和人力资源管理研究领域的相关文献,在现实中可以为招聘者和应聘者双方树立正确的相貌观和实现提升人职匹配效应提供理论依据。

**[关键词]** 面部特征 个性推断 人职匹配 社会感知

**[中图分类号]** F272.92 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2023)06-0121-08

**Abstract:** As an important part of the facial endowment, the face plays an important role in impression formation and trait inference in many aspects such as resume screening and interview, and becomes a key source of information for job matching. Based on social perception theory, personality inference theory and career matching theory, the authors construct a conceptual model of the effect of applicants' facial features on career matching through personality inference, integrate subjective evaluation and physical measurement to extract candidates' facial features, and empirically test the hypothesis through a series of pre-experiments and formal experiments. The results corroborate that social perceptions of candidates' facial features directly influence the career matching effect, explore the matching effect between specific facial features (e.g. eyes, nose, facial profile) and occupational categories (lawyer and salesperson), and reveal the mediating role of personality inferences about candidates based on facial features in this process. The findings will provide useful additions and extensions to recruitment theory and talent trait theory, etc., enrich the relevant literature in the fields of labour economics and human resource management research, provide methodological references for face data processing and analysis for researchers in the field, and provide a theoretical basis for the establishment of a correct view of appearance and the realisation of the job-personality matching effect for both recruiters and candidates in practice.

**Key words:** Facial feature Personality inference Career matching Social perception

**[收稿日期]** 2023-02-06

**[作者简介]** 王毅,男,1978年8月生,中央财经大学商学院教授,研究方向为大数据营销、消费者决策与营销战略等;王立明,男,1994年1月生,中央财经大学商学院博士研究生,研究方向为大数据营销、消费者行为等;刘钾,女,1989年2月生,中央财经大学研究生院助理研究员,研究方向为品牌管理、消费者行为等;周馨茹,女,1997年5月生,北京有竹居网络技术有限公司职员,研究方向为消费者行为与决策。本文通讯作者为刘钾,联系方式为 liujia@cufe.edu.cn。

**[基金项目]** 教育部人文社会科学项目“品牌标识的空间特征对消费者品牌评价的影响研究——基于认知隐喻的视角”(项目编号:20YJA630067);教育部人文社会科学项目“中国汽车品牌高端化的理论模型与实践路径研究”(项目编号:22YJC630186)。

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

虽然古语有云：“相由心生貌无美丑”，但是在企业招聘面试情境下，应聘者的相貌特征是否会影响招聘结果？人们对此充满好奇。日常生活中，人们对于人脸的感知长期以来形成了一系列“刻板印象”，认为在不同行业中，从业者的长相呈现出独特的行业特征，如律师、销售员、教师、模特等（王询等，2018<sup>[1]</sup>）。究其原因，可能是双向选择的结果：一方面是具有某些长相特征的个体主动选择某个职业；另一方面是从业者因长期从事某一职业而逐渐形成具有某些职业特征的长相（Ramsey等，2010<sup>[2]</sup>）。在企业的人力资源工作中，选拔与职业相匹配的人才才是招聘工作的核心目标。不同职业对从业人员的能力、性格、心理素质等特质有着不同的要求，招聘者试图从应聘者的各种表现和特征中找到关于个性、能力等方面的线索，并做出职业匹配的预测（刘晨等，2019<sup>[3]</sup>；Todorov等，2015<sup>[4]</sup>）。在简历筛选和面试等多个环节中，应聘者的人脸是招聘者关注的焦点之一，在专业人才选拔过程中这种有关人脸的刻板印象是否存在？对于应聘者的人脸感知是否影响到招聘的结果？这些问题的答案对企业优化招聘流程、提升招聘效率无疑具有重要意义（徐淑一等，2020<sup>[5]</sup>）。

相关文献已经开始关注到人脸社会感知与职业匹配的研究价值，但尚需从学术上探究人脸社会感知对职业匹配效应的影响机理。有学者研究发现，人脸作为社会和职场中首要的信息输入，对于印象形成和特质推断有着重要的作用（Stolier等，2018<sup>[6]</sup>；Lin等，2018<sup>[7]</sup>）。劳动经济学的相关研究表明，尽管大多数招聘没有明文规定相貌的要求，但是相貌差异在求职过程中仍发挥显著作用（魏华颖和孙宏皓，2019<sup>[8]</sup>）。还有些同仁分别从刻板印象（Ramsey等，2010<sup>[2]</sup>）、相貌禀赋（何凡和张克中，2021<sup>[9]</sup>）等维度探索了人们的长相特征在工作、学习、生活、选举中的重要作用。但是，现有研究成果大多聚焦于人脸作为一种整体的相貌禀赋所获得的个人外表社会优势的评价，尚未涉及对应聘者人脸的社会感知影响其职业匹配的效应机理，缺乏对应聘者面部特征进行规范性表征以及对应聘者面部特征与职业匹配之间影响机理的探讨。那么，招聘者如何感知应聘者的面部特征？哪些面部特征会影响到应聘者的职业匹配？基于应聘者的面部特征会对其产生哪些特质推断，进而影响到职业

