

“三农”现代化的财政治理之策

Financial Governance of the Modernization of “Agriculture, Rural Areas and Farmers”

马金华 许玮仪 杨宏

MA Jin-hua XU Wei-yi YANG Hong

[摘要] 党的二十大报告指出,未来五年是全面建设社会主义现代化国家开局起步的关键时期。农业、农村、农民问题是贯穿我国现代化建设和实现中华民族伟大复兴进程中的基本问题。“三农”现代化是中国式现代化的重要基础。一方面,“三农”通过支撑国家财政,有力地推动国家工业化、城镇化建设,推进了中国现代化进程;另一方面,财政作为国家治理的基础和重要支柱,充分发挥财政制度优势,综合利用价格、财政补贴、税收等政策工具,助力“三农”走上现代化道路,又是中国式现代化的重要组成部分。“三农”与国家财政相互支持、相互促进。面对复杂的国际冲突与国内经济发展的矛盾,立足中国式现代化的重要特征,笔者从提升农业综合生产能力、为共同富裕提供底线公平和内生发展动力、推动农村精神文明建设、支持农业绿色发展、构建现代农业产业体系五个方面,探讨新时代财政治理助力“三农”现代化发展的新路径。

[关键词] “三农”现代化 财政治理 发展路径

[中图分类号] F810 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 04-0003-14

Abstract: The report of the 20th National Congress of the Communist Party of China points out that the next five years will be a critical period for the beginning of building a socialist modern country in an all-round way. “Agriculture, rural areas and farmers” is the basic problem that runs through our modernization construction and realizes the great rejuvenation process of Chinese nation. The modernization of agriculture, rural areas and farmers is the important foundation of Chinese-style modernization. On the one hand, “agriculture, rural areas and farmers” has effectively promoted the realization of Chinese modernization by contributing to the national finance; on the other hand, as the foundation and important pillar of national governance, the national finance, giving full play to its institutional advantages, utilizes price, fiscal subsidy, tax and other policy tools, helps “agriculture, rural areas and farmers” itself go through modern development, which is also an important part of the Chinese modernization. The national finance and the modernization of “agriculture, rural areas and farmers” support and promote each other. In the face of the current complex international conflicts and domestic contradictions, based on the important characteristics of Chinese modernization, this paper explores the new path of how financial governance stimulates the modernization development of “agriculture, rural areas and farmers” in the new era, from the prospective of improving overall agricultural production capacity, providing the bottom line of fairness and endogenous driving force for common prosperity, promoting cultural and ethical progress in rural areas, supporting green agricultural development and building modern agricultural industrial system.

Key words: Modernization of agriculture Rural areas and farmer Financial governance Development path

[收稿日期] 2022-11-18

[作者简介] 马金华,女,1976年7月生,中央财经大学财政税务学院教授、博士生导师,主要从事财税史和财税理论的研究;许玮仪,女,1998年10月生,中央财经大学财政税务学院博士研究生;杨宏,男,1986年9月生,中央财经大学财政税务学院博士研究生。本文通讯作者为杨宏,联系方式为 yangh0844@163.com。

[基金项目] 国家社科基金重点项目“近代中国政府间事权与财权划分研究”(项目编号:20AJY018);2020年中央财经大学标志性成果“从家国同构到国家共治:中国财税历史透视”;2022年中央财经大学“红色擎,龙马行”教师“思政+”专项支持基金项目(项目编号:SZJ2201);中财-安融地方财政投融资研究所资助项目。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

党的二十大报告指出，“未来五年是全面建设社会主义现代化国家开局起步的关键时期。”习近平总书记指出，“建设现代化国家离不开农业农村现代化。”“务农重本，国之大纲。”“民惟邦本，本固邦宁。”“三农”现代化是实现中国式现代化的关键所在。中国式现代化道路是基于中国基本国情的，具体到“三农”上体现为：一是中国是一个农业大国，农民规模巨大，我国即使基本实现城镇化，仍将有4亿左右人口生活在农村；二是大国小农、人多地少，确保国家粮食安全和重要农产品供应始终是头等大事；三是发展不平衡不充分，地区、城乡差异大。财政是国家治理的基础和重要支柱。当前，受新冠疫情、俄乌冲突等外部环境影响，全球农业贸易供应链遭受冲击，国际粮食危机加剧，城乡收入差距悬殊。面对日益复杂的国内外环境，在百年未有之大变局中，“三农”现代化应该走一条什么样的道路？财政如何在全面推进“三农”现代化道路中起到基础性、支柱性和保障性作用？当前又如何贯彻新发展理念，实现农业提质增效，农村全面振兴，农民增收致富，实现共同富裕？这些问题的探讨对于解决中国式现代化的“三农”道路具有重要的时代价值和现实意义。

目前，学界以财政与“三农”为主题的研究主要以时间为线索，阐述“三农”在不同历史发展时期呈现出的阶段性特征。在研究视角上，从两个方面展开：一是站在财政的角度，梳理“三农”领域财政政策的演变路径和历史经验（苏明，2009^[1]；唐仁健，2021^[2]），且集中在财政支农领域（李树培和魏下海等，2009^[3]；中国农村财经研究会课题组，2016^[4]；朱珍，2019^[5]；公茂刚和李汉瑾，2021^[6]）。二是站在“三农”的角度，阐述“三农”为中国经济社会发展做出的贡献（孔祥智和向安华，2009^[7]；顾益康等，2013^[8]；赵素萍和葛明，2015^[9]），并且构建模型对工业化起步初期农业为工业提供的资金积累数量，以及城镇化建设过程中土地价格“剪刀差”的数量进行估算（杨桂红，2009^[10]；何安华和孔祥智，2015^[11]）等。现有研究存在两点不足：第一，在研究视角上，往往从财政或“三农”的单一视角出发，未能反映二者相互支持、相互促进的双向关系。第二，在研究对象上，集中在财政支农、农村贫困问题、农业现代化等领域，未能将“三农”与国

家财政嵌入整个中国式现代化的历史进程中加以考察。“三农”是贯穿中国式现代化进程的重要主线。一方面，“三农”通过支撑国家财政，有力地推动了中国式现代化的实现；另一方面，财政作为国家治理的基础和重要支柱，充分发挥财政制度优势，综合利用价格、财政补贴、税收、信贷支持等政策工具助力“三农”走上现代化道路，又是中国式现代化的重要组成部分。因此，本文的主要贡献体现在两个方面：第一，立足中国式现代化的历史进程，完整地分析国家财政与“三农”现代化相互支持、相互促进的双向关系；第二，立足中国式现代化的鲜明特征，探讨财政治理助力“三农”现代化发展的方向。

二、“三农”为中国革命、建设和改革提供巨大财政支持

“三农”是贯穿中国现代化进程的重要主线。新民主主义革命时期，中国的革命从农村走出，“三农”从政治、经济和军事上为革命胜利提供重要保障；社会主义建设时期，中国的现代化建设艰难起步，农业以“剪刀差”、农业税的形式为工业化建设提供资本积累；改革开放时期，农民发挥创造精神，推动经济体制全面转型，为工业化、城镇化做出巨大贡献。纵观中国革命、建设与改革的历史进程，“三农”提供的巨大财政支持，是推动中国式现代化的不竭动力。

（一）新民主主义革命时期：“三农”为革命胜利提供了重要保障

农民是社会结构的基础阶层，农业在国民经济中占据基础地位，农村基层政权是国家政权体系的基础。新民主主义革命时期，中国共产党不断吸取革命经验教训，放弃苏俄“城市中心论”的革命模式，转而将农民问题当作革命的中心问题。如何解决农民问题？土地是关键。纵观中国历史，农民与土地的关系问题在相当程度上决定着王朝兴衰与政权更迭。中国共产党深刻认识到土地问题的重要性，将土地政策作为“三农”领域的核心政策。从土地革命时期喊出“打土豪，分田地”的宣传口号，颁布《井冈山土地法》（1928）、《兴国土地法》（1929）、《中华苏维埃共和国土地法》（1931）等法律，到抗日战争时期实行减租减息的《中共中央关于抗日根据地土地政策的决定》（1942），再到解放战争时期主张“彻底平分土地”的《中国土地法大纲》（1947），中国

共产党将亿万农民从封建剥削的土地制度中解放出来,实现其“耕者有其田”的千年夙愿,从而使农民激发出无穷的革命热情。

在政治上,中国共产党在农村建立起巩固的基层政权。抗日战争时期,基层政府在实行广泛的民主选举的基础上,按照“三三制”原则将社会各阶级吸纳进政府机关,将政权嵌入抗日民族统一战线之中,打下牢固基础。解放战争时期,为了提高财政汲取能力,党一方面调整农村基层权力结构,由农民代表委员会和基层党组织组成基层政府,另一方面整顿乡村财政,将村款征收权收归国家,以减轻农民负担,集中财力支援前线。通过建立以军事财政动员为基本特征的权力结构^[12],中国共产党突破了以往政权无法渗透基层的能力缺陷,农村为革命提供广阔的战略纵深,有力保证了中国革命的胜利。

在经济上,中国共产党大力发展农业生产,农业为革命贡献了充足的粮食和税收。随着革命根据地不断巩固扩大,税收取代“打土豪、筹款子”成为根据地财政的主要来源。革命根据地的税制设计具有鲜明的阶级特征,废除国民政府统治下的一切苛捐杂税,旨在“将纳税的重担放在剥削阶级身上”。在农业税领域,贯彻保护贫农、联络中农、打击富农的原则,建立统一的累进税制;同时,出台鼓励开垦荒地、鼓励发展生产、灾歉减免等税收政策,激发农民生产热情。“赋税改革是连结中共和农民的纽带。”^[13]经过赋税改革,民众纳税负担大幅减轻,并且更加公平合理,广大农民更加踊跃地交粮纳税,用朴素的方式支持革命事业壮大发展。农业税成为根据地财政最为重要的收入来源,比重一度达到80%,奠定了革命胜利的物质基础。

在军事上,农民为革命提供源源不断的优质兵源和强大的后勤保障。为了捍卫革命成果,广大农民踊跃参军,持续壮大革命队伍,成为革命队伍的中坚力量。解放战争时期,在率先进行土地改革的东北地区,共产党的军事力量首次超过国民党军队,奠定了辽沈战役的迅速胜利;淮海战役中,农民承担大量的物资运输、修桥修路、伤员转运等后勤工作,活跃在前线的民工多达220万人,参战部队与民工的比例达到一比一、一比二甚至一比三。^[14]陈毅说“淮海战役的胜利是人民群众用小车推出来的”,正是广大农民投身革命的真实写照。中国共产党正是因为赢得了农民的支持,才能最终取得新民主主义革命的胜利。

(二) 社会主义革命和建设时期:“三农”为现代化建设奠定了资金基础

新中国成立后不久,中国共产党深刻认识到实现国家工业化的必要性和紧迫性,确立了重工业优先发展的道路,开始集中力量进行大规模工业化建设。然而,工业化建设需要巨额资金支持,资金何来?面对西方国家的封锁禁运,苏联援助贷款杯水车薪,中国又无法仿效西方现代化通过对外扩张和殖民掠夺积累工业资本,只能借鉴苏联经验,以“高积累、低消费”的国民收入分配格局实现工业资本的内向型积累。在这一过程中,“三农”作出了巨大贡献与牺牲,主要表现在以下三个方面。

一是农业通过“剪刀差”为工业建设积累巨额资本。工业化开始后,大量农村人口涌向城市,粮食供求关系日益紧张。为保证城市粮食供应和工业建设需要,维持物价稳定,1953年10月,中共中央作出《关于实行粮食的计划收购与计划供应的决议》,对粮食实行统购统销,包括计划收购、计划供应、由国家严格控制粮食市场、由中央对粮食实行统一管理与调度四项政策。随后,食用油、棉花等更多种类农产品被纳入统购范围。到1978年,农民出售农副产品总额中,国家按计划牌价统购、派购的比重高达84.7%。^[15]在工农业产品交换的过程中,国家以低于实际价值的价格向农民收购农业产品,以高于实际价值的价格向农民出售工业产品,由此形成工农业产品“剪刀差”。通过农业剩余向工业部门的持续转化,农业解决了我国工业化起步时期的资金短缺问题,保障我国实现了1950—1977年间每年11.2%的工业增速。^[16]在“高积累、低消费”的国民收入分配格局下,中国跳出了“因为穷,所以穷”这一导致大多数发展中国家长期陷于贫困的低水平均衡陷阱。到1976年,中国成为世界上唯一拥有联合国产业分类目录中所有工业门类的国家,奠定了社会主义现代化建设的工业基础。

二是农民贡献了新中国初期大部分财政收入。1950—1978年农业税占全国税收收入及财政收入比重如表1所示。1950年,农业税占全国税收收入的比重高达39%,对全国财政收入的贡献率超过30%,此后呈现出下降趋势。然而,“农业各税”的统计口径不能完全反映农业税收对国家财政的支柱作用,这是因为:第一,“农民所提供的积累,有相当大一部分是通过不等价交换转移到工业中去实现,计算到工

人的积累里面去了”^[17]；第二，农民承担的税费远远不止农业税一项，甚至农业税所占比例还相当之小。除了被称为“头税”的农业税外，还有被称为“二税”的“三提五统”，以及被称为“三税”的各种集资、摊派和罚款。“头税轻，二税重，三税是个无底洞”，既能说明农民负担之重，也能从侧面反映农民对国家财政贡献之大。以1956年为例，虽然农业各税不足30亿元，占全国财政收入的比重已经下降到

10.58%，但如果将该年70亿元左右的“剪刀差”作为“暗税”包括在内，则农业税的财政贡献率仍然达到28.47%。事实上，1956年国家财政收入中与农业有关的收入大约占到45%（含以农业为原料的工业创造的收入）。^[18]即使到1978年，农业税占全国财政收入的比重仅为2.51%，考虑到“剪刀差”以及农民承担的各项税费后，农民所提供的积累在财政收入中仍然至少占三分之一。^[17]

表1 1950—1978年农业税占全国税收收入及财政收入比重 单位：亿元

| 年份 | 农业各税 | 全国税收收入 | 农业税占比 (%) | 全国财政收入 | 农业税占比 (%) |
|------|--------|---------|-----------|----------|-----------|
| 1950 | 19.10 | 48.98 | 39.00 | 62.17 | 30.72 |
| 1951 | 23.35 | 81.13 | 28.78 | 124.96 | 18.69 |
| 1952 | 27.35 | 97.69 | 28.00 | 173.94 | 15.72 |
| 1953 | 27.51 | 119.67 | 22.99 | 213.24 | 12.90 |
| 1954 | 33.13 | 132.18 | 25.06 | 245.17 | 13.51 |
| 1955 | 30.72 | 127.45 | 24.10 | 249.27 | 12.32 |
| 1956 | 29.65 | 140.88 | 21.05 | 280.19 | 10.58 |
| 1957 | 29.67 | 154.89 | 19.16 | 303.20 | 9.79 |
| 1958 | 32.59 | 187.36 | 17.39 | 379.62 | 8.58 |
| 1959 | 33.01 | 204.71 | 16.13 | 487.12 | 6.78 |
| 1960 | 28.04 | 203.65 | 13.77 | 572.29 | 4.90 |
| 1961 | 21.66 | 158.76 | 13.64 | 356.06 | 6.08 |
| 1962 | 22.83 | 162.07 | 14.09 | 313.55 | 7.28 |
| 1963 | 24.00 | 164.31 | 14.61 | 342.25 | 7.01 |
| 1964 | 25.89 | 182.00 | 14.23 | 399.54 | 6.48 |
| 1965 | 25.78 | 204.30 | 12.62 | 473.32 | 5.45 |
| 1966 | 29.55 | 221.96 | 13.31 | 558.71 | 5.29 |
| 1967 | 28.95 | 196.63 | 14.72 | 419.36 | 6.90 |
| 1968 | 30.02 | 191.56 | 15.67 | 361.25 | 8.31 |
| 1969 | 29.56 | 235.44 | 12.56 | 526.76 | 5.61 |
| 1970 | 31.98 | 281.20 | 11.37 | 662.90 | 4.82 |
| 1971 | 30.86 | 312.56 | 9.87 | 744.73 | 4.14 |
| 1972 | 28.37 | 317.02 | 8.95 | 766.56 | 3.70 |
| 1973 | 30.52 | 348.95 | 8.75 | 809.67 | 3.77 |
| 1974 | 30.06 | 360.40 | 8.34 | 783.14 | 3.84 |
| 1975 | 29.45 | 402.77 | 7.31 | 815.61 | 3.61 |
| 1976 | 29.14 | 407.96 | 7.14 | 776.58 | 3.75 |
| 1977 | 29.33 | 468.27 | 6.26 | 874.46 | 3.35 |
| 1978 | 28.40 | 519.28 | 5.47 | 1132.26 | 2.51 |
| 累计 | 820.47 | 6634.03 | 12.37 | 14207.88 | 5.77 |

资料来源：《中国统计年鉴》，网址：<http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/zgnj/2000/H04c.htm>。

三是农村承接了国家优先发展重工业并向城市倾斜的政策成本。工业化建设初期,我国采取农村支持城市、城市发展优先的方针,将有限的教育、医疗、社会保障等财政资源集中起来,全力保障城市供给。这固然是财政资源高度紧张时的无奈之举,但也造成了城乡二元分割的经济格局。1958年1月,《中华人民共和国户口登记条例》颁布实施,我国正式确立起城乡二元的户籍制度。户籍制度以及建立在户籍制度基础上的一系列二元制度,无不反映出农村以牺牲自身发展为代价,为工业化建设和城市建设提供资源支持。20世纪50年代末期,当工业化建设遭遇挫折时,又是农村承担起工业化过于迅速的政策成本,吸纳了城市约2000万剩余劳动力,使我国在内外交困的艰难环境中维持了社会稳定。^[19]

(三) 改革开放和社会主义现代化建设新时期: “三农”为改革开放提供动力源泉

中国的改革始于经济,经济改革始于农村,始于农民的创造精神。1978年年底,发起于安徽省凤阳县小岗村的“大包干”迅速在全国掀起家庭联产承包责任制的浪潮,揭开了农村经济体制改革的序幕。家庭联产承包责任制打破了绝对平均主义的分配方式,在不改变农村土地集体所有制的前提下,将农民生产劳动成果与其自身利益紧密结合起来,兼顾效率与公平,极大地调动了农民的生产积极性。1978—1984年间,全国粮食产量接连突破6000亿斤、7000亿斤、8000亿斤关口,其中43.6%的增长归于生产率的提高,而生产率提高的94%归于生产关系的变革。^[20]此后,农业综合生产能力不断提升,我国彻底走出了农产品长期供应不足的困境。从1949年到2021年,全国粮食产量由2263.6亿斤跃升至13657亿斤,人均粮食占有量由209公斤增长至483.5公斤,高于国际公认的400公斤粮食安全线。^[21]经过多年不懈奋斗,终于实现中国人的饭碗牢牢端在自己手中。“中国社会始终保持稳定,粮食和重要农副产品稳定供给功不可没。”^[22]

发展乡镇企业是中国农民的又一个伟大创造。乡镇企业起源于20世纪50年代,其前身是社队企业,即由公社和农业生产大队创办的集体企业。家庭联产承包责任制改革使农业生产效率大幅提升,大量劳动力从土地中解放出来,就业增收意愿十分强烈。1984年3月,中央将社队企业改称为乡镇企业,在所有制上实行多轮驱动、多轨运行,由原来的“两个轮子”

(乡办、村办)改为“四个轮子”(乡办、村办、联户办、户办)同时发展,解除“三就地”(就地取材、就地加工、就地销售)以及产业限制,并在税收、金融等领域给予大力支持^[23]。随后,乡镇企业蓬勃发展,成为支撑县域经济的重要力量。80年代末期,乡镇企业发展达到巅峰,在国民经济中“三分天下有其一”,占据工业经济“半壁江山”,财政贡献更是达到“五居其一”。乡镇企业的兴起逐渐打破了城乡二元分割的局面,不仅深刻改变了农村经济的发展格局,大大提高了我国经济的总体实力,更推动了城市国有企业以建立现代企业制度为方向的全方位改革,进而推动我国全面迈向社会主义市场经济。乡镇企业的产权制度改革使地方政府树立起“只求所在,不求所有”的理念,为促进政府职能转变,如何在社会主义市场经济体制下正确处理好政府与市场的关系,进而实现国家治理能力和治理体系现代化提供了实践经验。

此外,“三农”还从要素、市场两个方面为改革开放提供动力源泉。

第一,要素方面,农民贡献资本、劳动力和土地。资本上,虽然农副产品收购价格自1979年后大幅提高,但工农业产品“剪刀差”依然存在,兼之不断增长的农业税收,农业持续为工业化做出资本贡献。劳动力上,城乡分割的社会流动管理体制放开后,大量劳动力从农村涌入城市,推动工业化、城镇化进入高速发展的崭新阶段。依靠劳动密集型产品的成本优势,“中国制造”成功打入国际市场,开启了中国长达二十余年的出口拉动型经济增长。这一时期,农民工以低于城镇职工的工资水平,高于城镇职工的劳动时间,以及不完善的社会保障待遇,进一步承担了现代化建设的成本。土地上,大量农用地转为建设用地,为现代化建设提供巨大土地红利。在此过程中,政府对一级土地市场实施垄断,政府向农民支付的土地征用补偿,与其向开发商收取的土地出让金之间形成数十万亿的土地级差,成为1994年分税制改革后支撑地方财政,推动工业化、城镇化高速发展的最重要的资金来源,深刻改变了地方财政的发展格局。2010—2021年土地出让收入占地方财政收入比重如表2所示。2015年后,土地出让收入对地方财政贡献率不断上升,2021年已超过30%,如果不考虑中央对地方的转移支付,仅就地方本级收入而言,这一比率将进一步上升至40%~50%。而且,“土地

财政”的内涵远不止政府收取的土地出让金一项，还包括与土地直接相关的税收（土地增值税、城镇土地使用税、耕地占用税、契税等）、与土地间接相关的税收（建筑、房地产等行业发展的增值税、企业所得税）以及地方政府以土地为底层资产的信用融资行为。土地成为支撑中国经济高速增长最重要的生产要素之一。

表2 2010—2021年土地出让收入占地方财政比重

单位：亿元

| 年份 | 地方财政收入 | 国有土地使用权出让收入 | 土地出让收入占比 |
|------|------------|-------------|----------|
| 2010 | 107 296.10 | 30 108.93 | 28.06% |
| 2011 | 131 647.25 | 33 172.90 | 25.20% |
| 2012 | 141 836.17 | 28 517.82 | 20.11% |
| 2013 | 166 481.57 | 41 266.18 | 24.79% |
| 2014 | 178 828.81 | 42 606.08 | 23.83% |
| 2015 | 177 658.43 | 32 545.75 | 18.32% |
| 2016 | 190 215.36 | 37 479.05 | 19.70% |
| 2017 | 215 161.67 | 52 074.48 | 24.20% |
| 2018 | 239 960.56 | 65 168.26 | 27.16% |
| 2019 | 256 983.86 | 72 580.48 | 28.24% |
| 2020 | 281 015.98 | 84 139.03 | 29.94% |
| 2021 | 287 975.34 | 87 051.83 | 30.23% |

注：（1）国有土地使用权出让收入包括国有土地使用权出让金收入、国有土地收益基金收入、农业土地开发资金收入、新增建设用地有偿使用费收入四项。自2017年度起，全国财政决算列示的国有土地使用权出让收入不含计提的新增建设用地有偿使用费收入。（2）地方财政收入=地方一般公共预算收入+地方政府性基金预算收入。

资料来源：根据2010—2021年度全国财政决算整理。

第二，市场方面，农村消费品市场和生产资料市场不断扩大，推动经济持续增长。改革开放以来，随着农民生活消费水平不断提高，农民在消费端表现出强大消化能力和增长潜力对全社会消费增长起到全方位的促进作用。十八大以来城镇、乡村消费品零售额及增长率情况如表3所示。2012—2019年间，乡村消费品零售额增长率连续8年高于城镇消费品零售额增长率，占全年社会消费品零售总额的比例由13.26%上升至14.66%。农民是拉动内需的最大群体，农村消费对经济增长的推动作用愈发显著。此外，近年来随着农业现代化建设和新农村建设热潮兴起，三农现代化对我国通讯设备、建筑材料、农机电

机、能源电力等行业的需求持续增长。在工业行业产能过剩和城市消费接近饱和的情况下，三农现代化建设领域蕴含巨大的投资消费需求。^[8]

表3 十八大以来城镇、乡村消费品零售额及增长率

单位：亿元

| 年份 | 城镇消费品零售额 | 增长率 (%) | 乡村消费品零售额 | 增长率 (%) | 乡村消费品零售额占比 (%) |
|------|----------|---------|----------|---------|----------------|
| 2012 | 182 414 | 14.3% | 27 893 | 14.5% | 13.26% |
| 2013 | 202 462 | 11.0% | 31 918 | 14.4% | 13.62% |
| 2014 | 226 368 | 11.8% | 36 027 | 12.9% | 13.73% |
| 2015 | 258 999 | 14.4% | 41 932 | 16.4% | 13.93% |
| 2016 | 285 814 | 10.4% | 46 503 | 10.9% | 13.99% |
| 2017 | 314 290 | 10.0% | 51 972 | 11.8% | 14.19% |
| 2018 | 325 637 | 3.6% | 55 350 | 6.5% | 14.53% |
| 2019 | 351 317 | 7.9% | 60 332 | 9.0% | 14.66% |
| 2020 | 339 119 | -3.5% | 52 862 | -12.4% | 13.49% |
| 2021 | 381 558 | 12.5% | 59265 | 12.1% | 13.44% |

资料来源：2012—2021年度国民经济和社会发展统计公报。

三、财政治理助力“三农”现代化道路

中国作为农业大国，“三农”问题是关系国计民生的根本问题，推进“三农”现代化是全面建设社会主义现代化国家的重大任务。财政作为国家治理的基础和重要支柱，充分发挥财政制度优势，综合利用价格、财政补贴、税收等政策工具助力“三农”走上现代化道路，既是对“三农”为支持中国式现代化作出巨大贡献牺牲的补偿，又体现出社会主义共同富裕的本质要求。

（一）增加财政投入：实现“三农”现代化的物质保障

财政投入是实现“三农”现代化的物质保障。中央和地方各级政府以多种方式持续增加对农业的财政投入，完善和落实农业补贴政策，为农民增产增收创造条件。从农业种植财政补贴到脱贫攻坚专项资金、农业技术信贷支持，以资金投入为基础的财政支农政策有力推动了农业农村的现代化建设。

一是增加资金投入总量。新中国成立初期，国力不济，百废待兴。为尽快实现从传统农业国向先进工

业国的转变，国家采取了优先发展重工业并向城市倾斜的战略。在实行农业哺育工业的同时，并未忽视农业的发展，对农业的财政资金投入呈整体增长趋势。1952年，国家在财政困难的情况下安排财政支农资

金9亿元，占财政总支出的5.3%^[24]，主要用于支援农村生产支出和农林水利气象等部门的事业费、农业基本建设支出、农业科技三项费用、农村救济费和其他，具体如表4所示。

表4 社会主义革命和建设时期财政支农支出比重 单位：亿元

| 年份 | 财政支农项目 | | | | | 财政支农合计 | 占财政总支出 (%) |
|------|------------------------|----------|------------|-------|------|--------|------------|
| | 支援农村生产支出和农林水利气象等部门的事业费 | 农业基本建设支出 | 农业科技三项费用支出 | 农村救济费 | 其他 | | |
| 1952 | 2.7 | 3.8 | — | 1.3 | 1.2 | 9.0 | 5.3 |
| 1958 | 8.8 | 30.3 | — | 1.5 | 2.8 | 43.3 | 10.8 |
| 1962 | 17.9 | 8.7 | — | 5.2 | 5.1 | 36.8 | 12.5 |
| 1965 | 17.3 | 23.5 | 1.1 | 7.4 | 5.8 | 55.0 | 12.0 |
| 1970 | 15.9 | 22.5 | — | 3.1 | 7.8 | 49.4 | 7.6 |
| 1975 | 42.5 | 35.6 | 0.1 | 7.4 | 13.4 | 99.0 | 12.1 |
| 1978 | 77.0 | 51.1 | 1.1 | 6.9 | 14.6 | 150.7 | 13.4 |

资料来源：中华人民共和国农业部《新中国农业60年统计资料》，2009年中国农业出版社，第10页。

改革开放后，资金投入不断加大。中央和地方各级政府围绕“多予、少取、放活”的原则，逐年增加财政支农投入。1979年，财政支农资金174.3亿元，占国家财政支出的13.6%（这是从新中国成立到2006年的最高比例），之后持续增加，1998年突破1000亿元，2004年突破2000亿元。^[25]党的十八大以来，我国将打赢脱贫攻坚战、全面建成小康社会作为农业农村现代化的重点。从财政资金投入来看，用于扶贫的资金由2013年的841亿元增加到2020年的5621.6亿元^[26]，年均增长31.2%；中央对地方

转移支付由2013年的4.54万亿元增加到2021年的8.34万亿元，为全面建成小康社会提供了坚实财力保障。^[27]在打赢脱贫攻坚战、消除绝对贫困、全面建成小康社会之后，我国进一步深化农村发展，提出乡村振兴战略。在资金支持上，财政部将中央财政专项扶贫资金更改为“中央财政衔接推进乡村振兴补助资金”，2021年预算安排资金1561亿元（比上年增长100亿元）。^[28]整体来看，这一时期财政对农业的资金投入总量持续增加，国家财政用于农林水各项支出如表5所示。

表5 十八大以来国家财政用于农林水各项支出 单位：亿元

| 年份 | 农业 | 林业 | 水利 | 南水北调 | 扶贫 | 农业综合开发 | 农村综合改革 |
|------|---------|---------|---------|-------|---------|--------|---------|
| 2012 | 5 077.4 | 1 019.2 | 3 271.2 | 45.9 | 690.8 | 462.5 | 987.3 |
| 2013 | 5 561.6 | 1 204.3 | 3 338.9 | 95.6 | 841.0 | 521.1 | 1 148.0 |
| 2014 | 5 816.6 | 1 348.8 | 3 478.7 | 69.6 | 949.0 | 560.7 | 1 265.7 |
| 2015 | 6 436.2 | 1 613.4 | 4 807.9 | 81.8 | 1 227.2 | 600.1 | 1 418.8 |
| 2016 | 6 458.2 | 1 696.6 | 4 433.7 | 65.7 | 2 285.9 | 616.6 | 1 508.8 |
| 2017 | 6 194.6 | 1 724.9 | 4 424.8 | 116.2 | 3 249.6 | 571.2 | 1 486.9 |
| 2018 | 6 156.1 | 1 931.3 | 4 523.0 | 130.5 | 4 863.8 | 575.6 | 1 530.3 |
| 2019 | 6 554.7 | 2 007.7 | 4 584.4 | 88.6 | 5 561.5 | 288.8 | 1 644.3 |
| 2020 | 7 514.4 | 2 035.1 | 4 543.2 | — | 5 621.6 | — | 1 822.4 |

注：2020年起南水北调支出包含在水利支出中；2020年起财政用于农林水支出中未单独列示农业综合开发支出。

资料来源：国家统计局农村社会经济调查司《中国农村统计年鉴—2021》，2021年，中国统计出版社，第69页。

二是拓宽资金来源渠道。新中国成立后，国家财政的工作重心由保障革命战争转向生产建设。在农业领域，财政资金投入的重点是保证农林水气部门的正常运转，对农业生产建设领域的投入少（该领域主要依靠农户自身的投入），且资金由国家无偿拨款、建设单位无偿使用，来源单一。改革开放后，财政政策的工具和手段渐趋丰富，农业发展基金的设立拓宽了财政支农资金的来源渠道。1989年起，国务院设立农业发展基金。农业发展基金的来源包括国家能源交通重点建设基金的1%、耕地占用税、农林水特产税、乡镇企业税（比1988年增加的部分）、世界银行贷款的25%等，为农业综合开发提供了强大的资金支持。1988年，中央财政用于农业综合开发的资金投入为8.8亿元，1994年达到19亿元，1997年突破30亿元。^[29]此外，还将部分长期建设国债用于支持“三农”发展。1998—2002年用于“三农”领域的长期建设国债为1860亿元，占该时期长期建设国债的28%，主要用于改善农村的生产生活条件。^[1]

三是加强资金使用管理。改革开放前，农业领域的财政投入资金由政府直接拨付，交由合作社或人民公社使用。改革开放后，地方政府管理使用资金的权限扩大，但管理方式粗放、使用效率低，浪费现象明显。为了完善财政支农资金管理办法，强化资金管理，国家在农业综合开发和扶贫领域引入世界银行项目管理办法，从1999年开始实行部门预算管理制度，将财政支农资金纳入预算管理。进入21世纪后，为了加强财政支农资金使用效率，实施财政支农资金绩效评价制度。中央先后对财政扶贫资金、现代农业生产发展资金、小型农田水利建设重点县等重大专项支农资金实施绩效评价管理，从项目组织、资金使用和资金效益等方面进行评估，建立健全绩效评价机制；同时，推动地方各级政府完善绩效评价制度，落实监管责任，将绩效评价结果作为财政资金安排的重要依据。^[30]

（二）减轻农民负担：推动“三农”现代化的必然选择

新中国成立后，在改善农民生活的“小仁政”与国家工业化建设的“大仁政”之间，我国选择了后者。虽然工业化建设成果显著，但内向型的资金积累模式造成了农村农民的长期贫困，长期来看不利于“三农”现代化的发展。为此，改革开放以来，国家

出台了一系列政策旨在减轻农民负担，为实现“三农”现代化奠定坚实物质基础。

一是提高农副产品收购价格。十一届三中全会后，为了提高农民收入，国家开始提高农副产品收购价格。1979年，十一届四中全会通过的《中共中央关于加快农业发展若干问题的决定》指出，“粮食统购价格从一九七九年夏粮上市起提高百分之二十，超购部分在这个基础上再加价百分之五十。棉花、油料、糖料、畜产品、水产品、林产品等的收购价格，也要分别情况，逐步作相应的提高。”^[32]到1984年，农副产品收购价格与1978年相比增加53.7%，农民货币收入增加197.6%。^[25]1985年1月，中共中央国务院发布的《关于进一步活跃农村经济的十项政策》指出，“除个别品种外，国家不再向农民下达农产品统购派购任务，按照不同情况，分别实行合同定购和市场收购”，即对农产品实行价格双轨制，部分以合同定购的形式由国家进行价格管理，其余实行市场调节价。1992年，由国家定价管理的农产品只剩下粮食、棉花等6类。2004年，在进一步放开粮食收购价格的基础上，对稻谷、小麦等实行最低价收购政策。2014年，我国启动新一轮农产品价格形成机制改革，进一步保障农民种粮收益，增加农民种粮收入。

二是实施农业补贴。从1978年至1982年，为扶持农业生产，按优惠价供应农业生产资料的财政补贴每年在20亿元以上。^[25]2004年，开始实施农作物良种补贴，帮助农民购买优良种子，持续扩大补贴范围和补贴金额。2005年，在农作物良种补贴的基础上，增加种粮农民直接补贴和农资综合补贴，形成农业“三项补贴”。2006年，将农民购买生产资料纳入补贴范围。2007年，将生猪生产、奶业、油料生产等纳入补贴范围。2016年，我国创新农业补贴体系，将“三项补贴”合并为农业支持保护补贴，主要用于支持耕地地力保护和粮食适度规模经营，并在补贴金额、补贴对象和补贴方式等方面进行完善。如，补贴由“有地”农民转向“耕地”农民，提高了资金使用效率，使农民真正得到实惠。

三是进行农村税费改革。20世纪80年代后期，农民收入增速减缓，但承担的各种税费却持续增加，农民负担过重问题显现。1994年的分税制改革虽然规范了中央和地方的分配关系，但县乡基层政府面临

财权和事权的非对称性,不得不向农民增加收费名目,农民负担日益加重,甚至出现增产不增收的局面,在一定程度上影响了农民的生产积极性。为此,实行农村税费制度改革,成为推动农业生产发展、增加农民收入的关键。1998年10月,党的十五届三中全会明确指出,减轻农民负担要标本兼治,逐步改革农村税费制。之后成立国务院农村税费改革工作小组,通过多次调研,在召开专题研讨会和座谈会的基础上,形成《关于农村税费改革的意见》。2000年3月,中共中央、国务院发布《关于进行农村税费改革试点工作的通知》,提出要从根本上治理对农民的乱收费,切实减轻农民负担。改革的主要内容包括“三取消、两调整、一改革”,改革后农业税税率不超过7%,农业税附加不超过正税的20%。^[32]安徽省率先进行试点。为了缓解安徽省基层政府收入减少过多、乡村政权运转困难的局面,中央财政给予转移支付11亿元。同时,部分省份也自行选择市县进行局部试点。2002年3月,在总结试点经验的基础上,国务院办公厅下发《关于做好2002年扩大农村税费改革试点工作的通知》,确定16个省份为2002年扩大农村税费改革试点省份,并提出“三个确保”(确保农民负担得到明显减轻、不反弹,确保乡镇机构和村级组织正常运转,确保农村义务教育经费正常需要)作为衡量农村税费改革是否成功的重要标志。2003年,中央财政安排305亿元转移支付用于农村税费改革,各省份相应安排配套资金132亿元,有力地支持了改革试点工作的顺利进行。^[33]此后,以2006年全面取消农业税为标志性成就,农村税费征收行为趋于规范,农民税费负担得到大幅减轻。

(三) 深化农村综合改革:注入“三农”现代化的强大动力

改革是推动农村经济社会发展强大而持久的动力。农业税及相关税费取消后,县乡政府财力日益紧张,农村上层建筑不适应生产力发展、不适应社会主义新农村建设要求的问题日益突出。为了巩固农村税费改革成果,农村改革更进一步,进入全面综合改革阶段。

农村综合改革分两阶段进行。第一阶段是推进乡镇机构改革、农村义务教育改革和县乡财政管理体制改革。2006年,国务院发布《国务院关于做好农村综合改革工作有关问题的通知》(国发〔2006〕34

号),明确了农村综合改革的意义以及三项改革的总要求。乡镇机构改革以转变政府职能为重点,主要包括精简行政机构,压缩财政供养人员;加强政府为农服务意识,提高为“三农”办事服务的能力。农村义务教育改革以落实教育经费保障机制为重点,主要包括加大财政投入,将农村义务教育全面纳入公共财政保障范围;强化师资队伍建设,合理配置公共教育资源。县乡财政管理体制以增强基层财政保障能力为重点,主要包括合理划分财权事权,科学界定县乡政府支出责任;创新财政管理体制和管理方式,推进“省直管县”和“乡财县管乡用”;完善财政奖补政策,通过“三奖一补”提高县乡财政自我保障能力。

党的十八大以来,农村综合改革进入第二阶段。党的十八届三中全会通过《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》,提出了加快构建新型农业经营体系、赋予农民更多财产权利和推进城乡要素平等交换等方面的改革要求。在总结改革经验的基础上,2015年11月,中共中央、国务院印发《深化农村改革综合性实施方案》作为我国农村综合改革的纲领性文件。改革聚焦农村集体产权制度、农业经营制度、农业支持保护制度、城乡发展一体化体制机制和农村社会治理五大领域,是新时代农村综合改革的顶层设计。在农村集体产权制度改革方面,推出农村土地承包经营“三权分置”,保持土地承包关系稳定并长久不变,第二轮土地承包到期后再延长三十年,给农民生产经营吃了“定心丸”。在农业经营制度改革方面,加快构建新型农业经营体系,发展农业适度规模经营,壮大集体经济。在农业支持保护制度改革方面,建立农业农村投入稳定增长机制,持续加大财政支持力度,各级财政优先投入“三农”领域。在城乡发展一体化体制机制改革方面,推动城乡融合发展,促进城乡生产要素双向流动,推动城乡基本公共服务均等化。在农村社会治理制度改革方面,聚焦农村基层党组织建设、基层民主管理制度和精神文明建设等。

党的十九大提出实施乡村振兴战略,赋予农村综合改革以更加深刻的内涵。围绕“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕”的总要求,聚焦产业、人才、文化、生态、组织“五大振兴”,中央财政建立农村综合改革转移支付,对地方开展农

村公益事业建设财政奖补、美丽乡村奖补、农村综合改革发展相关示范试点、村级集体经济发展和农垦国有农场办社会职能改革等工作给予补助。^[34]在税收方面,围绕“坚持农业农村优先发展,全面推动乡村振兴”战略,国家相继出台税费优惠政策共计109项,涵盖支持农村基础设施建设、推动乡村特色产业发展、激发乡村创业就业活力、推动普惠金融发展、促进区域协调发展、鼓励社会力量加大乡村振兴捐赠六个方面,鼓励引导社会资本参与农村综合改革发展有关事项,发挥税收杠杆调节作用,推动乡村振兴取得新进展。

四、财政助推中国式现代化的 “三农”道路:挑战与方向

(一)“三农”现代化面临的挑战

中国式现代化是人口规模巨大的现代化,是全体人民共同富裕的现代化,是物质文明和精神文明相协调的现代化,是人与自然和谐共生的现代化,是走和平发展道路的现代化。在中国式现代化不断推进的过程中,“三农”现代化事业仍然面临诸多挑战,主要表现在以下几方面。

1. 人口规模巨大的现代化:粮食安全面临严峻挑战。

我国是世界第一人口大国,粮食安全是关乎国家安全、社会稳定的“国之大者”,也是在人口规模巨大的国情下实现现代化的根本保障。近年来,由于新冠肺炎疫情、俄乌冲突等因素影响,全球粮食供应链受阻,粮食安全问题备受关注。虽然我国粮食产量不断增长,但供求一直处于紧平衡态势。在消费端,粮食刚性需求始终处于高位;在供给端,耕地总体质量不高,综合利用率低,农业生产经营人员数量不断下降,加之受病虫害、极端天气等不确定因素影响,粮食稳产保供压力巨大。在我国五大类粮食中,小麦总体供需平衡,稻谷略有节余,但是大豆和玉米缺口较大。自2000年开始,我国粮食自给率逐渐下降,且该趋势仍将延续。2021年,全国粮食产量达到13 657亿斤,实现自2003年以来的“十八连丰”,但粮食进口数量也创下历史新高,达到16 453.9万吨,占全国粮食总产量的24.1%,对外依存度为19.4%。^[35]此外,随着居民消费结构的升级,居民对谷物的人均消费呈递减趋势,但是对肉禽蛋奶等高质量农副产品的需求

持续增加,进一步提升了油料和饲料粮的需求量,给粮食安全带来更加严峻的挑战。

2. 全体人民共同富裕的现代化:城乡发展差距仍然显著。

长期以来,城乡之间存在明显的体制差异,城乡分治的二元格局导致城乡居民在基础设施、教育医疗、社会保障等方面存在难以收敛的差异,甚至存在“同命不同价”的诡异现象。2021年,城乡居民人均可支配收入比仍高达2.5:1。在经济增速放缓、疫情冲击等因素影响下,农村剩余劳动力转移受阻,保障农民收入持续增长的渠道单一,且动力不足。同时,公共产品供给为共同富裕打造底线公平的社会机制未能建立,如:农村虽已基本实现养老保险全覆盖,但养老金偏低;农村医疗资源和教育资源相对匮乏,促使农民在医疗和子女教育方面不得不向城市发展,直接提高了生活成本;农村公共文化产品有效供给不足、结构失衡、文化设施利用率不高等问题突出。在城市化背景下,农村相对落后的物质生产环境对农民形成推力,而城市优质高效的公共物品供给对农民产生拉力,农村人、财、物不断向城市单向流动,形成了新的“推拉效应”。

3. 物质文明和精神文明相协调的现代化:农村高素质劳动力普遍缺乏。

中国式现代化不仅是物质的现代化、制度的现代化,更是人的现代化。人的现代化,要求提高人口素质,满足更高层面的精神追求,实现物质文明和精神文明协调发展。提高农民素质是提高我国人口整体素质的关键。长期以来,农民深受传统文化的影响,思想观念相对落后保守。尽管近年来国家大力推进农村精神文明建设,但农村天价彩礼、人情攀比、重男轻女等陈规陋习依然普遍存在,封建迷信屡禁不止。在劳动力市场上,农村劳动力普遍素质较低,与城市高素质劳动力要求的矛盾日益突出。据国家统计局发布的《2021年农民工监测调查报告》显示,在全部农民工中,未上过学的占0.8%,小学文化程度占13.7%,初中文化程度占56.0%,高中文化程度占17.0%,大专及以上学历仅占12.6%。^[36]大多数农民因为受教育程度不高,只能从事高强度、低工资的工作。从个人角度来看,造成农民劳动收入增长缓慢;从整个国民经济的发展来看,难以发挥农村劳动力资源丰富的优势,制约了现代化进一步发展。

4. 人与自然和谐共生的现代化：农业污染未能有效遏制。

20世纪90年代后期，随着过剩工业产能向农业转移，化肥、农药、地膜等大量投入农业生产，在提高农业现代化程度、提升农业产量的同时，也造成严重的环境污染问题。以废水污染物为例，据生态环境部发布的《2020年生态环境统计年报》显示，2020年全国废水中化学需氧量排放量2564.8万吨，其中农业源排放量1593.2万吨，占比62.1%；总氮排放量322.3万吨，其中农业源排放量158.9万吨，占比49.3%；总磷排放量33.7万吨，其中农业源排放量24.6万吨，占比73.2%。^[37]党的十九大以来，我国化肥、农药施用量连续四年实现负增长，但仍然位居世界第一，亩均化肥施用量数倍高于世界平均水平，且利用率远远低于发达国家，仅有30%~40%。“化学农业”既不具备可持续发展的能力，更与我国人与自然和谐共生的现代化理念相违背。在农村，农业面源污染问题未能有效解决的同时，随着工业及城市污染向农村转移，点源污染与面源污染共存，生活污染和工业污染叠加，新、老污染交织^[38]，更兼农民环境保护意识相对淡薄，农村生态环境问题愈发突出。