匹配？有鉴于此，本文基于面部特征个性推断中介作用的实验印证，探究人脸社会感知影响职业匹配效应的机理。

## 二、文献综述与研究假设

### （一）人脸社会感知与职业匹配的关系

对于人脸的感知不仅是生理认知过程，也是社会感知过程。神经学研究发现，当观察者通过视觉器官接收人脸信息后，人们的枕颞叶皮层区域将对面孔的反应信息传递给大脑的梭形面部区域，随后通过高低空间频率向神经传达人脸整体性信息和具体部位的信息（Luo等，2019<sup>[10]</sup>），这是个体处理人脸信息的生理认知过程。当个体知觉到人脸刺激信号后，社会感知过程随之发生。首先对面孔进行结构性编码，随即进入两种相对独立的、平行的信息加工通路，对非特定身份信息和特定身份信息进行加工。前者通过加工面孔可视觉索获得他人的社会分类信息，如性别、年龄、种族、情绪、表情和注视方向等；后者通过处理个人身份信息激活个人身份相关的关联记忆（如名字、声音、职业以及一些情节记忆等）。经过以上信息加工过程后，通过分类思维将感知对象分成各种类别，进而对其进行多种社会推断（廖成林等，2017<sup>[11]</sup>；Quinn和Rosenthal，2012<sup>[12]</sup>）。

进化心理学的研究表明，人类在漫长的进化过程中，逐渐发展出一套与人脸信息相关的认知机制，并广泛应用于职业选择、择偶择友、基因遗传、风险规避等领域（张林等，2016<sup>[13]</sup>）。社会互动中，人脸是观察者获得信息的重要认知来源，通过对人脸的观察，个体不仅会产生基本的特征感知，如人脸的五官、脸型、肤色、发型、胡须等（Todorov，2015<sup>[4]</sup>），而且会通过进一步的推断形成更深刻的社会认知，如职业、能力、个性等（Naumann等，2009<sup>[14]</sup>）。基于信息论的逻辑框架，在对国内外相关文献进行梳理和总结的基础上，笔者构建了人脸社会感知框架（见表1）。人脸信息的输入部分根据感知一致性及特征稳定性两个维度，划分为四种信息输入；人脸感知的输出部分根据感知主观性及特征稳定性两个维度，划分为四种信息输出。本文将根据该感知框架展开理论探讨和实证检验，探索企业招聘者如何通过应聘者人脸信息的社会感知，产生基于面部特征的特质推断，进而形成人职匹配的预测过程。



表1 人脸社会感知框架

		稳定的特征	暂时的特征
人脸信息的输入	感知一致	五官、脸型、肤色等	发型、胡须等
	感知差异	观察角度、光线等	表情等
人脸感知的输出	客观的	年龄、性别、种族、籍贯等	职业、健康等
	主观的	个性、能力、吸引力等	情绪等

在企业招聘情境下，不同职位对从业人员的能力、性格、气质和心理素质等有着不同的要求，企业的人力资源部门试图从应聘者的各种表现和特征中找到关于个性和能力的线索，并作出人职匹配的预测。人脸作为社会和职场中重要的信息输入，成为招聘环节中关键的信息来源（Lin等，2018<sup>[7]</sup>）。研究发现，在求职过程中相貌出众的候选人比那些相貌平平的候选人通常具有更大的优势，获得更多的关注；甚至在条件相当的候选人中，相貌因素会变成最终是否录用的决定性因素（向凡和张克中，2021<sup>[9]</sup>）。这种因相貌禀赋而产生的求职优势有两种解释机理。一种是生产力差异，Hamermesh和Biddle（1998）<sup>[15]</sup>通过对法学院毕业生的研究发现，私人部门律师的相貌好于公共部门律师的相貌，这种差异并不是由雇主、法官或陪审团的歧视造成的，而是由于客户喜欢聘请更好看的律师。另一种是自我效能差异，Scholz和Sicinski（2015）<sup>[16]</sup>发现，选型匹配使得自信的个体产生更高的自我效能，参加更多的活动、更多地展示自我，从而拥有更多的锻炼机会和能力提升。

人职匹配一直是人力资源管理的重要目标，不论是应聘者还是招聘者，都有判断人职是否匹配的需求和动机（Ehrhart和Makransky，2007<sup>[17]</sup>；Zhu等，2018<sup>[18]</sup>）。招聘中，对人脸的某些面部特征的社会感知为个体印象的形成和职业匹配提供了重要线索（刘晨等，2019<sup>[3]</sup>）。研究发现，在危机公关行业中，娃娃脸的从业者比成熟脸更受顾客欢迎，表现出更高的工作绩效（Gorn等，2008<sup>[19]</sup>）。脸部轮廓成熟、坚定者更适合从事军人、警察等职业，与同侪相比会获得更快的晋升和更高的军衔（廖成林等，2017<sup>[11]</sup>）。高吸引力的面部特征如明亮的眼睛、挺拔的鼻梁，常常被认为的第一印象是优秀的、聪明的、外向的、社交能力强的、幸福的、快乐的（管健，2020<sup>[20]</sup>）。由此可见，人脸作为招聘情境中的重要信息来源，对于应聘者的特征推断和印象形成有着重要的影响，进而形成其职业匹配的初步预测。由此提出假设1：

**H1：**对应聘者人脸的社会感知显著影响其职业

匹配。

（二）基于面部特征的个性推断的中介作用

人力资源管理理论认为，个人的人格特征要与职业实现一致性匹配，才能达到个人的成功和工作效率的提升（Zhu等，2018<sup>[18]</sup>）。这种人职匹配的职业理念最早发源于美国心理学家帕森斯的特质因素理论，提出不同职业由于其工作性质、工作环境、工作方式不同，对工作者的能力、性格、气质、心理素质等也有不同的要求，在进行职业决策时，应选择与自己的个性特征相适应的职业（文峰和凌文铨，2005<sup>[21]</sup>）。霍兰德进一步发展出人格-职业类型匹配理论，认为职业的选择主要由个人的典型人格决定，但是个人可以通过努力适应其他职业类型，如具有冒险、野心人格特征的个体适合的职业包括销售人员、企业领导等；具有理性、好奇等人格特征的个体适合的职业为科学研究人员、教师、工程师等（Holland，1959<sup>[22]</sup>）。

企业招聘情境中，在有限的时间和信息约束条件下，准确判断应聘者的个性特征以实现人职匹配，对招聘者提出了更高的职业要求。人脸是“心灵之窗”，为判断个体的个性特质、情绪状态或行为倾向提供了重要线索，通过人脸的社会感知，招聘者可以对应聘者进行相对准确的个性推断（Penton-Voak等，2006<sup>[23]</sup>）。这种“凭借目标对象的面孔判断其个性特质”的过程被称为基于面孔的特质推理，这种能力对于个体的生存适应、社会互动具有重要意义。研究表明，人类处理人脸信息并进行认知推断的过程十分快速而准确，只需要39毫秒就能够完成关于目标对象的初步认知，并且形成较为准确的个性特征的推断（Todorov等，2009<sup>[24]</sup>）。人们不仅能依据陌生对象的面孔判断其性别、年龄等外部特征，还能够对其外倾性、可信性、支配性、热情、能力等多种个性特质进行准确推断（Kanazawa和Kovar，2004<sup>[25]</sup>）。更多研究发现，面部轮廓、眉眼、鼻子、下巴等面部特征是特质推理的重要线索，如大眼睛被认为更外向、更具亲和力，宽下巴、大鼻子被认为更具支配性，面部宽高比可用来进行攻击性、男子气概的判断，娃娃脸的个体更热情、富有亲和力，高成熟度面孔的个体更有能力、支配性强（Little和Perrett，2007<sup>[26]</sup>；陈诚等，2022<sup>[27]</sup>）。通过对于这些典型面部特征的社会感知，结合相关背景资料，招聘人员可以对应聘者进行有效的个性推断，进而产生职业匹配的预测。由此提出假设2：

**H2：**人脸社会感知与职业匹配关系中，基于面

部特征的个性推断起到中介作用。

### (三) 研究模型

本研究聚焦于招聘情境下人脸社会感知影响职业匹配的机理问题，整合了进化心理学、社会感知理论、个性推断理论以及职业匹配理论等相关研究成果，构建了基于人脸社会感知的职业匹配模型，探索如何通过人脸特征对应聘者的个性进行推断，进而影响其职业匹配的整体机制，形成以下研究模型。本研究将借鉴心理学、生物学等领域的相关研究方法，整合主观评价与物理测量两种方式对应聘者的面部特征进行抽取，并通过一系列预实验和正式实验对该模型进行实证检验。

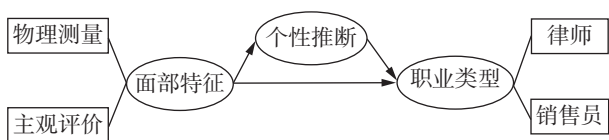


图1 基于人脸社会感知的职业匹配模型

## 三、研究设计

本研究旨在探索人脸社会感知影响职业匹配的效应机理，通过对应聘者面部特征的个性推断来预测其职业匹配。为此，本文进行了精心的研究设计，建立人脸特征的评价和测量模型，并通过一系列实验对研究假设进行实证检验，以达到预期的研究目标。