5. 走和平发展道路的现代化：农产品出口遭遇技术性贸易壁垒。

改革开放以来，我国农产品出口贸易迅速发展的同时，本土农业也在日趋激烈的国际市场竞争中面临严峻挑战。特别是我国加入WTO以后，农业国际竞争力不强愈发突出，主要表现在：一是抵御国际市场风险能力不足。我国农产品出口长期以劳动密集型产品为主，档次较低，在品质等级上无法满足市场不断升级的消费需求，农产品出口企业在价值链和供应链上缺乏竞争力，抵御国际市场剧烈波动风险的能力不足。二是农业科技水平落后，农产品出口遭受技术性贸易壁垒。农业科技进步是农业现代化的内生动力。党的十八大以来，我国农业科技发展迅速，农业科技贡献率从2012年的54.5%提高到2021年的61.5%，但整体来看，农业科技水平仍然相对落后。以大豆生产为例，2021年，我国大豆平均亩产130.2公斤，仅为世界平均单产的66%，不到美国、巴西单产的60%。科技创新不足是我国大豆生产落后的重要原因。^[39]在出口贸易中，我国农产品因难以达到

发达国家凭借农业技术优势设置的严格质量安全检测标准，频频遭遇技术性贸易壁垒。以美国为例，2021年，美国FDA扣留（召回）我国不合格农食产品423批次，其中蔬菜及制品类82批次，占总批次的19.39%，位列第一。在被扣留（召回）的423批次产品中，由于品质不合格、含有非食用添加物、标签不合格原因被扣留（召回）的产品分别为135批次、121批次和61批次，合计占比74.94%，成为我国向美国出口农产品遭遇的主要技术性贸易壁垒。^[40]

（二）财政助推“三农”现代化道路的发展方向

在中国式现代化不断推进的进程中，“三农”与国家财政始终紧密相连。一方面，“三农”为国家财政做出巨大贡献，推动工业化、城镇化建设，推动社会主义市场经济体制建立完善；另一方面，国家财政致力于“三农”现代化事业的发展，将“三农”现代化纳入社会主义现代化建设的总体战略中加以规划。2018年9月，中共中央、国务院印发《乡村振兴战略规划（2018—2022年）》，作出全面推进乡村振兴的战略部署，与党的二十大报告作出的全面建成社会主义现代化强国“两步走”步骤在时间安排上高度一致。“三农”现代化是实现中国式现代化的关键所在。立足全面推进中国式现代化大局，充分发挥财政的基础性、支柱性、保障性作用，强力助推“三农”现代化的发展。

1. 全方位夯实粮食安全根基，推动农业综合生产能力全面提升。

粮食安全是国家安全体系的重要环节，是经济社会发展的压舱石和稳定器。全方位夯实粮食安全根基，提升农业综合生产能力，是建设社会主义现代化国家的前提和基础。从“总产量=面积×单产”的关系来看，面积取决于耕地数量，单产取决于耕地质量以及农业科技水平，总产量与农民种粮积极性息息相关。为此，财政从这三项关键着手，推动农业综合生产能力全面提升：第一，严格落实耕地保护制度，推进高标准农田建设。在牢牢守住耕地红线和永久基本农田控制线，保障耕地数量的基础上，各级财政持续加大水利、路网、土地整理、高标准农田等基础设施建设补助力度，推动实施秸秆还田及综合利用、保护性耕作等科学耕作方式，提高耕地质量。第二，支持农业科技创新，普及现代化农业装备。在科技研究领域，财政加大资金投入，安排农业科技专项经费、农

业科技成果转化资金、农业企业科技创新与技术改造奖励资金,推广新品种、新技术、新机具;深入实施种业振兴行动,设立种业发展专项资金,对种质资源保护利用、优质种质资源引进、新品种培育等给予财政补助,加大对种业企业补贴力度。在农业生产领域,设立农业科技特派员专项资金,全方位服务农业生产;发放农机购置财政补贴,不断提高农作物耕种收综合机械化率,以现代农业装备支撑现代农业生产。第三,健全种粮农民收益保障机制和主产区利益补偿机制,综合利用价格、补贴、保险等多种政策工具激发农民种粮积极性。在价格领域,除稳步提高粮食最低收购价格外,财政资金注入设立粮食共同担保基金,为粮食购销企业提供融资支持,解决粮食主产地区的“卖粮难”问题。在补贴领域,扩大财政补贴范围和补贴力度,探索形成农业补贴同粮食生产挂钩机制,有力促进粮食增产。在保险领域,扩大农业保险补贴政策范围,不断提高地方财政补贴保费比例,通过“保险+期货”等金融创新模式,利用市场化手段补偿农业生产面临的价格风险和收入风险,保障农户经营收入稳定增长。

2. 坚持城乡融合发展,为共同富裕提供底线公平和内生发展动力。

“共同富裕是社会主义的本质要求,是中国式现代化的重要特征。”为了实现全体人民共同富裕,补齐农村农民短板,整体提升农民群体收入水平势在必行。为此,财政坚持城乡融合发展,从底线公平和内生动力两个层次推动实现共同富裕:第一,健全农村基本公共服务体系,为共同富裕打造底线公平。1998年后,我国逐步建立公共财政基本框架,不断优化财政支出结构,加大社会性支出,并且向农村地区倾斜。财政通过加强交通、电力、通信、水利设施等乡村基础设施建设,以及教育、医疗、养老等普惠性、兜底性、基础性民生建设,着力打造“全民覆盖、普惠共享、城乡一体的基本公共服务体系”^[41],提高农村公共物品有效供给水平,为农业农村现代化保障底线公平。第二,聚焦产业振兴,为共同富裕提供内生发展动力。产业振兴是乡村振兴的经济基础,也是能否实现农民增收致富的关键。产业振兴离不开多渠道资金支持,离不开财政发挥基础性、保障性作用。一方面,财政资金以项目补贴、税收优惠、设立乡村产业振兴专项基金等支出形式,支持优势特色农业产

业和三产融合项目发展;另一方面,财政政策发挥与金融政策协同效应,最大程度发挥财政资金使用效益。主要表现在:(1)撬动金融资本投入产业振兴。财政将资金注入信用担保基金、信贷风险补偿基金,为特色农业产业提供融资担保服务;加大对涉农投融资支持力度,通过财政贴息等方式引导金融机构实行差别化信贷政策,优先保障涉农领域信贷资源配置;鼓励发展土地承包经营权、养殖水面经营权等各类农村产权抵质押贷款,盘活农村资产。(2)撬动社会资本投入产业振兴。在产业建设中推广政府和社会资本合作模式;中央财政支持地方政府发行一般债券用于支持乡村振兴、脱贫攻坚领域公益性项目,以及发行乡村振兴专项债券。

3. 推动农村精神文明建设,提高农民综合素质。

中国式现代化是人的现代化,核心是建构人的主体性。^[39]农业农村现代化离不开农民的现代化。为此,财政从三个方面加强农村精神文明建设,提高农民综合素质:第一,加大对农村公共文化设施建设的资金投入力度,支持开展多种形式基层文化活动,财政可以采取“以奖代补”方式实施基层公共文化设施全覆盖工程,强化对外免费开放经费和农村文化建设资金的管理,设立专项资金进行传统建筑保护利用以及文物保护。第二,出台支持农村文旅产业发展的税收政策,鼓励农民和集体经济组织利用闲置宅基地和闲置住宅参与文旅融合产业项目,通过股份合作、租赁经营、资金入股等利益联结机制,让文化真正产生收益,推动农村经济发展方式转变。第三,加大农村教育事业财政投入。在资金总量上,持续增加财政性教育经费投入;在资金结构上,一方面增加普惠性教育资源供给,在学校基础设施建设、师资力量培训、家庭困难学生补助等方面加大财政支持力度,另一方面鼓励发展农村职业教育和技能培训,提高农村劳动力综合素质,将农村劳动力数量优势转化为人力资本优势。

4. 治理农业面源污染,支持农业绿色发展。

中国式现代化是人与自然和谐共生的现代化,是走可持续发展道路的现代化。农业作为国民经济的基础,有效治理农业面源污染,走向绿色生产方式,是我国能否实现人与自然和谐共生、实现高质量发展的关键。财政从三个方面着手践行绿色发展:第一,在农业生产领域,中央财政投入资金在多省份开展畜禽

粪污资源化利用试点、秸秆综合利用试点、绿色种养循环农业试点工作,完善农业废弃物处理基础设施建设,有效减少农业污染源排放;加大财政补贴力度,支持环境友好型肥料和农药产品研发应用,在进一步减少化肥、农药使用总量的基础上提高化肥、农药使用效率。第二,在美丽乡村建设领域,形成中央农村综合改革转移支付、省市县三级财政配套资金、地方政府一般债券资金的多元资金投入机制,支持创建美丽乡村示范村,发挥试点示范效应;通过财政贴息等方式鼓励金融机构为美丽乡村建设项目提供信贷资源支持以及专项债券承销服务,支持农村人居环境整治提升。第三,发挥税收杠杆调节作用,扩大环境保护税征税范围。按照现行环境保护税法的规定,除规模化养殖外,农业生产排放应税污染物免征环境保护税。未来进一步将农业生产排放纳入环保税征税范围,通过“多排多缴、少排少缴、不排不缴”的税制设计,引导产业结构转型升级,促进绿色低碳发展。

5. 构建现代农业产业体系,培养农业国际竞争优势。

长期以来,我国农业生产是以家庭为单位的小规模生产,具有技术进步缓慢、市场信息闭塞、生产经营带有盲目性等缺陷,难以形成农业产业优势。为了解决小规模生产供给与大市场需求之间的矛盾,财政推动农业生产领域和农产品流通领域改革,构建现代农业产业体系。第一,在农业生产领域,鼓励发展多

种形式农业适度规模经营。农业适度规模经营包含土地规模经营和服务规模经营两个层次。在推动土地规模经营方面,完善农村土地流转制度,在开展农村土地承包经营权确权登记颁证,维护农民根本利益的基础上,鼓励实行土地折股量化、土地托管等新型土地利用形式,提高土地利用效率;鼓励发展专业大户、家庭农场、农业龙头企业、农民专业合作社、农民专业协会等新型农业经营主体,财政支农项目与新型经营主体紧密对接。在推动服务规模经营方面,通过财政补贴、税收优惠、金融信贷支持、政府购买服务等形式,鼓励发展各类市场化服务主体,以规模化的农业社会化服务实现规模化的农业生产和市场供给。第二,在农产品流通领域,建设农产品现代流通体系。中央财政持续加大资金投入力度,围绕升级改造公益性农产品批发市场、发展农产品冷链物流、加强产地流通基础设施建设、完善农产品零售网点、强化产销对接长效机制等重点领域^[42],提高农产品流通效率。第三,加强农业对外合作交流,培养农业国际竞争优势。财政安排农产品品牌创建专项资金,利用财政补贴和奖补制度支持农业品牌建设。同时,加强农业对外合作交流,财政投入专项资金支持筹办国际展会推介、出口商品品牌评价服务等交流活动,推动农产品出口转型升级;支持农产品出口企业借助“一带一路”和《区域全面经济伙伴关系协定》(RCEP)发展机遇,提升产品品牌价值,走向高质量发展。

参考文献

- [1] 苏明. 中国农业财政政策的回顾与展望 [J]. 财政研究, 2009 (2): 11-19.
- [2] 唐仁健. 百年伟业“三农”华章——中国共产党在“三农”领域的百年成就及其历史经验 [J]. 中共党史研究, 2021 (5): 5-18.
- [3] 李树培, 魏下海. 改革开放以来我国财政支农政策的演变与效率研究 [J]. 经济评论, 2009 (4): 13-17.
- [4] 中国农村财经研究会课题组. 中国财政支农政策与体系的演变历程 [J]. 当代农村财经, 2016 (3): 9-23.
- [5] 朱珍. 改革开放40年财政支农政策嬗变的政治经济学分析 [J]. 财经问题研究, 2019 (8): 87-95.
- [6] 公茂刚, 李汉瑾. 百年探索: 中国共产党财政支农政策演进逻辑与趋势 [J]. 地方财政研究, 2021 (8): 47-57, 85.
- [7] 孔祥智, 何安华. 新中国成立60年来农民对国家建设的贡献分析 [J]. 教学与研究, 2009 (9): 5-13.
- [8] 顾益康, 潘伟光, 沈月琴. 改革开放以来农民对中国现代化的十大贡献 [N]. 农民日报, 2013-12-16.
- [9] 赵素萍, 葛明. 中国农业对国民经济的影响及其宏观经济效应分析——基于中国2005年、2010年投入产出表 [J]. 江苏农业科学, 2015, 43 (6): 477-480.
- [10] 杨桂红. 农业为工业化提供资金积累的数量研究——以云南省为例(1949—1992) [J]. 经济问题探索, 2009 (8): 172-178.
- [11] 何安华, 孔祥智. 中国城镇化进程中的地价“剪刀差”成因及测算(2002—2012年) [J]. 河北学刊, 2015 (1): 117-123.
- [12] 张皓宇, 马金华. 解放战争时期党的财税实践 [J]. 中国财政, 2022 (1): 79-81.
- [13] 南开大学历史系. 中外学者论抗日根据地 [M]. 北京: 中国档案出版社, 1993.

- [14] 薛金艳. 民主革命时期中国共产党农业政策对政局的影响 [J]. 东北师大学报 (哲学社会科学版), 2011 (2): 46-50.
- [15] 陈丽芬. 我国农村流通体制改革 30 年回顾与展望 [J]. 市场营销导刊, 2008 (5): 11-18.
- [16] 刘勇. 中国共产党领导下超大规模市场的形成及对工业转型升级的影响 [J]. 扬州大学学报 (人文社会科学版), 2022 (2): 3-16.
- [17] 薛暮桥. 中国社会主义经济问题研究 [M]. 北京: 人民出版社, 1979.
- [18] 陈云. 陈云文选·第三卷 [M]. 北京: 人民出版社, 1986.
- [19] 温铁军. 八次危机: 中国的真实经验 1949-2009 [M]. 北京: 东方出版社, 2013.
- [20] 《农村发展研究》课题组. 完善农村家庭联产承包责任制研究 [J]. 决策探索, 1993 (10): 4-8, 1.
- [21] 中国人均粮食产量达 483.5 公斤 超过国际公认安全线 [N/OL]. 中国新闻网. (2022-10-17) [2022-11-01]. <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1746918541505342117&wfr=spider&for=pc>.
- [22] 人民日报评论员. 抓好粮食生产依靠自身力量端牢自己的饭碗 [N]. 人民日报, 2020-07-26.
- [23] 陈笑. 中国乡镇企业的发展演变 [N/OL]. (2020-10-27) [2022-11-01] <http://archive.cikd.org/chinese/detail?leafid=216&docid=1610>.
- [24] 中华人民共和国农业部. 新中国农业 60 年统计资料 [M]. 北京: 中国农业出版社, 2009.
- [25] 中华人民共和国农业部计划司. 中国农村经济统计大全 (1949—1986) [M]. 北京: 农业出版社, 1989.
- [26] 国家统计局农村社会经济调查司. 中国农村统计年鉴 2021 [M]. 北京: 中国统计出版社, 2021.
- [27] 财政部负责人介绍财政支持全面建成小康社会有关情况——财政政策提质增效助力经济稳中向好 [N]. 经济日报, 2021-07-31 (3).
- [28] 吴奇修. 奋力谱写“十四五”财政支农工作新篇章 [J]. 中国财政, 2021 (12): 8-12.
- [29] 国家农业综合开发办公室. 中国农业综合开发 [M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2003.
- [30] 谢旭人. 为国理财 为民服务——党的十六大以来财政发展改革成就 (2002—2012) [M]. 北京: 人民出版社,
- [31] 中共中央文献研究室. 三中全会以来重要文献选编: 上 [M]. 北京: 中央文献出版社, 2011.
- [32] 谢旭人. 中国农村税费改革 [M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2008.
- [33] 谢旭人. 中国农村税费改革 [M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2008.
- [34] 财政部. 关于印发《农村综合改革转移支付管理办法》的通知; 财农〔2021〕36号 [A/OL]. (2021) [2022-11-01]. http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-05/17/content_5607515.htm.
- [35] 中国粮食进口量再创新高, 食物自给率持续下降 [N/OL]. 人民资讯. (2022-01-17) [2022-11-01]. <https://baijiahao.baidu.com/s?id=1746918541505342117&wfr=spider&for=pc>.
- [36] 2021 年农民工监测调查报告 [R/OL]. (2022) [2022-09-18]. http://www.stats.gov.cn/xxgk/sjfb/zxfb2020/202204/t20220429_1830139.html.
- [37] 2020 年中国生态环境统计年报 [R/OL]. (2022) [2022-09-18]. <https://www.mee.gov.cn/hjzl/sthjzk/sthjtnb/202202/W020220218339925977248.pdf>.
- [38] 慕良泽, 赵勇. 中国共产党“三农”战略: 百年回溯与展望 [J]. 中国农村观察, 2021 (3): 2-14.
- [39] 大豆扩种, 为何扩如何扩——访中国农业科学院作物科学研究所研究员、国家大豆产业技术体系首席科学家韩天富 [N]. 光明日报, 2022-03-24 (15).
- [40] 2021 年度国外扣留 (召回) 我国不合格产品情况分析报告 [N/OL] (2020-03-09) [2022-11-02]. <http://www.tbtsps.cn/page/tradez/Wdetaingereportcontent.action?id=71&lm=008013>.
- [41] 中共中央 国务院关于建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系的意见 [A/OL]. 新华社. (2019-05-05) [2022-11-02]. www.gov.cn/zhengce/2019-05/05/content_5388880.htm.
- [42] 关于进一步加强农产品供应链体系建设的通知; 财办建〔2021〕37号 [A/OL]. (2021-05-18) [2022-11-02]. http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-05/18/content_5608311.htm.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

国有金融资本财政监管的理论逻辑和实践路径

Supervision of the State-owned Financial System by the Financial Department: Theoretical Logic and Realization Path

刘 锐 王美桃 龙小燕

LIU Rui WANG Mei-tao LONG Xiao-yan

[摘要] 财政监管国有金融资本既是实现国家治理现代化、履行财政出资人职责的客观要求，又是维护国有金融资本健康发展、防范化解财政金融风险必然选择。当前，我国财政风险金融化和金融风险财政化并存，地方政府隐性债务问题、区域性金融风险问题不容忽视，亟需推动财政监管扩围改革，敦促国有金融体系高质量发展。笔者根据财政金融风险结构关系、财政救助化解金融风险以及监管国有金融资本的理论逻辑，分析财政监管国有金融资本的实践基础和存在问题，提出财政监管国有金融资本的框架体系和实现路径，以进一步完善国有金融资本监管体制、维护国有金融资本健康发展、防范财政金融风险。

[关键词] 国有金融资本 财政监管 理论逻辑 实践路径

[中图分类号] F812.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 04-0017-10

Abstract: The supervision of the state-owned financial system by the financial department is not only a requirement for the modernization of national governance, but also an important measure to prevent fiscal and financial risks. At present, the financialization of fiscal risks and the fiscalization of financial risks coexist in our country. The hidden debt problems of local governments, the problems of real estate financialization and regional financial problems are prominent. It is urgent to promote the regulatory reform of the financial sector and promote the high-quality development of the state-owned financial system. Based on the theoretical logic of fiscal structure, fiscal risk prevention and state-owned capital supervision, this paper proposes the practical basis for fiscal supervision of the state-owned financial system, and designs the realization path of fiscal supervision of the state-owned financial system to promote the formation of a fiscal supervision mechanism and promote fiscal and financial risks. Preventing and building governance mechanisms to curb fiscal and financial risks at the source and promote the healthy development of state-owned financial capital.

Key words: State-owned financial system Fiscal supervision Theoretical logic Realization path

[收稿日期] 2022-03-05

[作者简介] 刘锐，男，1987年1月生，中国社会科学院世界经济与政治研究所博士后，研究方向为公共经济改革和国有金融资本监管；王美桃，女，1979年11月生，财政部预算评审中心副研究员，研究方向为财政学、社会保障理论与实践；龙小燕，女，1976年1月生，中国财政科学研究院金融研究中心副研究员，研究方向为地方政府债务和国有金融资本监管。本文通讯作者为龙小燕，联系方式为915269606@qq.com。

[基金项目] 国家社科基金重点项目“供给侧结构性改革与公共财政、债务政策选择研究”（项目编号：22AZD038）。

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

党的二十大提出要健全现代预算制度,依法将各类金融活动全部纳入监管,守住不发生系统性风险底线。加强财政金融风险,是防范系统性风险的基本要求。党中央、国务院高度关注财政金融风险,明确指出要深化金融改革,优化金融机构布局,并对国有金融资本严格监管提出了一系列要求,国有金融资本严监管进入全面实施阶段。但国有金融资本监管仍面临巨大的挑战,主要如下:第一,财政风险金融化和金融风险财政化相互交织,而财政风险和金融风险汇集于国有金融资本,监管难度极大(胡悦和吴文峰,2019^[1];张甜和曹廷求,2022^[2])。第二,我国国有金融资本监管存在市场分割和多头监管的问题(徐忠,2018^[3]),特别是财政监管相对乏力,无法有效行使国有金融资本出资人职责。第三,当前,我国《关于完善国有金融资本管理的指导意见》虽已印发,对于中央级的国有金融资本管理提上日程,然而对于地方级国有金融资本的管理存在空白地带,地方财政对地方国有金融资本监管几乎是真空。

财政监管国有金融资本的力度相对不足,导致财政在处置重大风险中的国有金融资本力不从心。而中央级国有金融资本多属于系统重要性金融机构,地方级国有金融资本在当地处于金融核心枢纽,都面临着“大而不能倒”的困境。在处置国有金融资本重大风险时,金融系统资本金有限,重大风险依赖于财政兜底(孙天琦和杜金岳,2021^[4])。因此,财政在系统性金融风险的管理方面,承担着重要的宏观管理主体责任(王朝财等,2014^[5]),理应尽快加强制度和框架设计,完善国有金融资本监管体系,理顺财政与金融关系,强化财政金融风险治理。

二、中国式财政金融风险生成结构

财政金融风险既包括财政风险,也包括金融风险。我国特有的财政体制和金融体制,使得财政风险金融化、金融风险财政化。两者相互交织、复杂多变,形成了中国式的财政金融风险生成结构,既成为当前系统性风险的处置难点,又对完善国有金融资本监管体系提出了客观要求。

(一) 财政风险金融化

财政风险金融化是全球主要经济体财政风险表现的重要特征,我国也有财政风险金融化的显著趋势。

和国外财政风险主要体现为主权债务风险诱发的债务危机相比(张甜和曹廷求,2022^[2]),我国财政风险金融化主要体现为国企债务风险金融化、地方政府债务风险金融化两个重要方面(刘尚希等,2018^[6])。

国企债务风险金融化是财政风险金融化的重要诱因之一。国企作为政府尤其是地方政府的经济发展工具,在国民经济中发挥着重要的作用(Putnins, 2015^[7]; Beuselinck 等, 2017^[8]; Boubakri 等, 2018^[9]; 郭婧和马光荣, 2019^[10])。由于国企存在,融资优势和软预算问题,使得国企挤占更多的银行融资份额(洪正等, 2017^[11]; 郭敏等, 2020^[12])。同时,国企在地方政府干预下存在较强的过度投资及低效率等问题(曹春方等, 2014^[13]; 张碧洲等, 2021^[14]),造成地方国企存在普遍过度融资的情况(沈红波等, 2019^[15]; 胡悦和吴文峰, 2019^[1])。而在国企盈利不足、经营不善,甚至处于破产清算时,政府特别是地方政府出于维护社会稳定、维持经济增长等目的,通过各种行政手段或者财政补贴形式促使金融体系(主要是商业银行)不抽贷或者进一步提供信贷融资以保证国企正常经营运行(刘尚希等, 2018^[6]),充分发挥银行的“准财政”功能,这延滞了国企的出清过程并加强了国企对金融体系的依赖。总体来看,无论是国企在正常运行中还是在经营不善时,都占据了大量金融资源,使得国企债务风险转向金融体系,体现出明显的国企债务风险金融化特征。

地方政府债务风险金融化是财政风险金融化最突出表现,我国的财政风险主要为地方债务风险。2008年金融危机爆发后,我国实施了积极的财政政策以维持经济增长,地方政府开始进入大规模设立融资平台进行项目建设阶段(Zheng 等, 2013^[16]; 梁若冰和王群群, 2021^[17])。通过银行、信托等金融机构的资金支持,融资平台在短期内吸纳巨额金融资金,其规模大幅膨胀并最终形成规模庞大的“影子银行”(Chen 等, 2018^[18]; Chen 等, 2020^[19]; 李文喆, 2021^[20])。融资平台的债务扩张来自多方面的原因:第一是在地方主政官员晋升压力下,地方主政官员为更好地实现任期内经济增长以提升其绩效考核,通过融资平台增加大规模融资扩张实现项目投资和建设(曹春方等, 2014^[13]; 曹婧等, 2019^[21]; 汪峰等, 2020^[22])。第二是在地方财政压力下,地方政府通过融资平台进行融资,以弥补地方财政资金缺口(贾康和白景明, 2002^[23]; 马金华和宋晓丹, 2018^[24];

刘守英等, 2022^[25])。第三是在地方发展压力下, 地方政府通过融资平台融资以推动当地项目建设和发展, 融资平台的资金供给成为当地经济发展的重要推手(郭玉清等, 2016^[26]; 毛捷和徐军伟, 2019^[27])。总体来说, 由于财政软约束的存在以及财政分权的失衡, 导致以融资平台的地方政府债务大规模扩张, 而地方在缺乏严格债务监管和约束下, 导致地方政府债务盲目扩张(郭玉清等, 2016^[26]; 曹婧等, 2019^[21]; 徐玉德, 2021^[28])。地方政府债务盲目扩张离不开金融体系尤其是“影子银行”的支持。在我国以银行为主导的间接金融体系下, “影子银行”的大规模扩张使得地方政府债务风险淤积在金融体系, 地方财政在面临偿债风险时也导致金融体系潜在风险持续上升, 甚至构成潜在的系统性金融风险(毛锐等, 2018^[29])。地方政府债务风险转向金融体系, 成为系统性风险来源。

随着地方政府债券的发行以及对地方政府显性债务的治理, 地方政府债务风险则表现为主要存在于地方融资平台为代表的地方政府隐性债务风险, 而隐性债务的资金提供者同样源于银行等金融机构(熊琛等, 2022^[30]), 呈现出显著的财政风险金融化特征。

(二) 金融风险财政化

金融风险是实体经济风险的镜像反映, 具有较强的传染性, 容易形成区域性甚至系统性金融风险(王学凯和樊继达, 2021^[31])。

依据我国的经济特征, 我国金融风险构成复杂, 来源众多, 比较突出的是“影子银行”风险、房地产金融风险等(黄益平, 2017^[32]; 白鹤祥等, 2020^[33]; 周上尧和王胜, 2021^[34])。从金融风险资产的演变和分布来看, 我国金融风险的主要载体为国有商业银行。而在银行体系中, 由于在公司内部治理、资产规模、流动性管理、抗风险能力等方面存在显著差异, 不同类型金融机构风险程度分化严重, 以中小银行和农村村镇银行机构风险最为突出(霍腾博, 2021^[35]; 陈卫东和熊启跃, 2021^[36])。

金融风险尤其是系统性金融风险对宏观经济和区域经济容易造成较强的负向冲击(欧阳资生和周学伟, 2021^[37])。同时金融风险通过金融网络拓扑结构会产生强烈的溢出效应(苗文龙等, 2021^[38]; 张成思等, 2022^[39]; 杨子暉等, 2022^[40])。重大金融风险的暴露, 包括单个较大的金融机构受到风险冲击后, 很容易以同业负债、理财产品等资产负债表渠道

通过银行金融网络蔓延至金融体系(王兆星, 2020^[41]), 例如包商银行破产清算事件。以银行为主的金融机构如果出现挤兑风险或破产风险, 不仅对银行体系产生巨大的冲击(龚金国等, 2022^[42]; 易卓睿等, 2022^[43]), 还会对区域经济乃至全国经济形成巨大的冲击, 具有非常强烈的负外部性。为阻隔重大金融风险的传染, 避免损失进一步放大, 果断处置问题金融机构至关重要。

由于国有金融机构属于国企性质, 在处置国有金融机构特别是国有中小银行的风险时, 资本金注资成为重要难题(霍腾博, 2021^[35])。而大规模的资本金注入只有依赖中央财政和地方财政买单, 金融体系风险最终转化为财政风险(王辉等, 2021^[44])。因此, 在我国金融体系风险存在严重的不确定性、脆弱性以及高度传染性的情况下, 金融风险财政化是不可避免的趋势(洪正等, 2017^[11]; 刘尚希等, 2018^[6]; 方意和荆中博, 2022^[45])。

(三) 财政金融风险的伴生结构

从我国财政风险和金融风险的构成来看, 两者存在高度的重叠, 如地方政府债务风险、国有企业风险等。而在当前财政风险金融化、金融风险财政化的情况下, 两者相互交织和嵌套, 形成了我国独特的财政金融风险结构, 如图1所示。

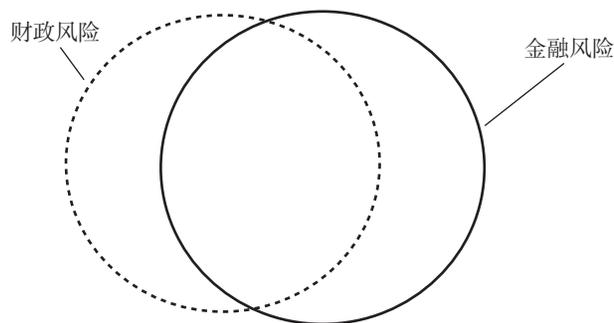


图1 我国财政金融风险结构

资料来源: 笔者绘制。

显然, 财政金融风险生成结构是两者互相依赖、密不可分。这既有我国金融体系和财政体系底层基础制度的原因, 也有我国经济发展过程中形成的金融体系复杂结构原因。处置如此复杂的财政金融风险结构, 需要细致分类逐个拆解, 更需要加强顶层制度设计, 从根源上遏制财政金融风险。

三、公共财政的金融救助

从全球金融危机来看, 全球主要国家系统性金融

风险的化解,都离不开财政对金融的救助(孙天琦和杜金岳,2021^[41])。需要说明的是,公共财政在金融机构救助中起着主导作用,这凸显了政府在化解和治理系统性金融风险中的重要功能(寇明婷等,2019^[46];陈忠阳和李珊珊,2022^[47])。

(一) 财政对金融救助的关键性作用

财政在处置和救助金融风险中发挥着关键性作用(孙天琦和杜金岳,2021^[41])。据统计,在对破产机构或者有重大问题机构的清算中,纳税人、存款人和政府承担着巨大的责任(王兆星,2020^[41]),而绝大部分为政府财政援助,体现出显著的财政兜底特征。在这其中,比较突出的是对问题银行救助严重依赖外部财政援助(陈忠阳和李珊珊,2022^[47])。

2008年金融危机爆发以后,美国、欧洲国家财政部门对金融机构尤其是对银行的救助,极大地缓解了金融危机对经济的负面影响。Acharya等(2014)^[48]认为金融危机中财政部门对银行机构的救助能够降低系统性金融风险,减轻金融危机带来的负面冲击。Acharya等(2018,2021)^{[49][50]}通过分析欧洲国家对银行机构的援助历史和援助手段(如政府财政担保、资本注入等),认为对银行业的救助不仅能够降低单个金融机构的风险,还可以缓解国家信用风险。Davila和Walther(2020)^[51]认为,对于单一银行的救助更宜采取财政援助措施,而应对多个银行机构或系统性金融风险时,应该采取一揽子方案。

总结各国财政对金融风险的处置经验做法,主要有以下三大措施:一是政府担保,主要是对问题银行或资产提供信用担保。例如2008年金融危机后,美国财政部、美联储、联邦存款保险公司共同为问题银行提供累计超过2.3万亿美元的担保;德国财政部先后为问题银行提供超过4000亿欧元的债务担保基金;英国财政部为问题银行提供了超过1340亿英镑的债务担保。二是资本注入。欧元区国家先后为问题机构注入3114亿欧元资本金;美国在TRAP框架下累计为高盛、摩根、富国等707家机构注入约2049亿美元资本金;英国对北岩银行直接国有化。三是大规模资产购买或救助(TRAP),通过成立资产管理公司或者投资计划购买问题资产。金融危机期间,美国财政部和私人投资者以1:1比例累计购买超过4140亿美元的有毒资产,欧元区国家和英国将问题资产剥离至“坏银行”(bad bank),以提高银行资产质量。

总体来看,财政采取相关措施救助金融风险至关重要,对于单个银行机构或者小规模的区域金融风险,财政通常实施定向救助;对于系统性金融风险,财政部门则和央行乃至其他机构进行配合,共同采取处置救助措施应对。

(二) 中国式财政金融救助

毫无疑问,财政是我国公共风险最终兜底者,承担着金融救助的最终成本(王朝财等,2014^[5])。这既由我国财政所承担的防范系统性金融风险的职责决定,更因我国财政是国有金融资本最重要出资人的特殊国情所决定。从金融机构风险的处置与化解实践来看,金融风险往往基本转化为财政风险,使中央财政和地方财政成为风险承担主体。

系统性金融风险是公共风险的重要方面,公共财政最主要的功能就是防范公共风险(刘尚希和武靖州,2021^[52])。我国财政作为公共风险的承担者,特别是系统性金融风险具有较强的传染性和外部性,对经济产生强烈的冲击,最终使得财政成为系统性金融风险损失的最终承担者(黄志凌,2015^[53])。为防范系统性金融风险对金融系统乃至经济系统的冲击和连锁反应,财政必须发挥其最终兜底责任人职能,果断处置问题金融机构,防范金融风险蔓延。

国有金融资本的出资人地位决定着财政必须对问题国有金融资本实施金融救助。在国有金融资本风险暴露后,财政作为最重要的出资人必须履行风险处置职责,以保证投资者和市场参与主体的利益,维护市场稳定。

四、财政监管与宏观审慎监管和 微观审慎监管的耦合

和央行一样,防范系统性金融风险和维护金融稳定是财政的重要职责之一(王朝财等,2014^[5])。而在主要发达国家中,财政是宏观审慎监管中的重要组成部分(王达,2015^[54];郑联盛,2019^[55])。同样,在微观审慎监管下针对具体的金融机构所进行的金融救助中,财政发挥着重要的作用(Beck等,2021^[56];陈忠阳和李珊珊,2022^[47])。财政监管能很好地配合宏观审慎监管和微观审慎监管,共同维护金融稳定。

(一) 财政在宏观审慎监管中的功能

有别于狭义上的财政政策,强调和重视财政监管在宏观审慎监管中的作用是十分必须且迫切的。从宏

观审慎的内在要求出发,及时阻断危机传染并解决金融系统内“激励相容”问题,是宏观审慎监管的重点(周小川,2011^[57])。

在应对金融稳定中,宏观审慎只是其中的一个重要工具,财政政策和货币政策都应该发挥相应的作用,如税收调整等(Caruana,2014^[58])。由于宏观审慎监管主要目标为促进金融体系稳健性并减轻金融体系的顺周期性,因此需要财政部门深度参加宏观审慎框架的制定(Borio,2014^[59])。在当前由BIS和G20推动并由央行主导的宏观审慎框架中,随着政府债务问题愈发严重,DSGE模型显示有必要重新审视财政监管的作用(朱军等,2018^[60];Dumicic,2019^[61];金成晓和姜旭,2021^[62])。财政监管不仅配合宏观审慎监管,更是宏观审慎监管的重要组成部分,越来越受到学术界研究重视。

财政监管中具体作用主要体现在两个方面:第一,从宏观审慎监管政策的参与主体来看,财政部门一直都是重要甚至主导的政府政策制定部门(王达,2015^[54]);第二,从宏观审慎的实施工具来看,管理“影子银行”系统是重要的工具手段(Hanson等,2011^[63]),而我国“影子银行”的资金需求来源主要是地方财政管理的融资平台。

值得说明的是,宏观审慎框架没有通用的实施模式(Caruana,2014^[58])。从我国的实践来看,我国实行以央行绝对主导的宏观审慎监管,财政部门基本被排除在外(郭子睿和张明,2017^[64])。在宏观审慎监管中由于部分监管严重缺位,政策协调出现问题,导致以融资平台为主的“影子银行”大幅扩张(熊婉婷,2021^[65])。而随着财政部门强力推进显性债务治理和隐性债务清理,融资平台债务融资才开始得到严肃规范,这充分表明财政监管的不可替代。研究表明,宏观审慎政策无法配合货币政策实现通胀、产出和信贷的稳定,只能采用财政政策应对经济衰退,在财政扩张背景下,宏观审慎政策会影响财政政策有效性,因此应该让财政当局参与到宏观审慎政策的制订而不仅仅是配合宏观审慎政策(卜林等,2016^[66])。

总而言之,财政监管不仅能够直接影响金融稳定和系统性金融风险的水平,而且还能够直接影响宏观审慎政策的有效性,应该重视和发挥我国财政监管在宏观审慎监管中的作用。

(二) 财政监管对我国微观审慎监管主体的约束

2008年金融危机爆发后,以商业银行为主体的

金融体系受到严厉批评,全球主要国家和国际组织出台了多个金融监管方案以加强对商业银行监管。巴塞尔协议III的出台,标志着全球微观审慎监管体系的建立,并试图加强与宏观审慎监管的结合(范小云和王道平,2012^[67])。和宏观审慎监管有所不同的是,微观审慎体现为每个金融机构都应保持自身的健康性,并通过监管来督促微观主体的健康性(周小川,2011^[57])。微观审慎监管的对象是商业银行体系,在我国微观审慎监管的主体为银监会(周慕冰,2015^[68])。综合来说,微观审慎和宏观审慎监管其目标是一致的,都是旨在采用严格的监管防范金融风险并维护金融稳定(胡利琴等,2012^[69])。微观审慎监管强调对单个金融机构的监管,对资本金和流动性方面提出了更高的要求,特别是对资质较差的银行采取更为严厉的措施以约束其商业行为以促进其健康发展。

由于我国商业银行体系高度国有化且商业银行的资产风险相当一部分来自于地方政府隐性债务风险,因此我国微观审慎监管中,财政监管有着重要作用甚至能够弥补微观审慎监管领域漏洞,主要表现在以下两个方面:

一是财政监管对商业银行体系的约束。商业银行体系高度国有化是我国金融体系的显著特征,截至2019年年末,我国银行业资产总额约为290万亿元,国有银行资产占银行业总资产比率高达85%,地方城商行、农商行和农村信用社等绝大部分银行机构由当地财政控股。财政作为最重要的出资人,代表政府、社会和纳税人行使监管权力,是以政治权力、财产权力、行政管理权力和信用权力作为重要依据(张馨,2004^[70];朱长才,2014^[71];叶子荣和段龙龙,2017^[72])。同时,在实际操作中,财政已经对商业银行的纳税、涉财政资金等方面进行监督,具有较强的职能优势和行政优势,因此财政监管可以做更大范围的延伸(王国清和彭海斌,2022^[73])。也可以说,财政监管可以延伸到微观审慎监管所不能触及的角落,配合微观审慎监管甚至填补微观审慎监管空白。

二是财政监管对融资平台的约束。长期以来,融资平台的债务融资大规模扩张,在缺乏严格债务监管和约束下,通过商业银行体系向外盲目扩张地方政府信用(郭玉清等,2016^[26];徐玉德,2021^[28]),而融资平台风险的恶化会在降低银行表内风险承担的同时增加银行的表外风险承担(汪莉和陈诗一,

2019^[74]), 这形成了银行体系内的重大风险隐患(李双建和田国强, 2022^[75]), 也在一定程度上提高其对其同业负债的依赖性并提升其融资成本, 最终加大银行体系内流动性风险隐患(张甜和曹廷求, 2022^[2])。因此, 为防范金融体系风险、降低商业银行风险承担, 应妥善处置地方政府债务风险特别是融资平台所造成的隐性债务风险(毛捷和徐军伟, 2019^[27])。除了加强对金融机构参与违规举债的监管, 更重要的是规范融资平台行为, 改变增长方式(徐鹏程, 2017^[76])。有鉴于银行资金业务的隐蔽性(何靖和邓可斌, 2019^[77]), 微观审慎监管对银行参与隐性债务融资或力有不逮。而作为融资平台控股股东的地方财政部门具有较强的督察和监管能力, 能够对融资平台直接进行监管和规范, 从而解决微观审慎监管短板, 实施好财政部门的结构性功能。

五、财政国有金融资本监管：垂直功能体系构建

由前述研究可知, 财政对国有金融资本进行监管是防范系统性金融风险的重要组成部分。财政监管既可以配合宏观审慎监管和微观审慎监管, 也可以作为宏观审慎监管和微观审慎监管的一部分直接行使监管功能。作为金融体系和金融稳定的最后防线, 财政应该发挥应有的国有金融资本监管功能作用, 防范系统性金融风险, 维护金融体系稳定。

(一) 财政监管国有金融资本功能的界定

财政作为公共资金的提供者和国有金融资本的出资人代表, 对于金融强化监管应符合我国国情和世界经济发展趋势, 立足于国有金融资本财政监管者定位, 发挥应有的监管职能, 补位金融监管。

从公共资金的提供者来看, 国有金融体系的发展应符合国家经济发展需求, 依据国家产业结构升级转型发展战略, 实施分领域资金供给策略。财政可立足于国家发展战略的资金需求, 有针对性地对国有金融体系提出经营要求, 发挥结构性乃至定向金融调节功能, 完善国有金融资本的市场布局。

从国有金融资本出资人的监督责任来看, 各级财政应在职责范围内对金融体系尤其是国有商业银行的经营进行常态化监管, 对其重要管理层进行任免和履职考评, 对重大经营决策进行重点监管和督查, 对国有金融资本和资产进行绩效考核。特别是对商业银行的监管应聚焦于行为监管, 当涉及地方政府融资平台信贷、房地产信贷和其他金融产品时, 应引导国有商

业银行将资金投向符合金融安全的需求领域, 提升资本运营绩效, 降低经营风险。

(二) 财政监管国有金融资本的目标和原则

从财政监管国有金融资本的目标来看, 防范系统性风险、维护金融安全和稳定是财政监管最重要目标之一(王朝财等, 2014^[5])。而支持实体经济发展是财政监管乃至宏观经济政策的本质要求(李青原等^[78]), 优化国有金融资本布局则是我国国有金融资本发展改革的现实要求(綦好东等, 2019^[79]), 三大目标相互促进、密不可分, 如图2所示。

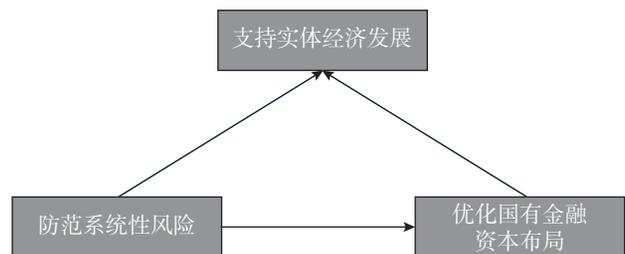


图2 财政监管国有金融资本的目标

从财政监管国有金融资本的原则来看, 财政监管原则应符合监管的核心通用原则, 即“透明性、竞争性和激励相容性”(Ho等, 2012^[80])。除此之外, 财政对国有金融资本监管还应该符合金融监管的基本原则, 系统性原则和有效性原则(张波, 2009^[81]; FSB, 2013^[82]; 马新彬, 2019^[83])。

财政监管国有金融资本的目标和原则, 为设计符合我国国情的财政监管框架提出了建设方向和可行性要求, 即在当前管理政出多门、权责不清、内部控制人管理不善等问题下(綦好东等, 2019^[79]), 应着力从顶层设计系统性、有效性、透明性监管框架。考虑到财政监管的系统性和有效性功能, 结合现有财政监督管理的垂直管理经验和人才优势, 应构架财政监管国有金融资本的垂直监管体系, 这是符合我国财政监管现实需求和可行性的监管框架, 也是有效落实党中央、国务院对国有金融资本管理的制度性安排。

(三) 财政监管国有金融资本的框架设计

财政监管国有金融资本, 首先要符合国家对国有金融资本管理的定位, 其次要符合全球宏观审慎监管和微观审慎监管的趋势, 最后要根据中国财政金融发展的现实国情进行设计。从我国财政兜底和国有资本出资人的角度出发, 我国的财政监管框架应重点参考美国、荷兰等国金融监管框架(金融监管和财政监管部分一体化)的设计经验, 充分调动中央和地方

两级财政对金融机构的双重监管职能，并针对国有商业银行进行重点监管，建立财政对国有金融资本的垂直监管体系（见图3）。

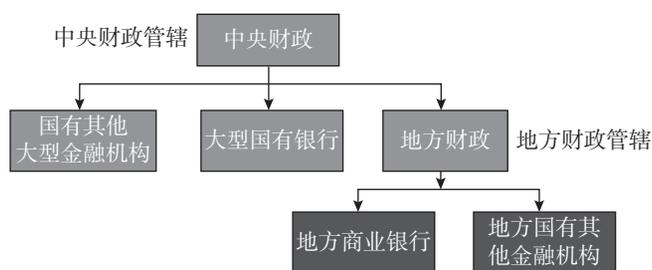


图3 财政垂直监管国有金融资本框架

在该监管框架中，按照国有金融资本监管的系统性和有效性要求，中央和地方政府财政部门的监管侧重点有所不同。中央财政部门在金融监管中承担的主要职能如下：

第一，作为财政监管国有金融资本的核心，中央财政部门负责顶层设计监管制度及法律法规，推进建设与金融发展和安全相符合的国有金融资本监管体系。

第二，作为财政监管国有金融资本的重要决策者，中央财政部门根据中央和国务院的指示，基于实际情况，参考国有金融资本体系的投融资导向，引导国有金融机构向国家重大领域提供融资支持，同时重点加强对金融投向地方政府融资平台、房地产企业、居民房地产信贷等领域的监管。