第一步，实验人脸样本选择。本研究邀请符合条件的大学应届毕业生参加实验并获取其照片数据，构建了实验所需的人脸数据库，并采取预实验确定最终实验人脸样本。第二步，招聘情境模拟实验。本研究精心选择了具有招聘经验的专业人士参加实验，并获取其对应聘者的面部特征感知、个性推断、人职匹配等数据。第三步，运用人脸特征分析技术对实验人脸样本进行物理测量，并抽取多种人脸特征。第四步，对所收集的实验数据和抽取的人脸特征数据进行分析，从多个角度对人职匹配效应的形成机理进行探讨。

### (一) 实验人脸样本选择

本研究选择了律师和销售员两种职业作为实验的职业类型。综合考虑研究的严谨性和真实性标准，笔者邀请了某大学在律师事务所所有过法务实习经历和在银行有过销售实习经历的应届毕业生参加实验，并获取其照片数据。

研究对人脸样本照片进行了严格规定：(1) 可公开的真实照片；(2) 免冠证件照；(3) 照相时间

半年以内；(4) 被试年龄差异2岁之内；(5) 照片形式统一，包括无眼镜、表情中立、黑发、统一背景、正式着装。

研究组织了1位企业人力资源从业者、2位博士生、2位硕士生作为研究助理，经过多轮筛选最终得到了50张人脸样本，其中20张与律师职位匹配程度高的人脸样本，20张与销售员职位匹配程度高的人脸样本，10张与两个职位匹配程度都不高的人脸样本。对入选的人脸样本再次进行了专业的PS处理以保证实验材料的统一性。随后，进行预实验由80位在线匿名被试从中挑选出10张最终实验人脸样本。

### (二) 招聘情境模拟实验

为增强实验的专业性和可信性，笔者邀请校友企业人力资源部门员工或从事过面试工作的员工作为被试参与实验，被试来自字节跳动法务部、连元律师事务所、中国银行、华夏保险等公司，共由172位符合条件的专业人士参与实验。本研究尽量真实还原招聘情境下的人才筛选过程，设计出专门的试验网页展开研究。

实验网页的首页是实验说明，告知研究的背景、网页操作的方法等。第一部分是职业匹配预测。被试看到应聘者的基本材料和照片，要求被试根据自己的“直觉”或“即时印象”预测该样本与两个职位的匹配程度，问项采用李克特7级量表。第二部分是个性推断。被试根据对人脸样本的印象对该人脸样本进行个性推断，问项采用大五人格量表（外倾性、神经质、开放性、宜人性、责任感），李克特7级量表。第三部分为面部特征的主观感知。研究借鉴Berry和McArthur（1985）<sup>[28]</sup>的感知量表，要求被试对以下面部特征进行打分，具体包括：(1) 鼻子的宽与窄；(2) 脸颊的胖与瘦；(3) 眼距的宽与窄；(4) 下巴的长与短；(5) 眉毛的弯曲与平坦；(6) 脸部轮廓的有棱角与圆润；(7) 鼻子的长与短；(8) 前额的长与短；(9) 眼睛的形状是圆还是狭窄；(10) 眼睛的大与小。所有评价采用李克特7级量表。最后问卷收集了人口统计特征信息，包括被试者的性别、年龄、工作年限、面试经历、学历等。

### (三) 人脸样本的物理测量

本文采用了物理特征测量与主观评价相结合的方法对人脸数据进行分析。研究借鉴了前人的测量方法（Berry，1985<sup>[28]</sup>），提取10个面部特征，包括眼睛的大小、眼睛形状、眉毛高度、两眼之间的距离、鼻子宽度、鼻子长度、下巴宽度、下巴高度、前额高

度、前额宽度和脸颊宽度（如图2所示）。

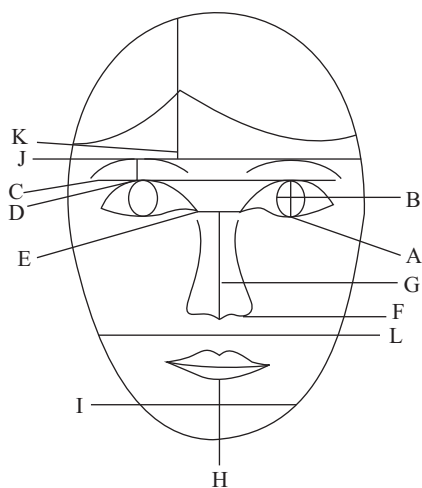


图2 面部特征的物理测量

具体的测量方法如下：（1）眼睛大小：对应虹膜区域，A × B 左右眼取均值；（2）眼睛形状：将 A 和 B 的较小值除以较大的值；（3）眉高：D 的长度；（4）眼睛之间的距离：E 的长度；（5）鼻子的宽度：F 的长度；（6）鼻子的长度：G 的长度；（7）脸部轮廓感：脸部宽度 L/下巴的宽度 I；（8）下巴高度：H 的长度；（9）额头长度：K 的长度；（10）脸颊宽

度：L 的长度。为保证特征测量的精确度，笔者邀请两位研究助理利用 PS 软件计算像素大小的方法对各个部位进行了精准的测量，对两次取值取平均数以保证取值的精确性。

#### 四、数据分析

##### （一）人脸面部特征的感知与测量

经过预测试本研究最终选择了 10 个人脸样本作为实验材料，采取物理测量和主观评价两种方法对人脸样本的面部特征进行抽取。人脸样本的面部特征分析结果如表 2 所示，数据表明实验样本的大多数面部特征并没有表现出很大的差异性，只有眼睛大小和脸颊宽度方差较大（SD=17 304.20, 654.67），说明实验材料的选择没有明显的偏差。实验中招聘者对 10 个人脸样本的同样面部特征进行了主观评价，进行方差分析发现，对 10 项面部特征的主观评价方差均显著（ $p < 0.001$ ）。综合对面部特征的主客观评价数据分析，说明尽管所选择的人脸样本从客观数据来看没有表现出很大的差异性，但是专业的被试仍然可以高效感知人脸的面部特征，并且清晰辨别出人脸样本间细微的特征差异。

表 2 人脸样本的面部特征分析

测量方式	统计指标	眼睛形状	眼睛大小	眼距长度	眉毛弧度	鼻子宽度	鼻子长度	下巴长短	额头长度	脸颊宽度	脸部轮廓
物理测量	M	0.82	447.13	40.61	10.76	47.49	52.13	37.83	55.93	164.81	1.22
	SD	0.02	17 304.20	31.83	7.71	68.43	60.27	44.59	98.86	654.67	0.03
主观评价	MS	6.752	5.311	8.889	24.481	7.945	7.499	5.337	3.536	9.836	9.363
	F	6.730	6.245	12.210	19.95	7.4720	8.969	5.455	4.164	10.120	5.687
	P	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

##### （二）人脸社会感知与职业匹配

实验中招聘者对人脸样本的面部特征进行了特征观察和主观评价，并根据其直觉预测该样本与两个职位（律师和销售员）的匹配程度。以职业匹配预测为因变量，以面部特征的主观评价数据为自变量，进行回归分析，结果如表 3 的列（1）、列（2）所示。数据分析发现，大眼睛跟律师职位更匹配（ $\beta = 0.039$ ），小眼睛跟销售员职位更匹配（ $\beta = -0.016$ ）；长鼻子跟律师职位更匹配（ $\beta = 0.209$ ），短鼻子跟销售员职位更匹配（ $\beta = -0.210$ ）；窄脸颊跟律师职位更匹配（ $\beta = -0.095$ ），宽脸颊跟销售员职位更匹配（ $\beta = 0.062$ ）；方脸型跟律师职位更匹配（ $\beta = -0.045$ ），尖脸型跟销售员职位更匹配（ $\beta = 0.042$ ）；下巴长度对两种职位的匹配性都存在正向影响（ $\beta =$

0.120, 0.125)；尖鼻子与律师职位更匹配（ $\beta = -0.051$ ）。总体来说，与律师职位相匹配的典型面部特征包括眼睛大、鼻子挺拔、长脸型等；与销售员职位相匹配的典型面部特征包括眼睛小、鼻子短、瓜子脸型等。假设 H1 得到验证。

##### （三）人脸社会感知与个性推断

实验中招聘者对人脸样本的面部特征进行了特征观察和主观评价，并根据其即时印象推断样本的个性特质。以个性推断为因变量，以面部特征的主观评价数据为自变量，进行回归分析，结果如表 3 的列（3）~列（7）所示。数据分析发现，对样本外倾性推断的重要面部特征包括眼睛大小（ $\beta = 0.052$ ）、眼距长度（ $\beta = 0.054$ ）、眉毛弧度（ $\beta = 0.020$ ）、鼻子宽度（ $\beta = -0.023$ ）、鼻子长度（ $\beta = 0.030$ ）、下巴长度（ $\beta =$

0.020)、脸颊宽度 ( $\beta = -0.024$ ); 对样本神经质推断的重要面部特征包括眼睛大小 ( $\beta = 0.038$ )、鼻子宽度 ( $\beta = 0.027$ )、鼻子长度 ( $\beta = 0.091$ ); 对样本开放性推断的重要面部特征包括眼睛大小 ( $\beta = 0.066$ )、眼距长度 ( $\beta = 0.025$ )、眉毛弧度 ( $\beta = 0.017$ )、鼻子长度 ( $\beta = 0.060$ )、脸颊宽度 ( $\beta = -0.040$ ); 对样本宜人性推断的重要面部特征包括眼睛大小 ( $\beta = 0.048$ )、眼距长度 ( $\beta = 0.071$ )、下巴长度 ( $\beta = 0.022$ )、额头长度