第三，作为财政监管金融制度的设计者，中央财政部门应该结合对国有金融资本体系的行为监管、绩效评价、管理者履职责任实施全方位管理，并和审计机构、全国人大等形成合力监管，引导国有金融资本健康发展。

第四，作为系统性金融风险的最终纾困者，国有大型商业银行在财政金融风险中处于最为突出的地位，中央财政监管应该对国有大型商业银行实施重点监管，并完善绩效评价体系和问责体系，真正让“监管长上牙齿”。

地方财政部门在国有金融监管中，既要积极实施中央财政对国有金融资本体系监管举措，还要对本地国有金融机构实施具体的监管，具体如下：

第一，地方财政部门依法依规制定地方国有金融机构监管标准和评价体系，接受和落实中央财政部门的金融监管业务指导和相关政策。

第二，根据本地国有金融体系构成，地方财政应

对地方国有金融机构实施全方位监管，防范区域性金融风险的发生。

（四）财政监管国有金融资本体系的制度保障

结合美国、荷兰等国家财政监管金融体系的制度设计，我国应从多层面、多角度构建监管制度保障，建立精准化的监管标准和行动指南，奠定监管制度基础。具体包括如下：

第一，联合相关部门研究出台《金融监管法》，明确财政、央行、金融监管局、证监会等部门监管国有金融资本体系的权力、责任和义务等内容，从法律上明确各部门、各层级监管分工，健全现代国有金融资本监管体系。

第二，在征求意见稿的基础上，尽快完善出台《国有金融资本管理条例》，明确各级财政对各级国有金融资本的管理内容，奠定监管制度基础，促进依法依规对国有金融资本实施监管。

第三，明确授权各级财政的监督、危机处置和救助职责。在处置系统性金融危机和区域性金融危机时，应该对中央财政和地方财政授权，并将危机处置救助方案提交全国人大和地方人大审议。

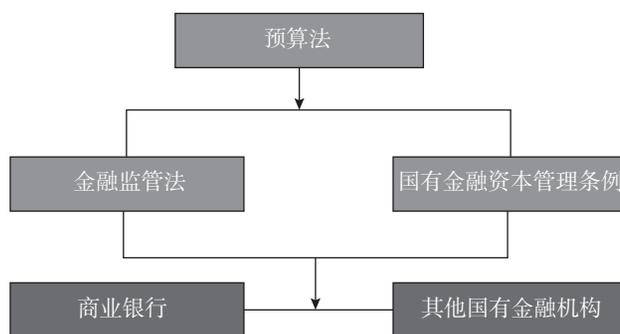


图4 财政监管国有金融资本体系的制度设计框架

（五）财政监管与宏观审慎监管的协调配合机制

财政作为国有金融资本监管的主要责任人之一，是国有金融体系乃至金融体系的最终风险防范化解屏障，在防范和处置金融风险方面的目标一般与作为最后贷款人的央行保持一致。目前，我国已设置金融稳定发展委员会，由国务院直管，具体负责统一进行金融发展和监管设计。从金融监管职责分工来看，宏观审慎监管由央行负责，微观审慎监管则由金融监管局和证监会具体实施，而财政对国有金融体系监管与宏、微观审慎监管存在较大的协调和整合空间（见图5）。

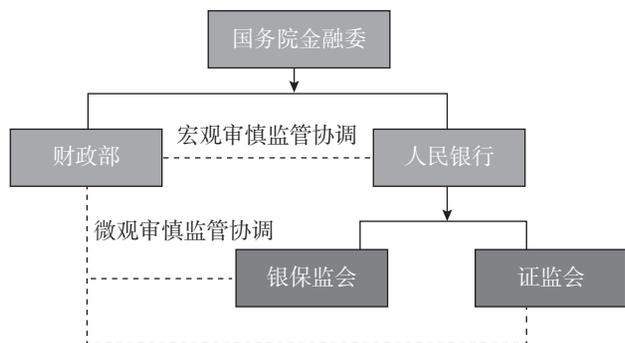


图5 财政监管与宏、微观审慎监管的协调配合

具体来说，财政监管与宏观审慎监管和微观审慎监管的协调路径和方式如下：

第一，应加强财政部门与宏观审慎部门的政策沟通。财政政策对宏观经济具有显著的影响，对防范系统性风险、区域性金融风险具有重要的意义，这与宏观审慎监管的目标相一致。因此，在实施具体的宏观审慎监管时，应充分发挥财政监管的职能，加强沟通协调形成合力，提升宏观金融监管的效能。

第二，发挥财政结构性功能，协调好微观审慎监管。财政政策具有较强的结构性特点，更适宜定向处置单个金融风险或区域性金融风险，与金融监管局的微观审慎监管配合，可强化对单一金融机构的严密监管，防范金融风险的传染，降低金融风险对经济的冲击。

第三，强化金融数据和信息交流共享。在金融稳定发展委员会下，财政和人行等金融监管机构有沟通，但在监管实施中，部门之间由于信息保密需要，信息不透明、数据不统一、彼此风险认知不清晰等现象频发。例如地方政府隐性债务数据、商业银行信贷投资数据、商业银行持有风险资产结构等，分割于财政部门与人行等不同部门，信息与数据交流渠道不顺畅，潜在风险较大，因此有必要在统一的框架下推动数据基础设施共建、监管平台相互开放，实现数据共享。

第四，在部际联合会框架下，建立金融风险处置程序和机制。一般而言，财政部门对金融机构具有较强的定向救助功能，但在现有的法律框架下，仍然缺

乏清晰的界定和规范程序。为切实保障财政资金安全，快速响应风险处置需求，应在《预算法》和《中国人民银行法》框架下，搭建财政和审慎监管金融风险处置框架，进一步明确财政部门和人行在金融风险处置中的责任和义务。

六、结论和展望

加强财政对国有金融资本体系的监管，是实现国有金融资本保值增值、促进国有金融体系高质量发展的客观要求，也是防范财政金融风险、优化国有金融资本布局的重要使命。应完善国有金融体系监管法律体系，构筑多元化的金融监管机制，健全财政对国有金融资本体系的监管体系，维护国有金融资本安全，防范化解财政金融风险，更好服务实体经济发展。

需要重点强调的是，针对金融体系的审慎监管从提出到构建时间较短，也没有统一的监管范式和框架，各国应基于本国国情构建自己的金融资本监管框架。在后续财政监管国有金融资本的垂直框架中，应重点考虑以下两个方面：第一，应基于财政防范公共风险、金融体系高度国有化的制度安排，建立系统性、有效性的财政监管包容制度，通过中央财政的顶层监管制度设计，透过增加各级财政监管局监管国有金融机构业务内容的安排，配合设立中央和地方国有金融资产控股平台、加强中央财政对地方财政监管业务指导等方式，依法依规实施财政监管。第二，强调与人行、金融监管局、证监会等金融监管机构和人大、审计的监管职责分配和协调，形成监管合力。

总而言之，从国际和国内的监管理论、实践和经验来看，对国有金融资本体系进行监管是金融大监管体系的重要组成部分，财政的总量与结构特征有利于与宏观审慎监管和微观审慎监管有机协调配合，有利于弥补金融监管部门监管的空白地带，有利于加强对重点领域的定向监管，从而解决财政与金融体制的割裂问题，形成多头式、全方位、系统式的国有金融资本监管体系，切实提高宏观经济政策的效能和质量。

参考文献

- [1] 胡悦, 吴文锋. 逆转的杠杆率剪刀差——国企加杠杆还是私企去杠杆 [J]. 财经研究, 2019 (5): 44-57.
- [2] 张甜, 曹廷求. 地方财政风险金融化: 来自城商行的证据 [J]. 财贸经济, 2022 (4): 21-35.
- [3] 徐忠. 新时代背景下中国金融体系与国家治理体系现代化 [J]. 经济研究, 2018 (7): 4-20.
- [4] 孙天琦, 杜金岳. 财政在金融风险处置中发挥了关键作用——2008年国际金融危机以来的国际经验研究 [J]. 清华金融评论, 2021

- (9): 16-18.
- [5] 王朝财, 刘尚希, 赵全厚, 孟艳, 封北麟, 龙小燕, 余贞利, 王珊珊. 财政应当积极防范系统性金融风险 [J]. 中国财政, 2014 (5): 46-49.
- [6] 刘尚希, 白景明, 傅志华, 程瑜, 李成威, 梁季, 梁强. 提升驾驭风险能力——“2017年地方财政经济运行”调研总报告 [J]. 财政研究, 2018, 421 (3): 2-13, 30.
- [7] Putnins T J. Economics of State-owned Enterprises [J]. International Journal of Public Administration, 2015, 38 (11): 815-832.
- [8] Beuselink C, Cao L, Deloof M, Xia X. The Value of Government Ownership during the Global Financial Crisis [J]. Journal of Corporate Finance, 2017, 42 (02): 481-493.
- [9] Boubakri N, El Ghoul S, Guedhami O, Megginson W L. The Market Value of Government Ownership [J]. Journal of Corporate Finance, 2018, 50 (6): 44-65.
- [10] 郭婧, 马光荣. 宏观经济稳定与国有经济投资: 作用机理与实证检验 [J]. 管理世界, 2019 (9): 49-64, 199.
- [11] 洪正, 张硕楠, 张琳. 经济结构、财政禀赋与地方政府控股城商行模式选择 [J]. 金融研究, 2017 (10): 83-98.
- [12] 郭敏, 段艺璇, 黄亦炫. 国企政策功能与我国地方政府隐性债: 形成机制、度量与经济影响 [J]. 管理世界, 2020 (12): 36-54.
- [13] 曹春方, 马连福, 沈小秀. 财政压力、晋升压力、官员任期与地方国企过度投资 [J]. 经济学 (季刊), 2014 (4): 1415-1436.
- [14] 张碧洲, 王胜, 谢振. 联合授信、产权性质与企业投资行为 [J]. 国际金融研究, 2021 (2): 87-96.
- [15] 沈红波, 华凌昊, 郎宁. 地方国有企业的投融资期限错配: 成因与治理 [J]. 财贸经济, 2019 (1): 70-82.
- [16] Zheng L, Pengfei W, Tao Z. Land-price Dynamics and Macroeconomic Fluctuations [J]. Econometrica, 2013, 81 (3): 1147-1184.
- [17] 梁若冰, 王群群. 地方债管理体制变革与企业融资困境缓解 [J]. 经济研究, 2021, 56 (4): 60-76.
- [18] Chen K, Ren J, Zha T. The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China [J]. American Economic Review, 2018, 108 (12): 3891-3936.
- [19] Chen Z, He Z, Liu C. The Financing of Local Government in China: Stimulus Loan Wanes and Shadow Banking Waxes [J]. Journal of Financial Economics, 2020, 137 (1): 42-71.
- [20] 李文喆. 中国影子银行的经济分析: 发展驱动因素 [J]. 经济学家, 2021 (3): 91-100.
- [21] 曹婧, 毛捷, 薛熠. 城投债为何持续增长: 基于新口径的实证分析 [J]. 财贸经济, 2019 (5): 5-22.
- [22] 汪峰, 熊伟, 张牧扬, 钟宁桦. 严控地方政府债务背景下的PPP融资异化——基于官员晋升压力的分析 [J]. 经济学 (季刊), 2020 (3): 1103-1122.
- [23] 贾康, 白景明. 县乡财政解困与财政体制创新 [J]. 经济研究, 2002 (2): 3-9.
- [24] 马金华, 宋晓丹. 地方政府债务: 过去、现在和未来 [J]. 中央财经大学学报, 2014 (8): 16-21.
- [25] 刘守英, 熊雪锋, 章永辉, 郭贯成. 土地制度与中国发展模式 [J]. 中国工业经济, 2022 (1): 34-53.
- [26] 郭玉清, 何杨, 李龙. 救助预期、公共池激励与地方政府举债融资的大国治理 [J]. 经济研究, 2016 (3): 81-95.
- [27] 毛捷, 徐军伟. 中国地方政府债务问题研究的现实基础——制度变迁、统计方法与重要事实 [J]. 财政研究, 2019 (1): 3-23.
- [28] 徐玉德. 地方政府隐性债务的内涵辨析与逻辑溯源 [J]. 财政研究, 2021 (9): 30-39.
- [29] 毛锐, 刘楠楠, 刘蓉. 地方政府债务扩张与系统性金融风险的触发机制 [J]. 中国工业经济, 2018 (4): 19-38.
- [30] 熊琛, 周颖刚, 金昊. 地方政府隐性债务的区域间效应: 银行网络关联视角 [J]. 经济研究, 2022 (7): 153-171.
- [31] 王学凯, 樊继达. 系统性金融风险: 内在逻辑、形成机制与防范策略 [J]. 中共中央党校 (国家行政学院) 学报, 2020 (6): 134-140.
- [32] 黄益平. 防控中国系统性金融风险 [J]. 国际经济评论, 2017 (5): 80-96, 5.
- [33] 白鹤祥, 刘社芳, 罗小伟, 刘蕾蕾, 郝威亚. 基于房地产市场的我国系统性金融风险测度与预警研究 [J]. 金融研究, 2020 (8): 54-73.
- [34] 周上尧, 王胜. 中国影子银行的成因、结构及系统性风险 [J]. 经济研究, 2021 (7): 78-95.
- [35] 霍腾博. 国家审计推动地方中小银行改革化险的路径及对策 [J]. 审计研究, 2021 (6): 7-11.
- [36] 陈卫东, 熊启跃. 集中度与金融稳定——国际经验及对中国银行业的启示 [J]. 国际金融研究, 2021 (6): 56-65.
- [37] 欧阳资生, 周学伟. 系统性金融风险对宏观经济的溢出效应研究——基于分位数对分位数方法 [J]. 统计研究, 2022 (10): 68-83.
- [38] 苗文龙, 张思宇, 钟伊云. 全球跨境信贷网络结构与系统性金融风险传染效应 [J]. 财贸经济, 2021 (12): 118-132.
- [39] 张成思, 贾翔夫, 廖闻亭. 金融化、杠杆率与系统性金融风险 [J]. 财贸经济, 2022 (6): 80-96.
- [40] 杨子晖, 陈雨恬, 林师涵. 系统性金融风险文献综述: 现状、发展与展望 [J]. 金融研究, 2022 (1): 185-206.
- [41] 王兆星. 防范化解系统性金融风险的实践与反思 [J]. 金融监管研究, 2020 (6): 1-5.
- [42] 龚金国, 罗焱, 龚晓岑, 史代敏. 包商银行事件对我国上市银行系统性风险的影响——基于Vine Copula SCCA半参数模型 [J]. 统计研究, 2022 (7): 87-100.
- [43] 易卓睿, 陈忠阳, 赵红梅. 打破同业兑付对金融债发行定价的影响——基于包商银行破产事件的实证研究 [J]. 证券市场导报, 2022 (4): 69-79.
- [44] 王辉, 朱家云, 陈旭. 银行间市场网络稳定性与系统性金融风险最优应对策略: 政府控股视角 [J]. 经济研究, 2021 (11): 100-118.

- [45] 方意, 荆中博. 外部冲击下系统性金融风险的生成机制 [J]. 管理世界, 2022 (5): 19-35, 102, 36-46.
- [46] 寇明婷, 杨海珍, 杨晓光. 金融危机的政府救助与国际协调 [J]. 管理评论, 2019 (10): 10-22.
- [47] 陈忠阳, 李珊珊. 问题银行救助、处置机制的全球改革方向及启示 [J]. 经济社会体制比较, 2022 (1): 69-76.
- [48] Acharya V, Drechsler I, Schnabl P. A Pyrrhic Victory? Bank Bailouts and Sovereign Credit Risk [J]. The Journal of Finance, 2014, 69 (6): 2689-2739.
- [49] Acharya V V, Eisert T, Eufinger C. Real Effects of the Sovereign Debt Crisis in Europe: Evidence from Syndicated Loans [J]. The Review of Financial Studies, 2018, 31 (8): 2855-2896.
- [50] Acharya V, Borchert L, Jager M. Kicking the Can down the Road: Government Interventions in the European Banking Sector [J]. The Review of Financial Studies, 2021, 34 (9): 4090-4131.
- [51] Davila E, Walther A. Does Size Matter? Bailouts with Large and Small Banks [J]. Journal of Financial Economics, 2020, 136 (1): 1-22.
- [52] 刘尚希, 武靖州. 风险社会背景下的财政政策转型方向研究 [J]. 经济学动态, 2021 (3): 13-23.
- [53] 黄志凌. 问题银行的判断与破产早期干预机制 [J]. 金融研究, 2015 (7): 45-59.
- [54] 王达. 宏观审慎监管的数据方法: 背景, 原理及美国的实践 [J]. 国际金融研究, 2015 (9): 55-65.
- [55] 郑联盛. 英国金融稳定治理框架: 权衡、改革与启示 [J]. 国际经济评论, 2019 (2): 142-159, 8.
- [56] Beck T, Da-Rocha-Lopes S, Silva A F. Sharing the Pain? Credit Supply and Real Effects of Bank Bail-ins [J]. The Review of Financial Studies, 2021, 34 (4): 1747-1788.
- [57] 周小川. 金融政策对金融危机的响应 [J]. 金融研究, 2011 (1): 1-14.
- [58] Caruana J. Macroprudential Policy: Opportunities and Challenges [EB/OL]. (2014) [2022-01-15]. <https://www.bis.org/speeches/sp141219.pdf>.
- [59] Borio C. Macroprudential Frameworks: (too) Great Expectations? [J]. Macroprudentialism, 2014, 12 (3): 29-45.
- [60] 朱军, 李建强, 张淑翠. 财政整顿、“双支柱”政策与最优政策选择 [J]. 中国工业经济, 2018 (8): 24-41.
- [61] Dumicić M. Linkages between Fiscal Policy and Financial (In) Stability [J]. Journal of Central Banking Theory and Practice, 2019, 8 (1): 97-109.
- [62] 金成晓, 姜旭. 基于宏观审慎视角的财政政策与系统性金融风险防范: 作用机制与政策规则 [J]. 财政研究, 2021 (2): 59-77.
- [63] Hanson S G, Kashyap A K, Stein J C. A Macroprudential Approach to Financial Regulation [J]. Journal of Economic Perspectives, 2011, 25 (1): 3-28.
- [64] 郭子睿, 张明. 货币政策与宏观审慎政策的协调使用 [J]. 经济学家, 2017 (5): 68-75.
- [65] 熊婉婷. 宏观审慎与微观审慎协调的国际经验及启示 [J]. 国际经济评论, 2021 (5): 34-52, 5.
- [66] 卜林, 郝毅, 李政. 财政扩张背景下我国货币政策与宏观审慎政策协同研究 [J]. 南开经济研究, 2016 (5): 55-73, 88.
- [67] 范小云, 王道平. 巴塞尔III在监管理论与框架上的改进: 微观与宏观审慎有机结合 [J]. 国际金融研究, 2012 (1): 63-71.
- [68] 周慕冰. 关于做好新常态下银行监管工作的几点思考 [J]. 金融研究, 2015 (7): 13-23.
- [69] 胡利琴, 彭红枫, 彭意. 我国银行业宏观审慎监管与微观审慎监管协调问题研究 [J]. 管理世界, 2012 (11): 174-175.
- [70] 张馨. 论财政监督的公共化变革 [J]. 财政研究, 2004 (12): 2-5.
- [71] 朱长才. 新形势下财政职能的重新定位 [J]. 财政研究, 2014 (7): 44-46.
- [72] 叶子荣, 段龙龙. “国家治理理论”: 中国特色社会主义财政本质的科学阐释 [J]. 财政研究, 2017 (1): 36-48.
- [73] 王国清, 彭海斌. 财政对商业银行监督的逻辑分析 [J]. 财政监督, 2022 (17): 23-29.
- [74] 汪莉, 陈诗一. 利率政策、影子银行与我国商业银行风险研究 [J]. 经济学 (季刊), 2019 (1): 1-22.
- [75] 李双建, 田国强. 地方政府债务扩张与银行风险承担: 理论模拟与经验证据 [J]. 经济研究, 2022 (5): 34-50.
- [76] 徐鹏程. 新常态下地方投融资平台转型发展及对策建议 [J]. 管理世界, 2017 (8): 8-13.
- [77] 何靖, 邓可斌. 跷跷板效应与金融风险防控——兼论“一委一行两会”新监管格局创新的意义 [J]. 经济学家, 2019 (3): 81-93.
- [78] 李青原, 陈世来, 陈昊. 金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据 [J]. 经济研究, 2022 (1): 137-154.
- [79] 綦好东, 苏琪琪, 彭睿, 程晓月. 国有金融资本管理体制: 现实问题、改革目标与关键机制 [J]. 会计研究, 2019 (9): 28-34.
- [80] Ho T, Palacios M, Stoll H. Regulatory Principles for the Financial System [J]. The Journal of Derivatives, 2012, 20 (1): 19-37.
- [81] 张波. 诱致性变迁中的制度供给滞后及其解决: 以中国金融综合化转型为样本 [J]. 财贸经济, 2009 (3): 20-25, 136.
- [82] FSB. Progress and Steps Toward Ending “Too-Big-To-Fail (TBTf)” [R]. Report to the G20, 2013.
- [83] 马新彬. 如何防范“大而不能倒”风险? ——系统重要性金融机构监管框架梳理 [J]. 金融市场研究, 2019 (11): 113-130.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

基层政府如何驱动预算绩效管理改革？

——基于 38 个县级政府的定性比较分析

How Can Grassroots Governments Drive Budget Performance Management Reform?

A Qualitative Comparative Analysis Based on 38 County Governments

何文盛 何忍星

HE Wen-sheng HE Ren-xing

[摘要] 2022 年年底，县级政府需要基本建成全方位、全过程、全覆盖的“三全”预算绩效管理体系。如何有效驱动县级政府预算绩效管理改革是实践界和学术界共同关注的问题。笔者基于 TOE 模型建立了基层政府预算绩效管理改革影响因素研究框架，运用定性比较分析，选取 38 个县级政府，探究技术、组织和环境因素驱动县级政府预算绩效管理改革产生良好成效的组合路径。研究发现：（1）单一因素并不能构成良好改革成效产生的必要条件；（2）“组织-环境驱动型”和“技术-环境驱动型”两种组合路径都能产生良好的改革成效，呈现了“殊途同归”的特征；（3）环境因素在两条组合路径中都发挥了重要支撑作用，组织因素与技术因素之间在一定程度上具有替代关系。

[关键词] 预算绩效管理 县级政府 TOE 模型 组合路径 csQCA

[中图分类号] F812.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 04-0027-11

Abstract: By the end of 2022, county governments need to complete a “all round, whole process, full coverage” budget performance management system. How to effectively drive the budget performance management reform of county-level government is the focus of practice and academia. Based on the TOE model, this paper establishes a framework for studying the factors influencing budget performance management reform in grassroots governments, and uses QCA to explore the combined paths of technical, organizational, and environmental factors that drive good results of the reform by selecting 38 county-level governments. The study finds that: (1) a single factor does not constitute a necessary condition for producing higher reform performance; (2) two combined paths of “organization-environment” and “technology-environment” can both produce good reform results, showing the characteristics of “all paths to the same destination”; (3) environmental factors play an important role in both combination paths, and there are alternative relationships between organizational factors and technological factors to some extent.

Key words: Budget performance management County government TOE model Combined path csQCA

[收稿日期] 2022-04-27

[作者简介] 何文盛，男，1974 年 2 月生，兰州大学管理学院教授，博士生导师，研究方向为政府绩效管理、预算绩效管理；何忍星，女，1994 年 7 月生，兰州大学管理学院博士研究生，研究方向为预算绩效管理。本文通讯作者为何忍星，联系方式为 herenxing@mail@163.com。

[基金项目] 国家社科基金重大项目“新时代财政政策效能提升的测度理论、方法与中国实践研究”（项目编号：22&ZD089）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、问题的提出

2018年9月,中共中央、国务院联合印发《关于全面实施预算绩效管理的意见》,提出“力争用3~5年时间基本建成全方位、全过程、全覆盖的预算绩效管理体系”。同年11月,财政部印发《关于贯彻落实〈中共中央 国务院关于全面实施预算绩效管理的意见〉的通知》要求“到2022年底市县层面要基本建成全方位、全过程、全覆盖的预算绩效管理体系”。县级政府在中国政府体系中处于承上启下的关键环节,是连接国家、社会和公众的桥梁纽带,承担了民生保障、维护稳定 and 经济发展等方面的落实责任(杨书文和薛立强,2021^[1])。预算如何分配是预算管理的核心问题之一,作为与社会公众面对面接触的基层政府,县级政府的预算分配效率和资金使用效益直接决定了公共产品和服务的供给质量(周隆武,2021^[2])。

由于我国长期实行财力向上集中、事权向下转移的财政和行政体制,使得下级政府财权和事权不匹配的矛盾突出。财权和事权的偏离使县级政府面临更为严重的财政压力,制约了教育、医疗等公共服务水平的提升(余靖雯等,2018^[3];张同斌和张敏晗,2018^[4])。针对这样的现实情况,我国实施了财政“省直管县”、财政资金直达机制等一系列针对性措施来减少财政资金在省级、市级等中间层级的次次停留与重重分配,希望能在一定程度上减轻县级政府的财政压力。除了借助外部力量减轻县级政府的财政负担之外,县级政府也需要发挥内部力量主动提高有限资金的配置效率和使用效益。我国建立“三全”预算绩效管理体系的重要目的就包括“推动财政资金聚力增效,提高公共服务供给质量,增强政府公信力和执行力”。县级政府开展预算绩效管理工作,与其面临较大财政负担且亟需提升资金使用效益的现实需求不谋而合。

与中央、省级、市级政府相比,当前我国县级政府实施预算绩效管理改革的实践进展较慢,改革效果不尽人意。并且,在改革过程中,县级政府面临的现实情境错综复杂,既包括组织外部因素,又包括组织内部因素,各因素不仅能够发挥单独作用,还可以相互作用于改革进程。尽管学界对绩效预算或预算绩效管理的研究已取得了一定成果,但大多关注中央

政府或联邦政府、省级政府或州政府的绩效预算或预算绩效管理改革工作(Guzman,2019^[5];Lu和Willoughby,2015^[6];何文盛和杜丽娜,2021^[7]),对县级政府预算绩效管理或绩效预算的研究较为缺乏,并且也较少探究影响县级政府改革的关键因素有哪些以及这些因素之间的复杂关系。尽管何文盛和蔡泽山(2020)^[8]已对影响市级政府预算绩效管理改革绩效的多重条件及组合路径进行了初步探索,但该研究将条件变量分为外部和内部两个方面,较少关注绩效指标体系是绩效评价的核心、工作人员是否能够满足改革所需等技术和组织特征等方面的问题,为本文进一步丰富此类研究提供了空间。

本文主要聚焦两个核心问题:一是哪些技术、组织和环境因素影响县级政府预算绩效管理改革?二是这些因素通过怎样的组合方式才能促进预算绩效管理改革产生良好成效?具体地,本文借鉴“技术-组织-环境”模型(即TOE模型)(丁依霞等,2020^[9]),构建基层政府预算绩效管理改革影响因素分析框架,以中国G省38个县级政府为例,尝试运用定性比较分析方法对县级政府预算绩效管理改革的关键因素及其组合路径进行探究,促进基层政府深化预算绩效管理改革。本文的主要贡献可能有两点:一是研究对象聚焦县级政府,丰富县级政府改革的相关研究;二是研究视角立足TOE模型分析预算绩效管理改革,丰富公共部门改革创新行为的相关研究。

二、文献回顾与研究框架

(一) 文献回顾

西方的绩效预算改革经历了20世纪40、50年代的传统绩效预算时期和20世纪90年代以来的新绩效预算时期(马蔡琛和朱旭阳,2019^[10])。由于学者们较多关注运用绩效信息和评价结果进行预算分配和决策,但实践过程中绩效信息对预算分配的影响十分有限(Jordan和Hackbart,1999^[11]),因而Ho(2018)^[12]转换思路,询问绩效预算是否是管理工具还是分配工具,并认为绩效预算作为管理和问责工具比分配工具更受欢迎,提出将绩效预算重新定义成“绩效预算管理”,强调绩效预算的管理功能。至此,西方的绩效预算改革开始从“传统绩效预算”“新绩效预算”转向“绩效预算管理”。中国的绩效管理古已有之,但真正意义上将绩效管理融入预算管理的预算

绩效管理思想开始于21世纪初。部分学者借鉴西方国家实行绩效预算的经验,探讨了在中国实施绩效预算的可能性和可行性(余小平和孔志锋,2004^[13])。湖北、北京、湖南、河北等地相继开始探索实施财政支出绩效评价(苟燕楠和李金城,2019^[14])。2003年党的十六届三中全会、2011年财政部发文、2018年中共中央和国务院联合发文,分别强调建立预算绩效评价体系、全过程预算绩效管理、“三全”预算绩效管理体系,大力推进预算绩效管理改革。至此,中国的预算绩效管理改革经历了“预算绩效评价”“全过程预算绩效管理”到“全面预算绩效管理”的发展阶段。

学界关于绩效预算或预算绩效管理的研究除了较多关注发展历程(Kong,2005^[15];何文盛和杜丽娜,2021^[7])之外,还探究了改革困境、应对策略、影响因素等方面。对于改革困境,学者们强调了绩效信息与预算分配挂扣难的问题(Guzman,2018^[16]),预算分配决策是基于利益相关者的权力斗争和政治意愿(Wang,2000^[17]),预算编制过程中固有的政治因素限制了绩效信息的使用(Hou和Lunsford,2011^[18])。另外,改革过程中还面临着绩效文化尚未形成、基础条件尚不完备、人大支持力度较弱、管理流程欠规范等迫切问题(李祥云,2020^[19]),尤其是县域的预算绩效管理存在制度创新性不强、评价指标体系的系统性和科学性有待改善、组织能力有待提升等现象(张冬梅和曹洁瑜,2022^[20])。针对这些问题,有学者强调不仅要重视法律制度建设、权力合理配置,还要重视绩效文化建设、管理能力提升、部门领导支持等(赵早早和何达基,2019^[21])。

对于影响因素,Lu和Willoughby(2015)^[6]通过梳理文献发现了一些反复出现影响绩效预算成败的因素,提出一个绩效信息用于预算分配决策的影响因素模型,涵盖了法律基础、绩效衡量系统特征、组织文化、政治和经济因素等。胡晓东等(2018)^[22]以“绩效预算”“预算绩效”为主题词对国内核心期刊文献进行了整理分析,依据主题内容将文献大致分为外部环境分析、内部运行框架以及技术方法改进三大类研究,其中外部环境包括法律支持、权力结构、绩效文化、信息化建设等,内部运行框架包括预算绩效监督体系、激励约束机制以及配套政府会计制度等,技术方法改进包括绩效目标管理、绩效指标体系设

计、绩效信息的生产与使用等。赵早早和何达基(2019)^[21]从多层次制度主义理论视角,分析了外部的经济、社会环境以及政府部门的组织能力、文化环境、部门领导等对绩效预算改革的影响。总的看来,现有研究大致探究了法律政策制定情况(Lu等,2009^[23])、经济发展水平(马蔡琛,2020^[24])、利益相关者的政治倾向或偏好(Gilmour和Lewis,2006^[25])等宏观环境因素;组织或项目的类型规模(Guzman,2019^[5])、组织文化(Mauro等,2018^[26])、能力水平(Lu和Willoughby,2015^[6])、部门领导(Ho,2018^[12])等中观组织因素;绩效目标设置(Wang,2000^[17])、绩效指标构建(Park,2019^[27])、信息化水平(Guzman,2020^[16])等微观技术因素的影响。

虽然已有研究关注了预算绩效管理改革的影响因素,但缺乏对多重因素之间协同效应的深入研究,尤其是缺乏县级政府改革背后的深层因素影响机理的探索,这也限制了对县级政府改革呈现差异现象的理解。因而,本文基于G省县级政府开展预算绩效管理工作的实践背景,运用清晰集定性比较分析方法,综合考虑技术、组织和环境三个方面的因素,识别县级政府有效推进预算绩效管理改革的组合路径。

(二) 研究框架

TOE模型最初用于解释组织对创新技术的采纳和应用受到技术、组织和环境因素的影响,之后被广泛用于公共部门的创新行为及其影响因素研究(张毅等,2020^[28];刘淑妍和王湖葩,2021^[29])。各级政府实施预算绩效管理改革是突破和改进原有预算管理方式的重要举措,也属于政府部门的创新行为,并且预算绩效管理改革也受到宏观环境因素、中观组织因素和微观技术因素的交叠复杂影响。基于此,本文借助TOE模型,结合学者们对于绩效预算或预算绩效管理改革影响因素的已有研究,从技术、组织、环境三个方面出发,构建基层政府预算绩效管理改革的影响因素研究框架(见图1),分析不同因素影响基层政府改革的组合路径。

在技术因素方面,本文重点关注基层政府部门的信息化建设和绩效指标体系构建情况。财政信息化建设是促进财政改革的技术支撑(王泽彩,2018^[30]),预算绩效管理过程也是一个信息管理的过程(何文盛和蔡泽山,2020^[8]),信息化建设水平决定了预算

绩效管理质量的高低。预算绩效指标不仅是绩效评价的依据,也是政府管理的价值导向,事关预算绩效管理改革的成败,绩效指标的设计问题也是当前我国预算绩效管理改革实施中亟需解决的重要技术攻关命题(马蔡琛和赵笛,2019^[31])。

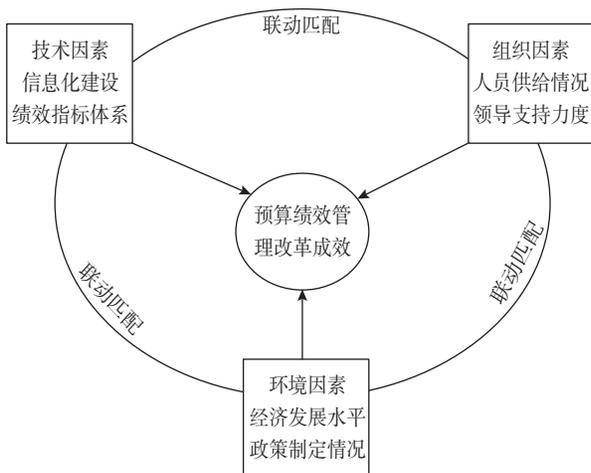


图1 基层政府预算绩效管理改革的影响因素研究框架

资料来源:作者自制。

在组织因素方面,本文重点关注基层政府部门的人员供给情况以及领导支持力度。人力资源充足与否与组织能力水平紧密相关,有研究表明预算分析人员较多的机构更倾向于采用绩效预算,并且随着人员数量的增加,将绩效信息与预算分配挂钩的可能性就会增加(Jordan和Hackbart,1999^[11])。在领导态度方面,有学者认为实施绩效预算改革的动力往往来自领导层。如果缺乏强有力的领导支持,那么实施绩效预算的可能性较低,如果获得领导者的支持,可以帮助协调各种利益,使改革取得渐进式进步(Ho,2018^[12])。

在环境因素方面,本文重点关注经济发展水平以及政策制定情况。地区的经济发展水平影响了预算绩效管理改革进度。有学者发现中国的预算绩效管理改革推进情况大致符合“胡焕庸线”的分布规律,即该线东南侧经济发达地区的改革进程较快,西北侧经济欠发达地区的改革进展较慢(马蔡琛,2020^[24])。相关政策的制定颁布也是影响预算绩效管理改革的关键因素。通过正式立法形式推进绩效预算改革或者法律政策内容较为详细健全的地区,为改革提供了合法依据和持久动力,也更加倾向于将绩效信息用于预算决策(Lu等,2009^[23])。

三、研究设计

(一) 研究方法

定性比较分析(QCA)使用集合论来表述特定案例的充分、必要等因果关系,认为特定的管理现象是由多因素共同作用产生的,聚焦于多要素的组态效应(杜运周等,2021^[32])。定性比较分析方法分为清晰集(csQCA)、多值集(mvQCA)和模糊集(fsQCA)三大类,其中csQCA适合处理二分类变量(李蔚和何海兵,2015^[33])。本文选用csQCA主要基于以下三个原因:一是实施预算绩效管理改革过程中会受到多重因素的交叠影响,已有研究虽已关注了不同因素的影响,但并未关于多因素的组合路径和联动效应进行充分讨论,QCA通过组态思维可以检验多要素的联动效应,并且能够遵循因果关系的非对称假设帮助发现不同结果的条件组合差异及原因。二是本文涉及的案例数量相对较少,并不适合进行大规模定量分析以及个案分析,而QCA适用于中小规模数量的案例分析。三是本文的条件变量和结果变量的判断方式均为“是”或“否”,皆属于二分变量,因而选用csQCA。

(二) 案例选择

2018年中央34号文出台之后,G省委、省政府贯彻落实中央政策精神,于同年制定了《关于全面实施预算绩效管理的实施意见》,积极开展省直部门和各市(州)的预算绩效管理工作考核。并将有关预算绩效管理工作考核情况的事项纳入了省直部门或市(州)领导班子和领导干部“工作实绩”或“经济社会发展实绩”指标体系之中,极大地促进了各市(州)、县(区)预算绩效管理工作。

本文选取G省14个市(州)的38个县(区)进行分析,每个市(州)平均纳入2~3个县(区),不仅能够代表G省整体的县级政府预算绩效管理改革情况,而且遵循了同质性和多样性的样本选取原则。一方面,38个县(区)同属于G省,确保了案例的同质性;另一方面,38个县(区)的经济发展水平不一,财政自给能力不同,兼顾了案例的多样性。尽管G省地处我国西部地区,但G省县(区)与其他省份县(区)的发展情况呈现出相似的特征,即省域范围内县(区)之间因地理位置、资源要素、发展方式等多方面的不同,发展水平呈现出明显差

距，特别是 GDP 水平较高和较低的县（区）之间差异尤为突出，并且 G 省县（区）之间的发展差距约处于东部和西部其他省份的中间水平^①。因而，G 省 38 个县（区）的选取对于研究中国县级政府的预算绩效管理改革具有一定的普遍意义。

2021 年 11 月至 2022 年 1 月期间，《G 省交通行业预算绩效指标体系建设研究》课题组开展了 G 省各地区全面实施预算绩效管理工作推进情况的实地调研，了解了各地的制度建设、机构设置、信息化建

设、指标体系构建、绩效自评、第三方评价应用以及全过程预算绩效管理的情况，为本文提供了丰富的数据资料。

（三）变量选择与赋值

根据基层政府预算绩效管理改革的影响因素研究框架，本文选取信息化建设、绩效指标体系、人员供给状况、领导支持力度、经济发展水平、政策制定情况作为条件变量，选取预算绩效管理改革成效^②作为结果变量。变量名称及赋值依据见表 1。

表 1 变量赋值

| TOE 框架 | 变量名称 | 赋值依据 | 赋值 |
|--------|----------------|---------------------------------------|----|
| 技术因素 | 信息化建设 (Inf) | 本地已建设并纳入使用信息化系统 | 1 |
| | | 本地尚未建设和使用信息化系统 | 0 |
| | 绩效指标体系 (Ind) | 本地已购买或自行开发了绩效指标体系（任何类型或领域的都可以） | 1 |
| | | 本地尚未构建任何类型或领域的绩效指标体系 | 0 |
| 组织因素 | 人员供给情况 (Re) | 本地的人员数量足以满足预算绩效管理工作的需要 | 1 |
| | | 本地的人员数量难以满足预算绩效管理工作的需要 | 0 |
| | 领导支持力度 (Le) | 本地既设置了专门的预算绩效管理工作机构，又成立了专门的预算绩效管理领导小组 | 1 |
| | | 本地并没有设置专门的预算绩效管理工作机构和领导小组 | 0 |
| 环境因素 | 经济发展水平 (Ec) | 本地的人均经济发展水平处于全省中位数以上 | 1 |
| | | 本地的人均经济发展水平处于全省中位数以下 | 0 |
| | 政策制定情况 (Po) | 本地制定的预算绩效管理相关政策文件数量为 3 个及以上 | 1 |
| | | 本地制定的预算绩效管理相关政策文件数量少于 3 个 | 0 |
| 结果变量 | 预算绩效管理改革成效 (Y) | 两位课题组成员一致判定该地改革成效取得良好及以上等级 | 1 |
| | | 两位课题组成员未能一致判定该地改革成效取得良好及以上等级 | 0 |

资料来源：作者自制。

根据变量的赋值依据，本文以课题组实地调研和深度访谈所获的一手资料以及各地区所提供的二手材料为基础，对各案例的条件变量和结果变量进行赋

值。根据已有经验（陶克涛等，2021^[34]），将一致性阈值设置为 0.8，案例频数阈值设置为 1，最终形成可用于 csQCA 运算的真值表（见表 2）。

① 比如，2020 年，中国东部地区 D 省，国内生产总值最高的县（区）约是最低县（区）的 200 倍；中部地区 H 省，国内生产总值最高的县（区）约是最低县（区）的 70 倍；西部地区 G 省是本文选取样本的省份，国内生产总值最高的县（区）约是最低县（区）的 103 倍。可见，三个省份内县（区）之间的发展水平存在较大差异，G 省县（区）之间的发展差距处于东部 D 省和中部 H 省之间，选取 G 省的县（区）作为研究样本具有一定的普遍意义。数据均来自于各省份 2021 年统计年鉴。

② 预算绩效管理改革成效划分为优秀（80 分及以上）、良好（70 分~80 分）、一般（60 分~70 分）、较差（60 分以下）四个等级。课题组成员根据 G 省省直部门和各市（州）的预算绩效管理工作考核内容，针对基础工作（组织保障、制度建设、指标体系）和全过程预算绩效管理（绩效目标管理、绩效运行监控、绩效评价、评价结果应用）情况综合评判县级政府的预算绩效管理工作成效。

表2 真值表

| <i>Inf</i> | <i>Ind</i> | <i>Re</i> | <i>Le</i> | <i>Ec</i> | <i>Po</i> | <i>Y</i> | <i>N</i> | <i>Inf</i> | <i>Ind</i> | <i>Re</i> | <i>Le</i> | <i>Ec</i> | <i>Po</i> | <i>Y</i> | <i>N</i> |
|------------|------------|-----------|-----------|-----------|-----------|----------|----------|------------|------------|-----------|-----------|-----------|-----------|----------|----------|
| 1 | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 3 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 | 0 | 1 | 1 |
| 0 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 3 | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 1 | 1 | 1 |
| 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 | 0 | 3 | 0 | 1 | 1 | 1 | 0 | 1 | 1 | 1 |
| 0 | 0 | 1 | 1 | 0 | 1 | 1 | 2 | 0 | 1 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 0 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 2 | 1 | 1 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 2 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 0 | 1 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 2 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 0 | 0 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 2 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 1 | 0 | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 1 |
| 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 | 0 | 2 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 1 |
| 1 | 1 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 |

资料来源：调研访谈。

四、结果分析

定性比较分析分为单个条件的必要性分析和条件组态的充分性分析两个步骤。前者检验单个条件（包括其非集）是否能够构成结果变量的必要条件，后者分析多个条件形成的组态所代表的集合是否为结果集合的子集（唐开翼等，2021^[35]）。

（一）单个因素的必要性分析

如果结果发生时总有某个因素存在，那么该因素称为结果变量的必要条件，换句话说，如果没有该因素，此结果就无法产生（张明和杜运周，2019^[36]）。当单个条件的一致性水平（Consistency）大于0.9时，

该条件为结果发生的必要条件（Ragin 和 Fiss，2008^[37]）。

本文运用 fsQCA 软件进行单因素的必要性分析，表3显示了预算绩效管理改革成效良好和非良好的检验结果。由表3可以看出，除了“~信息化建设”对“改革成效非良好”的一致性较高（0.95），其他单个条件的一致性水平皆小于0.9。这表明，“~信息化建设”是影响改革成效非良好的必要条件，但不存在影响改革成效良好的必要条件。与此同时，这也说明了各条件变量难以单独驱动县级政府预算绩效管理改革取得较好成效，我们必须对各个条件变量的不同组合情况进行深入分析，进而探究各种因素的多样组合对改革成效的影响。

表3 单因素的必要性分析

| TOE 框架 | 前因变量 | | 结果变量 | | | |
|--------|---------|-------------|--------|-------|---------|-------|
| | | | 改革成效良好 | | 改革成效非良好 | |
| | 变量名称 | 表示名称 | 一致性 | 覆盖度 | 一致性 | 覆盖度 |
| 技术因素 | 信息化建设 | <i>Inf</i> | 0.444 | 0.889 | 0.050 | 0.111 |
| | ~信息化建设 | <i>~Inf</i> | 0.556 | 0.345 | 0.950 | 0.655 |
| | 绩效指标体系 | <i>Ind</i> | 0.444 | 0.667 | 0.200 | 0.333 |
| | ~绩效指标体系 | <i>~Ind</i> | 0.556 | 0.385 | 0.800 | 0.615 |

续前表

| TOE 框架 | 前因变量 | | 结果变量 | | | |
|--------|-------|-------------|--------|-------|---------|-------|
| | | | 改革成效良好 | | 改革成效非良好 | |
| | 变量名称 | 表示名称 | 一致性 | 覆盖度 | 一致性 | 覆盖度 |
| 组织因素 | 人员供给 | <i>Re</i> | 0.833 | 0.750 | 0.250 | 0.250 |
| | ~人员供给 | ~ <i>Re</i> | 0.167 | 0.167 | 0.750 | 0.833 |
| | 领导支持 | <i>Le</i> | 0.778 | 0.700 | 0.300 | 0.300 |
| | ~领导支持 | ~ <i>Le</i> | 0.222 | 0.222 | 0.700 | 0.778 |
| 环境因素 | 经济水平 | <i>Ec</i> | 0.722 | 0.591 | 0.450 | 0.409 |
| | ~经济水平 | ~ <i>Ec</i> | 0.278 | 0.313 | 0.550 | 0.688 |
| | 政策条件 | <i>Po</i> | 0.833 | 0.600 | 0.500 | 0.400 |
| | ~政策条件 | ~ <i>Po</i> | 0.167 | 0.231 | 0.500 | 0.769 |