( $\beta = 0.046$ )、脸颊宽度 ( $\beta = 0.025$ ); 对样本责任感推断的重要面部特征包括眼睛形状 ( $\beta = -0.033$ )、眼睛大小 ( $\beta = 0.056$ )、眼距长度 ( $\beta = 0.026$ )、鼻子宽度 ( $\beta = 0.023$ )、鼻子长度 ( $\beta = 0.070$ )。总体来说,眼睛是产生被试个性推断的最重要的面部特征,眼睛的形状、大小、长度对于大多数个性推断都起到了显著作用;鼻子的宽度和长度对于大多数个性推断都起到了显著作用。

表3 面部特征、个性推断与人职匹配

自变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	律师	销售员	外倾性	神经质	开放性	宜人性	责任感
(截距项)	1.455 (0.989)	0.732 (-0.467)	0.886*** (11.459)	0.798*** (8.587)	0.853*** (10.747)	0.592*** (6.926)	0.877*** (10.064)
眼睛形状	0.006 (0.179)	0.003 (0.108)	-0.007 (-0.515)	-0.009 (-0.544)	0.001 (0.089)	0.002 (0.124)	-0.033** (-2.208)
眼睛大小	0.039*** (6.976)	-0.016*** (3.965)	0.052*** (3.604)	0.038** (2.209)	0.066*** (4.445)	0.048*** (2.996)	0.056*** (3.425)
眼距长度	-0.013 (-0.358)	0.031 (0.953)	0.054*** (3.976)	-0.020 (-1.244)	0.025* (1.804)	0.071*** (4.667)	0.026* (1.706)
眉毛弧度	-0.013 (-0.494)	0.027 (1.209)	0.020** (2.095)	0.012 (1.016)	0.017* (1.754)	0.003 (0.268)	-0.010 (-0.938)
鼻子宽度	-0.051* (-1.666)	0.022 (0.794)	-0.023** (-2.023)	0.027** (1.972)	-0.01 (-0.853)	-0.002 (-0.154)	0.023* (1.798)
鼻子长度	0.209*** (6.27)	-0.210*** (-7.084)	0.030** (2.382)	0.091*** (6.104)	0.060*** (4.695)	-0.022 (-1.578)	0.070*** (5.02)
下巴长度	0.120*** (-3.728)	0.125*** (4.387)	0.020* (1.656)	0.008 (0.532)	0.007 (0.538)	0.022* (1.646)	0.006 (0.427)
额头长度	-0.019 (-0.528)	0.041 (1.264)	0.006 (0.416)	-0.007 (-0.403)	0.008 (0.589)	0.046*** (3.051)	0.015 (0.964)
脸颊宽度	-0.095*** (-2.908)	0.062** (2.138)	-0.024* (-1.953)	0.009 (0.585)	-0.040*** (-3.237)	0.025* (1.863)	0.000 (0.001)
脸部轮廓	-0.045* (-1.844)	0.042* (1.911)	0.006 (0.660)	-0.016 (-1.458)	0.008 (0.807)	0.001 (0.09)	0.001 (0.082)
$R^2$	0.232	0.204	0.164	0.140	0.188	0.219	0.141
$F$	28.750	24.430	9.228	7.678	10.89	13.19	7.774

注: \* $p < 0.1$ , \*\* $p < 0.05$ , \*\*\* $p < 0.01$ , 下同。圆括号内为  $t$  值。

#### (四) 个性推断的中介作用

采用逐步回归的方法,对招聘者人脸样本的个性推断在面部特征与职业匹配效应关系中的中介作用进行检验。以职业匹配预测为因变量,以面部特征的主观评价数据为自变量,以个性推断为中介变量,进行回归分析,结果如表4所示。数据分析发现,对律

师职位而言,个性推断中的神经质 ( $\beta = 0.161$ )、开放性 ( $\beta = 0.171$ )、责任感 ( $\beta = 0.134$ ) 的中介作用显著;对销售员职位而言,个性推断中的外倾性 ( $\beta = 0.272$ )、开放性 ( $\beta = -0.124$ )、宜人性 ( $\beta = 0.605$ ) 的中介作用显著。假设 H2 得到验证。

表4 个性推断的中介效应检验

模型	中介变量	系数	标准误	$t$ 值	$p$ 值
律师: 外倾性+面部特征感知	外倾性	-0.018	0.032	0.557	0.578
律师: 神经质+面部特征感知	神经质	0.161***	0.029	5.607	0.000
律师: 开放性+面部特征感知	开放性	0.171***	0.032	5.400	0.000

续前表

模型	中介变量	系数	标准误	t 值	p 值
律师：宜人性+面部特征感知	宜人性	0.000	0.032	0.005	0.996
律师：责任感+面部特征感知	责任感	0.134***	0.027	5.004	0.000
销售员：外倾性+面部特征感知	外倾性	0.272***	0.100	2.723	0.007
销售员：神经质+面部特征感知	神经质	-0.131	0.023	-5.672	0.643
销售员：开放性+面部特征感知	开放性	-0.124***	0.026	-4.839	0.000
销售员：宜人性+面部特征感知	宜人性	0.605***	0.026	0.214	0.000
销售员：责任感+面部特征感知	责任感	-0.129	0.021	-6.070	0.872