注：“~”表示逻辑“非”。

资料来源：作者自制。

(二) 条件组态的充分性分析

条件组态的充分性分析用于探究不同条件变量的组合导致特定结果发生的充分性。本文运用 fsQCA 软件进行条件组合分析，将一致性阈值设为 0.8，频数阈值设为 1，输出了简约解、中间解和复杂解三种结果（陶克涛等，2021^[34]）。简约解是对条件组合的

简化，复杂解是条件组合未经过简化的完整结果，中间解处于两者之间且一般优于两者（程建青等，2019^[38]）。因此，本文参考已有研究做法（何文盛和蔡泽山，2020^[8]；卓越和罗敏，2022^[39]），采用中间解进行分析（具体见表 4）。

表 4 县级政府预算绩效管理改革成效良好的条件组态分析

| 条件变量 | 组织-环境型 | | | | | 技术-环境型 | |
|--------|--------|-------|--------------|-------|-------|--------|-------|
| | 组态 1 | 组态 2 | 组态 3 | 组态 4 | 组态 5 | 组态 6 | 组态 7 |
| 信息化建设 | | ⊗ | | ⊗ | ⊗ | • | |
| 绩效指标体系 | ⊗ | | | ⊗ | ⊗ | • | • |
| 人员供给 | • | • | • | • | | ⊗ | ⊗ |
| 领导支持 | • | • | • | • | • | ⊗ | ⊗ |
| 经济水平 | | | • | • | • | • | • |
| 政策条件 | • | • | • | | • | | • |
| 一致性 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 原始覆盖度 | 0.389 | 0.333 | 0.444 | 0.111 | 0.111 | 0.111 | 0.111 |
| 唯一覆盖度 | 0.056 | 0.056 | 0.111 | 0.056 | 0.056 | 0.056 | 0.056 |
| 解的一致性 | 1 | | | | | | |
| 解的覆盖度 | 0.944 | | | | | | |

注：•表示该条件变量存在，⊗表示该条件变量不存在；空白代表该条件变量存在与否无关紧要。

资料来源：作者自制。

表4显示了6个条件变量对县级政府预算绩效管理改革成效良好的组合分析结果。县级政府改革成效良好的充分条件组合共含有7种组态,总体一致性是1且大于0.9,总体覆盖度是0.944,也就是7种组态总共可以解释94.4%的改革成效良好的案例,这说明7种组态总体上构成了改革成效良好的充要条件。单个组态的一致性均为1,表明这7条组合路径都是改革成效良好的充分条件。其中,组态3的一致性为1,原始覆盖度为0.444,唯一覆盖度为0.111,表明该组态可以解释44.4%的改革成效良好的案例,约11.1%的改革成效良好的案例仅能被这个组态解释,是改革成效良好覆盖度最高的组态。根据组态间的特征关系,本文将7种组态归纳为“组织-环境驱动型”和“技术-环境驱动型”两类县级政府预算绩效管理改革成效良好的组合路径,两种路径都需要经济或政策环境的支持。“组织-环境驱动型”对应组态1至组态5,“技术-环境驱动型”对应组态6和组态7。

“组织-环境驱动型”路径表明在经济和(或)政策环境的支持下,组织内部足够的人员供给和领导支持能够促进县级政府预算绩效管理改革取得良好成效。预算绩效管理改革是一个复杂、专业和持久的过程,不仅需要具备专业知识和能力的人员来开展工作,还需要领导在改革资源投入、利益沟通协调、绩效文化培育等方面提供长久的支持。组态3显示了拥有较好的经济和政策条件,再加上充足的人力资源以及较高的领导支持力度,能够促进县级政府预算绩效管理改革取得良好成效。组态1和组态2显示了尽管经济水平较差,但政策体系较完善、人力资源较充足、建立专门机构以及领导小组等依然可以产生较好的改革成效。组态4表明尽管政策体系有所欠缺,但经济、人员以及领导等共同作用也可以促进改革取得良好成效,尤其是领导支持改革可以短期内弥补政策体系的缺失效应。组态5表明经济状态、政策体系、领导支持三者组合也能够产生良好的改革成效,其中经济资源可用于人员引进或培训、信息化建设等方面,进而提升人员能力与技术水平,间接促进产生较好的改革成效。总体而言,领导支持在“组织-环境驱动型”的五种组态中均有出现,这说明组织因素中的领导支持对于产生良好的改革成效十分重要。典型案例为AN区。该区财政局为支持该项工作不仅建

立了专门的领导小组,还配备了2名工作人员来负责该项工作,为改革提供了人员和领导支持。此外,尽管该区预算绩效管理工作负责人上任较晚(于2020年7月上任),但该负责人十分重视改革工作,上任后不仅全面梳理了现有的政策制度以及相关科室的职责,还联合区发改委将该项工作纳入领导考核之中,以进一步增强相关部门的重视,并确定了“先广泛铺开、后提质增效”的总体工作思路。

“技术-环境驱动型”路径表明在经济和(或)政策环境的支持下,拥有信息系统和绩效指标体系也能够促进县级政府预算绩效管理改革取得良好成效。一方面,建设预算绩效管理信息系统或信息平台可以支持复杂的绩效目标、绩效监控、评价结果等绩效信息的搜集和整理工作,不仅提高了信息处理效率、促进了信息的互联互通,还帮助减少工作人员的任务量,使得工作人员从繁重的工作任务中脱身,从而将尽可能多的时间投入到相关改革策略的优化上。另一方面,绩效评价的核心就是绩效评价指标体系的构建,拥有科学合理的绩效评价指标体系既是开展预算绩效评价的基础,也是实施监督问责和整改的工具。组态6和组态7均显示了经济状况和绩效指标体系对产生较好改革成效的重要影响,组态6还包括信息化建设,组态7涵盖了政策体系。典型案例为LX区和YM市(县级市)。LX区在信息化建设上,已采购本地第三方机构提供的预算绩效管理信息系统,并将预算绩效目标编制、审核、绩效监控和信息公开等纳入了信息系统;在绩效指标建设上,已初步构建了关于部门整体支出、项目支出以及多个行业领域的指标体系,为开展预算绩效评价提供了依据。YM市在信息化建设上,建立的预算绩效管理信息系统已稳定运行约两年时间,涵盖了绩效目标设置、运行监控以及评价报告等全流程预算绩效管理的内容,能够满足当前的工作需要;在指标体系建设上,已形成《YM市绩效目标指标体系》,包含教育、卫生、环保等14个领域的共性指标体系,促使其改革工作走在前列。

值得关注的是,两种组合路径都需要环境条件的支持。一方面,经济较发达地区能够将充足的财政资源用于信息化建设、人才引进培训等,还拥有将绩效评价结果用于预算分配决策的较大空间,可为实施预算绩效管理改革提供经济保障。另一方面,数量较多、内容完备的预算绩效管理政策体系详细规定了改

革的目的、要求、范围、主体以及工作要点等,不仅可以为县级政府实施改革提供方向和行为参考,还能够避免因领导态度转变或人事变动给改革带来的随意性,保证改革的连续性和稳定性。可见,环境因素是促使县级政府预算绩效管理改革取得较好成效的关键条件。

五、结论与启示

(一) 研究结论

本文从公共部门改革创新行为出发,构建了基层政府预算绩效管理改革影响因素研究框架,运用csQCA方法对我国G省38个县级政府案例进行分析,探究技术因素、组织因素和环境因素驱动县级政府取得良好改革成效的组合路径,解释县级政府实施预算绩效管理改革背后多重因素的复杂互动效应。主要研究结论如下。

第一,单个因素都无法作为县级政府预算绩效管理改革良好成效的必要条件,改革工作取得良好成效的背后是多因素的共同作用,具体存在两条驱动县级政府改革取得良好成效的组合路径,即“组织-环境驱动型”和“技术-环境驱动型”。前者表明部门的人员供给充足和领导支持联同经济状况较好或政策体系完备促进改革产生良好成效;后者表明部门的信息化建设、绩效指标体系以及经济和政策环境协同作用产生较好的改革成效。其中,组织因素中的领导支持以及技术因素中的绩效指标体系分别在各自组合路径中均有出现,这两种条件是促进改革取得良好成效的核心条件。

第二,环境因素在两条路径中都扮演着重要角色。在“组织-环境驱动型”路径中,经济条件能够及时补位人员供给不足的短板,经济发展较好的地区拥有较多的财政资源和能力,可以用于人才引进或培养,减少工作人员短缺的影响。在“技术-环境驱动型”路径中,拥有较好经济条件的地区也可以将更多的财政资金用于信息化建设,通过资金支持为改革间接提供技术支撑。由此可见,环境因素可以弥补组织因素或技术因素的不足,三者共同影响县级政府的预算绩效管理改革成效,这也验证了本文最初的假设,县级政府预算绩效管理改革受到多重因素的综合影响,存在多条组合路径驱动改革产生良好成效。

(二) 政策启示

2022年年底是市县层面要基本建成“三全”预

算绩效管理的关键时间节点,为了促进这一目标的达成以及推动未来改革的提质增效,本文提出以下建议。

第一,县级政府需明确环境条件在预算绩效管理改革中的核心作用,努力提高经济发展水平,完善预算绩效管理政策体系。一方面,不同地区具有各异的资源和要素特征,县级政府可以依托域内的优势资源和要素,因地制宜发展特色产业,推进经济高质量发展,从而为改革提供较大的自主空间;另一方面,县级政府在颁布统领性的全面实施预算绩效管理的意见之外,还应制定预算绩效管理工作规程或实施细则、预算绩效目标管理、预算绩效运行监控、预算绩效评价结果应用、预算绩效管理问责等详细具体、可操作性强的政策文件,完善基层预算绩效管理政策体系,为改革提供稳定持续的动力支持。

第二,县级政府需重视组织条件对预算绩效管理改革的关键作用,提升组织人员的业务能力,强化组织领导的支持参与。县级政府往往面临着人少事多、一人身兼数职的现象,除了适当增加从事预算绩效管理工作人员的数量之外,还可以通过培训学习、调研学习等活动加强现有工作人员的能力建设,为预算绩效管理改革提供充足的人力资源支持。“领导重视”是县域治理中的一种重要的注意力分配方式,面对纷繁复杂的事务,领导的注意力是一种稀缺资源,对于工作推进具有关键作用(陈辉,2021^[40])。县级政府可以加强党委政府和各部门单位“一把手”、主管领导对预算绩效管理改革工作的支持关注,如参加改革工作推进会议、对改革工作作出指示批示等,促使相关人员为该项工作投入更多精力和资源,进而使改革产生良好成效。

第三,县级政府需加大技术条件对预算绩效管理改革的支持力度,加强信息技术的建设应用,构建预算绩效指标体系。县级政府在资源紧张的现实情况下,如若难以建立专门的预算绩效管理信息系统,那么可依托政府大数据平台和预算管理一体化平台建设优化预算绩效管理信息系统,使绩效管理 with 预算管理深度融合。绩效指标的设计是预算绩效评价的依据,是预算绩效管理的核心,事关全面改革的成败。县级政府亟需吸收多方经验,建立健全分领域、分行业的预算绩效指标体系,完善指标内容、评价标准、权重设置等多方面内容,设置指标动态调整机制,提升预

算绩效指标的科学性、合理性和适用性。

第四,县级政府应注重预算绩效管理改革过程中技术、组织和环境三种因素之间的组合效应。即从整体视角出发,根据三种因素对照自身,查漏补缺,扬长避短,设计具体详细的改革行动方案。比如,在技术受限的情况下,县级政府可以选择“组织-环境驱动型”路径,立足经济和政策基础,发挥人力资源充足、领导高度重视的优势提高改革成效。在组织条件受限的情况下,县级政府可以选择“技术-环境驱动型”路径,依托经济状况和政策体系,通过信息化建设、绩效指标体系构建等推进改革取得良好成效。总而言之,县级政府需要根据实际情况,选取合适的驱动路径,采取有效的改革举措。

(三) 贡献与不足

相较于其他预算绩效管理相关研究,本文的研究贡献有以下两点。第一,公共部门实施改革也属于一种组织采纳或推行创新行为。TOE模型被广泛用于影响组织创新行为或创新技术采纳的相关研究,本文将TOE框架引入公共部门的改革之中,详细探究县

级政府驱动预算绩效管理改革产生高绩效的组合路径,为研究公共部门预算绩效管理改革提供了新的视角,拓宽了TOE模型在公共部门改革创新中的应用范围。第二,县级政府实施预算绩效管理改革是当前研究的空白之处。先前研究大部分关注中央政府、省级政府的预算绩效管理改革,对于市级政府的关注较少,特别是县级层面研究更处于空缺状态。本文以38个县级政府为案例,探究县级政府如何驱动预算绩效管理改革取得高绩效,有效补充了现有研究。

不可避免的是,本文也存在一些不足。一是本文选取的县级政府案例均来自中国西部地区,中部地区和东部地区的案例未能纳入研究,未来的研究可以引入其他地区的案例,进而提高研究结论的普适性。二是虽已运用定性比较分析对不同因素的组合与改革成效之间的对应关系进行了建立和解释,然尚未使用定量分析对条件变量和结果变量之间的因果机制进行实证检验,未来将进一步收集一手或二手数据,对各变量之间的因果关系进行验证。

参考文献

- [1] 杨书文,薛立强.县级政府如何执行政策?——基于政府过程理论的“四维框架”实证研究[J].公共管理学报,2021(3):76-85,172.
- [2] 周隆武.县级政府预算支出分配机制:一个分析框架[J].地方财政研究,2021(4):47-56.
- [3] 余靖雯,陈晓光,龚六堂.财政压力如何影响了县级政府公共服务供给?[J].金融研究,2018(1):18-35.
- [4] 张同斌,张敏晗.县级财政负担、公共服务供给与经济增长效应[J].浙江社会科学,2018(2):62-74,157.
- [5] Guzman J P M. Can Centralized Performance Budgeting Systems Be Useful for Line Ministries? Evidence from Chile [J]. Public Budgeting & Finance, 2019, 39 (2): 23-43.
- [6] Lu E Y, Willoughby K. Performance Budgeting in American States: A Framework of Integrating Performance with Budgeting [J]. International Journal of Public Administration, 2015, 38 (8): 562-572.
- [7] 何文盛,杜丽娜.中国预算绩效管理改革的政策演进与双重逻辑——中央和省级政府双向互动的政策实践视角[J].中央财经大学学报,2021(6):3-15.
- [8] 何文盛,蔡泽山.地方政府预算绩效管理改革的关键要素与持续路径:一项定性比较分析[J].中国行政管理,2020(6):37-43.
- [9] 丁依霞,徐倪妮,郭俊华.基于TOE框架的政府电子服务能力影响因素实证研究[J].电子政务,2020(1):103-113.
- [10] 马蔡琛,朱旭阳.从传统绩效预算走向新绩效预算的路径选择[J].经济与管理研究,2019(1):86-96.
- [11] Jordan M M, Hackbart M M. Performance Budgeting and Performance Funding in the States: A Status Assessment [J]. Public Budgeting & Finance, 1999, 19 (1): 68-88.
- [12] Ho T K. From Performance Budgeting to Performance Budget Management: Theory and Practice [J]. Public Administration Review, 2018, 78 (5): 748-758.
- [13] 余小平,孔志锋.在我国实行绩效预算的设想[J].财政研究,2004(2):2-6.
- [14] 苟燕楠,李金城.当代中国预算绩效管理:理论发展与实践探索[J].求索,2019(4):174-181.
- [15] Kong D. Performance-based Budgeting: The U. S. Experience [J]. Public Organization Review, 2005, 5 (2): 91-107.
- [16] Guzman J P M. The Use of Performance Information under Performance Budgeting Systems: A Comparative Analysis of Chilean Line Ministries [J]. International Public Management Journal, 2020, 23 (4): 591-610.

- [17] Wang X. Performance Measurement in Budgeting: A Study of County Governments [J]. Public Budgeting & Finance, 2000, 20 (3): 102-118.
- [18] Hou Y, Lunsford R S, Sides K C, et al. State Performance-based Budgeting in Boom and Bust Years: An Analytical Framework and Survey of the States [J]. Public Administration Review, 2011, 71 (3): 370-388.
- [19] 李祥云. 我国地方财政实施预算绩效管理的效果、问题与政策建议——基于湖北省直预算单位和市县财政局的问卷调查 [J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版), 2020 (5): 50-58.
- [20] 张冬梅, 曹洁瑜. 新时代民族地区县域财政预算绩效管理的成效、问题及对策研究 [J]. 宁夏社会科学, 2022 (2): 104-111.
- [21] 赵早早, 何达基. 绩效预算理论新发展与启示 [J]. 中国行政管理, 2019 (3): 118-125.
- [22] 胡晓东, 尹艳红, 陈珏如. 中国政府预算绩效管理研究述评——基于2003—2017年文献 [J]. 甘肃行政学院学报, 2018 (3): 47-55, 127.
- [23] Lu Y, Willoughby K, Arnett S. Legislating Results: Examining the Legal Foundations of PBB Systems in the States [J]. Public Performance & Management Review, 2009, 33 (2): 266-287.
- [24] 马蔡琛. 2020后的预算绩效管理改革前瞻 [J]. 人民论坛·学术前沿, 2020 (14): 38-44.
- [25] Gilmour J B, Lewis D E. Assessing Performance Budgeting at OMB: The Influence of Politics, Performance, and Program Size [J]. Journal of Public Administration Research & Theory, 2006, 16 (2): 169-186.
- [26] Mauro S G, Cinquini L, Grossi G. External Pressures and Internal Dynamics in the Institutionalization of Performance-based Budgeting: An Endless Process? [J]. Public Performance & Management Review, 2018, 41 (2): 224-252.
- [27] Park J H. Does Citizen Participation Matter to Performance-based Budgeting? [J]. Public Performance & Management Review, 2019, 42 (2): 280-304.
- [28] 张毅, 陈瑞学, 宁晓静. 政府部门采纳政务新媒体行为变化的影响因素 [J]. 电子政务, 2020 (11): 108-120.
- [29] 刘淑妍, 王湖葩. TOE框架下地方政府数据开放制度绩效评价与路径生成研究——基于20省数据的模糊集定性比较分析 [J]. 中国行政管理, 2021 (9): 34-41.
- [30] 王泽彩. 预算绩效管理: 新时代全面实施绩效管理的实现路径 [J]. 中国行政管理, 2018 (4): 6-12.
- [31] 马蔡琛, 赵笛. 大数据时代的预算绩效指标框架建设 [J]. 中央财经大学学报, 2019 (12): 3-12.
- [32] 杜运周, 李佳馨, 刘秋辰, 赵舒婷, 陈凯薇. 复杂动态视角下的组态理论与QCA方法: 研究进展与未来方向 [J]. 管理世界, 2021 (3): 180-197, 12-13.
- [33] 李蔚, 何海兵. 定性比较分析方法的研究逻辑及其应用 [J]. 上海行政学院学报, 2015 (5): 92-100.
- [34] 陶克涛, 张术丹, 赵云辉. 什么决定了政府公共卫生治理绩效? ——基于QCA方法的联动效应研究 [J]. 管理世界, 2021 (5): 128-138, 156, 10.
- [35] 唐开翼, 欧阳娟, 甄杰, 任浩. 区域创新生态系统如何驱动创新绩效? ——基于31个省市的模糊集定性比较分析 [J]. 科学学与科学技术管理, 2021 (7): 53-72.
- [36] 张明, 杜运周. 组织与管理研究中QCA方法的应用: 定位、策略和方向 [J]. 管理学报, 2019 (9): 1312-1323.
- [37] Ragin C C, Fiss P C. Net Effects Analysis Versus Configurational Analysis: An Empirical Demonstration [J]. Redesigning Social Inquiry: Fuzzy Sets and Beyond, 2008: 190-212.
- [38] 程建青, 罗瑾琮, 杜运周, 闫佳祺, 钟竞. 制度环境与心理认知何时激活创业? ——一个基于QCA方法的研究 [J]. 科学学与科学技术管理, 2019 (2): 114-131.
- [39] 卓越, 罗敏. 基层政府组织持续创新: 关键因素和组合路径——基于14个政府部门创新台胞企集成环境的定性比较分析 [J]. 中南大学学报(社会科学版), 2022 (1): 161-170.
- [40] 陈辉. 县域治理中的领导注意力分配 [J]. 求索, 2021 (1): 180-187.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

动物精神、认知能力与投资者行为

Animal Spirit, Cognitive Ability and Investor Behavior

姜树广 韦倩 沈梁军

JIANG Shu-guang WEI Qian SHEN Liang-ju

[摘要] 投资者的动物精神被认为是导致市场波动和金融泡沫的重要原因。本研究围绕动物精神对三个层次的重要问题展开研究：一是作为非理性程度总体度量的动物精神是否像认知能力一样存在显著的个体差异及是否与具体的非理性行为具有一致性；二是体现理性决策能力差异的动物精神与体现个体基本思维能力差异的认知能力是否存在相关性；三是个体动物精神的差异是否对实际的股票投资行为和结果的差异具有解释力。本文基于深圳证券交易所个人投资者行为调查数据，对大样本真实个人投资者的动物精神、认知能力和投资行为进行测度和分析。研究发现：投资者群体中存在动物精神的显著差异，且多种个别的非理性行为度量值呈现明显的一致性；认知能力越高的个体呈现越低的动物精神倾向；个体动物精神的差异对投资行为差异具有显著的解释力。

[关键词] 动物精神 认知能力 股票投资 个人投资者

[中图分类号] F830.91 F063.4 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 04-0038-15

Abstract: Animal spirit is widely believed as a fundamental cause of financial market fluctuation and asset bubbles. We investigate three aspects of issues concerning animal spirit: First, we define animal spirit as the measure of an individual's overall irrational level. We test whether there exists significant heterogeneity of animal spirit and whether an individual's specific irrational behaviors are consistent with each other. Second, we study whether the individual differences in animal spirit are related to the differences in cognitive ability. Third, whether the differences in animal spirit can predict real stock trading behaviors and the final performance? We measure cognitive ability, animal spirit, and stock trading behaviors and investigate their interactions with a large sample of real Chinese investors based on survey data from the Shenzhen Stock Exchange. We find significant heterogeneity of the measured animal spirit among the sample, and several specific measures of irrational behaviors are consistent with each other. Individuals with higher cognitive ability levels showed significantly lower animal spirit. The differences in animal spirit are good predictors of stock trading behaviors.

Key words: Animal spirit Cognitive ability Stock investment Individual investor

[收稿日期] 2022-08-09

[作者简介] 姜树广，男，1983年2月生，山东大学经济研究院教授，研究方向为行为经济学；韦倩，男，1979年1月生，山东大学经济研究院教授，研究方向为行为经济学；沈梁军，男，1979年10月生，深圳证券交易所投资者教育中心职员，研究方向为投资者行为。本文通讯作者为姜树广，联系方式为 sgjiang@sdu.edu.cn。

[基金项目] 山东省高等学校青创科技计划创新团队“财务压力与决策行为：助推共同富裕的实地实验研究”（项目编号：2021RW005）；山东省泰山学者青年专家项目（项目编号：tsqn20213022）；山东省自然科学基金面上项目“社会困境视角下非道德行为的实验经济学研究”（项目编号：ZR2021MG024）。

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

动物精神 (Animal Spirits) 一词来自凯恩斯, 由阿克洛夫和席勒的著作发扬光大 (Akerlof 和 Shiller, 2010^[1]), 用以泛指决策中的非理性。尽管有关动物精神的思想源远流长, 但在经济学文献中多是作为一种理论的好奇, 主要聚焦于动物精神的群体层面 (悲观或乐观的市场情绪) 解释宏观经济波动 (如 Howitt 和 McAfee, 1992^[2]; Barsky 和 Sims, 2012^[3]; Farmer, 2013^[4]; Franke 和 Westerhoff, 2018^[5])。在金融市场中, 这一概念被作为有效市场假说的重要替代用以解释投资泡沫和市场波动等现象 (如 Farmer, 2012^[6]; Shiller, 2014^[7])。在这些文献中, 对动物精神的探讨多停留在概念层次, 对动物精神的微观度量和分析极为少见。

以西蒙 (Herbert A. Simon)、卡尼曼 (Daniel Kahneman)、塞勒 (Richard Thaler) 等学者先后获得诺贝尔经济学奖为标志, 过去几十年行为经济学在解释人类经济和金融决策中的非理性现象取得了一系列重大进展 (Thaler, 2015^[8]; Barberis, 2018^[9])。例如, 行为金融在微观层面对投资中偏离理性的系列行为展开了广泛的研究和探讨 (Barber 和 Odean, 2013^[10]), 并从过度自信 (何诚颖等, 2014^[11]; Daniel 和 Hirshleifer, 2015^[12])、娱乐和博彩心理 (Gao 和 Lin, 2015^[13]; 郑振龙和孙清泉, 2013^[14])、反周期的风险厌恶 (Cohn 等, 2015^[15])、情感情绪 (Hirshleifer, 2015^[16]; 陈荣达等, 2019^[17]) 等不同角度进行解释。

然而, 尽管行为经济学提出了大量的行为偏差概念, 但这些形式多样的行为解释对于我们理解真实的投资行为和金融市场现象并不令人满意 (Liu 等, 2020^[18])。例如, 使用单个的非理性行为偏差概念在理解真实投资行为时无法对类似如下的关键问题给出合理解答: (1) 不同的行为偏差是否具一致性的倾向, 如一个更加过度自信的投资者是否同样更加厌恶损失? (2) 如何比较具有不同行为偏差个体的总体非理性程度, 如一个高过度自信但低损失厌恶的投资者, 与另一个低过度自信但高损失厌恶的投资者谁更加不理性? (3) 非理性与实际行为结果的关系, 如单一度量的过度自信如何预测具有多种行为偏差的投资者的投资绩效? 由于实际的投资行为是反映了个体全部心理活动的综合作用结果, 实际的投资者间必然

存在总体非理性程度的异质性, 并通过一定的作用机制导致投资行为和投资绩效的个体差异。因此, 用一个统一的概念框架来对广泛的投资者行为作出解释是本领域发展需解决的核心问题。

在实证中这样的统一工作并不容易。一方面这些不同的行为解释针对特定行为异象具有类似的解释而在一些细微之处则存在差异, 这导致很难得到有效的数据对这些微妙的差异做出区分。另一方面要在一个单一的经验数据集中同时对多种行为偏差做出比较和度量, 这需要构造大量的代理变量。因此, 一个简化的处理思路便是, 我们不力图去将无穷多样的非理性行为偏差都进行度量, 而是构造一个可以对个体的总体非理性程度或者说动物精神进行度量的指标。心理学界已开始致力于理性商 (Rationality Quotient, RQ) 的测度, 意在可以像 IQ 一样将 RQ 作为衡量基本人际决策能力差别的重要指标。例如, 一个来自多伦多大学的心理学家团队 (Stanovich 等, 2016^[19]) 已发展出一套理性商综合测度的初步方法来对个体间理性思考能力的差别进行度量。心理学家的工作为科学测度个体理性差异的可行性奠定了重要基础并表明这一方向的重大意义。遗憾的是, 在经济学文献中尚没有度量个体动物精神差异的成熟方法。

区别于心理学的基础研究, 本研究主要聚焦于个人股票投资者群体在股票投资中的行为, 通过发展相应的测度方法度量个体整体动物精神的差异。这既与基本 RQ 的测度具有类似理论上的价值, 也更有具体的实践意义。通过对动物精神的个体差异进行度量, 可以对影响动物精神的更深层次机制展开研究, 并可直接分析动物精神对实际的投资行为和投资结果的影响。

当我们考虑动物精神作为重要的个体差异, 其与认知能力的关系便成为首先需要面对的问题。认知能力作为基本的人际差异被认为是形成决策偏好的根本因素, 已被发现与风险态度、时间偏好等基本的决策偏好相关 (Frederick, 2005^[20]; Dohmen 等, 2010^[21])。尽管理性的思维能力与认知能力不完全一致, 但两者之间必然存在复杂的内在联系。由于本研究考察的动物精神主要体现在行为的非理性, 个体根本认知能力的差异极可能是形成动物精神差异的重要原因。已有研究发现认知能力越高的个体有更高的金融市场参与 (Christelis 等, 2010^[22]; Grinblatt 等, 2011^[23]; Agarwal 和 Mazumder, 2013^[24]) 和股票投

资绩效 (Grinblatt 等, 2012^[25]), 这可能通过动物精神发挥作用。有理由预测, 认知能力越高的个体越可能避免动物精神的冲动而做出更理性的决策。

本研究通过真实个人投资者进行问卷调查的方式对动物精神和认知能力等微观特征变量进行测度和分析。通过一个独特设计的心理学量表方法对股票投资中的系列非理性现象进行测度并构造综合的动物精神指标, 结合投资者认知能力的测度指标和其他相关的股票投资行为数据对如下三个层次的问题展开研究: 一是个人投资者中是否存在动物精神的显著个体差异, 以及这种总体的动物精神与个别的非理性行为现象是否具有 consistency; 二是作为体现理性决策能力差异的动物精神与体现个体基本决策能力差异的认知能力是否存在相关性; 三是个体动物精神的差异是否对实际股票投资行为和投资绩效的差异具有解释力。

本研究的主要发现有: (1) 在较大样本量的真实个人投资者群体中存在动物精神的显著差异, 动物精神水平的度量值呈明显的正态分布, 多种个别的非理性行为度量值呈现明显的一致性。(2) 个体认知能力的差异与动物精神水平显著相关, 认知能力越低的投资者在投资行为中表现为更强的动物精神。(3) 个体动物精神的差异对投资行为差异具有显著的解释力, 动物精神越强的投资者股票投资的份额越高, 交易越频繁, 但实际的投资绩效越差。

本研究潜在的创新和贡献体现在如下方面: 一是尽管近年来在世界范围开展了一系列针对微观行为偏好的大型调查 (Falk 等, 2018^[26]), 本研究是首次针对真实的个人投资者收集认知能力和行为偏好等微观数据, 也是在中国范围内首次收集这一数据, 将为理解中国投资者群体的微观特征和相关的经济金融现象提供支撑。二是本研究首次对作为总体非理性的动物精神进行度量, 测度动物精神的个体差异并应用于股票投资行为的具体场景, 这为理性商测度为代表的新兴领域提供了新的视角和应用探索, 同时为行为金融和个人投资者行为研究带来新的视角和方法创新 (Barber 和 Odean, 2013^[10])。三是本研究首次将认知能力与个人的动物精神联系起来并发现认知能力是决定个人非理性水平差异的重要因素, 对近年来蓬勃发展的认知能力相关研究同样增添了新的视角 (如 Dohmen 等, 2010^[21])。

余文安排如下: 第二部分对本研究相关的领域文献进行梳理, 并分析与本研究的联系和不同之处; 第三部分介绍本研究使用的数据和度量方法并进行理论预测; 第四部分分别报告本研究的三个主要问题的数据分析结果; 第五部分是结论与总结。

二、相关文献回顾

本研究内容建立在三方面相关文献的基础上: 一是行为金融中涉及广泛非理性投资行为的研究; 二是关于非理性个体差异及认知能力的相关文献; 三是基于人际特征差异的投资者行为研究。

首先, 本研究受益于过去几十年蓬勃发展的行为金融研究。这些研究广泛考察了人们在金融投资中呈现的系列非理性现象, 如过度交易 (Odean, 1999^[27]; Liu 等, 2020^[18])、处置效应 (Barberis 和 Xiong, 2009^[28])、追随趋势的操作倾向 (Greenwood 和 Shleifer, 2014^[29]) 和羊群效应 (Avery 和 Zemsky, 1998^[30])、投资缺乏多元化 (Mitton 和 Vorkink, 2007^[31])、偏好本地股票 (Seasholes 和 Zhu, 2010^[32])、对信息过度反应或反应不足 (Frazzini, 2006^[33]; Barber 和 Odean, 2008^[34]; 郗金梁等, 2018^[35]) 等。这些广泛的非理性投资行为是动物精神在金融决策中的具体体现。

行为经济学和行为金融学者针对这些现象, 还提出了过度自信、参考点效应、损失厌恶、代表性偏差、乐观偏差等心理认知机制的解释。根据 Hirshleifer (2015)^[16] 的总结, 启发式简化、情感短路和自我欺骗三种基础心理可以解释大部分的决策偏差。根据双系统决策理论 (Kahneman, 2011^[36]), 人类大部分的决策依赖于直觉。在人类的演化进程中, 基于祖先环境形成的直觉在当今的环境会导致决策错误。情感则会导致理性判断的短路。在投资决策中依赖情感和直觉而不是审慎的分析可能会导致糟糕的结果^①。自我欺骗的心理则是导致过度自信的根本。这些文献尽管普遍认为动物精神是导致个人投资者表现较差的重要原因, 但尚没有在个体层面对动物精神进行测度。区别于以往文献, 本研究将度量作为总体非理性程度的动物精神的个体差异, 考察基于动物精神异质性的投资行为差异。

其次, 一些来自心理学文献为本研究的合理性和

① 如在股市下跌中的恐慌抛售, 或基于热情购买热门的股票, 都不是基于对股价的认真评价。

可行性提供了重要支撑。针对心理学和行为经济学提出的大量偏离理性的决策偏误, Stanovich, West 和 Toplak 等学者组成的团队通过一系列研究表明人们在犯这类决策偏误的倾向中存在系统性的个体差异 (Stanovich 和 West, 2008^[37]; Toplak 等, 2011^[38])。Stanovich 等 (2016)^[19] 进一步开发出一套理性商 (RQ) 综合测度的初步方法 CART (Comprehensive Assessment of Rational Thinking), 用以对个体间理性思考能力的差别进行度量。这一测度方法涉及 20 个子项目共 410 个具体的测试题目, 需要被测试者平均耗时 3 小时才能完成, 尚比较难以应用于如本研究中针对真实投资者群体的调查, 但为本研究提供了理论支撑。这些研究的另一方面重要意义还体现在深入探究了智商 (IQ) 与理性商 (RQ) 的内在联系与区别, 并且一些研究初步表明标准的认知能力测试可以对个体理性水平的差异作出解释 (如 Toplak 等, 2011^[38])。

近年来认知能力同样日益受到研究重视, 被用于解释广泛的行为现象。研究发现认知能力高的个体不仅通常寿命更长, 记忆更好, 反应更快, 收入更高 (Frederick, 2005^[20]), 有更好的工作表现 (Heckman 等, 2006^[39]), 而且比低认识能力的个体在风险和跨期决策中表现得更加耐心和低风险厌恶 (Frederick, 2005^[20]; Burks 等, 2009^[40]; Dohmend 等, 2010^[21]; Benjamin 等, 2013^[41])。认知能力也被用于对金融决策行为和投资绩效进行解释, 如研究发现认知能力高的个体更倾向于参与股票市场 (Grinblatt 等, 2011^[23]; 孟亦佳, 2014^[42]), 有更好的投资表现 (Korniotis 和 Kumar, 2011^[43]; Grinblatt 等, 2012^[25]; 宗计川等, 2017^[44])。在一项覆盖 76 个国家 8 万个样本的大型偏好测度项目中, Falk 等 (2018)^[26] 发现高认知能力的个体在跨期决策中更加耐心, 较少风险厌恶, 并更加具有互惠、利他和信任等社会偏好, 表明认知能力对行为偏好的差异具有重要的解释力。前期文献主要从实证角度考察认知能力与投资绩效的关系, 具体认知能力通过何种机制影响实际的投资结果尚有待深入考察。据作者所知, 目前尚没有文献对认知能力与投资中动物精神的关系进行考察, 本研究通过联系认知能力、动物精神和投资行为, 对认知能力影响投资行为的作用机制提供新的解释。

最后, 基于人际特征差异的投资行为研究也与本

研究密切相关。除了以上基于认知能力差异的相关文献, Barber 和 Odean (2001)^[45] 考察了性别差异的影响, 发现男性比女性更加交易频繁, 且男性的表现更为糟糕。Seru 等 (2010)^[46] 等发现投资者经验的差别对投资绩效具有显著影响。史永东等 (2009)^[47] 以及陈炜等 (2013)^[48] 考察了投资者资金规模差别对投资行为的影响。另外, 尹志超等 (2014)^[49] 发现金融知识和投资经验的个体差异对金融市场的参与有显著影响, 李涛和张文韬 (2015)^[50] 发现基于“大五”人格分类测度的人格特征差异对股票投资的参与具有显著影响。吴卫星等 (2018)^[51] 发现金融素养在人群中存在明显的异质性并导致个体借贷行为的差异。这些文献从不同角度对个人投资者间投资绩效差异的决定因素进行了考察, 但是尚没有关于个体总体理性程度差异与投资绩效关系的研究 (见 Barber 和 Odean (2013)^[10] 关于个人投资者行为的综述)。我们认为, 实际的个人投资者间必然存在非理性心理倾向的异质性, 并通过一定的作用机制导致投资行为和投资绩效的个体差异。因此, 本研究在测度个体总体动物精神的基础上, 通过实证分析考察其对投资行为和绩效的影响, 探究动物精神的个体差异是否导致投资行为和结果的差异。

三、数据、度量方法与理论预测

本研究使用数据来自深圳证券交易所个人投资者行为调查项目。该调查项目从 2009 年开始每年一次。在 2016 和 2017 年的调查中, 我们设计并加入了一系列对个人投资者微观行为特征进行测度的问卷, 并特别地包括测度动物精神和认知能力的问题。在 2019 年的深交所年度投资者行为调查中再次收集了这些信息^①。具体调查任务由深交所委托调查机构“益普索” (Iposos Loyalty) 分别于 2016、2017 年和 2019 年的 2~3 月期间通过在线访问的方式进行。调查采取了在不同城市样本配额的方式 (来自每个省份和城市的样本必须不低于一定数量) 以获取更有广泛代表性的样本, 另外调查前深交所通过互动易、公众号等日常投资者互动平台向真实投资者进行了调查推送, 并组织各大证券公司向不同地区营业部的投资者进行推广, 以提高样本质量。调查对象覆盖中国大陆除西藏外的全部 30 个省级区域, 近 300 个地级市,

① 由于每年深交所投资者行为调查会对部分题目进行调整, 2018 年的投资者行为调查没有覆盖本研究涉及的关键指标动物精神的度量部分。

全部为中国股票市场的真实投资者。调查最终取得总样本量为 33 578 个, 其中 2016 年 3 876 个, 2017 年 5 628 个, 2019 年 24 074 个。样本中女性占 44.3%。年龄最小 18 岁, 最大 60 岁, 平均 36 岁。受访者来自工人、农民、机关事业单位人员、教师、公司职员、私营业主、企业管理人员、学生等广泛的职业, 其中公司职员占比最高, 为 34.8%, 学生比例最低, 为不到 0.9%。受访者的教育水平普遍较高, 具有本科以上学历者占比约 61.9%。另外, 受访者收入水平和投资股票经验的分布都较为均匀。

该调查题目依顺序共分为 (1) 甄别问题、(2) 投资知识调查、(3) 风险偏好与投资行为、(4) 投资结果、(5) 投资者维权与教育、(6) 热点专题和 (7) 背景信息七大板块的 65 个具体问题。甄别问题通过性别、年龄、地区和是否投资股票等问题以筛选出合格的受访者, 个人收入、资产规模、投资经验等相关信息则放在调查的最后部分。本研究涉及的认知能力测度位于第 (2) 部分, 动物精神测度和投资行为位于第 (3) 部分, 投资绩效位于第 (4) 部分。在第 (3) 部分中首先测度风险态度, 然后测度动物精神, 最后测度交易频率等投资行为。

(一) 投资者动物精神的度量

本研究首要目标在于构造一个可以对投资者的动物精神进行度量和区分的指标。正如在引言中指出, 当前行为金融领域提出的诸如过度自信、损失厌恶、娱乐心理等形式多样的非理性行为偏差概念如何统一

度量是实证研究中面临的难题。为解决这一难题, 最新的一些文献大量转向使用基于调查的方法让投资者来自我报告他们的行为驱动因素和投资决策行为 (如 Greenwood 和 Shleifer, 2014^[29]; Choi 和 Robertson, 2020^[52])。这种方法获得的数据尽管可靠性不如经验数据, 但是可以对关心的问题直接测度并能同时对多维的变量进行测度。

本研究将动物精神作为非理性的一个整体概念。这一核心概念无法在经验数据中获得, 但是可以通过基于调查的方法将不同层面的非理性进行测度并编制为一个投资者动物精神的总体度量指标。在具体的调查问卷中, 我们使用心理学常用的七刻度量表方法, 要求被访投资者回顾自身投资经历中的行为和心理过程, 并在 1~7 的刻度上对如表 1 所列的现象与自身的切合度进行评分, 1 表示完全不同意, 7 表示完全同意。投资者回应的数值越高, 表示某种非理性倾向越高。具体的度量量表如表 1。

尽管表 1 的量表难以穷尽投资者的非理性行为现象, 但这些测度问题的选取尽量代表了投资者在股票投资中的典型非理性行为现象。毫无疑问, 这些条目单独来看都是对非理性行为模式的重要描述, 不论它们是来自共同的还是不同的更深层次的心理机制。由于我们的目标在于测度个体差异, 因此并不力图为每一种非理性现象提供理论解, 如我们把对处置效应倾向的测度作为非理性程度水平测度的一部分, 而不管处置效应背后的机制是什么。

表 1 投资者动物精神测度表

| 指标 | 情况描述 | 非理性成分 |
|-----|--------------------------------------|------------|
| AS1 | 我总是过早卖出上涨的股票而长期持有亏损的股票 | 处置效应 |
| AS2 | 我总是因为听到某个消息就急切地买入某只股票 | 冲动、羊群行为 |
| AS3 | 我在股市大跌中充满了恐惧, 觉得会一直跌下去 | 恐惧、损失厌恶 |
| AS4 | 我总是高买低卖同一只股票, 把握不好股票波动的节奏 | 锚定、频繁交易 |
| AS5 | 在股市大涨中我知道股价太高了不合理, 但相信买了之后能以更高价卖出 | 乐观偏差、过度自信 |
| AS6 | 我喜欢操作股票, 当节假日不能操作股票时会觉得缺了点什么 | 娱乐心理 |
| AS7 | 我会频繁地更换股票, 结果股票总是一买就跌, 一卖就涨 | 时间不一致偏好、焦虑 |
| AS8 | 我宁可购买认为明天可能涨 10% 的股票也不买 1 年后可能翻一倍的股票 | 不耐心 |

Stanovich 等 (2016)^[19] 也使用了类似的方式构造理性商的综合指数, 且一些条目的选择与我们非常类似, 如使用了框架效应 (framing)、锚定 (ancho-

ring)、过度自信、时间偏好等测度。Stanovich 等 (2016)^[19] 的理性商测试需要 3 个小时, 即使简短版本的也需要 100 分钟, 难以在大型的投资者调查中进行

行实施。尽管本研究使用的测度条目是描述性的，但对于实际的投资者行为调查来说更容易为受访者理解并诱导其报告真实的个人状况。

通过基于以上指标构造一个综合的度量既可以从整体上反映个体的动物精神，也可以避免使用单一指标代表非理性存在的偏差。基于表1量表测度的数据，我们通过两种方式构造动物精神的指标：一是对所有

变量 (AS1~AS8) 进行直接的加总 (AS_{sum})；二是通过对8个单项指标进行因子分析后，提取这些变量的第一主成分作为度量 (AS_{first})。表2上部分报告了动物精神测度的八个量表的因子分析结果，从中可见只有一个因子的特征值大于1且KOM检验值为0.904，表明使用第一主成分的合理性。表2下部分的因子载荷矩阵和因子得分展示了原始变量与因子之间的对应关系。

表2 动物精神指标的因子分析

| | | | | | | | | |
|--------------|---------|---------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 因子 | Factor1 | Factor2 | Factor3 | Factor4 | Factor5 | Factor6 | Factor7 | Factor8 |
| 特征值 | 2.987 7 | 0.118 3 | -0.038 6 | -0.066 5 | -0.087 8 | -0.108 7 | -0.117 7 | -0.124 1 |
| 比重 | 1.165 9 | 0.046 2 | -0.015 2 | -0.025 9 | -0.034 3 | -0.042 4 | -0.045 9 | -0.048 4 |
| 累计 | 1.165 9 | 1.212 0 | 1.197 0 | 1.171 0 | 1.136 8 | 1.094 3 | 1.048 4 | 1.000 0 |
| 指标 | AS1 | AS2 | AS3 | AS4 | AS5 | AS6 | AS7 | AS8 |
| Factor1 因子载荷 | 0.679 6 | 0.737 5 | 0.720 3 | 0.699 6 | 0.641 3 | 0.743 4 | 0.581 0 | 0.581 6 |
| Factor1 因子得分 | 0.186 0 | 0.201 8 | 0.197 1 | 0.191 5 | 0.175 5 | 0.203 4 | 0.159 0 | 0.159 2 |

(二) 认知能力的度量

本研究使用 Frederick (2005)^[20]发展的认知反应测试方法 (CRT) 对投资者的认知能力进行测度。这一测度方法有如图1所示的三个简单问题构成：

(1) 球拍和一个球共值1.1美元。球拍比球贵1美元，球的价格是多少？___美分。

(2) 如果5台机器花费5分钟可生产5个产品，那需要100台机器花费多少时间生产100个产品？___分钟。

(3) 在一个湖中有一片睡莲。每天，睡莲的面积翻一倍。如果睡莲占满整个湖面需要48天，那么睡莲占满一半湖面需要多少天？___天。

图1 认知能力的测度

这三个测度问题的特征是都存在一个大脑直觉中很容易快速获得的答案，但这个答案是错误的。如第一个问题很容易想到答案是10美分，但如果仔细计算就会发现正确的答案应该是5美分。类似第二题的直觉答案是100，而正确答案是5，第三题的直觉答案是24，而正确答案是47。由于这三个问题实际比较简单，较少依赖于个体的教育和知识水平的，且非常便于在调查问卷中使用，因此被作为认知能力的经典测度方法而被广泛使用。大量研究文献支持了该方法对测度认知能力的稳健性（如Bialek和Pennycook, 2018^[53]）。

根据投资者对三个问题的正确回答，可将认知能

力划分为四个档次，即答对0题、1题、2题和3题全对。认知能力的分布情况如表3，得分0表示答对0题，对应最低的认知能力等级，相应地，1、2和3分别表示答对1题、2题和3题，认知能力随得分相应提高。尽管样本的平均学历水平较高，本人群中认知能力的分布相对均匀，度量的认知能力具有较好的异质性。

表3 认知能力在个人投资者中的分布情况

| | | | | |
|--------|-------|-------|-------|--------|
| 认知能力得分 | 0 | 1 | 2 | 3 |
| 比例 (%) | 17.10 | 21.39 | 25.92 | 35.59 |
| 观测值 | 5 742 | 7 184 | 8 703 | 11 949 |

(三) 投资行为与投资绩效的度量

为了进一步考察投资者动物精神的个体差异是否对实际投资行为的差异具有解释力，本研究还在调查中测度和收集了投资者的股票投资行为和投资绩效的数据。我们重点关注三个维度的变量：一是投资者在股票资产中的投资份额，二是投资者交易股票的频率，三是投资者在股票投资中的年度回报率（投资绩效）。

风险资产的投资份额是投资行为研究中常用的变量（如尹志超等, 2014^[49]；李涛和张文韬, 2015^[50]）。本研究使用投资者投入股票的资产占现时家庭总流动资产投资总金额的比例作为投资份额的代理变量，投

投资者在 1 至 7 的刻度上选择不同的投资份额状况：0~10%，11%~20%，21%~30%，31%~50%，51%~75%，76%~79%，100%，也可以选择回应为“不清楚/不知道”。

个人投资者频繁交易导致较高的交易成本，是导致投资损失的重要原因（Odean, 1999^[27]；Barber 和 Odean, 2001^[45]）。频繁交易也会导致错失市场机会，在市场上涨中出现投资者感慨的“满仓踏空”现象。因此交易频率是研究投资者行为的另一项重要指标。我们在问卷中使用了 1 至 7 级的量表来度量交易的频繁程度，交易频繁程度依次提高，1 表示过去 1 年中没有进行交易，7 表示平均每天进行多次交易。

投资绩效是衡量投资者行为结果的终极指标，调查中使用了如下问题要求投资者报告其过去一年的投资绩效：“过去一年您在股市中的投资总体收益大概为多少（亏损为负的收益）？”投资者需要在 1 至 9 的量表中选择，1 表示亏损在 -50% 以上，9 表示收益在 100% 以上。

为了研究结论的稳健性，我们还进一步对另外三种重要的投资行为进行度量和分析。一是持股数量，问题为“过去一年中，当您持有股票时，您手中通常持有多少只股票？”受访者在 1 至 6 的量表中选择从少到多的股票数量。二是交易风格，问题为“如果把您只能划分为两种交易者中的一种，您认为自己更倾向哪种？”受访者需在“追涨型”或“抄底型”中选择一种。三是止损策略的使用，问题为“当您的股票下跌时，是否用过止损策略，比如当股票价格下跌到一定比例时坚决抛出？”受访者需要在 1 至 5 的量表上对使用程度进行选择，数值越大表示止损策略的使用越多。

除了以上重要变量，调查中还收集了投资者性别、年龄、职业、教育程度、个人收入与家庭收入状况等人口统计学变量以及投资经验等其他与投资相关的变量。另外，为了控制对金融决策有重要影响的风险态度，调查中还基于 Eckel 和 Grossman（2008）^[54]方法对个人投资者的风险态度进行了测度，并可依据测度将投资者划分为风险厌恶、风险中性和风险爱好三种类型。实际调查样本中 71.17% 的投资者可归类

为风险厌恶型，10.98% 的投资者可归类为风险中性，而 17.85% 的投资者可归类为风险爱好型^①。

（四）理论预测

在实际的金融市场中，从 2008 年全球金融危机到 2015 年中国股市异常波动，投资者非理性行为展现得淋漓尽致。特别是个人投资者，在金融交易中被称为“噪音交易者”，是动物精神的直接体现者，不仅投资常常遭受亏损，也被认为是造成市场异常波动的重要原因。尽管如此，实际的个人投资者并非全是“噪音交易者”，而是存在千差万别的异质性个体，股票投资有人赚钱有人亏，动物精神也应该存在显著的个体差异，并导致实际投资行为和投资绩效的异质性。Stanovich 等（2016）^[19]等研究也初步证明理性思维能力存在系统性的个体差异，可以预期本研究测度的个体动物精神将呈现显著的异质性，并在各种具体的非理性现象中存在一致性，因此有如下假设 1。

假设 1：总体动物精神水平呈现显著的个体异质性，并与具体的非理性行为现象保持一致性。

假设 1 意味着通过以上 8 个具体条目测度的非理性水平具有显著的正相关性，即对于引言中提出的关键问题一，本研究预测在一种行为中更加非理性的个体在另一种行为中同样会更加非理性。

认知能力构成个体决策能力差异的根本方面。根据双系统决策理论（Fudenberg 和 Levine；2006^[55]；Brocas 和 Carrillo，2008^[56]），决策的结果来自耐心而风险中性的慎思系统和冲动而风险厌恶的情绪系统（直觉）相互作用的结果。认知能力的差异很大程度反映了大脑决策中直觉与慎思的资源分配，而动物精神在本质上体现为依赖本能直觉进行决策的倾向。尽管如 Stanovich 等（2016）^[19]所论述理性决策能力与认知决策的思维基础和方式并非相同，但两者也显然存在某些共同的思维基础，有理由推测认知能力越高的个体更容易判断客观世界的真实面目从而抑制来自本能的冲动。因此，本研究有如下假设 2。

假设 2：动物精神与认知能力存在显著相关性，动物精神水平随认知能力提高而降低。

在动物精神存在异质性的基础上，更有现实意义的命题在于这种异质性是否对实际的投资行为和结果

① 在所有调查研究中，都面临受访者随意进行报告和故意报告非真实信息的问题，本研究同样可能存在该问题导致的偏差，特别是投资者可能对其投资行为和投资绩效等敏感信息进行隐瞒。在本调查中，受访者在网络进行作答，匿名性得到较好的保障，可以较大程度规避故意欺骗的问题，但是可能导致更严重的随意报告问题。为此，本调查题目中随机安排一部分题目与受访者的报酬相挂钩，在问卷开始时将之作为基本信息告知受访者，这样受访者有进行认真作答的激励。

产生影响。除大量行为金融的研究表明非理性导致糟糕的投资表现外，许多研究还发现个体理性思维倾向的差异与现实生活广泛的决策表现存在联系（Thaler和Sunstein, 2008^[57]；Thaler; 2015^[8]）。由于动物精神导致非理性的投资行为和糟糕的投资结果，那么可以预期动物精神水平的差异也将导致投资行为和投资结果的差异，因此有如下的研究假设3：

假设3：投资者的动物精神越强，实际的投资绩效越差。

假设3还意味着动物精神的差异将导致一系列具体投资行为的差异，最终导致实际投资结果的差异。

四、结果分析

（一）动物精神的异质性与一致性

表4报告了所有单个变量（AS1-AS8）、加总指标（ AS_{sum} ）和第一主成分（ AS_{first} ）之间的相关系数，可以发现所有变量都高度正相关。这一结论支持了以上假设1，表明动物精神在各种具体的非理性行为表现中具有一致性。同时，第一主成分与加总指标几乎完全相关（相关系数0.948），表明第一主成分对所有变量赋予了类似的权重，本研究使用的心理学量表测量效果较好。

表4 动物精神指标的相关性

| | AS1 | AS2 | AS3 | AS4 | AS5 | AS6 | AS7 | AS8 | AS_{sum} | AS_{first} |
|--------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|------------|--------------|
| AS1 | 1 | | | | | | | | | |
| AS2 | 0.414 8 | 1 | | | | | | | | |
| AS3 | 0.389 5 | 0.465 7 | 1 | | | | | | | |
| AS4 | 0.463 5 | 0.457 5 | 0.436 6 | 1 | | | | | | |
| AS5 | 0.338 4 | 0.398 6 | 0.365 4 | 0.359 2 | 1 | | | | | |
| AS6 | 0.277 0 | 0.355 0 | 0.308 4 | 0.301 2 | 0.349 9 | 1 | | | | |
| AS7 | 0.461 6 | 0.482 1 | 0.445 4 | 0.499 5 | 0.370 7 | 0.335 4 | 1 | | | |
| AS8 | 0.292 7 | 0.343 2 | 0.325 8 | 0.304 1 | 0.317 6 | 0.318 8 | 0.343 5 | 1 | | |
| AS_{sum} | 0.669 7 | 0.726 7 | 0.691 4 | 0.703 8 | 0.645 5 | 0.610 3 | 0.730 3 | 0.610 6 | 1 | |
| AS_{first} | 0.734 8 | 0.721 2 | 0.689 9 | 0.792 6 | 0.525 3 | 0.423 9 | 0.790 0 | 0.448 8 | 0.947 6 | 1 |

如果我们构造的动物精神指标在对人群度量中可以得到良好的分布，则说明这种度量基本满足本研究的需要。图2报告了以 AS_{first} 度量的动物精神在调查样本中的分布情况，可以看到该指标分布几乎呈正态分布，表明对个体动物精神的度量具有良好的区分

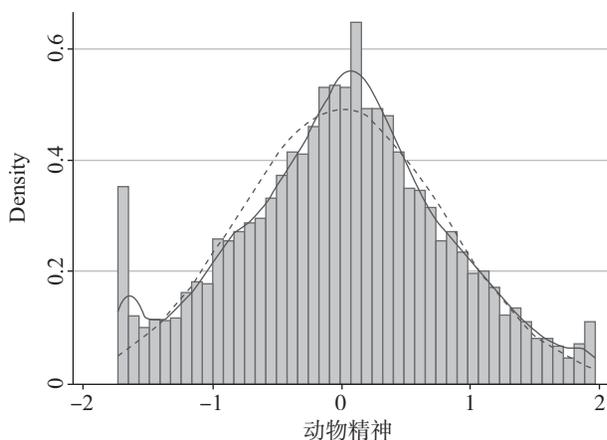


图2 动物精神 AS_{first} 的密度分布情况

注：图中横轴为动物精神的第一主成分 AS_{first} 取值，虚线为相应的正态分布曲线，实线为核（kernel）密度估计。

度，同时也表明动物精神可以进行微观度量且在人群中存在明显的异质性，支持研究假设1的预测。

（二）认识能力与动物精神：动物精神的影响因素

图3报告了四组不同的认知能力等级个体平均的动物精神水平，可以看出，动物精神随认知能力的提

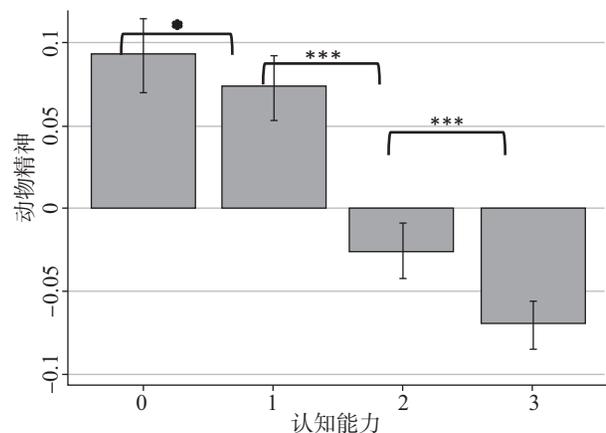


图3 不同认知能力等级的动物精神差异

注：动物精神指标为认知能力不同档次对应的 AS_{first} 。**表示两组的动物精神的差异在5%以上水平显著，***表示两组的动物精神的差异在1%以上水平显著。

高逐渐减弱。从图3也可以发现认知能力得分最低的两组的动物精神第一主成分落在正值的区域但两组的差距不是很明显,而得分最高的两组的动物精神第一主成分均落在负的区域且差距比较明显。由于实际得分为0的分布相对较少且得分0和1均处于认知能力比较低的范围,且为下文分析简便我们以下将认知能力划分为低能力(得分0和1)和高能力(得分2和3)两组进行考察。不论加总的动物精神还是第一主成分度量低认知能力组的动物精神均显著高于高认知能力组($p < 0.001$, 双侧 t 检验)。

以上结果支持了研究假设2,表明认知能力与动物精神存在显著的相关性。然而,性别、年龄等更根本的人际差异可能导致了认知能力和动物精神的共同差别,因此进一步深入探究可能决定个体动物精神水平的其他影响因素同样重要。接着我们在控制其他主要人口统计学变量的基础上进一步通过回归分析考察认知能力对动物精神的影响。分别以加总的动物精神指标 AS_{sum} 和第一主成分 AS_{first} 作为被解释变量,使用OLS回归进行分析。除了认知能力(低认知为参照),解释变量还包括基本的人口统计学变量性别(女性为参照)、年龄段、教育水平和收入水平、职业和省份,并控制调查数据的年份效应。另外的兴趣变量还包括投资经验。我们关注是否随投资经验的累

积投资者会变得更加理性,即是否动物精神会有所下降。回归结果见表5。在回归中我们首先控制了性别和年龄这两个最根本的人际差异变量,认知能力和动物精神均可能因这种基本的人际差异而不同。其次,我们进一步控制了教育水平、收入、投资经验和职业的变量。尽管这些因素受到后天的社会因素的影响,但仍可能对个体的认知和理性产生根本的影响而导致系统性的差异。最后,我们加入不同地理位置(省份)和调查年份的控制变量,以控制样本来源差异可能导致的系统偏差。这些变量均是微观实证研究中常规控制的基本变量。

在所有的回归模型中,高认知能力个体的动物精神都在1%显著性水平上低于低认知能力个体。与研究假设2的预测一致,低认知能力导致更高的动物精神,即更倾向在投资中基于直觉而不是慎思进行决策。同时也可以发现男性的动物精神水平显著低于女性,而年龄的影响在控制其他因素后变得不显著。教育水平的提高和投资经验的增加均显著降低投资者的动物精神水平。在加入其他控制变量后,认知能力的回归系数均出现了明显的下降而模型的拟合度有明显的提升,这可以解释为教育水平等因素与认知能力可能存在较强的相关性,且动物精神存在认知能力外更广泛的决定因素。

表5 认知能力对动物精神的影响

| | AS_{sum} | | | AS_{first} | | |
|-------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | | | | | | |
| 认知能力 | -1.681*** (0.111) | -1.627*** (0.114) | -1.399*** (0.111) | -0.129*** (0.009) | -0.123*** (0.009) | -0.108*** (0.009) |
| 性别 | -0.586*** (0.107) | -0.658*** (0.109) | -0.790*** (0.107) | -0.073*** (0.009) | -0.076*** (0.009) | -0.085*** (0.009) |
| 年龄段 | -0.122*** (0.027) | -0.059* (0.034) | -0.038 (0.034) | -0.007*** (0.002) | -0.003 (0.003) | 0.002 (0.003) |
| 教育水平 | | -0.334*** (0.068) | -0.401*** (0.067) | | -0.029*** (0.006) | -0.032*** (0.006) |
| 收入 | | -0.038** (0.018) | -0.020 (0.019) | | -0.005*** (0.002) | -0.004*** (0.002) |
| 投资经验 | | -0.108*** (0.017) | -0.044** (0.018) | | -0.007*** (0.001) | -0.003** (0.001) |
| _cons | 32.141*** (0.152) | 34.206*** (0.464) | 39.197*** (0.557) | 0.150*** (0.013) | 0.359*** (0.039) | 0.596*** (0.047) |
| 职业 | 未控制 | 控制 | 控制 | 未控制 | 控制 | 控制 |
| 省份 | 未控制 | 未控制 | 控制 | 未控制 | 未控制 | 控制 |

续前表

| 调查年份 | AS _{sum} | | | AS _{first} | | |
|----------------|-------------------|--------|--------|---------------------|--------|--------|
| | 未控制 | 未控制 | 控制 | 未控制 | 未控制 | 控制 |
| 观测值 | 33 578 | 31 858 | 31 858 | 33 578 | 31 858 | 31 858 |
| R ² | 0.009 | 0.016 | 0.061 | 0.009 | 0.014 | 0.045 |

注：括号中为稳健标准差。*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。认知能力的变量以答对0题和1题的低能力组为参照值。

（三）动物精神对投资份额、交易频率和投资绩效的影响

以上分析已经得到动物精神在投资者中存在显著的异质性分布的结论，接着我们通过回归来考察动物精神是否导致实际的股票投资行为和绩效的差异。被解释变量分别为股票投资份额、交易频率和投资绩效。主要的解释变量使用动物精神的第一主成分变量AS_{first}。由于被解释变量都是具有自然排序的多值离散变量，采用有序probit回归模型进行分析^①。控制变量包括性别、年龄段、教育水平、投资经验、收入水平、投资者的职业和所在省份等基本人口统计学变量，并控制数据的调查年份效应。根据Wooldridge (2010)^[58]的做法，我们可以通过有序probit回归考察动物精神值的变动对被解释变量每提高一个单位排序的概率的影响。表6报告了有序probit的回归系数并在括号中报告了稳健标准误^②。

表6第列（1）是以股票投资占家庭总流动资产的比例作为被解释变量。根据调查结果，投资股票金额占家庭流动资产在10%及以内的投资者约占总体样本的17.24%，投资额占比在11%~20%之间的投资者约占总样本的23.31%，投资额占比在21%~30%的投资者约占总样本的29.66%，投资额占比在31%~50%的投资者约占总样本的19.71%，投资额占比在51%~75%的投资者约占总样本约7.66%，投资额占比在76%~99%的投资者约有2.20%，而不足0.22%的投资者表示流动资产100%投入股票。回归结果显示动物精神越强的投资者越倾向于将更多的家庭流动资产进行股票投资。男性的投资份额显著高于女性，并随年龄的提高投资份额也显著提高。投资者的教育和收入水平越高，股票投资的份额也越高。投资经验越长（开户时间越久），投资份额却相应越

低。需要指出的是，尽管文献中基于股权溢价之谜多将更高份额的股票投资作为理性选择，中国个人投资者动物精神导致更高的股票投资份额仍是合理的：一是中国股市的长期表现并不佳，如Allen等(2021)^[59]发现中国股市的长期累积回报甚至低于5年期的定期存款，即并不存在股权溢价；二是中国的股市波动性非常大，很少投资者进行长期投资，持赌博投机心态的投资者更可能投入更多金额到股市。

列（2）报告了以交易频率为被解释变量的回归结果。调查显示，约3.35%的投资者每天都会进行数次股票交易，约16.34%的投资者每1~2天会交易1次，28.95%的投资者平均每周交易1次，约31.53%的投资者每月交易1~2次，10.7%的投资者约每季度交易1次，6.94%的投资者每年交易1~2次，而2.13%的投资者在调查时的前一年没有进行交易。从回归结果可以看出更强的动物精神显著伴随更高的交易频率。另外，男性显著地比女性交易更为频繁，这与Barber和Odean(2001)^[45]等的发现一致。随年龄段的增长交易频率较低但随投资经验增加却提高了交易的频率，这可能由于调查问卷中年龄段和投资经验具有较强的相关性所导致。教育水平和收入对交易频率的影响则不显著。

列（3）报告了作为股票投资终极衡量标准的投资绩效为被解释变量的结果。调查结果显示，约5%的投资者过去一年投资亏损在50%以上，10.64%的投资者亏损在30%~50%之间，27.05%的投资者亏损在10%~30%之间，18.46%的投资者亏损在10%以内，18.32%的投资者盈利10%以内，15.42%的投资者盈利10%~30%，3.64%的投资者盈利30%~50%，0.90%的投资者盈利50%~100%，约0.57%的

① 以加总的动物精神指标AS_{sum}为解释变量的结果与AS_{first}除系数不同外无差异。有序logit回归模型的结果与有序probit的结果一致。

② 尽管更有意义的结果是动物精神变动一个标准差对每个被解释变量排序等级影响的边际效应，但由于本研究涉及的被解释变量排序值较多且本研究主要关注变量的影响方向，本文没有报告回归的边际效应。

投资者表示盈利在 1 倍以上。可见个人投资者间股票投资的结果存在显著的差异。需要指出的是，在 2019 年调查中投资者的投资收益大幅低于前两次调查中的情况，这与股票市场的年度行情高度相关。回归分析的结果完全支持以上提出的研究假设 3。可以

发现，动物精神对最终的投资绩效具有非常显著的影响，动物精神越强的投资者投资绩效越差。另外，性别对投资绩效的影响并不显著，随年龄增长则表现越来越差。教育水平和收入水平高的投资者投资表现较好，投资经验也显著提高了收益水平。

表 6 动物精神对股票投资的影响：有序 Probit 模型

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 投资份额 | 交易频率 | 投资绩效 | 投资份额 | 交易频率 | 投资绩效 |
| AS_{frist} | 0.058*** (0.007) | 0.073*** (0.007) | -0.150*** (0.007) | | | |
| 认知能力 | | | | 0.019 (0.012) | -0.023* (0.012) | -0.003 (0.012) |
| 性别 | 0.094*** (0.012) | 0.123*** (0.012) | -0.001 (0.012) | 0.088*** (0.012) | 0.117*** (0.012) | 0.013 (0.012) |
| 年龄段 | 0.054*** (0.004) | -0.022*** (0.004) | -0.038*** (0.004) | 0.054*** (0.004) | -0.022*** (0.004) | -0.037*** (0.004) |
| 教育水平 | 0.059** (0.007) | -0.007 (0.007) | 0.032*** (0.007) | 0.056*** (0.007) | -0.009 (0.007) | 0.037*** (0.007) |
| 投资经验 | -0.018*** (0.002) | 0.009*** (0.002) | 0.023*** (0.002) | -0.018*** (0.002) | 0.010*** (0.002) | 0.023*** (0.002) |
| 收入 | 0.010*** (0.002) | 0.003 (0.002) | 0.026*** (0.002) | 0.010*** (0.002) | 0.002 (0.002) | 0.026*** (0.002) |
| 职业 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 调查年份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 31 326 | 31 858 | 31 858 | 31 326 | 31 858 | 31 858 |
| LR chi2 | 1 384.3 | 867.06 | 3 647.4 | 1 326.8 | 770.65 | 631.92 |
| Pseudo R ² | 0.014 | 0.008 | 0.031 | 0.013 | 0.007 | 0.028 |

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。为节省篇幅，控制变量省份和职业的回归结果没有在表中报告。部分受访投资者选择拒绝回答部分问题导致样本损失。

为了验证认知能力是否通过动物精神的中介效应对投资行为和绩效产生影响，我们进一步使用认知能力作为控制变量进行回归，结果见表 6 中列 (4)~列 (6)。在不包含动物精神指标的回归中，认知能力不论对投资份额、交易频率，还是对投资绩效均没有发现显著的影响。根据中介效应的常规识别方法，可以判定不存在认知能力通过动物精神作用于投资行为的中介渠道。

(四) 稳健性检验与进一步讨论

接着从如下角度验证以上结论的稳健性：首先是对动物精神指标可靠性的验证，其次是对动物精神影

响股票投资行为结论可靠性的验证。

为了避免指标 AS1、AS4、AS7 的回应可能与交易频率和投资绩效直接相关而影响结果的可靠性，我们使用剔除这 3 个变量后的另外 5 个变量构造的动物精神指标进行分析，即 5 个变量的加总指标 (AS_{sum2}) 和第一主成分 (AS_{frist2})。表 7 列 (1)~列 (3) 报告了以 AS_{frist2} 为动物精神指标的回归结果， AS_{sum2} 的结果除系数不同外与 AS_{frist2} 无差异。新的动物精神指标不论对投资份额、交易频率还是投资绩效的影响仍然在 1% 的水平上显著，且与原指标的影响方向完全一致，同时其他变量的影响均保持了一致性，表明构建的动

物精神度量指标的稳健性以及动物精神确实对股票投资的行为和结果产生重要影响。

我们进而分别以 AS_{sum2} 和 AS_{frist2} 为被解释变量, 检验认知能力对动物精神的影响。分析结果与表 5 的主要发现同样一致, 表明构造的动物精神指标具有较高的可靠性。另外, 我们还以问卷中一系列关于金融知识的测试题为认知能力的代理变量验证认知能力对动物精神的影响^①, 实证结果也保持一致, 金融知识测试分数在对动物精神的各度量指标的回归中都在 1% 以上的显著性水平上为负, 即金融知识得分越高, 动物精神越弱, 表明认识能力与动物精神的关系结论也具有较好的稳健性。

结合交易频率和投资绩效的实证结果, 可以发现动物精神对两者的作用方向是一致的, 较强的动物精神导致较高的交易频率和较差的投资绩效。个人投资者的动物精神对投资绩效产生影响的主要渠道可能是通过直接导致更高的交易频率。过度频繁的交易导致过多的交易费用和错失市场机会, 是非理性行为的具体体现。然而, 我们在控制交易频率的情况下, 投资者的动物精神仍对投资绩效具有显著影响。动物精神还可能通过影响其他重要的交易行为对投资绩效产生影响。表 7 列 (5)、列 (6)、列 (7) 分别报告了以交易风格、持股数量和止损策略的使用为被解释变量的结果。可以发现动物精神对这三种重要的交易行为都具有显著的影响。动物精神越强的投资者越倾向使

用追涨型的交易策略, 因此个人投资者的动物精神对投资绩效产生影响的另一个重要渠道可能是直接导致投资者采取不同的投资风格^②。

动物精神越强的投资者也倾向持有更多数量的股票。尽管资产组合理论认为分散的持股是理性策略, 但由于个人投资者的分散度有限, 持股数量多并不一定是理性策略, 如 Ivkovic 等 (2008)^[60] 发现持有股票集中的投资者表现优于持有分散组合的投资者。因此, 动物精神越强持股越多并不违反逻辑, 相反由于过度自信等动物精神导致盲目投资更多股票而缺乏足够的认知资源和信息应对可能会导致更差的投资结果。止损策略, 即股票下跌到一定程度而突破买入预期时坚决卖出以锁定损失范围的方法是重要的交易策略。不能即时止损反映了投资者的损失厌恶心理和时间不一致偏好 (买入时计划股票下跌到一定程度即卖出但实际发生时又改变想法), 是交易中非理性的另一重要体现。我们发现动物精神越强的投资者显著更少使用止损策略, 这也可能是导致投资绩效较差的重要渠道。

这些广泛的证据表明, 动物精神是一个可度量的具有异质性特征的稳健变量, 并与多种对投资者行为直接或间接相关的因素具有显著的相关性, 因而是一个可以对个人投资者进行度量和分类的有效指标。

表 7 动物精神对股票投资的影响: 稳健性检验

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|---------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| | 投资份额 | 交易频率 | 投资绩效 | 投资绩效 | 交易风格 | 持股数量 | 止损策略 |
| AS_{frist2} | 0.073 *** (0.007) | 0.149 *** (0.007) | -0.020 *** (0.007) | | | | |
| AS_{frist} | | | | -0.156 *** (0.007) | 0.386 *** (0.017) | 0.115 *** (0.008) | -0.111 *** (0.008) |
| 交易频率 | | | -0.053 *** (0.005) | -0.058 *** (0.005) | | | |
| 性别 | 0.094 *** (0.012) | 0.126 *** (0.012) | 0.005 (0.012) | -0.008 (0.012) | -0.056 ** (0.028) | -0.020 * (0.012) | 0.081 *** (0.012) |
| 年龄 | 0.054 *** (0.004) | -0.021 *** (0.004) | -0.036 *** (0.004) | -0.036 *** (0.004) | -0.038 *** (0.013) | 0.040 *** (0.004) | -0.027 *** (0.004) |

① 金融知识测试共有 15 个题目, 题目类型如判断“通常来说, 利率下降时, 债券的价格会上升”这句话是否正确。

② 在 2019 年的调查中由于问题调整没有包括该指标的度量, 因此该回归仅使用前两次调查的数据。在调查样本中 45.4% 的投资者将自己归类为追涨型, 54.6% 的投资者归类为抄底型。

续前表

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|-----------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| | 投资份额 | 交易频率 | 投资绩效 | 投资绩效 | 交易风格 | 持股数量 | 止损策略 |
| 教育水平 | 0.059 *** (0.007) | -0.004 (0.007) | 0.038 *** (0.007) | 0.033 *** (0.007) | -0.067 *** (0.018) | 0.035 *** (0.007) | 0.046 *** (0.007) |
| 投资经验 | -0.019 *** (0.002) | 0.009 *** (0.002) | 0.022 *** (0.002) | 0.023 *** (0.002) | -0.014 ** (0.006) | 0.013 *** (0.002) | -0.001 (0.002) |
| 收入 | 0.011 *** (0.002) | 0.003 (0.002) | 0.026 *** (0.002) | 0.025 ** (0.002) | 0.011 ** (0.005) | 0.013 *** (0.002) | 0.004 * (0.002) |
| 职业 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 调查年份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 31 326 | 31 858 | 31 858 | 31 858 | 9 224 | 31 858 | 31 858 |
| LR chi2 | 1 425.3 | 1 194.5 | 3 360.6 | 3 807.3 | 8 34.02 | 8 031.1 | 655.66 |
| Pseudo R2 | 0.014 | 0.012 | 0.029 | 0.033 | 0.066 | 0.083 | 0.009 |

注：括号中为稳健标准差。*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。交易风格的回归为probit回归，其他回归模式为有序probit回归。交易风格为虚拟变量，追涨型为1，抄底型为0。

五、结论与总结

本研究基于较大样本的真实个人投资者行为调查的数据，使用心理学量表方法对投资者的动物精神进行度量，探究认知能力与动物精神的关系以及动物精神对股票投资行为和绩效的影响。本研究使用动物精神表示投资者在股票投资中的总体非理性程度，这既不同于经典金融学理论中对投资者作为同质的理性代理人的假设，也有别于以往行为金融文献中只关注某种具体的非理性行为或心理现象，而是将投资者作为具有异质的非理性倾向的个体，即假设不同投资者具有不同的动物精神。研究发现，动物精神在个人投资者中间确实存在显著的差异，而这种差异与投资者的认知能力水平具有极强的关联性。动物精神越强的投资者，越倾向于频繁地进行股票交易，越倾向于使用追涨而不是抄底的投资策略，持有更多数量的股票，且更少使用止损策略，最终投资的绩效越差。尽管动物精神越强的投资者倾向于将更高份额的个人资产投入股票市场中，但由于其在股票投资中的非理性行为却并没有获得较好的投资收益。

认知能力和动物精神的微观度量和关系发现对于深入认识个人投资者的行为特征，进而理解股市运行的微观基础具有重要意义。这一研究不仅沿着近年来对基础行为偏好研究的蓬勃学术路线拓展了认知能力

对决策行为的影响认识，并且对于投资者准入和适当性管理等市场规制具有重要意义。如投资者在进行证券交易账户开户时可以进行简单的认识能力测试，从而可以由投资顾问给出针对性的投资建议。监管机构也可以依此制定投资者准入门槛和相应的投资者教育和适当性管理制度。动物精神对投资行为具有显著影响的发现表明，动物精神通过影响个体的行为表现在宏观上必然形成对市场的总体影响。频繁爆发的金融危机和各种资产泡沫现象背后是无数个体动物精神力量的汇聚。由于动物精神具有认知的基础，通过教育和经验积累提高投资者的认知和金融知识水平可以提高金融决策的能力，这对提高个人投资质量和金融市场整体效率具有重要的现实意义。

本研究也面临一些局限和有待未来进一步解决的问题。首先，由于是首次对动物精神进行度量和考察，且既涉及动物精神的决定因素，也考察了动物精神对股票投资行为的影响，我们对认知能力等影响因素的分析难以充分展开。本研究虽然发现这些因素可以影响动物精神，但尚无法确定这些因素是否会通过其他途径影响投资行为。我们也无法确定动物精神是否会受到其他因素的影响。但这些局限并不影响本研究的主要结论。其次，本研究主要基于调查问卷的方式获得数据，难以避免存在一定程度由于受访者随意作答和故意隐瞒导致的测度偏差。另外，受访者对一

系列问题依次作答也可能存在对不同问题回答的直接相关性。因此,进一步通过实验等严格方法对本研究相关问题进行深入研究也具有重要价值。本研究期望

引发对投资者动物精神研究的重视,后续可开发更精确的度量方法对更大样本群体的动物精神进行度量并用于分析和预测宏观的经济现象。

参考文献

- [1] Akerlof G A, Shiller R J. *Animal Spirits: How Human Psychology Drives the Economy, and Why It Matters for Global Capitalism* [M]. Princeton University Press, 2010.
- [2] Howitt P, McAfee R P. *Animal Spirits* [J]. *The American Economic Review*, 1992: 493-507.
- [3] Barsky R B, Sims E R. Information, Animal Spirits, and the Meaning of Innovations in Consumer Confidence [J]. *American Economic Review*, 2012, 102 (4): 1343-77.
- [4] Farmer R E A. *Animal Spirits, Financial Crises and Persistent Unemployment* [J]. *The Economic Journal*, 2013, 123 (568): 317-340.
- [5] Franke R, Westerhoff F. *Taking Stock: A Rigorous Modelling of Animal Spirits in Macroeconomics* [J]. *Analytical Political Economy*, 2018: 5-38.
- [6] Farmer R E A. *The Stock Market Crash of 2008 Caused the Great Recession; Theory and Evidence* [J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2012, 36 (5): 693-707.
- [7] Shiller R J. *Speculative Asset Prices* [J]. *American Economic Review*, 2014, 104 (6): 1486-1517.
- [8] Thaler R H, Gansler L J. *Misbehaving: The Making of Behavioral Economics* [M]. New York: W. W. Norton & Company, 2015.
- [9] Barberis N. *Richard Thaler and the Rise of Behavioral Economics* [J]. *The Scandinavian Journal of Economics*, 2018, 120 (3): 661-684.
- [10] Barber B M, Odean T. *The Behavior of Individual Investors*, *Handbook of the Economics of Finance* [J]. Elsevier, 2013, 2: 1533-1570.
- [11] 何诚颖,陈锐,蓝海平,徐向阳. 投资者非持续性过度自信与股市反转效应 [J]. *管理世界*, 2014 (8): 44-54.
- [12] Daniel K, Hirshleifer D. *Overconfident Investors, Predictable Returns, and Excessive Trading* [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2015, 29 (4): 61-88.
- [13] Gao X, Lin T C. *Do Individual Investors Treat Trading as a Fun and Exciting Gambling Activity? Evidence from Repeated Natural Experiments* [J]. *The Review of Financial Studies*, 2015, 28 (7): 2128-2166.
- [14] 郑振龙,孙清泉. 彩票类股票交易行为分析:来自中国A股市场的证据 [J]. *经济研究*, 2013 (5): 128-140.
- [15] Cohn A, Engelmann J, Fehr E, et al. *Evidence for Countercyclical Risk Aversion: An Experiment with Financial Professionals* [J]. *American Economic Review*, 2015, 105 (2): 860-885.
- [16] Hirshleifer D. *Behavioral Finance* [J]. *Annual Review of Financial Economics*, 2015, 7: 133-159.
- [17] 陈荣达,林博,何诚颖,金骋路. 互联网金融特征,投资者情绪与互联网理财产品回报 [J]. *经济研究*, 2019, 7.
- [18] Liu H, Peng C, Xiong W A, et al. *Resolving the Excessive Trading Puzzle: An Integrated Approach Based on Surveys and Transactions* [M]. National Bureau of Economic Research, 2020.
- [19] Stanovich K E, West R F, Toplak M E. *The Rationality Quotient: Toward a Test of Rational Thinking* [M]. Cambridge, MA: MIT Press, 2016.
- [20] Frederick S. *Cognitive Reflection and Decision Making* [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2005, 19 (4): 25-42.
- [21] Dohmen T, Falk A, Huffman D, et al. *Are Risk Aversion and Impatience Related to Cognitive Ability?* [J]. *American Economic Review*, 2010, 100 (3): 1238-1260.
- [22] Christelis D, Jappelli T, Padula M. *Cognitive Abilities and Portfolio Choice* [J]. *European Economic Review*, 2010, 54 (1): 18-38.
- [23] Grinblatt M, Keloharju M, Linnainmaa J. *IQ and Stock Market Participation* [J]. *The Journal of Finance*, 2011, 66 (6): 2121-2164.
- [24] Agarwal S, Mazumder B. *Cognitive Abilities and Household Financial Decision Making* [J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2013, 5 (1): 193-207.
- [25] Grinblatt M, Keloharju M, Linnainmaa J T. *IQ, Trading Behavior, and Performance* [J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 104 (2): 339-362.
- [26] Falk A, Becker A, Dohmen T, et al. *Global Evidence on Economic Preferences* [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2018, 133 (4): 1645-1692.
- [27] Odean T. *Do Investors Trade Too Much?* [J]. *American Economic Review*, 1999, 89 (5): 1279-1298.
- [28] Barberis N, Xiong W. *What Drives the Disposition Effect? An Analysis of a Long-standing Preference-based explanation* [J]. *The Journal of Finance*, 2009, 64 (2): 751-784.
- [29] Greenwood R, Shleifer A. *Expectations of Returns and Expected Returns* [J]. *The Review of Financial Studies*, 2014, 27 (3): 714-746.
- [30] Avery C, Zemsky P. *Multidimensional Uncertainty and Herd Behavior in Financial Markets* [J]. *American Economic Review*, 1998: 724-748.
- [31] Mitton T, Vorkink K. *Equilibrium Underdiversification and the Preference for Skewness* [J]. *The Review of Financial Studies*, 2007, 20 (4):

- 1255-1288.
- [32] Seasholes M S, Zhu N. Individual Investors and Local Bias [J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65 (5): 1987-2010.
- [33] Frazzini A. The Disposition Effect and Underreaction to News [J]. *The Journal of Finance*, 2006, 61 (4): 2017-2046.
- [34] Barber B M, Odean T. All That Glitters; The Effect of Attention and News on the Buying Behavior of Individual and Institutional Investors [J]. *The Review of Financial Studies*, 2008, 21 (2): 785-818.
- [35] 酃金梁, 何诚颖, 廖旦, 何牧原. 舆论影响力, 有限关注与过度反应 [J]. *经济研究*, 2018 (3): 126-141.
- [36] Kahneman D. *Thinking, Fast and Slow* [M]. London: Macmillan, 2011.
- [37] Stanovich K E, West R F. On the Relative Independence of Thinking Biases and Cognitive Ability [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 2008, 94 (4): 672.
- [38] Toplak M E, West R F, Stanovich K E. The Cognitive Reflection Test as a Predictor of Performance on Heuristics-and-biases Tasks [J]. *Memory & cognition*, 2011, 39 (7): 1275-1289.
- [39] Heckman J J, Stixrud J, Urzua S. The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior [J]. *Journal of Labor Economics*, 2006, 24 (3): 411-482.
- [40] Burks S V, Carpenter J P, Goette L, et al. Cognitive Skills Affect Economic Preferences, Strategic Behavior, and Job Attachment [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2009, 106 (19): 7745-7750.
- [41] Benjamin D J, Brown S A, Shapiro J M. Who Is 'Behavioral'? Cognitive Ability and Anomalous Preferences [J]. *Journal of the European Economic Association*, 2013, 11 (6): 1231-1255.
- [42] 孟亦佳. 认知能力与家庭资产选择 [J]. *经济研究*, 2014 (A01): 132-142.
- [43] Komiotis G M, Kumar A. Do Older Investors Make Better Investment Decisions? [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2011, 93 (1): 244-265.
- [44] 宗计川, 付嘉, 包特. 交易者认知能力与金融资产价格泡沫: 一个实验研究 [J]. *世界经济*, 2017 (6): 167-192.
- [45] Barber B M, Odean T. Boys Will Be Boys: Gender, Overconfidence, and Common Stock Investment [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2001, 116 (1): 261-292.
- [46] Seru A, Shumway T, Stoffman N. Learning by Trading [J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23 (2): 705-739.
- [47] 史永东, 李竹薇, 陈炜. 中国证券投资者交易行为的实证研究 [J]. *金融研究*, 2009 (11): 129-142.
- [48] 陈炜, 袁子甲, 何基报. 异质投资者行为与价格形成机制研究 [J]. *经济研究*, 2013 (4): 43-54.
- [49] 尹志超, 宋全云, 吴雨. 金融知识, 投资经验与家庭资产选择 [J]. *经济研究*, 2014 (4): 62-75.
- [50] 李涛, 张文韬. 人格特征与股票投资 [J]. *经济研究*, 2015 (6): 103-116.
- [51] 吴卫星, 吴轲, 王璿. 金融素养与家庭负债——基于中国居民家庭微观调查数据的分析 [J]. *经济研究*, 2018 (1): 97-109.
- [52] Choi J J, Robertson A Z. What Matters to Individual Investors? Evidence from the Horse's Mouth [J]. *The Journal of Finance*, 2020, 75 (4): 1965-2020.
- [53] Bialek M, Pennycook G. The Cognitive Reflection Test Is Robust to Multiple Exposures [J]. *Behavior Research Methods*, 2018, 50 (5): 1953-1959.
- [54] Eckel CC, Grossman P J. Forecasting Risk Attitudes: An Experimental Study Using Actual and Forecast Gamble Choices [J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2008, 68 (1): 1-17.
- [55] Fudenberg D, Levine D K. A Dual-self Model of Impulse Control [J]. *American Economic Review*, 2006, 96 (5): 1449-1476.
- [56] Brocas I, Carrillo J D. The Brain As a Hierarchical Organization [J]. *American Economic Review*, 2008, 98 (4): 1312-1346.
- [57] Thaler R H, Sunstein C R. *Nudge: Improving Decisions about Health, Wealth, and Happiness* [M]. London: Penguin, 2009.
- [58] Wooldridge J M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* [M]. Cambridge, AM: MIT Press, 2010.
- [59] Allen F, Qian J, Shan C, et al. Dissecting the Long-term Performance of the Chinese Stock Market [J]. Available at SSRN 2880021, 2021.
- [60] Ivković Z, Sialm C, Weisbenner S. Portfolio Concentration and the Performance of Individual Investors [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2008, 43 (3): 613-655.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

股东关系网络与企业违规

Shareholders Relationship Networks and Enterprise Fraud

鲁春洋

LU Chun-yang

[摘要] 笔者基于我国“关系型”社会情境,利用2009—2019年上市公司前十大股东的连接关系构建股东关系网络并探讨其与企业违规之间的关系。研究发现,股东关系网络能抑制企业违规,作用机制是通过降低信息不对称及增加企业获取稀缺资源能力提升投资质量。进一步分析表明,这种作用关系在违规动机较大-财富股价敏感性较高、违规空间较大-分析师跟踪数量较少以及违规环境较强-法制水平较低的情况下更加显著。深入探究股东关系网络的资源效应发现,股东关系网络既能缓解企业投资不足又能抑制企业过度投资,以此优化企业投资质量。本文的研究结论不仅丰富了股东关系网络这一非正式制度相关的研究,拓展了关于企业违规影响因素的文献,还为政府相关部门、企业以及外部投资者提供了有价值的启示。

[关键词] 股东关系网络 信息质量 投资效率 企业违规

[中图分类号] F275.5 F272 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 04-0053-13

Abstract: Based on the “relationship” social situation in China, we use the connection relationship among top ten shareholders of listed companies from 2009 to 2019 to build a shareholder relationship network and explore the relationship between it and corporate fraud. It is found that shareholder relationship networks can inhibit corporate fraud, and the mechanism is to reduce the information asymmetry and improve the quality of investment by increasing the enterprises' ability to access scarce resources. Further analysis shows it is more pronounced when the violation motivation is stronger, i. e., wealth stock price sensitivity is higher, violation space is larger, i. e., the number of analysts tracking is less, and fraud environment is more intensive, i. e., the legal level is lower. Shareholder relationship networks can not only alleviate the underinvestment but also restrain the overinvestment to improve the quality of enterprise investment. The findings of this paper not only enrich the research related to the informal institution of shareholder relationship networks and expand the literature on the factors influencing corporate fraud, but also provide valuable insights for relevant government authorities, companies and external investors.