## 五、研究结论与展望

### (一) 研究结论

在企业招聘面试情境下，对人脸的社会感知如何影响到招聘结果的职业匹配，是企业 and 研究者关注的重要问题。本研究采取跨学科的研究视角，将进化心理学、认知科学、神经科学、人力资源管理的理论与方法相结合，基于面部特征个性推断中介作用的实验印证，揭示了人脸社会感知影响职业匹配的效应机理，得出以下主要研究结论。

第一，对应聘者的人脸社会感知显著影响其职业匹配。现有研究和实践均认为，人脸作为重要的社会禀赋对职业选择起到重要的作用，但尚缺少相应的实证支持。本文在对相关研究进行回顾的基础上构建了人脸社会感知影响职业匹配效应的研究模型，采用跨学科的研究方法，综合使用了招聘者的主观评价和研究者物理测量两种方法对应聘者的照片进行面部特征提取，研究结果不仅证实招聘者可以清楚、准确地辨别应聘者面部特征的差异，并且因此对应聘者产生不同的职业（律师和销售员）匹配预测。本研究首次实证检验证明了面部特征与职业匹配之间的重要关系，对劳动经济学和人力资源管理理论进行了有益的拓展；研究的结论为招聘者准确识别应聘者的特征和潜质，提升职位匹配和人才选拔的效率，提供了有意义的方法探索和理论支持。

第二，应聘者的面部特征与职业类别间存在显著的匹配效应。人脸的社会感知对印象形成和特质推断有着重要作用，但是如何对人脸进行规范刻画和定量表征是学术研究的难点。本文通过对实验照片进行面部特征提取，探讨了不同的面部特征（如眼睛、鼻子、下巴、眉毛、脸部轮廓、前额等）与职业（律师和销售员）之间的匹配关系。研究结果表明，脸部轮廓、鼻子形状、眼睛大小等面部特征对职业匹配有显著的

影响作用，例如，长脸型、鼻子挺拔、大眼睛更加符合律师职业的形象认知，瓜子脸、长下巴、小眼睛更加符合销售员职业的形象认知等。本研究综合使用面部特征主观评价和物理测量的双重方法对应聘者的照片数据进行描述和分析，辨别出在人脸社会感知过程中重要的面部特征及其社会感知价值，为本领域的研究者和实践者提供了人脸数据处理和分析的方法借鉴。

第三，基于应聘者的面部特征，招聘者可以迅速而准确地对其个性特质做出推断，进而形成职业匹配的预测。人们通过长期的社会观察形成了关于人脸经验性的刻板印象，尚缺乏对其内部机理的学术探讨。本文研究了应聘者不同面部特征与个性特质推断之间的相关关系，以及个性特质与职业类别之间的匹配关系。结果表明，应聘者的某些面部特征（如窄脸、长鼻子、大眼睛）与特定个性特质（神经质、开放性、责任感）有显著关联性，被认为与律师职业更加匹配；另外一些面部特征（如长下巴、短鼻子、小眼睛）与特定个性特质（外倾性、宜人性）有显著关联性，被认为与销售员职业更加匹配。本研究不仅从理论上解决了在人才选拔和招聘领域备受关注的相貌禀赋问题，更从实践的角度得出了应聘者不同的面部特征、个性特质推断与职业类型匹配性的实证结果，有助于实践中的招聘者和应聘者双方树立正确的相貌观念，认清个体特征与职业匹配的效应机理，更好实现人职匹配和招聘效率提升。

### (二) 研究展望

本研究聚焦于人脸的社会感知与职业匹配之间的效应机制，进行了跨学科的探索性学术研究。未来该领域的研究可以从以下方向展开：一是对更广泛的职业类型进行研究，深入挖掘不同职业的工作特点及其对人力资本的深层要求，探究在不同行业中对人脸进行多维度的社会感知如个性、能力、潜质等核心职业要素，更好地实现职业匹配、人尽其才。二是跨学科