Key words: Shareholder relationship networks Information quality Investment efficiency Corporate fraud

[收稿日期] 2021-04-13

[作者简介] 鲁春洋,女,1992年1月,石河子大学经济与管理学院讲师,研究方向为公司财务与公司治理,联系方式为 lcyang0101@163.com。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“‘中国之治’的政府行为与企业创新:基于‘国家队’持股的研究”(项目编号:72062027);国家自然科学基金项目“多元化经营与公司现金股利政策:基于转型经济背景的研究”(项目编号:71762024)。

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

企业作为经济建设的生产要素，其运行质量是企业结构升级的助力器，是构建国际国内双循环格局的源动力。然而，据相关数据统计，2018年至2019年相继有804家上市公司发生违规行为^①。继康美药业“四宗罪”引起资本市场震惊后，豫金刚石公司于2020年12月31日被证监会通报涉及财务造假及信息披露违规违法，其在2016年至2019年期间累计虚增利润数亿元。这种有预谋、有组织的“类康美药业”事件层出不穷，造成资本市场动荡，影响市场资源配置效率。企业这种违规行为不仅导致公司股价下跌、损害公司的市场价值，还破坏了资本市场的运作效率（Ball，2009^[1]）。2020年3月1日实施的《中华人民共和国证券法》指出，“发行人从事虚假陈述行为，或隐瞒相关事项导致虚假陈述的，最高可处以一千万罚款。”2020年10月9日，国务院印发《关于进一步提高上市公司质量的意见》中提出要严惩上市公司违规行为，大幅提高违规成本，将违规再次上升到提升公司质量的顶层设计层面。为此，如何抑制公司违规成为学术界和实务界争相探讨的问题。

已有学者主要从内部治理、外部市场及监管等个体属性探究其对企业违规的影响。然而，嵌入性理论指出企业的经济行为不仅取决于公司个体层面，还受其所嵌入的社会网络影响，尤其在关系型社会中，各种关系网络所形成的非正式制度如独立董事网络、董事会网络、高管网络、机构投资者网络、供应链网络以及政企关系网络等对公司的经营管理具有非常重要的影响（陈运森和谢德仁，2012^[2]；王营和张光利，2018^[3]；彭聪等，2020^[4]；郭晓冬等，2020^[5]；史金艳等，2019^[6]；卢圣华和汪晖，2020^[7]）。社会网络无契约信任的特点使得公司的特质信息及资源能够通过关系网络相互传递和转化，从而作用于企业行为。已有关于社会网络对企业违规的影响主要集中在CEO与企业内部高管的连接、CEO外部连接网络以及独立董事网络方面，而以股东关系网络作为研究视角的较少（Khanna等，2015^[8]；Chahine等，2021^[9]；Kuang和Ee，2017^[10]）。

股权是公司产权的微观表现，股东关系网络是企业产权连接的物化展示，是企业最根本的经济利益关

系和隐形的契约关系。股东关系网络作为非正式制度，一方面，股东凭借其连接网络内的信息优势来监督管理层，并为企业带来异质资源优化企业投资质量，助力企业长期发展，进而抑制管理层违规动机和违规行为。然而，另一方面，网络中的股东也可能基于利益协同机制，减少竞争性交易、阻碍负面消息融入股价并选择与管理层合谋（郭晓冬等，2020^[5]），甚至网络中高度一致和可替代的资源增加了企业的机会成本，使投资质量每况愈下，进而促进企业违规。股东关系网络作为非正式制度到底会如何影响企业违规？作用机制是什么？它们的关系是否因违规动机、违规空间及违规环境的差异而有所不同？

为解决以上问题，本文以2009—2019年A股非金融上市公司为样本，以任意两公司是否拥有共同股东为标准构造股东关系网络，并探讨它对企业违规的影响。研究发现：（1）股东关系网络会抑制企业违规行为；（2）机制是降低信息不对称以及提升企业投资效率；（3）股东关系网络对企业违规的抑制作用在违规动机较强—管理层财富敏感性较高、违规空间较大—分析师跟踪数量较少以及违规环境较强—法律水平较低时更加显著；（4）进一步检验发现股东关系网络既能通过缓解投资不足的方式又能凭借抑制过度投资的方式优化投资质量，进而抑制企业违规。

本文可能的贡献：（1）深化了关于社会网络与企业行为的相关研究。以往关于社会网络的研究主要集中于独立董事网络、董事会网络、高管网络、机构投资者网络、供应链网络以及政企关系网络等，而以股东关系网络为视角研究其经济后果的文献较少，且主要集中于企业市场表现及第二类代理问题（马连福和杜博，2019^[11]；黄灿和李善民，2019^[12]），鲜有关注企业违规。本文以企业违规为落脚点，不但增加了股东关系网络的经济后果还丰富了社会关系网络的研究层次。（2）丰富了企业违规的影响因素。以往关于企业违规的文献主要聚焦管理者特质、企业内部治理及外部治理等（卜君和孙光国，2020^[13]；陆瑶等，2012^[14]；孟庆斌等，2019^[15]），而关于社会关系对违规的影响也主要集中于CEO与企业内部高管的连接、CEO外部连接网络以及独立董事网络等方面，鲜有文献结合股东关系网络进行研究，本文以股东关系网络为出发点探讨其对违规的影响，丰富了

① 根据本文样本数据统计得出的结果。

公司违规的影响因素。(3)具有一定的政策启示,为监管部门积极改善上市公司质量提供了新思路。有关部门不仅要完善相关法律法规,还要充分考虑企业所特有的软性非正式制度的作用,发挥好“正式制度”及“非正式制度”双轮驱动效应。

二、文献回顾、理论分析及研究假设

(一) 文献回顾

1. 关于社会网络的文献。

社会网络作为非正式制度与正式制度存在相互替代及相互补充的关系,具有较好的信息传递及资源转化作用。特别是在我国“关系型”社会,关系网络对企业个体的经济行为影响非常重要。然而,经济个体属性不同,其所构成的关系网络类型不同,发挥的作用亦有所不同。现有的社会网络主要以独立董事网络、董事会网络、高管网络、机构投资者网络、政企网络及股东关系网络为代表。

相关研究表明独立董事网络能提高高管薪酬-业绩敏感性,对高管有较好的激励效果(陈运森和谢德仁,2012^[2]);董事会网络有助于民营企业创新(王莹和张光利,2018^[3]);基于校友关系而形成的高管网络能提高跨省、市并购概率(彭聪等,2020^[4]);供应链网络可以抑制企业绩效(史金艳等,2019^[6]);机构投资者网络团体与管理层合谋,诱发公司非效率投资(郭晓冬等,2020^[5]);政企网络影响企业的银行贷款、政府扶持以及企业的税率(卢圣华和汪晖,2020^[7])。在有关股东关系网络的研究中,马连福和杜博(2019)^[11]指出非控股股东网络能显著降低控股股东的私利行为;黄灿和李善民(2019)^[12]认为股东关系网络能提升企业绩效。

2. 关于企业违规的文献。

违规行为能以短、平、快的方式给企业管理层带来额外收益,特别是当所付出成本小于收益时,其不惜冒犯法律法规以获取暂时利益。现有文献主要从公司内部治理、外部市场环境及监管方面研究其对违规行为的影响。

关于内部治理方面,薪酬结构(Johnson等,2006^[16])以及股权结构(梁上坤等,2020^[17])等都会影响企业管理层获取私利、粉饰业绩的违规行为(Dechow等,2011^[18])。关于外部市场及监管方面,媒体报道(Cohen等,2015^[19])、卖空制度(孟庆斌等,2019^[15])以及机构投资者实地调研(卜君和孙

光国,2020^[13])等对企业的违规倾向和违规行为均具有显著影响。

3. 关于社会网络与企业违规相关的文献。

关于社会网络对企业违规的影响主要集中于企业管理层内部以及外部连接所形成的网络,且因研究对象的差异导致不同的违规表现。

Khanna等(2015)^[8]指出CEO通过任命方式与企业高管和董事所形成的关系网络有助于隐匿违规事实,因此,此种关系网络不但增加了企业违规行为而且降低了被发现概率。陆瑶和胡江燕(2016)^[20]认为CEO与董事间的“老乡”关系有利于降低管理层发生违规行为后的协调成本,进而增加企业违规行为。Kuang和Ee(2017)^[10]发现独立董事关系网络并没有抑制企业的违规行为,但降低了企业违规被发现概率,其主要原因是处于网络中心的企业为违规行为提供了“遮羞布”,致使公司内被指控违规的人数变少。Chahine等(2021)^[9]研究发现在其他企业兼任的CEO受制于道德约束,可以显著降低违规行为,并且在审计师质量较低时抑制作用更好。

综上,现有关于社会网络的研究主要包括独立董事网络、董事会网络、高管网络、机构投资者网络、供应链网络、政企关系网络以及股东关系网络,但股东关系网络的经济后果较少涉及企业违规。关于企业违规影响因素的研究主要聚焦内部治理和外部环境及监管等个体属性,以个体间固有的社会关系作为企业违规影响因素的文献仅聚焦于CEO与企业内部高管的连接、CEO外部连接网络以及独立董事网络,而将股东关系网络作为其影响因素的文献较少。因此,本文尝试以股东关系网络为出发点探讨其对企业违规的影响。

(二) 理论分析及研究假设

社会网络具有信息传递和资源配置效应(陈运森和谢德仁,2012^[2]),个体基于自身利益诉求借助其所处的网络掌控信息,获取外部资源,进一步作用于企业的经营决策。因此,股东关系网络既可能基于投资监督假说抑制企业违规亦有可能基于投机合谋假说促进企业违规。

1. 投资监督假说认为股东关系网络有可能基于信息效应和资源效应抑制企业违规。

(1) 信息效应。所有权与经营权分离的制度设计使得管理层比股东更加了解公司的实际经营情况,更具有信息优势。当违规收益大于成本时,管理层利

用信息优势使违规倾向转化为违规事实的可能性较大 (Johnson 等, 2006)^[16]。而股东关系网络通过对已有信息的验证、对未知信息的挖掘以及传递所掌握的信息三个途径, 削弱管理层的信息优势, 进而抑制违规行为。首先, 股东关系网络具有信息共享作用。网络中心度越高, 股东所连接的异质个体之间共享的机会就越多, 进行有价值的信息交换的可能性就越大。通过频繁交流, 股东凭借网络中其他个体的信息对公司已发布的财务报告及公告等进行验证, 提高所掌握信息的准确性, 降低管理层信息操纵的机会 (郭白滢和周任远, 2019^[21])。其次, 网络中心度高的个体信息来源较多, 股东能够以较低成本获取与管理层违规行为有关的资讯和情报, 弥补与管理层的信息鸿沟 (马连福和杜博, 2019^[11])。最后, 股东关系网络的信息传递差序格局赋予中心个体信息传播渠道广、信息输出能力强的优势。当发现管理层违规时, 股东能以更多渠道、更快速度向市场传递信息, 加强外部投资者的知情权, 这在一定程度上加大了违规行为暴露后管理层承受的经济损失以及声誉损失。因此, 管理层基于自身财富及职业担忧会减少违规行为。

(2) 资源效应。管理层的工资报酬和职业发展与公司业绩以及未来发展息息相关, 当投资不足或者投资失败而导致投资效率低、企业业绩表现不佳时, 管理层有动机通过财务舞弊进行遮掩 (Dechow 等, 2011^[18])。稀缺资源是企业保持行业竞争优势的决定因素, 网络中心度高的股东凭借其连接优势能够打破市场分割、获取异质性资源、将外部资源内部化, 进而提高资源整合效率, 优化企业投资质量。首先, 当公司发展速度大于资本承载能力时, 企业将会面临财务困境。中心的个体能够以较低的成本获取金融资本进而缓解企业发展中资金不足的问题, 帮助企业及时抓住有发展前景的投资机会 (张悦玫和张芳, 2019^[22]); 其次, 管理层基于考核压力易产生投资决策偏差, 造成盲目投资行为, 进而降低企业投资质量。股东能够借助所连接的外部各行业主体及时、精准地获取产业发展的前瞻性资源以及消费者的需求, 并将这一消息传递给管理层, 有助于减少无效投资, 帮助企业获取高效率的经济增长点, 进而提升投资质量。综上, 网络中心的股东能够最大限度地调用所属

网络中异质、多元化资源, 优化企业投资质量, 从根本上降低管理层财务舞弊以掩盖市场绩效不佳的违规行为。

2. 投机合谋假说认为股东关系网络可能会基于信息操控及资源同质化促进企业违规。

从信息操控方面来看, 个体越靠近中心, 引导、控制信息传播及掩盖坏消息的能力就越强 (吴晓晖等, 2019^[23])。当管理层更具有制衡优势时, 股东可能会与其合谋并利用网络优势隐瞒坏消息以追求短期经济利益最大化。特别是我国资本市场投机氛围较重, 网络中的股东通过抱团方式与管理层合谋的可能性更大 (郭晓冬等, 2020^[5]), 因此可能会促进企业违规行为。从资源同质化方面来看, 我国资本市场政策性较强, 产业政策作为企业未来发展的风向标对逐利的投资者具有集聚效应, 被政策所支持的企业股东也会选择同行业其他企业作为投资对象, 由此形成连接关系。此时, 网络中所含资源具有高度一致性和可替代性的特点, 非但不能满足企业稀缺资源的要求, 反而冗余、重复的资源增加了企业的机会成本, 误导企业投资决策。长此以往, “积羽沉舟”致使企业通过财务舞弊隐匿发展不佳的动机更加强烈, 促进企业违规。

基于以上分析, 提出以下两个竞争性假设:

H1a (基于投资监督假说): 股东关系网络抑制企业违规。

H2a (基于投机合谋假说): 股东关系网络促进企业违规。

三、研究设计与描述性统计

(一) 样本选取与数据来源

本文选取 2009—2019 年沪深 A 股上市公司为初始研究对象, 数据主要来源于 CSMAR 数据库。对原始样本做了如下处理: 删除金融行业, 删除 ST、*ST 等特殊处理的样本, 删除资产负债率大于 1 及小于 0 的公司以及数据缺失的样本。参考黄灿和李善民 (2019)^[12] 的研究, 从公司选取前十大股东数据, 用来构建股东关系网络。首先, 对于前十大股东中的个体股东, 通过新浪网、百度网等进行了重名的处理; 其次, 根据上市公司的年报对股东数据手工整理, 将存在母子公司关系、一致行动人关系的股东进行合并^①。

① 非常感谢审稿人提供建设性的意见, 使本文数据分析更加严谨、科学。

通过以上处理步骤，以调整后的前十大股东作为股东网络节点，若两个上市公司存在一个或者多个共同股东时，那么这两个上市公司有连接关系，否则没有连接关系。用社会网络分析软件 Ucinet 得出相关网络中心度的指标。对主要连续变量进行了 1% 和 99% 的 Winsorize 处理。

(二) 变量定义及模型设计

参考有关研究 (马连福和杜博, 2019^[11]; 李维安等, 2017^[24]), 选用程度中心度、中介中心度和接近中心度的平均值作为网络中心度的衡量指标。为使不同年度、不同公司的网络中心度具有可比性, 将三个中心度指标进行了标准化处理, 同时选取特征向量中心度用于稳健性检验。参考陆瑶等 (2012)^[14], 选取公司当年是否被披露违规行为及当年被披露违规行为的次数衡量企业违规。参考陆瑶等 (2012)^[14] 及孟

庆斌等 (2019)^[15] 的做法, 选用资产负债率、公司规模、股票日波动率、股票换手率、股票年收益率、二职合一、独董比例、董事会规模、前 5 大股东持股比例、行业信心以及行业违规倾向作为控制变量, 设计了如下模型, 同时考虑到因变量类别, 分别选用 logit 及 ologit 模型进行回归分析:

$$\begin{aligned}
 \text{Fraud}/\text{Freq} = & a_0 + a_1 \text{Net} + a_2 \text{Lev} + a_3 \text{Size} + a_4 \text{StockvVal} \\
 & + a_5 \text{Turn} + a_6 \text{Return} + a_7 \text{Dummy} + a_8 \text{InDir} \\
 & + a_9 \text{Board} + a_{10} \text{Top5} + a_{11} \text{Indq} + a_{12} \text{Indulit} \\
 & + \text{Industry} + \text{Year} + \varepsilon
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

式 (1) 控制了年度及行业的固定效应, 其中行业按证监会 2012 年颁布的《上市公司行业分类指引》分类, 由于制造业种类较多, 因此细分至二级指标, 并同时采用公司层面的聚类标准误。

表 1 主要变量定义

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量说明 |
|-------|-------------|----------------|-----------------------------------|
| 解释变量 | 股东关系网络 | <i>Net</i> | 标准化之后的程度中心度、中介中心度和接近中心度三个指标的平均值 |
| 被解释变量 | 企业违规 | <i>Fraud</i> | 是否被披露违规行为, 若当年被披露违规行为赋值为 1, 否则为 0 |
| | | <i>Freq</i> | 被披露违规行为的次数 |
| 控制变量 | 资产负债率 | <i>Lev</i> | 总负债/总资产 |
| | 公司规模 | <i>Size</i> | 总资产的自然对数 |
| | 股票日波动率 | <i>Val</i> | 日收益率的年度波动率 |
| | 股票换手率 | <i>Turn</i> | 流通股年换手率 |
| | 股票年收益率 | <i>Return</i> | 年个股回报率 |
| | 二职合一 | <i>Dummy</i> | 董事长与总经理是否由同一个人兼任 |
| | 独董比例 | <i>InDir</i> | 独立董事人数占董事会人数的比例 |
| | 董事会规模 | <i>Board</i> | 董事人数的自然对数 |
| | 前 5 大股东持股比例 | <i>Top5</i> | 年末前五大股东持股数量合计/总股本 |
| | 行业信心 | <i>Indq</i> | 年末同行业所有公司 <i>TobinQ</i> 的中位数 |
| | 行业违规倾向 | <i>Indulit</i> | 同行业中当年违规企业数量/当年所有企业总数 |

(三) 描述性统计

主要变量的描述性统计如表 2 所示, *Fraud* 的平均值为 0.13, 说明平均有 13% 的公司存在违规行为, 与现有研究 (梁上坤等, 2020^[17]) 结果差别不大。*Fraud* 标准差为 0.34, 说明企业间违规行为波动较大; *Freq* 的最小值为 0、最大值为 7, 说明既存在公司零违规现象又存在同一家公司涉及七种类型的违规

行为。*Net* 的标准差为 0.05, 说明企业之间的股东关系网络波动较大。列 (7) 无违规组的 *Net* 均值显著地高于列 (8) 违规组的 *Net* 的均值, 且差异在 1% 的水平上显著, 这说明在没有考虑其他因素影响的情况下, 股东关系网络与违规呈现负相关关系, 某种程度上支持了 H1a 的假设。

表2 描述性统计分析

| 变量 | N | Mean | P50 | Sd | Min | Max | 无违规组均值 | 违规组均值 | (7)和(8)差异 |
|----------------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|-----------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| <i>Fraud</i> | 20 700 | 0.13 | 0.00 | 0.34 | 0.00 | 1.00 | | | |
| <i>Freq</i> | 20 700 | 0.18 | 0.00 | 0.52 | 0.00 | 7.00 | | | |
| <i>Net</i> | 20 700 | 0.03 | 0.01 | 0.05 | 0.00 | 0.20 | 0.04 | 0.03 | 0.01*** |
| <i>Lev</i> | 20 700 | 0.43 | 0.42 | 0.21 | 0.05 | 0.87 | 0.42 | 0.46 | -0.04*** |
| <i>Size</i> | 20 700 | 22.13 | 21.95 | 1.27 | 19.75 | 26.05 | 22.15 | 21.97 | 0.18*** |
| <i>Turn</i> | 20 700 | 0.06 | 0.05 | 0.05 | 0.01 | 0.27 | 0.06 | 0.07 | -0.01*** |
| <i>Val</i> | 20 700 | 0.03 | 0.03 | 0.01 | 0.01 | 0.06 | 0.03 | 0.04 | -0.01*** |
| <i>Return</i> | 20 700 | 0.16 | -0.01 | 0.59 | -0.58 | 2.50 | 0.16 | 0.15 | 0.01 |
| <i>InDir</i> | 20 700 | 0.37 | 0.33 | 0.05 | 0.33 | 0.57 | 0.37 | 0.37 | 0.00 |
| <i>Board</i> | 20 700 | 2.14 | 2.20 | 0.20 | 1.61 | 2.71 | 2.14 | 2.14 | 0.00 |
| <i>Dummy</i> | 20 700 | 0.25 | 0.00 | 0.43 | 0.00 | 1.00 | 0.25 | 0.28 | -0.03*** |
| <i>Top5</i> | 20 700 | 53.14 | 53.35 | 15.21 | 19.55 | 87.80 | 53.57 | 50.30 | 3.27*** |
| <i>Indq</i> | 20 700 | 2.14 | 1.97 | 0.81 | 1.01 | 5.49 | 2.14 | 2.11 | 0.03** |
| <i>Indulit</i> | 20 700 | 0.13 | 0.13 | 0.05 | 0.03 | 0.25 | 0.13 | 0.15 | -0.02*** |

四、实证结果及分析

(一) 基本回归结果

股东关系网络与企业违规的实证结果如表3所示,列(1)和列(4)、列(2)和列(5)、列(3)

和列(6)分别是没有控制行业年份效应、控制了行业年份效应以及加入所有影响违规的变量,结果均表明股东关系网络显著抑制了企业违规倾向及违规次数,且均在1%的水平上显著,支持了H1a假设。

表3 回归结果分析

| 解释变量 | <i>Fraud</i> | | | <i>Freq</i> | | |
|---------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>Net</i> | -3.80*** (-6.27) | -3.16*** (-4.75) | -2.09*** (-3.07) | -3.77*** (-6.21) | -3.14*** (-4.72) | -2.05*** (-3.01) |
| <i>Lev</i> | | | 1.48*** (7.78) | | | 1.52*** (7.80) |
| <i>Size</i> | | | -0.14*** (-4.08) | | | -0.15*** (-4.04) |
| <i>Turn</i> | | | 1.43** (1.99) | | | 1.37* (1.91) |
| <i>Val</i> | | | 19.76*** (3.30) | | | 19.80*** (3.29) |
| <i>Return</i> | | | -0.18*** (-3.29) | | | -0.18*** (-3.21) |
| <i>InDir</i> | | | -0.12 (-0.18) | | | -0.15 (-0.22) |
| <i>Board</i> | | | 0.01 (0.06) | | | 0.03 (0.15) |
| <i>Dummy</i> | | | 0.20*** (2.92) | | | 0.21*** (3.08) |
| <i>Top5</i> | | | -0.01*** (-4.23) | | | -0.01*** (-4.31) |

续前表

| 解释变量 | Fraud | | | Freq | | |
|-----------------------|----------------------|---------------------|--------------------|--------|--------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>Indq</i> | | | -0.05 (-0.81) | | | -0.05 (-0.86) |
| <i>Indulit</i> | | | 8.29*** (10.88) | | | 8.15*** (10.82) |
| <i>Cons</i> | -1.79*** (-48.85) | -1.23*** (-4.26) | -0.65 (-0.71) | / | / | / |
| <i>Ind/Year</i> | No | Yes | Yes | No | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 20 704 | 20 704 | 20 704 | 20 704 | 20 704 | 20 704 |
| <i>R</i> ² | 0.01 | 0.02 | 0.05 | 0.01 | 0.02 | 0.04 |

注：括号内的数值为经公司层面聚类调整后的z值，*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平，下同。*Freq*为有序变量，因此无常数项。

(二) 稳健性检验

1. 关于内生性问题的检验。

为增强结论的稳健性，我们进行了如下检验：

(1) 企业是否发生违规行为可能会影响股东投资的选择继而影响股东关系网络结构，所以可能存在反向因果关系。因此，将所有自变量与控制变量滞后一期，结果如表4列(1)列(2)所示。(2) 工具变量法。借鉴 Zhang 等 (2016)^[25]方法，用所在行业、地区及年度股东关系网络指标的均值作为工具变量 (*Iv_net*)。单个公司的股东关系网络与同行业、同地区及同年度的股东关系网络结构有一定的相关关系，但是同行业、同地区及同年度的股东关系网络不必然会影响单个公司的违规行为，而公司个体违规行为更不会影响行业、地区及年度股东关系网络，满足相关性和外生性的条件。表4列(3)的结果说明单个公司的股东关系网络与同行业、同地区及同年度的股东关系网络存在一定的相关关系，且弱工具变量问题已

通过检验。同时，表4的列(4)、列(5)表明应用工具变量法后的结论依然支持 H1a 假设。(3) 为排除样本选择偏差问题，本文将违规企业与未违规企业进行了 1:1 的最邻近匹配 (PSM)，匹配后违规组与未违规组控制变量的差异不再显著，且表4列(6)列(7)表明 PSM 后的结果依然支持本文结论。(4) 排除性检验。一方面经营业绩良好的公司自身粉饰业绩的违规倾向较弱，同时被监察机关检查的概率也很小；另一方面经营业绩较好的公司由于较优的发展潜力更可能吸引那些投资能力强的投资者，进而影响股东关系网络结构。所以，股东关系网络与企业违规之间的关系可能是由于企业自身经营业绩所致。因此，参考孟庆斌等 (2018)^[26]的做法，用公司的净资产利润率 (*Roe*) 和是否发生亏损 (*Loss*) 衡量企业经营绩效，表5列(1)至列(4)所示的系数 *Net#Roe* 与 *Net#Loss* 并不显著，排除经营业绩及企业亏损的遗漏变量的影响。

表 4 内生性问题检验

| 解释变量 | 滞后一期 | | 工具变量法 | | | PSM | |
|-----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------|-------------------|---------------------|--------------------|
| | <i>Fraud</i> | <i>Freq</i> | <i>Firststep</i> | <i>Fraud</i> | <i>Freq</i> | <i>Fraud</i> | <i>Freq</i> |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| <i>Net</i> | -1.68** (-2.18) | -1.61** (-2.10) | 0.15*** (22.14) | | | -2.35*** (-2.84) | -2.05** (-2.50) |
| <i>Iv_net</i> | | | | -3.17* (-1.94) | -3.07* (-1.88) | | |
| <i>Control</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Ind/Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 16 834 | 16 834 | 20 704 | 20 704 | 20 704 | 4 835 | 4 835 |
| <i>R</i> ² | 0.04 | 0.03 | 0.64 | 0.05 | 0.04 | 0.01 | 0.01 |

2. 其他敏感性测试。

(1) 稀有事件偏差性测试, 在样本期间只有13%的样本发生违规行为, 所以结论可能是由于事件稀缺性导致的偏误。采用补对数-对数模型对是否发生违规这一变量重新进行回归, 表5列(5)的结论

仍支持H1a假设。(2) 对于违规的频数采用泊松计数模型重新回归, 结果如表5列(6)所示。(3) 参考黄灿和李善民(2019)^[12]的研究, 采用标准化特征向量重新测量自变量, 表5列(7)、列(8)的结果依旧支持H1a假设。

表5 排除性检验及敏感性测试

| 解释变量 | 排除性检验 | | | | 补对数-对数模型 | 泊松模型 | 特征向量 | |
|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| | <i>Fraud</i> | <i>Freq</i> | <i>Fraud</i> | <i>Freq</i> | <i>Fraud</i> | <i>Freq</i> | <i>Fraud</i> | <i>Freq</i> |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| <i>Net#Roe</i> | -2.13 (-0.97) | -0.38 (-1.08) | | | | | | |
| <i>Net#Loss</i> | | | -1.22 (-0.91) | -1.29 (-0.94) | | | | |
| <i>Roe</i> | -0.01 (-0.37) | -0.03 (-0.60) | | | | | | |
| <i>Loss</i> | | | 0.72*** (9.00) | 0.74*** (9.08) | | | | |
| <i>Net</i> | -2.02*** (-2.95) | -2.06*** (-3.03) | -1.97*** (-2.80) | -1.92*** (-2.73) | -1.96*** (-3.07) | -1.60** (-2.43) | -0.38*** (-4.59) | -0.37*** (-4.47) |
| <i>Control</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Ind/Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 20 704 | 20 704 | 20 704 | 20 704 | 20 704 | 20 704 | 20 704 | 20 704 |
| <i>R²</i> | 0.05 | 0.04 | 0.06 | 0.05 | Wald=543.68 | Wald=525.11 | 0.05 | 0.04 |

注: 补对数模型和泊松模型因模型设定, 无R², 提供的是Wald检验值。

五、进一步分析

(一) 作用机制分析

1. 信息效应。

股东关系网络通过信息共享、信息获取以及信息传递等方式削弱了管理层的信息优势, 降低信息不对称程度, 进而抑制了管理层违规行为。

信息披露质量较好的企业已充分反映了企业真实情况, 因此股东关系网络所发挥的信息边际效应较小, 而对信息披露质量差的企业, 股东关系网络所发挥的作用更显著。使用修正的Jones模型估计盈余管理, 用模型计算出来的应计盈余管理程度的绝对值来衡量公司的信息质量。应计盈余管理绝对值越大, 所反映的信息不对称越高。如表6列(2)和列(4)所示, 在信息质量较低的组, 股东关系网络对企业违规的抑制作用显著为负, 且通过组间差异检验, 这说明股东关系网络通过降低信息不对称进而抑制企业违规。

2. 资源效应。

股东一方面凭借其社会网络以较低的成本获取金

融资本进而解决企业资金困境, 帮助企业及时抓住投资机会提高投资质量; 另一方面借助所连接的各行业主体所获取产业发展的前瞻性信息及消费者需求, 减少无效投资, 优化投资决策, 从根本上降低管理层财务舞弊以掩盖市场绩效不佳的动机。

同理, 若股东关系网络通过提升投资质量降低企业违规动机, 那么其抑制企业的违规行为将在投资质量差的企业中具有较好的效果。参考刘慧龙等(2014)^[27]的方法, 根据如下模型估计公司的预期正常投资水平:

$$\begin{aligned}
 Inv_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 Growth_{it} + \beta_2 Lev_{it} + \beta_3 Cash_{it} + \beta_4 Age_{it} \\
 & + \beta_5 Size_{it} + \beta_6 Dreturn_{it} + \beta_7 Inv_{it} + Year \\
 & + Industry + e_{it}
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

其中: $Inv_{i,t+1}$ 表示公司在 $t+1$ 年新增的投资支出 (以购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金减去处置定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金之差与总资产的比值); $Growth_{it}$ 是公司营业收入增长率; $Cash_{it}$ 表示公司现金与短期投资之和除以总资产; Age_{it} 表示公司截至 t 年的上市年限; $Dre-$

turn 为考虑现金红利再投资的年个股回报率；其余变量定义同上。式（2）得到的残差绝对值即为公司非效率投资指标，其值越大表示公司的投资效率越低。如表6列（6）和列（8）所示，股东关系网

络抑制企业违规的资源效应在投资效率低的企业发挥的作用较大，进一步说明了股东关系网络通过提升企业投资效率进而削弱了管理层掩盖业绩不佳的违规行为。

表6 作用机制分析

| 解释变量 | 信息质量 | | | | 投资效率 | | | |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Fraud | | Freq | | Fraud | | Freq | |
| | 高 | 低 | 高 | 低 | 高 | 低 | 高 | 低 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| Net | -0.92 (-1.03) | -2.94*** (-3.46) | -0.87 (-0.97) | -2.87*** (-3.37) | -0.93 (-0.86) | -2.50*** (-3.22) | -0.75 (-0.69) | -2.52*** (-3.24) |
| Lev | 1.64*** (6.76) | 1.32*** (5.68) | 1.68*** (6.92) | 1.34*** (5.63) | 1.79*** (6.63) | 1.34*** (6.16) | 1.84*** (6.73) | 1.37*** (6.12) |
| Size | -0.18*** (-4.04) | -0.10** (-2.41) | -0.18*** (-4.04) | -0.10** (-2.39) | -0.19*** (-3.59) | -0.12*** (-2.92) | -0.19*** (-3.56) | -0.12*** (-2.91) |
| Turn | 1.56 (1.53) | 1.33 (1.46) | 1.47 (1.43) | 1.30 (1.45) | 2.37** (2.20) | 0.83 (0.97) | 2.28** (2.11) | 0.79 (0.92) |
| Val | 20.22** (2.37) | 19.34** (2.50) | 19.95** (2.34) | 19.56** (2.51) | 13.32 (1.37) | 24.21*** (3.37) | 12.91 (1.31) | 24.39*** (3.39) |
| Return | -0.27*** (-3.07) | -0.12 (-1.64) | -0.25*** (-2.79) | -0.13* (-1.78) | -0.25*** (-2.81) | -0.14** (-1.99) | -0.24*** (-2.66) | -0.14** (-2.01) |
| InDir | -0.10 (-0.11) | -0.04 (-0.05) | -0.11 (-0.12) | -0.11 (-0.15) | -0.25 (-0.25) | -0.14 (-0.19) | -0.34 (-0.33) | -0.14 (-0.19) |
| Board | -0.02 (-0.09) | 0.06 (0.24) | -0.01 (-0.00) | 0.07 (0.29) | 0.33 (1.17) | -0.15 (-0.73) | 0.32 (1.17) | -0.12 (-0.58) |
| Dummy | 0.15* (1.69) | 0.24*** (3.02) | 0.17* (1.91) | 0.25*** (3.05) | 0.25** (2.46) | 0.18** (2.27) | 0.26*** (2.58) | 0.19** (2.41) |
| Top5 | -0.01*** (-3.64) | -0.01*** (-3.52) | -0.01*** (-3.69) | -0.01*** (-3.62) | -0.01* (-1.89) | -0.01*** (-4.61) | -0.01* (-1.87) | -0.01*** (-4.75) |
| Indq | 0.10 (1.34) | -0.16** (-2.33) | 0.09 (1.26) | -0.17** (-2.34) | -0.06 (-0.72) | -0.03 (-0.51) | -0.06 (-0.79) | -0.04 (-0.53) |
| Indulit | 8.98*** (8.79) | 7.68*** (7.63) | 8.75*** (8.82) | 7.60*** (7.55) | 10.48*** (9.39) | 7.01*** (7.57) | 10.24*** (9.65) | 6.93*** (7.42) |
| Cons | -0.56 (-0.49) | -0.97 (-0.84) | / | / | -0.88 (-0.65) | -0.58 (-0.54) | / | / |
| Ind/Year | Yes |
| 组间差异 | 1.77*** | 1.54** | 1.46** | 1.56** | | | | |
| N | 10 364 | 10 303 | 10 364 | 10 340 | 7 906 | 12 717 | 7 940 | 12 764 |
| R ² | 0.06 | 0.05 | 0.04 | 0.03 | 0.07 | 0.04 | 0.06 | 0.04 |

注：Freq 为有序变量，因此无常数项。

（二）差异性分析

股东关系网络作为非正式制度通过降低信息不对称、提升投资效率来抑制企业违规行为。然而，股东关系网络所发挥的作用在不同的情境中有所差异。根据舞弊三角理论，公司违规发生的原因由动机、机会和自我合理化三大要素组成，因此从违规动机、违规空间以及违规环境进行差异性分析。

1. 违规动机差异性分析。

当违规收益足够丰厚时，违规动机就应运而生（孟庆斌等，2018^[26]）。然而，管理层等决策主体作为理性经济人，终极目标是追求个人利益最大化，他们会基于自身财富价值考虑违规决策，通过权衡收益和成本来决定违规策略。一旦企业债权人识别出管理层违规动机及行为时，会解聘高管或者迅速抛售股票继

而引发股价下降。在这种情况下,管理层在发生违规行为前会综合衡量违规行为被发现后所带来的负面影响和自身利益的损失。管理层的持股市值与公司整体利益趋同时,股价下跌会引发管理层薪酬水平下降以及财富缩水等。管理层的持股比例越高,越难以消除持有风险带来的负面影响,甚至还会遭受晋升困难、被解雇以及市场声誉受损的风险。因此,当管理层财富敏感性越高时,股东关系网络的信息效应以及资源效应所发挥的边际作用越大,抑制违规行为的效果越好。

借鉴姜付秀等(2015)^[28]的研究,引入管理层年末持股比例衡量其财富股价敏感性,并根据行业、年度均值将其分为高低两组。如表7列(2)和列(4)所示,股东关系网络对企业违规的抑制作用在财富股价敏感性高的组更加显著,且通过组间差异性检验。

表7 违规动机差异性分析

| 解释变量 | Fraud | | Freq | |
|----------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| | 敏感性低 | 敏感性高 | 敏感性低 | 敏感性高 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Net | -1.02 (-1.09) | -2.67*** (-2.84) | -1.01 (-1.08) | -2.61*** (-2.78) |
| Lev | 1.13*** (4.70) | 1.84*** (6.22) | 1.17*** (4.72) | 1.87*** (6.28) |
| Size | 0.02 (0.34) | -0.18*** (-3.32) | 0.01 (0.18) | -0.18*** (-3.24) |
| Turn | 0.24 (0.26) | 2.55** (2.45) | 0.16 (0.17) | 2.50** (2.43) |
| Val | 21.65*** (2.76) | 23.37** (2.55) | 21.71*** (2.75) | 23.71*** (2.58) |
| Return | -0.14* (-1.68) | -0.17** (-2.13) | -0.14 (-1.63) | -0.16** (-2.09) |
| InDir | -0.48 (-0.55) | 0.44 (0.47) | -0.51 (-0.58) | 0.43 (0.45) |
| Board | -0.26 (-1.09) | 0.37 (1.32) | -0.23 (-0.98) | 0.36 (1.28) |
| Dummy | 0.10 (1.15) | 0.35*** (3.58) | 0.12 (1.39) | 0.35*** (3.53) |
| Top5 | -0.01* (-1.94) | -0.01** (-1.97) | -0.01** (-2.04) | -0.01** (-2.07) |
| Indq | 0.06 (0.79) | -0.16* (-1.95) | 0.05 (0.70) | -0.16** (-1.99) |
| Indulit | 8.19*** (7.82) | 8.41*** (7.82) | 7.96*** (7.74) | 8.32*** (7.83) |
| Cons | -3.97** (-2.54) | -0.63 (-0.43) | / | / |
| Ind/Year | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 组间差异 | 2.57*** | | 2.04*** | |
| N | 10 355 | 10 343 | 10 355 | 10 349 |
| R ² | 0.04 | 0.06 | 0.03 | 0.05 |

注: Freq 为有序变量,因此无常数项。

2. 违规空间差异性分析。

违规行为不仅受内源性动机的驱动,还会受到外部治理赋予公司内部人相应的违规空间影响。当外部治理机制能够发挥较好的监督功能时,公司管理层的违规空间相应地减小(卜君和孙光国,2020^[13];陆瑶等,2012^[14]),股东关系网络所发挥的作用会被削弱。分析师作为外部监管的主要力量能够降低企业违规空间:首先,分析师具有丰富的从业经验及专业技术,能够以较低成本甄别公司信息舞弊行为;其次,分析师对公司高管决策的关注具有持续性和长期性,比较了解公司实际运营情况,更容易侦察企业管理层为获取私利的投机行为并发布负面的消息;最后,分析师作为外部监管力量更具有独立性。四大或者十大事务所为争夺客户,可能与公司管理层合谋,纵容管理层操纵信息、发布不真实的审计报告,不能有效发挥其外部监督作用,而机构投资者受短期利己效应支配抛售股票并不能对公司进行长期监管治理,因此分析师作为外部监管职能在压缩企业违规空间方面发挥较好作用。基于此,股东关系网络作为非正式制度在其他外部监管机制较好即企业违规空间较小时发挥的作用可能会被削弱。

应用分析师跟踪数量的自然对数衡量外部监管机制,根据行业、年度均值分成高低两组。结果如表8列(1)列(3)所示,在外部监管机制较差即企业违规空间较大时,股东关系网络所发挥的作用更好。

3. 违规环境差异性分析。

公司违规行为的自我合理化主要归因于我国低效的法律环境。当企业发生违规行为后,我国尚不健全的法律制度没有及时发现这种投机行为,使得企业存有侥幸心理。继而企业之间发生了相互学习、彼此模仿的同群行为(杨海生和江颖臻,2020^[29]),这就为企业违规提供了合理的借口。因此,追根溯源,不完善的法律制度滋生了企业违规环境,进一步促使企业违规行为。当正式制度失灵即在法制环境较差时,嵌入性的社会关系网络即股东关系网络更能发挥替代作用,对企业违规行为有较强的治理作用。

然而,法律与股东关系网络也可能是互补关系。法制环境较好的地区对企业违规行为处罚力度较高,公司所承受的违规风险和违规成本更高。一旦公司的违规行为被稽查出来,作为声誉共同体的股东也将会遭受很大损失,如声誉受损、公开谴责、监管警告以及罚款等。此时,在法律水平较高的地区,股东为维

护自身权益，会更积极地利用所在社会网络监督管理层的违规行为。^①

采用地区法律环境指数（樊纲 2016 年市场化指数的子指数），由于指数截至 2016 年，因此，采用 2017 年的指数等于 2016 年的指数加上 2014、2015、2016 这三年相对于前一年指数增加值的平均值的方法，其余年份同理。并根据法律环境的均值划分为法制水平高低两组。结果如表 8 列（5）至列（7）所示，股东关系网络对企业违规的抑制效果在法制化水

平较低的地方更显著。以上结论表明非正式制度（股东关系网络）与正式制度（法律）在此研究中存在替代关系。相互替代即制度冲突是非均衡的，相互补充即制度融合是均衡的。两种不同制度的博弈要经过非均衡到均衡的过程，只有非正式制度和正式制度的内在准则和交易成本趋同时，才能有效融合。目前，我国法制水平尚不能使经济主体在既有成本下的利益得到有效保证，因此股东关系网络成为一种替代机制。

表 8 违规空间、违规环境的差异化分析

| 解释变量 | Fraud | | Freq | | Fraud | | Freq | |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 分析师少 | 分析师多 | 分析师少 | 分析师多 | 法制化低 | 法制化高 | 法制化低 | 法制化高 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| Net | -2.96*** (-3.18) | -1.31 (-1.51) | -2.83*** (-3.04) | -1.32 (-1.52) | -2.55*** (-3.01) | -1.05 (-0.93) | -2.50*** (-2.93) | -1.02 (-0.91) |
| Lev | 1.16*** (4.35) | 1.58*** (7.12) | 1.20*** (4.45) | 1.61*** (7.09) | 1.20*** (5.27) | 1.91*** (5.95) | 1.25*** (5.38) | 1.95*** (5.94) |
| Size | -0.04 (-0.77) | -0.17*** (-4.22) | -0.04 (-0.80) | -0.18*** (-4.15) | -0.10** (-2.29) | -0.23*** (-3.64) | -0.10** (-2.35) | -0.23*** (-3.59) |
| Turn | 2.31** (2.38) | 0.44 (0.45) | 2.35** (2.44) | 0.33 (0.34) | 1.96** (2.19) | 0.62 (0.51) | 1.84** (2.04) | 0.61 (0.51) |
| Val | 15.52* (1.78) | 26.06*** (3.31) | 15.18* (1.74) | 26.45*** (3.31) | 18.02** (2.42) | 19.82* (1.93) | 18.26** (2.45) | 19.73* (1.92) |
| Return | -0.20** (-2.38) | -0.16** (-2.09) | -0.19** (-2.35) | -0.15** (-1.98) | -0.16** (-2.23) | -0.19** (-2.07) | -0.15** (-2.13) | -0.19** (-2.09) |
| InDir | 1.02 (1.15) | -0.96 (-1.13) | 0.97 (1.08) | -0.94 (-1.11) | -0.13 (-0.17) | -0.83 (-0.73) | -0.20 (-0.26) | -0.75 (-0.66) |
| Board | 0.41 (1.63) | -0.33 (-1.46) | 0.41 (1.63) | -0.29 (-1.31) | 0.03 (0.13) | -0.20 (-0.58) | 0.06 (0.26) | -0.19 (-0.57) |
| Dummy | 0.14 (1.54) | 0.26*** (3.11) | 0.16* (1.67) | 0.27*** (3.21) | 0.25*** (3.02) | 0.18* (1.65) | 0.27*** (3.23) | 0.18 (1.64) |
| Top5 | -0.01** (-2.24) | -0.01*** (-4.43) | -0.01** (-2.20) | -0.01*** (-4.60) | -0.00 (-1.61) | -0.02*** (-4.57) | -0.01* (-1.69) | -0.02*** (-4.58) |
| Indq | -0.06 (-0.77) | -0.04 (-0.47) | -0.06 (-0.87) | -0.04 (-0.47) | -0.04 (-0.60) | -0.08 (-0.77) | -0.04 (-0.60) | -0.08 (-0.80) |
| Indulit | 8.22*** (7.59) | 8.26*** (8.52) | 8.12*** (7.61) | 8.09*** (8.49) | 8.79*** (9.38) | 7.33*** (5.90) | 8.67*** (9.39) | 7.13*** (5.83) |
| Cons | -3.63*** (-2.66) | 0.75 (0.66) | / | / | -1.93* (-1.72) | 2.49 (1.56) | / | / |
| Ind/Year | Yes |
| 组间差异 | 2.20*** | | 1.82*** | | 4.68*** | | 3.81*** | |
| N | 8 401 | 12 303 | 8 401 | 12 303 | 12 645 | 8 019 | 12 645 | 8 059 |
| R ² | 0.05 | 0.06 | 0.04 | 0.05 | 0.06 | 0.06 | 0.04 | 0.05 |

注：Freq 为有序变量，因此无常数项。

① 非常感谢编辑提供的宝贵意见。

(三) 拓展性分析

关于投资效率的进一步分析。基于前文分析，股东关系网络能够帮助企业获取异质性资源并根据市场需求及时转化为公司发展所需，提升企业的投资效率，进而弱化掩盖投资质量差、发展不佳的违规动机。一方面，股东关系网络能以较低的成本为个体带来金融资本，减少企业因融资约束而导致投资不足的问题，进而优化投资（张悦玫和张芳，2019^[22]）。另一方面，股东关系网络能够帮助企业获取行业发展的前沿信息及客户需求，有利于精准、高效地选择投资项目，进而抑制企业过度投资问题，提升企业投资质量。因此，股东关系网络抑制企业违规行为是通过改善企业投资不足，还是降低企业过度投资亦或是双重改善，这有待进一步验证。

应用式(2)的模型来估计公司正常投资水平，模型中残差大于0的部分为过度投资，小于0的部分为投资不足，并以此为标准将样本分为两组进行检验。结果如表9所示，股东关系网络对企业违规的影响在投资不足组及过度投资组均负向显著，进一步说明了股东关系网络能够帮助企业根据市场发展及时调整投资策略，既能及时提供企业发展的金融资本，缓解投资不足，又能有效缩减投资规模，精准投资，增加边际效益。

表9 关于投资效率的进一步分析

| 解释变量 | Fraud | | Freq | |
|--------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 投资不足 | 过度投资 | 投资不足 | 过度投资 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Net | -2.85** (-2.34) | -1.76** (-2.31) | -2.72** (-2.22) | -1.75** (-2.29) |
| Lev | 1.87*** (6.75) | 1.28*** (5.73) | 1.95*** (6.76) | 1.30*** (5.73) |
| Size | -0.20*** (-3.52) | -0.11*** (-2.70) | -0.21*** (-3.52) | -0.11*** (-2.64) |
| Turn | 3.10*** (2.60) | 0.57 (0.66) | 3.03** (2.54) | 0.53 (0.61) |
| Val | 1.50 (0.15) | 30.05*** (4.19) | 0.95 (0.10) | 30.28*** (4.20) |
| Return | 0.04 (0.51) | -0.36*** (-4.51) | 0.05 (0.64) | -0.36*** (-4.46) |
| InDir | 1.60 (1.63) | -1.34* (-1.72) | 1.51 (1.53) | -1.32* (-1.67) |
| Board | 0.35 (1.16) | -0.25 (-1.18) | 0.36 (1.23) | -0.23 (-1.06) |

续前表

| 解释变量 | Fraud | | Freq | |
|----------------|-------------------|---------------------|-------------------|---------------------|
| | 投资不足 | 过度投资 | 投资不足 | 过度投资 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Dummy | 0.19* (1.80) | 0.20*** (2.66) | 0.22** (1.98) | 0.21*** (2.73) |
| Top5 | -0.01* (-1.70) | -0.01*** (-4.49) | -0.01* (-1.72) | -0.01*** (-4.58) |
| Indq | -0.03 (-0.34) | -0.04 (-0.51) | -0.03 (-0.39) | -0.04 (-0.54) |
| Indulit | 7.79*** (6.71) | 8.58*** (9.00) | 7.53*** (6.61) | 8.47*** (8.99) |
| Cons | -0.79 (-0.54) | -0.47 (-0.44) | / | / |
| Ind/Year | Yes | Yes | Yes | Yes |
| N | 7 054 | 13 619 | 7 085 | 13 619 |
| R ² | 0.05 | 0.06 | 0.04 | 0.05 |

注：Freq为有序变量，因此无常数项。

六、结论和启示

企业是资本市场与实体经济的纽带，加快推进企业发展质量是构建金融秩序与产业升级的基石。然而违规是阻止企业长期发展的障碍，因此积极寻求抑制违规方式，扫除违规行为是实现企业更好、更快发展的主要途径。本文以2009—2019年的数据为研究样本，以非金融上市公司前十大股东所构成的关系网络为研究视角，探索了股东关系网络与企业违规的关系。研究发现：(1) 股东关系网络有利于抑制企业违规倾向及违规发生的次数。(2) 作用渠道是股东关系网络通过信息效应降低信息不对称，通过资源效应及时捕捉市场发展趋势，调整投资策略、提升投资效率，进而弱化管理层违规行为。(3) 股东关系网络抑制企业违规所发挥的信息效应及资源效应会因违规动机强弱、违规空间大小以及违规环境的法制化程度差异而有所不同。具体而言，这种作用关系在违规动机较大-财富股价敏感性较高、违规空间较大-分析师跟踪数量较少以及违规环境较强-法制水平较低的情况下更加显著。(4) 进一步研究发现股东关系网络的资源效应不仅可以缓解企业投资不足，还能通过缩减企业过度投资的方式来抑制企业违规。

本文结论具有重要启示：(1) 对于政策制定者

来说,一方面要积极完善法律法规,通过规范、引导及惩罚等方式加强企业监管;另一方面要重视社会网络群体,特别是由公司利益相关者-股东所形成的关系网络这一非正式制度在抑制企业违规,推进上市公司质量方面所发挥的信息“助力器”及资源的“转化剂”作用。以非正式制度珠联正式制度积极推进“无形之手”璧合“有形之手”,最终实现企业健康稳定发展。然而同时监管部门也要加强防范这类社会资本坐地自划的小圈子效应。(2)对企业来说,其

所属的网络能够为企业带来异质性资源,帮助企业及时捕捉市场发展动态和消费者需求,提升企业整体投资效率。企业应该充分利用所属网络中丰富的社会资本及金融资本,并对其进行“价值甄别”“充分利用”,使之“有效转化”为公司发展所需。(3)对于外部投资者来说,公司通过共同股东所连接的外部企业数量决定了公司管理层“黑箱”操作空间。因此,外部投资者应充分调查选择目标的股东网络结构,通过有效筛选合理规划投资。

参考文献

- [1] Ball R. Market and Political/Regulatory Perspectives on the Recent Accounting Scandals [J]. *Journal of Accounting Research*, 2009, 47 (2): 277-323.
- [2] 陈运森, 谢德仁. 董事网络、独立董事治理与高管激励 [J]. *金融研究*, 2012 (2): 168-182.
- [3] 王莹, 张光利. 董事网络和企业创新: 引资与引智 [J]. *金融研究*, 2018 (6): 189-206.
- [4] 彭聪, 申宇, 张宗益. 高管校友圈降低了市场分割程度吗? ——基于异地并购的视角 [J]. *管理世界*, 2020 (5): 134-144, 160, 14.
- [5] 郭晓冬, 王攀, 吴晓晖. 机构投资者网络团体与公司非效率投资 [J]. *世界经济*, 2020 (4): 169-192.
- [6] 史金艳, 杨健亨, 李延喜, 张启望. 牵一发而动全身: 供应网络位置、经营风险与公司绩效 [J]. *中国工业经济*, 2019 (9): 136-154.
- [7] 卢圣华, 汪晖. 政企网络关系、企业资源获取与效率——来自本地晋升官员离任的经验证据 [J]. *经济管理*, 2020 (10): 5-22.
- [8] Khanna V, Kim E H, Yao L U. Ceo Connectedness and Corporate Fraud [J]. *The Journal of Finance*, 2015, (70): 1203-1252.
- [9] Chahine S, Fang Y, Hasan I, Mazboudi M. Ceo Network Centrality and the Likelihood of Financial Reporting Fraud [J]. *Abacus*, 2021, (57): 183-405.
- [10] Kuang Y F L, Ee G. Corporate Fraud and External Social Connectedness of Independent Directors [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2017, (45): 401-427.
- [11] 马连福, 杜博. 股东网络对控股股东私利行为的影响研究 [J]. *管理学报*, 2019 (5): 665-675, 764.
- [12] 黄灿, 李善民. 股东关系网络、信息优势与企业绩效 [J]. *南开管理评论*, 2019 (2): 75-88, 127.
- [13] 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.
- [14] 陆瑶, 朱玉杰, 胡晓元. 机构投资者持股与上市公司违规行为的实证研究 [J]. *南开管理评论*, 2012 (1): 13-23.
- [15] 孟庆斌, 邹洋, 侯德帅. 卖空机制能抑制上市公司违规吗? [J]. *经济研究*, 2019 (6): 89-105.
- [16] Johnson S A, Ryan H E, Tian Y S. Managerial Incentives and Corporate Fraud: The Sources of Incentives Matter [J]. *Review of Finance*, 2006 (1): 115-145.
- [17] 梁上坤, 徐灿宇, 司映雪. 混合所有制程度与公司违规行为 [J]. *经济管理*, 2020 (8): 138-154.
- [18] Dechow P M, Weili G E, Larson C R, et al. Predicting Material Accounting Misstatements [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2011, 28 (1): 17-82.
- [19] Cohen J, Ding Y, Lesage C, et al. Media Bias and the Persistence of the Expectation Gap: An Analysis of Press Articles on Corporate Fraud [J]. *HEC Research Papers Series*, 2015, 987: 1-23.
- [20] 陆瑶, 胡江燕. CEO与董事间“老乡”关系对公司违规行为的影响研究 [J]. *南开管理评论*, 2016 (2): 52-62.
- [21] 郭白滢, 周任远. 信息互动、投资决策与股票价格——基于机构投资者信息网络的分析 [J]. *金融研究*, 2019 (10): 188-206.
- [22] 张悦玫, 张芳. 会计稳健性、投资效率与外部融资方式的实证研究 [J]. *管理评论*, 2019 (4): 175-186.
- [23] 吴晓晖, 郭晓冬, 乔政. 机构投资者抱团与股价崩盘风险 [J]. *中国工业经济*, 2019 (2): 117-135.
- [24] 李维安, 齐鲁骏, 丁振松. 兼听则明, 偏信则暗——基金网络对公司投资效率的信息效应 [J]. *经济管理*, 2017 (10): 44-61.
- [25] Zhang M, Ma L, Zhang B. Pyramidal Structure, Political Intervention and Firms' Tax Burden: Evidence from China's Local SOEs [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2016, (36): 15-25.
- [26] 孟庆斌, 李昕宇, 蔡欣园. 公司战略影响公司违规行为吗 [J]. *南开管理评论*, 2018 (3): 116-129, 151.
- [27] 刘慧龙, 王成方, 吴联生. 决策权配置、盈余管理与投资效率 [J]. *经济研究*, 2014 (8): 93-106.
- [28] 姜付秀, 马云飙, 王运通. 退出威胁能抑制控股股东私利行为吗? [J]. *管理世界*, 2015 (5): 147-159.
- [29] 杨海生, 江颖臻. 企业投资决策中的同行效应研究: 模仿与学习 [J]. *经济学季刊*, 2020 (4): 1375-1400.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

市场会惩罚“门口的野蛮人”吗？ ——雷士照明控制权争夺中的风投声誉受损研究

Can the Market Punish “Barbarians at the Door”?:
Research on Reputation Damage of VC in the Case of NVC

叶小杰 纪秋蕾

YE Xiao-jie JI Qiu-lei

[摘要] 风险投资与创始人的控制权之争在资本市场上屡有发生，但以往研究大多关注事件对创始人及企业的影响，鲜有关注对风险投资的影响。借助赛富亚洲涉及的雷士照明控制权争夺案例，本文立足投资机构及其投资的关联企业两个层面，考察风险投资声誉受损的经济后果。研究发现：(1) 控制权之争严重损害了赛富亚洲的市场声誉，影响其募资、投资和退出表现，其募集和管理的基金规模、投资事件的数量和金额、成功IPO的数量均呈下滑趋势，表明风险投资声誉具有约束效应。(2) 声誉的约束效应是可逆的，当市场意识到风险投资机构被误解而声誉恢复时，前述不利后果得到缓解。(3) 针对赛富亚洲声誉的受损及恢复，其投资的关联企业分别表现出负面和正面的市场反应，表明风险投资声誉具有“溢出效应”。本文研究有助于全面理解风险投资声誉的约束效应，不仅丰富了我国制度背景下风险投资声誉的理论研究，而且对于风险投资机构的健康发展、自我约束及监督具有重要的现实意义。

[关键词] 风险投资 赛富亚洲 声誉受损 约束效应 经济后果

[中图分类号] F276 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 04-0066-12

Abstract: The control competition between venture capitals (VCs) and founders often occurs in the capital market, but most of the previous studies focus on the impact on founders and enterprises. However, there is little research on how these issues affect VCs. Through the case of SAIF involved in NVC control competition, this paper investigates the economic consequences of the reputation damage of VC based on VCs and enterprises. It is found that: (1) the issue has seriously damaged the market reputation of SAIF and affected the performance of its fund-raising, investment and exit. The scale of funds raised and managed, the number and amount of investment events and the number of successful IPOs all show a downward trend. These evidences show that the reputation of VC has a constraint effect. (2) The constraint effect is reversible. When the market realized that VC was misunderstood and restored, the previous adverse consequences were alleviated. (3) In view of the damage and recovery of SAIF's reputation, the enterprises invested by SAIF showed negative and positive market reactions respectively, indicating that the reputation of VC has "spillover effect". This paper contributes to a comprehensive understanding of the constraint effect of VC reputation, which not only enriches the theoretical research of VC reputation under the background of China, but also has important practical significance for the healthy development, self-discipline and supervision of VC.

Key words: Venture capital SAIF Reputation damage Restraint effect Economic consequence

[收稿日期] 2022-01-17

[作者简介] 叶小杰，男，1986年1月生，上海国家会计学院副教授，研究方向为资本市场与风险投资；纪秋蕾，女，1992年9月生，上海国家会计学院硕士研究生，研究方向为会计理论与实务。本文通讯作者为叶小杰，联系方式为 yexiaojie@snai.edu。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“风险投资声誉作用机制研究——基于投资机构和创业企业的视角”（项目编号：71502103）。

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,我国风险投资行业取得了迅猛发展,整体规模稳居全球第二^①,并在推动科技创新和促进经济转型升级等方面发挥了重要作用。然而,风险投资行业在高速发展的同时,也招致了一些非议。私募股权投资腐败、围堵 Pre-IPO 等问题曾经受到广泛关注,而风险投资机构与创始人之间的控制权之争更是屡屡引发社会大众的关切。国美电器、俏江南、雷士照明等控制权争夺事件,都将风险投资机构推到了风口浪尖,其形象和声誉或多或少遭受损害,甚至被一些舆论指责为“门口的野蛮人”。那么,控制权争夺是否会对风险投资产生影响?这些“门口的野蛮人”是否会被市场惩罚?如果被惩罚,其作用机理是什么?若市场因为认知偏颇误解风险投资,前述惩罚是否会出现反转?这些问题在现有文献中鲜有探讨。对于这些问题进行剖析,不仅有助于在我国制度背景下更加深入地认识风险投资的声誉效应,而且能够为风险投资机构加强声誉管理,发挥其在资本市场改革中的正面作用提供理论借鉴。

有鉴于此,本文以赛富亚洲所涉及的雷士照明控制权之争为例,对前述问题展开研究。选择这一事件的原因在于:雷士照明控制权之争是资本市场中的经典案例,吸引了社会各界的广泛关注,经由媒体报道披露了大量信息,并且案例中吴长江的辞职事件及被捕事件为分析风险投资声誉受损及恢复提供了难得的正反场景。为探寻控制权之争所造成的声誉损害具有哪些经济后果,本文从投资机构及其投资的关联企业两个视角进行了详细论证。投资机构视角,借鉴风险投资运作的基本流程,构建控制权之争导致声誉受损影响募资、投资和退出行为的分析框架,并基于赛富亚洲、可比投资机构及全行业相应数据的对比,考察声誉受损对赛富亚洲市场表现的具体影响。关联企业视角,以赛富亚洲声誉受损严重及明显恢复的事件作为时间窗口,测算其关联企业的市场反应,从而探究风险投资声誉受损的溢出效应。研究显示,风险投资声誉具有约束效应,雷士照明控制权之争严重损害了赛富亚洲的市场声誉,不仅影响了其募资、投资和退出等多个环节的表现,而且也引发了其关联企业的负面市

场反应。风险投资声誉的约束效应具有可逆性,当控制权之争事件后续出现反转时,前述不利后果随之缓解。

本文的研究贡献主要体现在两个方面:第一,本文以控制权之争所导致的声誉受损作为研究情境,对于风险投资声誉的相关文献是有益补充。现有研究主要从风险投资机构涉及法律诉讼、被监管处罚等方面界定其声誉受损,而未关注到资本市场上常见的控制权之争也会损害声誉,并会遭受市场惩罚。与法律诉讼、监管处罚等情境不同,控制权之争所导致的风险投资声誉受损程度相对轻微,但影响可能更加直接,引发的媒体关注更密集、持续时间更长,而且由于社会舆论可能存在“误判”,因此声誉受损呈现动态变化过程。本文研究发现,控制权之争所导致的声誉受损同样会引发市场各方的负面反应,这表明风险投资声誉的市场机制是相对完备的,其约束效应可以通过市场的自发调节来实现。第二,本文通过声誉受损和恢复的对比分析,发现声誉的约束效应具有可逆性,这对于市场各方具有一定的借鉴意义。在雷士照明控制权争夺过程中,赛富亚洲从开始的广受质疑到后来被市场所理解,经历了声誉受损及恢复的过程,与之对应的是,赛富亚洲和其投资的关联企业都伴随着这一过程而呈现出“V”型反转的市场表现。因此,该案例提供了难得的正反两个方向的比较研究场景,这对于深入理解风险投资声誉的约束机制,对于风险投资机构建立良好声誉、加强自我约束与监督具有较强的现实意义。

二、文献综述与研究框架

(一) 风险投资声誉研究概述

从 Gompers 关于风险投资行业“逐名”现象的研究开始 (Gompers, 1996^[1]), 风险投资声誉就成为学界关注的重要问题。该领域文献主要探讨风险投资声誉的来源、影响因素和作用效果等。

1. 风险投资声誉的来源和影响因素。

风险投资声誉主要来源于如下方面:第一,风险投资以往的业绩表现。投资业绩是市场各方评价风险投资机构的重要指标,也是度量其声誉的重要参照 (Lee 和 Wahal, 2004^[2]; 叶小杰和王怀芳, 2016^[3])。

^① 学界一般把创业投资和私募股权投资统称为风险投资,本文沿用该定义。2021年8月30日,证监会主席易会满在中国证券投资基金业第三届会员代表大会上表示,我国私募股权和创投基金规模位居世界第二。

大量文献将风险投资的 IPO 表现作为其声誉形成的主导因素 (Brau 等, 2003^[4]; 吴超鹏等, 2012^[5]), 风险投资参与的 IPO 项目越多, 其在市场上的知名度和声誉就越高 (Megginson 和 Weiss, 1991^[6]; 叶小杰, 2017^[7])。第二, 风险投资的专业技能。风险投资是一项专业性很强的工作, 这也是影响其声誉的重要因素 (Krishnan 等, 2011^[8]; 沈维涛等, 2013^[9])。第三, 其他因素。也有学者采用风险投资机构经营年限、管理的资金规模、基金回报率以及第三方机构所公布的风险投资机构年度排名等指标来度量风险投资声誉 (Kaplan 和 Schoar, 2005^[10]; 李曜和宋贺, 2017^[11])。

2. 风险投资声誉的“激励效应”。

所谓“激励效应”, 是指风险投资机构在形成良好声誉之后能够持续带来的收益。现有研究主要从投资机构以及被投资企业两个维度, 探讨风险投资声誉的“激励效应”。

一方面, 风险投资声誉对投资机构自身的“激励效应”。维持良好声誉, 对于风险投资机构而言是有利的。第一, 风险投资声誉有助于提高其募资表现。良好的声誉和品牌有助于投资机构吸引到更多的潜在投资者, 从而在基金募集市场中占据优势 (Gompers, 1996^[1]; Lee 和 Wahal, 2004^[2]; Gompers 等, 2016^[12]; Brown 等, 2019^[13], 叶小杰, 2017^[7])。第二, 风险投资声誉有助于构建优质的关系网络。良好的声誉有助于投资机构与高质量的承销商、专业管理团队等中介机构建立起良好的合作关系 (Baker 和 Gompers, 2003^[14]; Plagmann 和 Lutz, 2019^[15]; 董静等, 2017^[16])。第三, 风险投资声誉有助于提高谈判能力, 从而在与被投资企业合作中获得价格、选择权和保护条款上的优势 (Hsu, 2004^[17])。第四, 高声誉风险投资机构可以从投资中获得高额回报, 并表现为具有更好的 IPO 和并购退出表现 (Nahata, 2008^[18]; 叶小杰和王怀芳, 2016^[3])。

另一方面, 风险投资声誉对被投资企业的“激励效应”。第一, 风险投资声誉有助于提高“认证作用”的效力。从信号传递的角度来看, 由于风险投资与被投资企业的合作是一个双向选择的过程, 因此风险投资声誉能够传递出被投资企业质量较高的信号 (Hsu, 2004^[17]; Piacentino, 2019^[19]; 沈哲等, 2019^[20])。第二, 风险投资声誉隐含着为被投资企业提供更多增

值服务的可能性。高声誉意味着风险投资机构拥有更多资源, 不仅能为创业企业提供资金支持, 也能提供更加丰富多元的增值服务 (Gompers 和 Xuan, 2009^[21]; Hallen 和 Pahnke, 2016^[22])。第三, 风险投资声誉有助于提升被投资企业的整体绩效, 这包括助推其成功 IPO、提升创新绩效或者 IPO 后的绩效表现等 (Nahata, 2008^[18]; Lin 等, 2017^[23]; 刘刚等, 2018^[24])。

3. 风险投资声誉的“约束效应”。

风险投资声誉在建立之后并非一成不变, 既可能持续积累, 也可能由于某些事件受损。风险投资声誉受损对于相关利益主体的影响就构成了“约束效应”, 目前仅有少数文献探讨风险投资机构遭遇诉讼、被监管处罚所带来的负面影响。Atanasov 等 (2011)^[25]研究发现, 高声誉的风险投资机构在遭受诉讼之后, 其募集的资金显著降低, 投资交易的数量显著减少。Tian 等 (2016)^[26]研究表明, 当被投资企业出现 IPO 财务欺诈时, 风险投资机构将被视为无效的监管者, 并影响其与有限合伙人 (LP)、其他风投机构 (VC) 和 IPO 保荐机构的合作。何顶和罗炜 (2019)^[27]研究了风险投资声誉是否存在股价“传染”效应, 发现当风险投资支持的上市公司涉嫌违规时, 同一风险投资所支持的其他上市公司股价也会受到显著的负面影响。

(二) 研究框架

本文研究的核心问题是控制权之争导致风险投资声誉受损的经济后果。鉴于风险投资声誉“约束效应” (尤其是控制权之争所导致的声誉受损) 的相关讨论较为少见, 因而本文在风险投资运作机制的基础上, 对控制权之争导致风险投资声誉受损的特殊性进行分析, 具体研究框架如图 1 所示。

1. 控制权之争导致声誉受损对投资机构自身的“约束效应”。

典型的风险投资运作机制包含三类主体和四个环节。三类主体分别是 LP (风险资本提供方)、风险投资机构 (风险资本运作方) 和被投资企业 (风险资本需求方)。四个环节即募资、投资、管理和退出, 不同环节之间紧密关联, 构成一个完整循环。其中, 募资环节是风险投资机构从市场上募集风险资本, 以供后续运作。投资环节是风险投资机构在一级市场上挑选标的企业, 通过注入资金获取股权。管理环节是风险投资机构参与被投资企业的公司治理或管

理,保障自身权益。退出环节是在风险投资机构通过推动企业 IPO 或者被并购,出售股权以获利。那么,

控制权之争导致风险投资声誉受损具有哪些特点,又将对前述主体和环节产生怎样的影响呢?

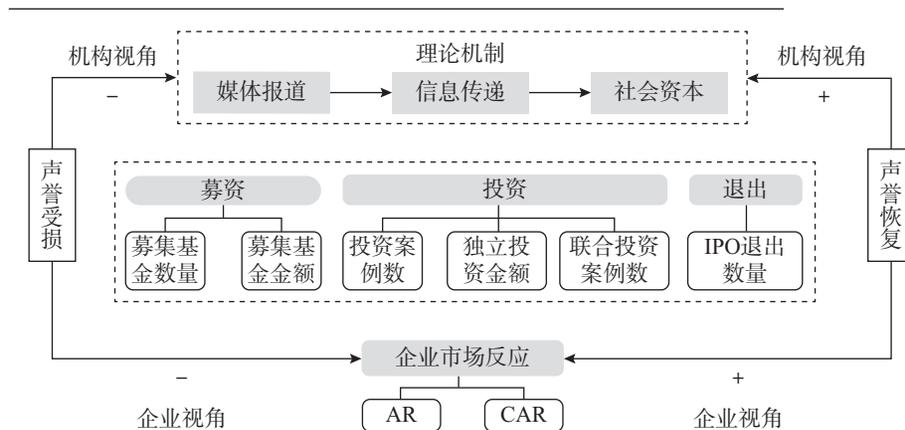


图1 控制权之争导致风险投资声誉受损的经济后果研究框架

(1) 控制权之争导致风险投资声誉受损的特点。相比于风险投资机构遭遇诉讼、被监管机构处罚等,控制权之争导致的声誉受损具有其特殊性。首先,控制权之争所导致的风险投资声誉受损程度相对轻微,但影响可能更加直接。一般而言,诉讼和监管处罚涉及法律责任,是“硬约束”;而控制权之争是市场行为,通常不涉及法律责任,是“软约束”,由此导致的风险投资声誉受损程度相对轻微。然而,诉讼和监管处罚所导致声誉受损往往较为间接(Tian等,2016^[26];何顶和罗炜,2019^[27]),因为法律诉讼和监管处罚往往是针对上市公司,而非直接针对风险投资机构。相形之下,风险投资机构在控制权争夺事件中是直接参与方,因此事件对其市场形象和声誉的影响更为直接。其次,控制权争夺事件的媒体关注度更高,声誉受损影响持续时间更长。控制权争夺事件具有较高的话题性,而媒体出于“轰动效应”的考虑(熊艳等,2011^[28]),往往更加青睐报道这类事件,对风险投资机构造成的声誉损害也往往持续较长时间。最后,控制权之争导致的风险投资声誉受损具有“可逆性”,可能随着舆论变化而呈现反转。通常而言,法律诉讼和监管处罚具有“一槌定音”的作用,而控制权争夺事件由于社会舆论可能存在“误判”,声誉受损呈现动态变化过程,具有一定的“可逆性”。

(2) 控制权之争导致声誉受损对投资机构的约束效应。控制权之争导致声誉受损,如何影响各类市

场主体的判断,进而影响风险投资机构后续募资、投资和退出行为?①首先,控制权之争可能引发大量媒体报道,影响市场各方的判断和偏好,导致风险投资声誉受损。媒体治理领域的文献表明,媒体报道会引发社会流瀑效应及群体极化现象(姚文韵等,2019^[29]),这将导致社会各界的认知偏差,而且这种偏差在短期内难以消除。控制权争夺事件往往吸引了诸多媒体报道,在媒体及社会舆论长期关注下,市场各类主体将更加了解这些事件,从而对风险投资机构形成负面印象。其次,基于信号传递理论,声誉受损可能传递出投资机构风险增大、收益不确定性加大的信号,影响到各市场主体对于投资机构的价值判断。如果风险投资机构在控制权之争中被社会舆论广泛质疑,其市场形象和声誉将遭受损害,降低风险投资“认证作用”的效果(何顶和罗炜,2019^[27])。最后,基于社会资本理论,控制权之争导致声誉受损将降低风险投资机构的“社会资本”,进而影响到市场各方的合作意愿。对于LP而言,控制权之争可能反映出风险投资机构不擅长处理与被投资企业的关系,从而降低其信任度,影响后续的募资行为。借鉴Tian等(2016)^[26]的做法,本文采用募集基金的数量和金额来衡量募资环节的表现。对于市场上的创业企业和其他投资机构而言,控制权争夺事件将加深其与风险投资机构合作的疑虑,降低其合作意愿,进而影响到风险投资机构后续的投资行为。借鉴Tian等(2016)^[26]的做法,本文采用投资交易数量、独立投资金额和联合

① 本文未研究风险投资声誉受损对管理环节的影响,因为这方面的信息和数据难以获取。

投资交易数量来衡量投资环节的表现。对于市场上的金融中介机构而言,控制权争夺事件也会降低其与相关风险投资机构的合作意愿,进而影响到风险投资机构的退出行为。本文采用成功IPO数量来衡量退出环节的表现。预期在控制权之争爆发之后的一段时间,前述指标将呈下降趋势。此外,由于控制权争夺事件中社会舆论是动态变化的,如果事态发展表明风险投资机构遭受的声誉损害是一种“误杀”行为,那么市场各方对于投资机构的不良印象将得以反转,预期前述经济后果会朝反方向变动。

2. 控制权之争导致声誉受损对关联企业的“溢出效应”。

借鉴何顶和罗炜(2019)^[27]的做法,本文将声誉受损对于关联企业的“溢出效应”纳入整体分析框架。与前述投资环节所提及的企业不同,此处关联企业指风险投资机构已经投资的存量企业,当控制权争夺事件发生时,这些关联企业可能会呈现负面市场反应。究其原因:一方面,基于信息不对称理论,关联企业的投资者与大股东及管理层之间面临着信息不对称,后者掌握信息优势。当控制权之争引发媒体大量关注和报道后,关联企业的投资者会了解到更多信息,而这些信息往往是负面的。因此,当控制权之争导致风险投资机构声誉受损后,关联企业的其他投资者会视为利空消息,导致负面的市场反应。另一方面,基于信号传递理论,控制权之争往往传递出风险投资机构较为强势的信号,其投资的关联企业可能担心类似事情发生在自己身上,进而影响到公司治理、供应链及市场等方面的稳定性,最终影响业绩表现^①。而股价是对于公司未来预期的反映,因此关联企业的投资者可能会出于“避险”考虑,降低对于未来股价的预期,这会进一步导致负面的市场反应。综上,在风险投资声誉受到显著损害的日期,其投资的关联企业可能也会被波及;而在市场意识到风险投资机构被误解,进而声誉恢复之时,上述不良影响也得以消除,因此其投资的关联企业市场反应为正。

三、研究设计与案例概况

(一) 研究方法

本文采用案例研究法对控制权之争导致风险投资

声誉受损的经济后果展开研究。相对于实证研究,案例研究法能够提供更多的细节资料,从而更加清晰深入地剖析事件的前因后果。本文的研究情境是赛富亚洲涉及的雷士照明控制权之争,该事件是中国资本市场上著名的公众性事件,影响深远,具有较强的典型性。选择这一案例主要基于两个方面的考虑:其一,该案例体现了风险投资声誉的受损及恢复,从正反两个方面提供了研究风险投资声誉受损经济后果的场景。其二,该案例资料充足、准确、透明度高,引发了媒体与学界的大量关注(梁上坤等,2015^[30];易阳等,2016^[31]),有利于真实准确地度量风险投资声誉受损所引发的一系列影响。

(二) 案例概况

1. 赛富亚洲简介。

赛富亚洲的前身是成立于2001年的软银亚洲(SAIF),2009年更名为赛富亚洲基金。赛富亚洲的投资领域主要涵盖消费类的产品及服务、科技行业、传媒业、通信行业、金融服务、医疗、旅游业及制造业^②。赛富亚洲连续多年被清科、投中集团评为“中国最佳创业投资机构50强”,其首席合伙人阎焱也多次被评为“中国创业投资家10强”。

2. 雷士照明简介。

雷士照明成立于1998年,主要从事光源产品、灯具产品及照明电器产品等各类照明产品的设计、开发、生产、推广和销售。赛富亚洲于2006年首次投资雷士照明,其后又陆续追加投资,至2008年其持股比例超越了创始人吴长江,跃升为第一大股东。2010年5月20日,雷士照明于香港联交所主板成功上市。

3. 控制权争夺事件。

本案例涉及的雷士照明控制权之争主要发生于2012—2015年,按照事件发展进程可分为两个阶段,以下是关于两阶段控制权之争的争夺双方、事件脉络以及争夺结果。

第一阶段,创始人“被迫出局”又“得意回归”。2012年5月25日,雷士照明发布公告称,创始人吴长江因个人原因辞去公司所有职务,同时选举赛富亚洲合伙人阎焱为董事长。面对媒体,吴长江坦

① 在雷士照明控制权之争中,吴长江曾经通过公司高管、员工、供应商等社会资本对阎焱施加压力,并得以重返董事会。但控制权之争最终对雷士照明的业绩造成了严重影响。

② 资料来源:赛富亚洲官网, <http://www.saifpartners.com.cn/>。

诚是“被逼下船”、实属无奈，暗示此次离开必有内情，引起多方关注。阎焱回应，吴长江“回归”需要满足三项前提条件，吴长江则在微博上反击“不应让外行进董事会”。此后，吴长江不甘示弱，以隐性契约关系为杠杆，通过员工罢工、供应商断货、高管辞职等方式表达强烈不满，最终与阎焱成功“和解”，以运营委员会负责人身份“得意回归”雷士照明。随后，吴长江将 11.81% 的雷士照明股份转让给德豪润达，合力使其成为新的第一大股东，并于 2013 年 1 月 13 日获委任为 CEO，王冬雷则接任阎焱的董事长职务。此时，吴长江已失去控制权，从创始人沦落为经理人。

第二阶段，创始人“私相授受”而“终陷囹圄”。重返雷士照明后不久，吴长江同德豪润达的战略伙伴关系逐渐破裂，被其指责“私相授受”，相关董事会成员悉数遭撤换。2014 年 8 月，雷士照明先后召开董事会、临时股东大会，罢免了吴长江 CEO 和董事职务，此次经销商未再支持吴长江。2015 年 1 月 4 日，因违规调用资金，吴长江被批准逮捕，终陷囹圄，雷士照明控制权争夺战至此落幕。

两次控制权之争的主要时间节点及重要事件经过如表 1 所示。

表 1 雷士照明控制权之争简介

| 阶段 | 时间 | 争夺双方 | 争夺过程中的重要事件 | 争夺结果 |
|------|-----------------------|-----------------------|--|---------------------------|
| 第一阶段 | 2012 年 5 月—2013 年 6 月 | 创始人吴长江 VS 赛富亚洲首席合伙人阎焱 | 雷士照明发布吴长江辞职公告；阎焱提出三项条件；雷士照明员工和经销商施压；吴长江获任运营委员会负责人；吴长江助力德豪润达成为第一大股东 | 吴长江获委任为 CEO；王冬雷接任阎焱的董事长职务 |
| 第二阶段 | 2014 年 7 月—2015 年 1 月 | 创始人吴长江 VS 德豪润达董事长王冬雷 | 吴长江被罢免 CEO 和董事职务；吴长江未获得经销商支持 | 吴长江终陷囹圄 |

四、案例分析与讨论

(一) 控制权之争导致赛富亚洲声誉受损

1. 阎焱声誉的受损与恢复。

在雷士照明控制权之争的第一阶段，媒体和社会舆论普遍将该事件定性为创始人与投资人的内斗，并大多对吴长江抱以同情心态，而将阎焱描绘为“门口的野蛮人”。根据 WIND 金融终端的统计，在第一阶段涵盖的时间范围内，关于雷士照明的相关媒体报道共有 394 篇，其中不乏对于阎焱进行讨伐的文章。在这个过程中，尽管阎焱多次发声解释，但在社会大众的固有印象中，其声誉还是无可避免地遭到损害。而在控制权之争第二阶段，随着吴长江再度被罢免，随后被拘留和逮捕，间接证实了阎焱此前对于吴长江的指控。这也让社会大众认识到，此前对于阎焱的刻板印象有误，阎焱在控制权之争中受损的声誉得以恢复，这从相关新闻报道也能得到佐证。

2. 赛富亚洲遭“池鱼之殃”。

如前所述，在控制权之争第一阶段（2012 年 5 月—2013 年 6 月）阎焱遭受了较多的非议，声誉受

损；而在第二阶段（2014 年 7 月—2015 年 1 月）随着吴长江被证实涉及违法犯罪，阎焱的声誉得以恢复。因此，可以将 2012—2013 年作为声誉受损最严重的年度。阎焱作为赛富亚洲的首席合伙人，其声誉变化也对赛富亚洲的市场形象产生极大影响。作为亚洲知名的风险投资机构，赛富亚洲此前在业界享有良好声誉，一直活跃在各大榜单上。然而，控制权之争对其年度排名造成了不利影响。根据清科集团发布的历年中国股权投资排名，赛富亚洲在控制权之争爆发前三年（2009—2011 年）分别排名第 6 名、第 4 名和第 11 名，而在控制权之争爆发当年（2012 年），排名为第 20 名。^① 这从侧面证实了控制权之争所导致的社会舆论损害了赛富亚洲声誉。

3. 干扰因素的排除。

为排除其他因素可能造成的干扰，本文以“赛富亚洲”及“阎焱”作为关键词，以 2012—2015 年作为时间范围，检索百度资讯上的相关报道，结果发现在这段时间内的资讯大多与雷士照明相关，并无其他重大事件。从 WIND 金融终端进行检索，也未发现

① 现有文献常用清科排名作为风险投资声誉的代理变量。

赛富亚洲在这几年有其他重大事件。^① 因此, 可以将赛富亚洲在控制权争夺前后几年的市场表现进行合理归因。

(二) 赛富亚洲声誉受损对于机构自身的影响

为控制风险投资行业整体状况的影响, 本文选取鼎晖投资作为第一个对照组。鼎晖投资 (CDH Investments) 成立于 2002 年, 屡屡入选清科集团发布的中国股权投资排名, 因此与赛富亚洲具有较强的可比性。^② 进一步地, 本文结合清科集团发布的历年榜单, 综合选取风险投资行业前 20 名的投资机构, 作为第二个对照组。此外, 本文还从清科私募通数据库获取了风险投资行业历年的整体市场表现, 作为第三个对照组。

1. 声誉受损对赛富亚洲募资情况的影响。

根据前文分析, 2012—2013 年是赛富亚洲声誉受损较为严重的年度, 2014—2015 年其声誉逐渐恢复。表 2 列示了赛富亚洲与行业内可比机构募集基金

的情况对比。从 A 栏可以看出, 在控制权之争对赛富亚洲影响最大的 2012 年, 风险投资行业整体募集基金数量同比略有增长; 相形之下, 赛富亚洲在 2012 年没有募资记录, 而前一年募集了 3 只基金, 可见声誉受损对赛富亚洲募集基金造成了不利影响。B 栏从募集基金金额进一步佐证, 赛富亚洲 2011 年募集基金金额为 10.92 亿元, 而声誉受损致使 2012 年直接下降为 0。与此形成明显对比的是, 前 20 名 VC 募集基金金额占行业百分比上涨 21.26%。2014—2015 年吴长江等人涉及经济案件, 从侧面证明了阎焱和赛富亚洲的“清白”, 其声誉获得一定程度上的恢复。由表 2 可知, 赛富亚洲募集基金数量也随之回升, 2014 年募集了 2 只基金 (金额 13.2 亿元), 2015 年募集了 4 只基金 (金额 38.09 亿元)。此外, 可比机构鼎晖的募资表现虽然也呈现出一定的波动, 但幅度和赛富亚洲小得多。由此可见, 控制权之争导致的声誉变动对赛富亚洲募资行为造成了较大影响。

表 2 赛富亚洲与可比机构 2009—2015 年募集基金情况

| 指标/年份 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 |
|-----------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| A 栏: 募集基金数量 | | | | | | | |
| 赛富亚洲募集基金数量 (支) | 1 | 7 | 3 | 0 | 0 | 2 | 4 |
| 鼎晖投资募集基金数量 (支) | 1 | 2 | 3 | 1 | 1 | 4 | 2 |
| 前 20 名 VC 募集基金数量 (支) | 6 | 16 | 15 | 11 | 4 | 17 | 15 |
| VC 行业整体募集基金数量 (支) | 124 | 240 | 617 | 621 | 548 | 745 | 2 970 |
| B 栏: 募集基金金额 | | | | | | | |
| 赛富亚洲募集基金金额 (亿元) | 2.00 | 44.17 | 10.92 | 0.00 | 0.00 | 13.20 | 38.09 |
| 鼎晖投资募集基金金额 (亿元) | 99.73 | 108.46 | 91.41 | 2.57 | 3.57 | 14.40 | 5.49 |
| 前 20 名 VC 募集基金金额 (亿元) | 167.28 | 224.19 | 307.46 | 191.88 | 51.96 | 232.68 | 501.66 |
| VC 行业整体募集基金金额 (亿元) | 1 285.00 | 2 567.90 | 4 231.49 | 2 177.85 | 2 514.50 | 5 117.97 | 7 849.47 |

2. 声誉受损对赛富亚洲投资情况的影响。

表 3 列示了赛富亚洲与行业内可比机构投资活动的情况对比。首先, 从投资案例数量 (A 栏) 来看, 声誉受损致使赛富亚洲 2012—2013 年的投资案例数降至史上最低的 7 起和 4 起, 鼎晖投资的投资案例数则分别为 11 起和 14 起。从行业整体来看, 2012 年处于深度调整期, 2013 年迅速恢复, 但这些都未能挽救赛富亚洲的倾颓局势。直至 2014 年, 吴长江被免除职务, 赛富亚洲的声誉逐渐恢复, 投资情况有所

好转, 投资案例数则由 2012 年、2013 年的个位数, 上升为 29 起。其次, 从独立投资金额 (B 栏) 来看, 赛富亚洲由 2011 年的 11.65 亿元下降为 2012 年的 2.84 亿元。2013 年, 在鼎晖投资、行业前 20 名 VC 独立投资金额占行业百分比分别上升 429.72%、2 173.88% 的背景下, 赛富亚洲反而下降 80.33%。2014 年, 尽管声誉恢复为赛富亚洲带来 869.35% 的逆趋势上升, 6.01 亿元的独立投资金额仍与曾经旗鼓相当的鼎晖投资 42.40 亿元的成绩相差甚远。最

^① 本文还检索了赛富亚洲官方网站 <http://www.saifpartners.com.cn/>, 其并未披露该时段的新闻报道。

^② 此外, 鼎晖投资在 2012—2014 年未发生重大事件, 一直维持着良好的声誉。

后，联合投资在某种意义上可视为其他机构对于赛富亚洲的“信任投票”。从C栏可以看出，在控制权之争导致声誉受损最严重的2012—2013年，赛富亚洲分别只有1起联合投资案例，低于前三年的平均水平。而在声誉逐渐恢复的2014—2015年，其联合投

资案例数量大幅上升至18起和22起，增长态势快于鼎晖投资。究其原因，控制权之争损害了赛富亚洲的声誉，被投资企业和同行业其他机构合作意愿下降；而在赛富亚洲声誉恢复之后，投资环节也就重新顺畅起来。

表3 赛富亚洲与可比机构2009—2015年投资情况

| 指标/年份 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 |
|------------------|--------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| A 栏：投资案例数量 | | | | | | | |
| 赛富亚洲投资案例数（起） | 10 | 14 | 18 | 7 | 4 | 29 | 28 |
| 鼎晖投资投资案例数（起） | 10 | 30 | 25 | 11 | 14 | 18 | 15 |
| 前20名VC投资案例数（起） | 167 | 266 | 396 | 252 | 316 | 621 | 719 |
| VC行业整体投资案例数（起） | 594 | 1 180 | 2 200 | 1 751 | 1 808 | 3 626 | 8 365 |
| B 栏：独立投资金额 | | | | | | | |
| 赛富亚洲独立投资金额（亿元） | 5.10 | 24.30 | 11.65 | 2.84 | 0.62 | 6.01 | 1.05 |
| 鼎晖投资独立投资金额（亿元） | 16.77 | 157.12 | 61.50 | 5.11 | 29.95 | 42.40 | 1.45 |
| 前20名VC独立投资金额（亿元） | 46.78 | 78.69 | 86.48 | 39.82 | 1 001.97 | 103.64 | 71.12 |
| VC行业整体投资金额（亿元） | 775.38 | 1 043.83 | 2 561.91 | 1 704.85 | 1 886.78 | 4 376.74 | 5 254.96 |
| C 栏：联合投资案例数 | | | | | | | |
| 赛富亚洲联合投资案例数（起） | 3 | 1 | 3 | 1 | 1 | 18 | 22 |
| 鼎晖投资联合投资案例数（起） | 1 | 8 | 14 | 7 | 7 | 11 | 12 |
| 前20名VC联合投资案例数（起） | 73 | 110 | 234 | 155 | 208 | 468 | 565 |

3. 声誉受损对赛富亚洲退出情况的影响。

风险投资声誉受损将对其IPO退出产生两个方面的影响，一是投资环节不畅导致筛选到优质企业的几率下降，二是优质承销商等中介机构合作意愿下降。如表4所示，在控制权之争爆发前三年，赛富亚洲均有成功IPO的记录；而在控制权之争爆发的

2012年，其IPO数量降为0；其后三年，伴随着赛富亚洲的声誉逐渐恢复，相关的IPO记录也逐渐恢复。这表明，声誉受损确实影响到风险投资机构的顺利退出，而声誉恢复又重新促进了IPO成功退出。相形之下，可比机构鼎晖、行业前20名机构历年的IPO退出记录趋势比较平缓，波动幅度较小。

表4 赛富亚洲与可比机构2009—2015年IPO退出情况

| 指标/年份 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 |
|------------------|------|------|------|------|------|------|------|
| 赛富亚洲IPO记录（起） | 1 | 3 | 1 | 0 | 1 | 3 | 2 |
| 鼎晖投资IPO记录（起） | 1 | 8 | 1 | 1 | 1 | 5 | 2 |
| 前20名VC的IPO记录（起） | 6 | 26 | 18 | 13 | 11 | 24 | 12 |
| VC行业整体IPO退出记录（起） | 77 | 221 | 171 | 106 | 27 | 126 | 172 |

（三）赛富亚洲声誉受损对关联企业的影响

如前文所述，风险投资声誉受损不仅会对投资机构自身产生影响，而且具有一定的“溢出效应”——影响其投资的关联企业。为此，本部分采用事件研究法探究赛富亚洲关联企业对雷士照明控制

权之争的市场反应。根据事件研究法的一般步骤，首先确定事件日。综观雷士照明控制权之争的经过及其后续发展，两个日期具有标志性意义。一是2012年5月25日，这是控制权之争第一阶段的爆发日期，由于发生了吴长江辞职和阎焱获选董事长事件，导致

舆论对于阎焱及赛富亚洲的猜疑，开始损害其声誉。二是2015年1月4日，这是控制权之争第二阶段的结束日期，吴长江被批准逮捕，间接证明了阎焱在控制权之争中并非“门口的野蛮人”，赛富亚洲声誉明显恢复^①。基于此，选定这两个日期作为事件日，并按如下步骤开展研究。

1. 受影响的关联企业样本选择。

截至第一个事件日，赛富亚洲持有股份的上市公司共14家（不含雷士照明）。在这些公司中，有一家企业在事件日前后发生其他重大事件，还有一家因赛富亚洲持股比例较低，故将其剔除。最终用于该事件研究的样本公司12家。截至第二个事件日，赛富亚洲持有股份的上市公司总共有10家（不含雷士照明）。同样地，剔除赛富亚洲持股比例较低的样本，最终用于该事件研究的样本公司共9家。

2. 超额收益率检验。

本文采用市场模型来进行超额收益率检验。首先，确定估计窗口。对于事件一（2012年5月25日），选取的估计窗口为2011年11月1日至2012年5月21日。对于事件二（2015年1月4日），选取的估计窗口为2014年6月24日至12月24日。其次，利用市场模型法对估计窗口内的个股收益率与市场收益率进行线性回归，计算出相应的 α 和 β 。然后，利用前述步骤得出的 α 和 β 计算个股在事件窗口内的预期收