协作,集成最新的人脸识别、图像处理、机器学习等科技成果,对人脸、动作、仪态等非结构化数据进行充分挖掘,更加全面、系统地对企业的人力资本如候选员

工、核心员工、高级管理者进行关注和研究。三是人脸作为重要的非结构化数据将应用于更加广泛的商业领域,如顾客管理、商业谈判、公关策略、社会安全等。

## 参考文献

- [1] 王询,岳园园,朱晨.颜值越高收入越高?——基于2014年“中国劳动力动态调查”的经验研究[J].云南财经大学学报,2018(5):79-91.
- [2] Ramsey J L, Langlois J H, Hoss R A. Origins of a Stereotype: Categorization of Facial Attractiveness by 6-month-old Infants. [J]. *Developmental Science*, 2010, 7 (2): 201-211.
- [3] 刘晨,温芳芳,佐斌.以貌取人可行吗?——基于面孔的特质推理及准确性[J].心理科学,2019(1):150-156.
- [4] Todorov A, Olivola C Y, Dotsch R. Social Attributions from Faces: Determinants, Consequences, Accuracy, and Functional Significance [J]. *Annual Review of Psychology*, 2015, 66 (1): 519.
- [5] 徐淑一,林建浩,李捷瑜.颜值与公平感知——基于中国劳动力动态调查数据的实证研究[J].经济学(季刊),2020(5):341-362.
- [6] Stolier RM, Hehman E, Keller M D, Walker M, Freeman J B. The Conceptual Structure of Face Impressions [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2018, 115 (37): 9210-9215.
- [7] Lin C, Adolphs R, Alvarez R M. Inferring Whether Officials Are Corruptible from Looking at Their Faces [J]. *Psychological Science*, 2018, 29 (11): 1807-1823.
- [8] 魏华颖,孙宏皓.颜值与收入——劳动力市场相貌歧视问题研究[J].领导科学,2019(18):69-73.
- [9] 何凡,张克中.个人禀赋、学业表现与教育不平等[J].经济学(季刊),2021(5):1731-1752.
- [10] Luo Q, Yu M, Li Y, Mo L. The Neural Correlates of Integrated Aesthetics between Moral and Facial Beauty [J]. *Scientific Reports*, 2019, 9 (1): 1-10.
- [11] 廖成林,许诗康,张焱.基于本土品牌刻板印象的感知效用分析及心理启动机制[J].系统管理学报,2017(2):361-373.
- [12] Quinn K A, Rosenthal H E. Categorizing Others and the Self: How Social Memory Structures Guide Social Perception and Behavior [J]. *Learning and Motivation*, 2012, 43 (4): 247-258.
- [13] 张林,李玥,刘桑,谭群,徐强,杨亚平.陌生面孔的印象加工:基于面孔特征的视角[J].心理科学,2016(6):1373-1378.
- [14] Naumann L P, Vazire S, Rentfrow P J, Gosling S D. Personality Judgments Based on Physical Appearance [J]. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 2009, 35 (12): 1661-1671.
- [15] Hamermesh D S, Biddle J E. Beauty and the Labor Market [J]. *The American Economic Review*, 1994, 84 (5): 1174-1194.
- [16] Scholz J K, Sicinski K. Facial Attractiveness and Lifetime Earnings: Evidence from a Cohort Study [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2015, 97: 14-28.
- [17] Ehrhart K H, Makransky G. Testing Vocational Interests and Personality as Predictors of Person-vocation and Person-job Fit [J]. *Journal of Career Assessment*, 2007, 15 (2): 206-226.
- [18] Zhu C, Zhu H, Xiong H, Ma C, Xie F, Ding, P, Li P. Person-job Fit: Adapting the Right Talent for the Right Job with Joint Representation Learning [J]. *ACM Transactions on Management Information Systems (TMIS)*, 2018, 9 (3): 1-17.
- [19] Gorn G J, Jiang Y, Johar G V. Babyfaces, Trait Inferences, and Company Evaluations in A Public Relations Crisis [J]. *Journal of Consumer Research*, 2008, 35 (1): 36-49.
- [20] 管健.社会心理学视角下的颜值崇拜现象探析[J].人民论坛,2020(24):87-89.
- [21] 文峰,凌文铨.从人职匹配理论到人组织匹配理论——职业生涯理论发展浅探[J].商场现代化,2005(30):298.
- [22] Holland J L. A Theory of Vocational Choice [J]. *Journal of Counseling Psychology*, 1959, 6 (1): 35.
- [23] Penton-Voak I S, Pound N, Little A C, Perrett D I. Personality Judgments from Natural and Composite Facial Images: More Evidence for a “Kernel of Truth” in Social Perception [J]. *Social Cognition*, 2006, 24 (5): 607-640.
- [24] Todorov A, Pakrashi M, Oosterhof N N. Evaluating Faces on Trustworthiness after Minimal Time Exposure [J]. *Social Cognition*, 2009, 27 (6): 813-833.
- [25] Kanazawa S, Kovar J L. Why Beautiful People Are More Intelligent [J]. *Intelligence*, 2004, 32 (3): 227-243.
- [26] Little A C, Perrett D I. Using Composite Images to Assess Accuracy in Personality Attribution to Faces [J]. *British Journal of Psychology*, 2007, 98 (1): 111-126.
- [27] 陈诚,黄于飞,史攀,方晓娟.线上外貌相关的同伴谈话对女大学生整容意愿的影响:自我客体化和相貌不满意的链式中介作用[J].西南大学学报(自然科学版),2022(2):169-177.
- [28] Berry D S, McArthur L Z. Some Components and Consequences of a babyface [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*. 1985, 48 (2): 312-323.

(责任编辑:邵霖 张安平)