益率，并用个股的实际收益率减去预期收益率得到超额收益率（AR）。最后，将事件窗口内个股的超额收益率累加，并取均值，即为平均累计超额收益率（CAR）。

3. 关联企业对于声誉受损事件的市场反应。

2012年5月25日，随着雷士照明控制权之争向市场传播，赛富亚洲开始被贴上“门口的野蛮人”标签，这种声誉毁损蔓延到了赛富亚洲投资的关联上市公司。如图2所示，关联上市公司在事件日前后的平均累计超额收益率有较大幅度下滑，且这种趋势一直持续至事件发生后的第6个交易日。此外，赛富亚洲持股比例的高低对于各家公司的市场表现也有一定影响，持股比例较高的公司市场反应普遍更大。根据关联公司在事件发生前后的市场反应，本文选取时间窗口[-3, 3]作为事件窗口来计算市场总体反应，如表5所示。截至事件日当天，平均累计超额收益率为-2.10%；截至事件日后一天，平均累计超额收益率为-2.29%，且均在5%的水平上显著。以上结果表明，雷士照明控制权之争导致的赛富亚洲声誉受损，连累了后者投资的关联上市公司，这与何顶和罗炜（2019）^[27]的研究相吻合。但是与何顶和罗炜（2019）^[27]的研究发现相比，此处负面市场反应幅度较小，表明控制权之争对于风险投资声誉的损害程度弱于立案调查。

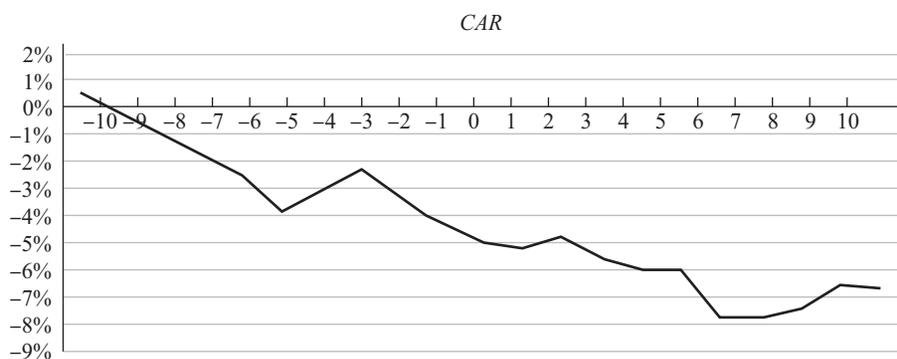


图2 声誉受损事件中关联上市公司累计超额收益率变动图

表5 赛富亚洲关联上市公司对于声誉受损事件的市场反应

| 时间窗口 | 平均超额收益率 (AR) | 平均累计超额收益率 (CAR) | T 值 | p 值 |
|------|--------------|-----------------|--------|-------|
| -3 | 0.61% | 0.61% | 0.817 | 0.422 |
| -2 | -1.16% | -0.56% | -0.516 | 0.611 |
| -1 | -0.88% | -1.44% | -1.367 | 0.185 |

① 虽然在此之前坊间就有关于吴长江涉案的传言，但检察院批准逮捕才是正式的官方消息。

续前表

| 时间窗口 | 平均超额收益率 (AR) | 平均累计超额收益率 (CAR) | T 值 | p 值 |
|------|--------------|-----------------|-----------|-------|
| 0 | -0.66% | -2.10% | -2.370 ** | 0.027 |
| 1 | -0.19% | -2.29% | -2.358 ** | 0.028 |
| 2 | 0.45% | -1.84% | -1.777 * | 0.089 |
| 3 | -0.86% | -2.70% | -1.448 | 0.162 |

注：***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平，双尾检验。下同。

4. 关联企业对于声誉恢复事件的市场反应。

随着事态发展，吴长江涉案迹象愈发明显，直至2015年1月4日因违规调用资金，吴长江被批准逮捕，终陷囹圄。因此从这个角度来看，赛富亚洲和阎焱是被社会舆论“误会”了。那么，当这种误解得以消除，赛富亚洲声誉恢复时，市场又会做出怎样的反应呢？从图3可以看出，虽然在事件日9家样本公司的超额收益率(AR)平均值为-0.183%，但是从事件日前3天开始，其平均超额收益率均为正，在事件日之后一天(即2015年1月6

日)，平均超额收益率也达到1.912%。从事件研究法的原理来看，由于吴长江涉及相关案件的消息此前就已经在市场上流传，因此市场可能提前做出了反应。关联上市公司的市场反应在事件日之后1天达到顶峰，此后累计超额收益率呈现波动下降。这表明，市场对于赛富亚洲声誉恢复所做出的市场反应比较短暂。与前文类似，本文选取时间窗口[-3, 3]作为事件窗口来计算市场总体反应，如表6所示。从事件日前两天开始，一直到事件日后两天，累计超额收益率均为正数，且至少在10%的水平上显著。

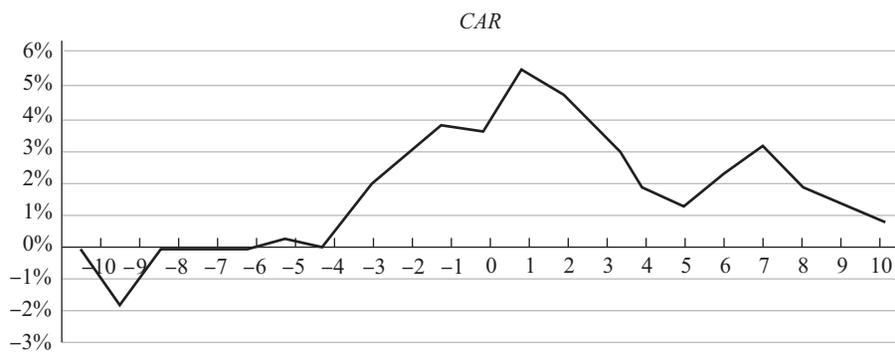


图3 声誉恢复事件中关联上市公司累计超额收益率变动图

表6 赛富亚洲关联上市公司对于声誉恢复事件的市场反应

| 时间窗口 | 平均超额收益率 (AR) | 平均累计超额收益率 (CAR) | T 值 | p 值 |
|------|--------------|-----------------|----------|-------|
| -3 | 1.57% | 1.57% | 1.113 | 0.282 |
| -2 | 1.12% | 2.69% | 1.911 * | 0.074 |
| -1 | 1.01% | 3.70% | 2.412 ** | 0.028 |
| 0 | -0.18% | 3.52% | 2.020 * | 0.060 |
| 1 | 1.91% | 5.43% | 2.339 ** | 0.033 |
| 2 | -0.76% | 4.67% | 1.935 * | 0.071 |
| 3 | -1.22% | 3.46% | 1.554 | 0.140 |

五、研究结论与启示

(一) 研究结论

本文以资本市场上曾经轰动一时的雷士照明控制

权之争为例，研究风险投资声誉受损及其恢复的经济后果，探寻市场是否会惩罚“门口的野蛮人”。在该事件发展演变的过程中，风险投资机构——赛富亚洲曾经遭受广泛质疑，引发了社会各界的大量讨论。根

据事件爆发后的媒体报道及社会舆论,以及赛富亚洲在第三方机构所评选的年度排名变化,可以看出其声誉确实受到了损害。本文以此作为研究起点,从投资机构自身及其投资的关联企业两个维度探讨声誉受损会带来哪些后果。一方面,声誉受损会对机构自身造成负面影响。通过对比分析赛富亚洲及可比机构、VC行业整体的募资数量和金额、投资案例数量和金额、IPO退出记录,发现声誉受损之后两年内,赛富亚洲的募资、投资和退出环节都出现了明显阻碍,在控制行业影响因素之后仍然如此。随后,吴长江牵涉到经济案件并遭逮捕,间接证实了赛富亚洲在控制权之争中被舆论误解了,可判定其声誉得到了一定程度的恢复,并且相应的募资、投资和退出环节的相关数据都得以回升。这表明,风险投资声誉受损对于投资机构自身具有不利影响,风险投资声誉恢复则会在某种程度上消除前述不利影响。另一方面,风险投资声誉受损具有“溢出效应”,会对其投资的关联企业造成负面影响。通过选取赛富亚洲声誉变动过程中最具有标志性的两个事件,本文测算了赛富亚洲投资的关联上市公司在事件日前后三天内的超额收益率和累计超额收益率,发现声誉受损对于其他企业产生了负面的市场反应,而声誉恢复之后其市场反应也随之反转。这从关联企业层面证明了声誉的受损及恢复具有“溢出效应”,不仅会影响到投资机构自身,也会“溢出”影响到其所投资的其他企业。

案例结果从约束效应方面有力论证了风险投资声誉的重要价值。声誉作为一项关键资源,其受损将严重影响相应的关系网络、议价能力、回报率等,以数量、金额暴跌的方式,具体表现在投资机构募资、投资、退出等环节中,并对所投资的关联上市公司市场表现产生同方向的影响。声誉的这种约束效应是可逆的,当声誉恢复时上述不利后果也将随之缓解。但受损与恢复的发展速度并非完全对称,损毁过程传导直接、效果明显,恢复则耗时较为漫长,需要更久的时间淡化消极影响、更多的精力扭转市场投资者的印象。

(二) 研究启示

1. 对风险投资机构的建议。

第一,风险投资机构应加强对自身声誉的建立与维护。当风险投资机构意识到自身声誉受损时,应及时证明自身清白,而非一味被动等待外界“觉醒”,避免承担不当的责任、为艰难的恢复耗费精力。第二,风险投资机构在参与控制权之争时应该注意方式方法,避免被外界误解。由于中国资本市场及风险投资行业尚处于发展阶段,市场投资者的素质、认知还不是十分成熟,对于风险投资机构可能存在一些主观上的误解,因此风险投资机构在维护自身利益时应该尤其注意,树立自身的良好形象。第三,风险投资机构在提供高品质增值服务的同时,应帮助创业企业加强信息披露、健全内部控制制度。正是因为存在着极大的信息不对称,在第一阶段的雷士照明控制权之争中,社会舆论纷纷同情“受害者”吴长江,致使赛富亚洲的声誉受到无妄之灾。因而,风险投资机构应监督被投资企业实现法制化、规范化理念下的健康有序发展。

2. 对投资者的建议。

在控制权之争的第一阶段,赛富亚洲的“强势”作风引发了社会舆论的广泛质疑,市场投资者对此也选择了“用脚投票”,事后证明,赛富亚洲在控制权之争中的行为并无过错,这表明投资者在判断控制权之争事件时存在非理性情绪。因此,市场投资者在碰到类似事件时应该理性评估,避免戴上“有色眼镜”看待风险投资机构。

3. 对监管机构的建议。

在本案例中,金融监管机构对于雷士照明控制权之争并没有过多介入,吴长江等人涉及经济案件及被逮捕等事件是由司法部门主导的,这固然反映了监管部门各司其职的分工。但是,赛富亚洲一方在控制权之争爆发之初就曾爆料吴长江涉案的信息,对此金融监管机构有必要加强对于上市公司的监管,督促其履行信息披露义务,并重点关注控制权之争事件可能造成的影响,维护市场参与各方的利益。

参考文献

- [1] Gompers P A. Grandstanding in the Venture Capital Industry [J]. Journal of Financial Economics, 1996, 42 (1): 133-156.
- [2] Lee P M, Wahal S. Grandstanding, Certification and the Underpricing of Venture Capital Backed IPOs [J]. Journal of Financial Economics, 2004, 73 (2): 375-407.
- [3] 叶小杰,王怀芳. 风险投资声誉研究述评及展望 [J]. 管理世界, 2016 (11): 184-185.

- [4] Brau J C, Francis B, Kohers N. The Choice of IPO versus Takeover: Empirical Evidence [J]. *The Journal of Business*, 2003, 76 (4): 583-612.
- [5] 吴超鹏, 吴世农, 程静雅, 王璐. 风险投资对上市公司投融资行为影响的实证研究 [J]. *经济研究*, 2012 (1): 105-119.
- [6] Megginson W L, Weiss K A. Venture Capitalist Certification in Initial Public Offerings [J]. *The Journal of Finance*, 1991, 46 (3): 879-903.
- [7] 叶小杰. 风险投资声誉、产权性质与基金募集 [J]. *山西财经大学学报*, 2017 (3): 30-43.
- [8] Krishnan C N V, Ivanov V I, Masulis R W, et al. Venture Capital Reputation, Post-IPO Performance, and Corporate Governance [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2011, 46 (5): 1295-1333.
- [9] 沈维涛, 叶小杰, 徐伟. 风险投资在企业 IPO 中存在择时行为吗? ——基于中小板和创业板的实证研究 [J]. *南开管理评论*, 2013 (2): 133-142.
- [10] Kaplan S N, Schoar A. Private Equity Performance: Returns, Persistence, and Capital Flows [J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60 (4): 1791-1823.
- [11] 李曜, 宋贺. 风险投资支持的上市公司并购绩效及其影响机制研究 [J]. *会计研究*, 2017 (6): 60-66, 97.
- [12] Gompers P A, Mukharlyamov V, Xuan Y. The Cost of Friendship [J]. *Journal of Financial Economics*, 2016, 119 (3): 626-644.
- [13] Brown G W, Gredil O R, Kaplan S N. Do Private Equity Funds Manipulate Reported Returns? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2019, 132 (2): 267-297.
- [14] Baker M, Gompers P A. The Determinants of Board Structure at the Initial Public Offering [J]. *Journal of Law and Economics*, 2003, 46 (2): 569-598.
- [15] Plagmann C, Lutz E. Beggars or Choosers? Lead Venture Capitalists and the Impact of Reputation on Syndicate Partner Selection in International Settings [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2019, 100 (3): 350-378.
- [16] 董静, 汪江平, 翟海燕, 汪立. 服务还是监控: 风险投资机构对创业企业的管理——行业专长与不确定性的视角 [J]. *管理世界*, 2017 (6): 82-103.
- [17] Hsu D H. What Do Entrepreneurs Pay for Venture Capital Affiliation? [J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59 (4): 1805-1844.
- [18] Nahata R. Venture Capital Reputation and Investment Performance [J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 90 (2): 127-151.
- [19] Piacentino G. Venture Capital and Capital Allocation [J]. *The Journal of Finance*, 2019, 74 (3): 1261-1314.
- [20] 沈哲, 陈泓菲, 刘小泉. 为什么有风险资本支持的中国新股折价更高 [J]. *南开管理评论*, 2019 (4): 32-43, 68.
- [21] Gompers P A, Xuan Y. Bridge Building in Venture Capital-Backed Acquisitions [M]. Harvard Business School, 2009.
- [22] Hallen B L, Pahnke E C. When Do Entrepreneurs Accurately Evaluate Venture Capital Firms' Track Records? A Bounded Rationality Perspective [J]. *Academy of Management Journal*, 2016, 59 (5): 1535-1560.
- [23] Lin R, Li Y, Peng T, et al. Venture Capital Reputation and Portfolio Firm Performance in an Emerging Economy: The Moderating Effect of Institutions [J]. *Asia Pacific Journal of Management*, 2017, 34 (3): 699-723.
- [24] 刘刚, 梁晗, 殷建瓴. 风险投资声誉、联合投资与企业创新绩效——基于新三板企业的实证分析 [J]. *中国软科学*, 2018 (12): 110-125.
- [25] Atanasov V, Ivanov V, Litvak K. Does Reputation Limit Opportunistic Behavior in the VC Industry? Evidence from Litigation against VCs [J]. *The Journal of Finance*, 2011, 67 (6): 2215-2246.
- [26] Tian X, Udell G F, Yu X. Disciplining Delegated Monitors: When Venture Capitalists Fail to Prevent Fraud by Their IPO Firms [J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2016, 61 (2/3): 526-544.
- [27] 何顶, 罗炜. 风险投资声誉和股价“传染”效应——来自中国上市公司立案公告的证据 [J]. *金融研究*, 2019 (9): 169-187.
- [28] 熊艳, 李常青, 魏志华. 媒体“轰动效应”: 传导机制、经济后果与声誉惩戒——基于“霸王事件”的案例研究 [J]. *管理世界*, 2011 (10): 125-140.
- [29] 姚文韵, 梁方志, 尤梦颖, 吴思陶, 沈永建. 媒体不实报道的长期价值毁损效应研究——基于中联重科的案例分析 [J]. *会计研究*, 2019 (11): 64-69.
- [30] 梁上坤, 金叶子, 王宁, 何泽稷. 企业社会资本的断裂与重构——基于雷士照明控制权争夺案例的研究 [J]. *中国工业经济*, 2015 (4): 149-160.
- [31] 易阳, 宋顺林, 谢新敏, 谭劲松. 创始人专用性资产、堑壕效应与公司控制权配置——基于雷士照明的案例分析 [J]. *会计研究*, 2016 (1): 63-70, 96.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)

家庭教育投入结构与代际人力资本成长

Structure of Household Education Investment and Growing of Intergenerational Human Capital

姜 恒 刘李俪 张永林

JIANG Heng LIU Li-li ZHANG Yong-lin

[摘要] 本文构建动态模型描述子女成长的人力资本多维度积累过程,分析家庭的教育投入结构及决策机制,讨论家庭的时间投入与物质资本投入的不同作用方式。模型中社会教育与家庭教育具有互补性与替代性的双重效应。跨期决策的投入结构由异质性的积累函数变量与不同时期的环境变量共同决定。通过三期更新模型比较静态分析,获得以下结论:子女的初始人力资本水平越低,家庭前期的教育资本投入在总投资的占比会越高;受教育阶段的投资比例结构由人力资本期初存量与不同维度的积累能力共同决定,表现优异的技能会获得更多的投资与培养。最后用线性化的计量模型计算了人力资本的代际弹性并解释家族进步的方式与遗传的延续机制。先天的基因遗传与后天的家庭教育是人力资本实现代际传递的不同途径,解释了代际流动性的方向与成因。研究结论可以解释“因材施教”“家族技艺传承”和“寒门难出贵子”等典型教育现象。

[关键词] 人力资本 投资结构 比较静态分析 代际弹性

[中图分类号] F240 G40-054 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 04-0078-12

Abstract: This paper establishes a dynamic model to describe the multi-dimensional accumulation process of human capital during children's growth. The model analyzes the structure and decision-making mechanism of household education investment, and points out the multiple values of time and material capital. Social and family education have dual effects of complementarity and substitution. The input structure of intertemporal decision-making is determined by heterogeneous accumulation variables and the environmental variables in different periods. Through the comparative static analysis of the three-period update model, we conclude that the lower the initial level of children's human capital is, the higher proportion the household educational inputs account for in total investments in early childhood. And the investment proportion in children's school life is determined by the initial stock of human capital and accumulation abilities of different dimensions. The ability with excellent performance will receive more investment and training, and keep improving. The intergenerational elasticity of human capital can be calculated from the econometric model. It explains family progress and inheritance mechanism. Congenital inheritance and family education are important ways to realize intergenerational transmission of human capital. The research can be used to explain typical educational phenomena such as "teaching students in accordance with their aptitude", "inheritance of family skills", and "the nobles hardly rise from poor families".

Key words: Human capital Investment structure Comparative static analysis Intergenerational elasticity

[收稿日期] 2022-11-02

[作者简介] 姜恒,男,1993年11月生,北京师范大学统计学院博士研究生,研究方向为经济统计、智能经济;刘李俪,女,1995年3月生,北京师范大学统计学院博士研究生,研究方向为金融统计、智能经济;张永林,男,1959年10月生,北京师范大学统计学院教授,研究方向为智能经济、金融统计。本文通讯作者为姜恒,联系方式为jiangheng93@mail.bnu.edu.cn。

[基金项目] 国家社科基金2020年重点项目“人工智能信息生产力模型的系统构建研究”(项目编号:20AJY001);教育部2018年规划基金项目“人工智能生产力理论模型与经济应用研究”(项目编号:18YJA790110)。

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

人力资本一直是劳动经济学最前沿、最重要的研究主题之一。个人通过接受教育形成具有生产价值的人力资本，然后成为经济活动中的投入要素之一。二十大报告指出，教育是发展的支撑，人才是第一资源。家庭是子女成长阶段主要的经济投入来源，社会教育与家庭教育都能够直接促进子女成长。我国大力发展社会教育的同时也十分注重对家庭教育选择的引导。

家庭因素在子女的成长过程中具有非常重要的作用。遗传因素与后天教育环境共同决定了成长的方向与高度。父母既是潜在能力直接赋予者，也是培养子女的教育者。传统研究很少指出父母的陪伴、家庭教育的多重作用。较新的研究目标移到了人力资本的异质性，通过事实研究与经济实验认识到不同性质能力的积累方式与价值存在差异。那么，研究人力资本积累过程需要认识遗传因素与家庭教育因素的不同影响机制以及不同维度的能力具有的成长差异。

本文构建动态的人力资本模型描述个人从出生到工作前的成长历程，引入异质性结构，讨论了家庭的教育投入在子女成长不同阶段的结构与决策特点。主要贡献有：首先，理论框架与模型丰富了传统模型中异质性的讨论，直接区分了家庭教育的时间投入与家庭资本投入在人力资本积累过程中的不同作用方式。其次，三期更新模型讨论了家庭对子女教育的投入选择，揭示了成长过程中不同维度能力的积累方向与投入需求。最后，利用线性化处理后的模型求解代际弹性，解释了代际遗传角度下家族进步与传承的特征机制。本文对代际人力资本积累过程的分析，无疑为人力资本研究领域提供了角度新颖且可计算的有力分析工具，并且可以解释诸如家族传承、寒门难出贵子等经典教育现象。

二、人力资本的积累机制

20世纪50年代开始，人力资本理论由Schultz (1961)^[1]、Becker (1964)^[2]和Ben-Porath (1967)^[3]等著名学者提出详细的研究框架与理论假设并开始被学界重视起来。后来，Becker和Tomes (1986)^[4]、Mincer (1984)^[5]等进一步拓展的研究框架被诸多学者使用，这些研究构成了早期人力资本理论成果。时至今日，这些重要文献的基本思想仍然被广泛运用。

人力资本是一种特殊资本，它在经济活动中拥有超出劳动体力、劳动时间的额外生产能力。传统人力资本积累模型关注于劳动生产中机会成本与时间因素，最早以Ben-Porath (1967)^[3]与Heckman (1976)^[6]的模型为基础衍生出来的一系列研究为代表。这些基于最优控制理论的人力资本模型几乎不能获得具体的解析解，即便是非线性分析也难以处理。Polachek等 (2014)^[7]使用了简单的生产函数获得了近似线性表达式分析了人力资本积累过程，然而该计算结论缺乏一般化的推广能力。因而近期的人力资本研究更集中于实证分析与实验经济学用事实证据揭示人力资本的特殊价值与形成过程。

人力资本的概念源于人的技能和知识在经济生产活动中的使用价值。随着时代的发展，科技的进步与生产的多样性使得人力资本包含的属性也越来越丰富。学者的研究开始关注于人力资本的异质性分析。在有关技能形成的研究中，一系列的重要文献将技能区分为认知技能与非认知技能，强调了技能形成是一个多领域多维度的活动，投资选择取决于福利、效用、目标以及其他经济活动的需求 (Heckman和Rubinstein, 2001^[8]; Heckman等, 2006^[9]; Heckman和Cunha, 2007^[10]; Cavounidis和Lang, 2020^[11])。不同于Ben-Porath模型中关注机会成本与时间因素，他们更注重早期子女的可塑性与能力异质性。研究认为子女的早期智商更具有可塑性，且随着子女年龄的增长，他们的行为更具有可塑性。进一步的研究指出父母对儿童的认知技能与非认知技能都有显著影响，父母的社会投资在提高非认知技能方面更有效 (Cunha和Heckman, 2008^[12])。早期的认知技能与后来的受教育、社会技能有关 (Fé等, 2022^[13])。正如Heckman和Cunha (2007)^[10]所强调，人力资本的积累处于一个具有跨期互补性和自我生产能力的多时期成长过程。

人力资本的各种能力与技能意味着多样性与复杂性。只注重分析时间要素与成本投入要素使得人力资本特殊的资本价值被忽视，也意味着无法体现个体异质性达到的不同积累水平。以Ben-Porath的动态模型衍生的研究为例，积累的能力由固定的生产参数决定，这也意味着同一阶段的不同维度积累差异被平均化处理。能力维度积累能力差异越大，对非线性结构的关系使用线性加和处理后的解释能力越弱。

在子女上学前，除了物质投资，父母的时间投资也十分重要。在我国父母的陪伴对学龄儿童认知与非

认知能力的发展均有显著影响（王春超和林俊杰，2021^[14]）。父代早期的时间投资和子代的认知能力与非认知能力有很强的正相关性，时间投资也有助于增强父代对子代禀赋和能力的了解，优化子代后期的人力资本投资（Bono等，2012^[15]）。父母教育子女花费的时间与耐心也是一种教育支付（吴贾等，2020^[16]），并且与社会教育的投入相辅相成（Youderian，2019^[17]）。时间投资对物质投资既有互补作用也有替代作用（Boca等，2014^[18]）。因此，子代的人力资本的培养过程中的家庭投入需要考虑父母的时间、金钱双重投入的影响。父母的陪伴与亲子互动是早期成长的重要教育环节。此外，研究表明父母的社会地位通过人力资本机制影响子女的成长，受教育程度是重要的中间因素，而社会机制的影响并不显著（陈昊，2019^[19]）。说明父母教育子女时，他们受教育所拥有的知识水平起到更重要作用而不是工作时拥有的社会地位与经验。

对子女投资的时机也是很重要的一个因素（Heckman和Cunha，2007^[10]）。很多研究指出，早期投资更具有价值，并且不同时期价值更高的维度有所不同（Cunha和Heckman，2008^[12]；Boca等，2014^[18]；Caucutt和Lochner，2020^[20]）。研究也表明，后期必要的投资才使得早期投资具有价值。后期投资对早期投资的替代性很小，体现了后期投资难以弥补早期投资的不足（Francesconi和Heckman，2016^[21]）。因而，各时期合理分配投资比例才能使得终期子代人力资本达到最优水平。

子女出生时会通过基因继承父母一部分人力资本并以潜在能力储存起来。这种遗传因素也被认为是一种代际相关性。遗传特性与后天环境表达的因素研究仍然被传统研究继续使用，但不够准确地描述能力是如何表现的。能力的产生是基因表达并受环境条件的控制（Turkheimer，2010^[22]），被研究的能力既有遗传成分，也容易受到环境的影响，这些因素在能力的形成过程中相互作用。父母的文化水平和个人素养可以产生更多非金钱的有利影响并使得子女获得更多的后天成就（Björklund和Salvanes，2011^[23]）。教育投资的决策往往也间接取决于未被观测的才能、父母的能力与教育、家庭的文化与偏好等因素。这些因素是家族遗传与传承的结果，它们很可能存在代际持久性与关联性。研究进一步指出，遗传与父母的养育是两种普遍的影响人力资本形成的路径（Björklund和Salvanes，2011^[23]）。

劳动经济学手册第三卷中从家庭背景角度对子代的人力资本增长做了较详细的论述，指出大多数研究提出代际相关性是有因果效应，然而归纳之后最多有一半的相关性可以解释为因果，家庭因素解释的总体变异部分只有40%~60%。文中特别强调了先天遗传因素与后天环境因素的重要程度不能直接比较（Björklund和Salvanes，2011^[23]）。学者通过效用分析工具讨论家庭中人力资本在代际间的传递方式（Becker等，2018^[24]），解释了家族人力资本水平流动性较低的现象源于富有家庭倾向于更多的投入。经济地位的差别影响了家庭的教育投资决策，这种差异具有研究意义。富裕的家庭会提供更多的代际财富支持（Fagereng等，2021^[25]）。放开借贷约束，更早的教育补贴会增加总的人力资本与总福利水平（Caucutt和Lochner，2020^[20]），也可以大大减少代际持久性的特征（Lee和Seshadri，2019^[26]）。在我国，低收入家庭将其收入的份额用于子女教育的比例更大，受教育程度较高的父母在校外教育上的花费更多（Chi和Qian，2016^[27]）。越来越多的家庭提高教育的投入使得子女获得了更高的收入水平，这种代际流动性较低的现象正在逐渐被打破。注意到该分析缺乏对家庭内结构特征的讨论。无论是高收入家庭还是高知识水平家庭，“量力而行”的投资决策中还有一个重要的环节是选择如何分配这些投资。此时，这些分配方式对子女成长产生的影响具有浓厚的研究价值。

回顾了经典文献中人力资本理论后，可以发现在有关子女成长教育的模型与讨论中，将父母的人力资本设为子女初始禀赋的关联变量。随着时间的推移，这种天生的禀赋在环境影响下成长形成的能力是遗传的结果。传统设定会使得人力资本的代际弹性被高估，子女遗传继承父母的大部分基因，在环境的影响下会以性状、技能和能力等形式显露出来。未继承的部分不能在成长中作为出生禀赋投入每一期的积累过程。此外，遗传变异的出现与基因组合的表达使得遗传因素决定而形成的人力资本比重降低。此外家庭里父母提供的教育和陪伴对子女的成长起到了非常重要的作用。经验证据表明，受教育程度更高、更富有的父母愿意花更多的时间陪伴孩子（Guryan等，2008^[28]），家庭中的学习环境能够促进早期儿童技能的形成（李艳玮等，2013^[29]）。因而，在子女的人力资本积累过程中，先天的遗传与后期的培养是不同的积累条件。代际人力资本的流动性成因也是重要研究的主题（张苏和朱媛，2018^[30]）。

基于以上发现,本文构建模型将遗传因素与后天环境教育因素分离处理。在子女学龄前的成长过程中,将家庭教育与社会教育作为并行的教育投入要素,父母不仅投入物质资本也会投入人力资本^①。在受教育阶段,将人力资本存在的异质性特征处理为不同维度的独立积累过程。这种设定优于一次性投入的积累过程,通过不同维度和不同参数的设定,一定程度避免了因为平均化的同质性积累过程与参数设定而导致的能力多样性特征损失。

三、理论框架与模型设定

人力资本水平是多种能力、素养、品格等因素的综合评价。本文讨论的家庭目标是在既定的教育总投资计划水平下使子女出生后经过受教育阶段形成最高的人力资本水平然后投入经济活动。将子女出生后的成长阶段分为学龄前阶段和上学阶段,在此期间由家庭满足子女接受教育的投入需求。

子女出生时,遗传因素以基因的形式进行储存,并因环境影响在后天成长表现出能力多样性。假设子女初始人力资本状态^②是遗传父母获得,同时存在少量的遗传变异,建立线性结构:

$$H_0 = a + bH_p \quad (1)$$

其中, H_0 表示子女出生时人力资本水平, H_p 表示父母具有的人力资本水平, a 表示遗传变异, b 表示遗传比例。

特别地,式(1)的含义与经典理论有一些区别。 H_0 是一个具有隐含价值的初始水平。子女继承的能力和性状需要在环境影响下成长并表达出来,代际关联取决于遗传的潜在能力在环境影响下展现出来的程度,不同的环境可以形成不同的结果。遗传变异不再包含于诸如 Becker 等 (2018)^[24] 计量结构中设定的常数项, a 作为一个独立参数,表示了潜在的新能力,在本文后续研究中,遗传变异是家族产生进步的原因之一。这里设定线性结构简化了遗传细节,既包括了遗传父母的因素,也包括了新变异的因素。式(1)可以参考 Heckman 和 Mosso (2014)^[31] 拓展为 CES 函数形式的多维度人力资本模型。在本文的研究结构中,两种结构下后续计算与定性讨论无明显差异。

家庭教育对学龄前子女的成长很重要。早些年代,家庭教育是大部分学龄前儿童的成长源泉,随着社会教育体系和幼儿教育专业性的迅速进步,工作繁忙的父母选择送子女去幼儿园、托管班接受启蒙教育。据此假设学龄前子女的人力资本积累由家庭教育与社会教育共同影响。上学后,父母处于事业高峰,并且因为离开学校时间过长,大部分家长难以辅导功课,因此本文设定社会的学校教育占据子女上学后人力资本成长的过程,家庭给予资本投入支持。

为了集中关注成长过程,考虑一个由父母与独生子女组成的三口之家,不存在多子女和亲属共同居住以及其他因素影响。在学龄前子女的成长过程中,家庭教育与社会教育具有可替代的特征,父母花时间培养孩子和支付费用让子女接受社会教育是可以选择的决策。参考 Youderian (2019)^[17] 使用的模型结构,将学龄前阶段儿童的人力资本积累方程构建如下:

$$H_1 = A_0 [\delta_H (H_p^\beta t_p)^\theta + \delta_K K_0^\theta]^{\alpha_0/\theta} H_0^{1-\alpha_0} \quad (2)$$

其中: H_1 表示子女入学时刻人力资本水平; K_0 表示家庭在社会教育和物质资本的投入资本水平; H_p 表示父母人力资本水平; A_0 、 α_0 、 θ 、 β 为生产函数的参数, $0 < \alpha_0 < 1$; t_p 表示父母选择投入教育子女的时间; 只存在两种教育方式选择,那么参数满足 $\delta_H + \delta_K = 1$; 家庭教育和社会教育之间的不变替代弹性为 $1/(1-\theta)$, 本文讨论的家庭教育与社会教育是决策中易于替代的选择,因而 $\theta > 0$ 。

这个结构包括了家庭教育的数量与质量。家庭教育的总量取决于父母能够投入教育子女的时间与愿意付出的态度和耐心,并基于他们自身的知识水平进行传授。 β 越高,表明父母越认真地投入教育子女之中。因为社会经验和地位在教育子女时价值不高,而且父母的受教育程度对家庭教育有十分密切的关联 (Becker 等, 2018^[24]; Heckman 和 Mosso, 2014^[31])。实际计量分析中,式(2)中家庭教育的父母人力资本水平 H_p 可以使用父母的受教育年限替换。式(2)使用 CES 生产函数形式结合父母的人力资本水平与资本投入,既区分了外界投入与遗传因素,也清楚地表明家庭教育与社会教育在孩子成长过程中具有互补协同效应与决策过程中可替代的双重特点。

在家庭教育中,父母会依据自身的知识水平对子

① 父母的时间、个人能力和知识素养等。

② 这里指的是潜在的能力。

女进行启蒙培养，也会支付学费让子女参加幼儿园和兴趣启蒙班等社会教育。不同于学校教育阶段，学龄前的社会教育更偏向于私人教育。如果有时间精力，父母可能更愿意自己花时间培养孩子，而工作忙碌的时候，只能选择社会教育。社会教育的质量与收费水平呈一定正相关关系，因而式(2)中表现出父母投入时间与资本支出之间存在替代效应是合理的。由式(1)和式(2)决定的与父母人力资本 H_p 有关的非线性结构包含着先天遗传与后天教育的双重意义。

式(2)中未含资本的折旧部分，这是因为幼儿能力的下降是无法估量的，随着时间的流逝，子女的能力显现出来。这一过程只能体现能力的从无到有，很难与原始水平进行对比评价，因而不便考虑能力的折旧退化。

在子女上学时，与生俱来的潜在能力开始显现出来。因而他们的成长不仅是接受规范化的教育，也会因为个人能力表现出的差异性在不同维度拥有不同的培养价值。家庭在满足了子女最基本的教育需求之外，父母和老师还会进行“因材施教”，选择在子女更优秀的学科或者特长进行更高的投入。

传统的人力资本模型基于经济生产理论模式进行构建，因为人力资本是一个综合变量，一些模型缺乏对个人异质性的讨论，无法分析不同维度的差异。子女的各方面的能力和水平在入学前可以被他们的父母或者老师进行评价。假设上学后在时刻 t 可以将子女的人力资本拆分为 n 个独立维度 $h_{1t}, h_{2t}, \dots, h_{nt}$ 进行评价，这些维度在实际生活中表示不同的学习能力与生活能力，维度之间关联性越弱越好。假设人力资本是这些维度的价值总和，时刻 t 的人力资本水平 H_t 表示为

$$H_t = \sum_{i=1}^n h_{it} \quad (3)$$

在各个维度下，父母根据自己的经验判断而选择不同的投资水平 $k_{1t}, k_{2t}, \dots, k_{nt}$ ^①。注意到人力资本积累过程是一个马尔可夫过程，下一期的水平由当期子女拥有的人力资本存量与家庭的教育投入唯一决定。假设家庭的教育总计划支出已知为 K ，那么满足 $E_t(H_{t+1} | H_t, H_{t-1}, \dots, H_0, K) = E_t(H_{t+1} | H_t, K)$ 。基于上述分析，用 $f_{it}(h_{it}, k_{it})$ 表示维度 i 在时刻 t 的积累函数。那么 $t+1$ 期的人力资本增加

值为：

$$H_{t+1} - H_t = \sum_{i=1}^n f_{it}(h_{it}, k_{it}) - \sigma H_t \quad (4)$$

其中， σ 是折旧率。子女出生的 0 时刻父母的决策是最大化最终第 $T+1$ 时刻子女人力资本水平。时刻 1 到时刻 $T+1$ 是上学过程，那么，构建的人力资本积累模型为：

$$\max(H_{T+1}) \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \text{st: } H_t &= \sum_{i=1}^n h_{it} \\ h_{i(t+1)} - h_{it} &= f_{it}(h_{it}, k_{it}) - \sigma h_{it} \\ K_0 + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^T k_{ij} e^{-rj} &= K \end{aligned} \quad (6)$$

其中： $t=1, 2, \dots, T$ ； K 是 $T+1$ 期之前的全部教育资本投入，包括物质资本与其他支付； K_0 是学龄前的资本投入； r 是时间折现率。注意到个人接受教育往往是完成一段时间的学习任务，父母对子女的评价与投资选择也是阶段性的。将式(4)进行变化，对于时刻 t_1 到时刻 t_2 的学习阶段，第 i 个人力资本维度投入的人力资本存量为 h_{it_1} ，家庭资本投入为 k_{it_1} ，学习完成后可获得人力资本水平 H_{t_2} 。

$$H_{t_2} - H_{t_1} = \sum_{i=1}^n f_{it_1}(h_{it_1}, k_{it_1}, t_2 - t_1) + e^{-\sigma(t_2 - t_1)} H_{t_1} \quad (7)$$

式(1)~式(6)构成了研究的主要模型，式(7)是式(4)的一个应用形式。在这个模型中，人力资本积累过程分为学龄前阶段与学校教育阶段。式(3)将人力资本分割为多个独立的维度，在后续计算中实现对不同维度积累过程中的差异进行讨论。

子女上学的阶段，主要由家庭提供必要的物质投入与费用支付。父母做出教育投入的决策，不会直接影响到子女自身学习能力与知识掌握。在每个决策时间 t ，变量 $h_{1t}, h_{2t}, \dots, h_{nt}$ 的相对水平是可以被父母了解评价的。模型中父母在子女上学时需要做出评价。子女在各方面体现出的天赋、能力和兴趣使得父母的决策是更多投资给他们认为具有较高价值的维度。例如父母会让有音乐天赋的孩子学习乐器和试唱；让逻辑性较强的子女学习学科竞赛和棋类；让身体素质较好的孩子参与田径和球类运动。理想状态下，父母对子女期望评价与实际情况相同，那么决策

① 对某些维度，需要最低投资水平才能维持下一期的水平。

结果会满足最优路径而不会出现内生偏差。

注意到这个递推过程满足下面性质：

$$\begin{aligned} \max_{K_0, k_{it}} \{ H_{T+1} \} &= \max_{K_0} \{ \max_{k_{it}} \{ H_T \} \mid K_0, \Omega \} \\ \text{st: } &\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^T k_{ij} e^{-rs_j} = K - K_0 \end{aligned} \quad (8)$$

其中： Ω 表示各维度权重的集合， s_j 是时刻0到时刻j的时间长度。式(8)指出学龄前的资本投入过程不会影响未来过程的各期投资比例结构，0时刻的决策中，第一阶段总投入水平 K_0 会影响第二阶段投资总量。类似地在子女上学阶段，当时刻 t 之前的各个维度人力资本水平既定，如果只最大化时刻 $t+1$ 的人力资本，那么由式(4)可得：

$$\max(H_{t+1}) = \max_{k_{1t}, k_{2t}, \dots, k_{nt}} \left\{ \sum_{i=1}^n f_{it}(h_{it}, k_{it}) + (1 - \sigma)H_t \right\} \quad (9)$$

$$\text{st: } \sum_{i=1}^n k_{it} e^{-rs_i} = K_t - K_0 - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{t-1} k_{ij} e^{-rs_j}$$

如果时刻 t 的总投资水平 K_t 既定，且各维度的存量已知，那么由式(9)的拉格朗日一阶条件可得：

$$\frac{\partial f_{it}}{\partial k_{it}} = \frac{\partial f_{jt}}{\partial k_{jt}}; i \neq j \quad (10)$$

式(10)表明，当期的投资分配结构由各维度的积累函数唯一决定。然而，这一性质只会在最大化1期时成立。如果存在连续多期递归的自我积累过程，各维度下一期的人力资本投入由期初存量唯一确定，且给定总投资水平 K ，最大化时刻 $T+1$ 的人力资本水平 H_{T+1} 是首先独立优化各维度的水平，然后对各维度选择合适的投资总量。由拉格朗日一阶条件可得，对于维度 i 在不同的时刻 j 和 l 投资水平一定满足：

$$e^{r(s_j - s_l)} \sum_{n=j}^T (1 - \sigma)^{T-n} \frac{\partial f_{in}}{\partial k_{ij}} = \sum_{n=l}^T (1 - \sigma)^{T-n} \frac{\partial f_{in}}{\partial k_{il}} \quad (11)$$

其中 $j > l$ 。

式(10)和式(11)是决策过程的两个重要方程。前者描述的是父母预测了每期的人力资本存量结构并对下一期进行决策行为，后者允许人力资本在一段时期内进行自我积累而不受其他干扰。式(11)是无约束下的全局最优化的条件，相比之下，同决策环境下多期递推过程得到的人力资本终值一定不低于

由式(10)决定的终值水平^①。式(10)与式(11)难以同时成立，这一重要性质说明了在一段时间内最优投资决策形成的人力资本水平不低于每一期最优化当期投资决策形成的人力资本水平。决策过程中，每期只最大化当期人力资本水平并不会使子女在终期获得最高人力资本水平。

四、三期成长模型与比较静态分析

由式(1)~式(6)组成的非线性模型难以进行具体问题的分析，本节沿用该模型的参数与结构建立一个三期的人力资本成长模型并运用它讨论人力资本的积累过程与特点。

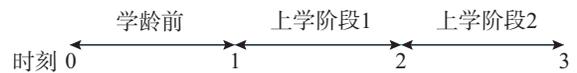


图1 子女成长过程

首先取人力资本维度个数 $n=2$ ，子女成长过程经历三期积累过程后开始工作。如图1所示，子女从 $t=0$ 开始成长并接受教育， $t=1$ 时刻开始上学接受两阶段的公共教育，并展示两个不同维度的禀赋，最终在 $t=3$ 时完成受教育阶段以 H_3 的人力资本水平进入社会。假设家庭的教育总预算为 K ，两个独立维度的积累过程满足柯布-道格拉斯生产函数形式，第 t 阶段初始便向维度 i 投入资本 k_{it} ，那么人力资本水平 H_3 是最大化目标。简化的人力资本模型为：

$$\begin{aligned} \max_{K_0, k_{1t}, k_{2t}} \{ H_3 \} \\ \text{st: } H_1 &= A_0 [\delta_H (H_p^\beta t_p)^\theta + \delta_K K_0^\theta]^\alpha \omega^\theta H_0^{1-\alpha} \\ H_{t+1} &= A_{1t} k_{1t}^{\alpha_1} h_{1t}^{1-\alpha_1} + A_{2t} k_{2t}^{\alpha_2} h_{2t}^{1-\alpha_2} + e^{-\omega t} H_t \\ h_{i(t+1)} &= A_{it} k_{it}^{\alpha_i} h_{it}^{1-\alpha_i} + e^{-\omega t} h_{it} \\ K_0 + \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 k_{ij} e^{-rs_j} &= K \end{aligned} \quad (12)$$

其中： $t=1, 2$ ； ω_t 表示时刻 t 开始接受教育到下一阶段之间所经历的时间长度； $s_1 = \omega_0$ ， $s_2 = \omega_0 + \omega_1$ 。并假设每阶段的投资在教育初始阶段全部投入。 r 是资本的时间折现参数， σ 是人力资本的折旧参数， $r > 0$ 且 $\sigma > 0$ 。参数 α_i 满足 $0 < \alpha_i < 1$ ， $i=0, 1, 2$ 。 t_p 是父母投入家庭教育的时间^②。在式(13)中，每个积累阶段增长的差异主要来源于参数 α_i 与 A_{it} 。 α_i 体现的是学习过程中子女对投入要素的使用能力。个人每期

① 全局最优一定是局部最优。

② 陪伴子女的时间也是投入时间。

的成长是独立的， α_t 是时间的函数。 A_{it} 则是包含了其他外生环境因素的综合参数，体现了在时刻 t 不同维度的积累能力差异。

子女已经拥有的能力在小学入学时是可以被父母、老师观测评价的，不妨假设时刻 1 评价两个维度的相对水平满足 $E_1(h_{21}) = \gamma E_1(h_{11})$ 。当预期水平与真实水平相同时：

$$h_{21} = E_1(h_{21}) = \gamma E_1(h_{11}) = \gamma h_{11} \quad (14)$$

不妨设 $\gamma \geq 1$ 用以表示父母对维度 2 的评价不低于维度 1^①。两个维度是独立积累过程，那么参数 γ 也是人力资本产生异质性的来源。由式 (12) ~ 式 (14) 构成本节的主要研究结构。下面以完全更新与非完全更新两个角度进行比较静态分析。

1. 完全更新模型。

考虑一个完全更新的情形^②，此时每个维度的产出作为下一阶段的投入存量。这里假设在每个维度，能力的提高是覆盖原有水平的，如果当期不进行任何投资，意味着该维度的人力资本价值消失。此时称为完全更新模型，那么最优化人力资本水平 H_3 ，由拉格朗日函数一阶条件可知：

$$\frac{k_{11}}{k_{12}} = \frac{k_{21}}{k_{22}} = \frac{\alpha_1(1-\alpha_2)}{\alpha_2 e^{\omega_1}} \quad (15)$$

$$\frac{k_{11}}{k_{21}} = \frac{k_{12}}{k_{22}} = \frac{1}{\gamma} \left[\frac{A_{12} A_{11}^{(1-\alpha_2)}}{A_{22} A_{21}^{(1-\alpha_2)}} \right]^{1/(1-\alpha_1)(1-\alpha_2)} \quad (16)$$

式 (15) 说明同维度的跨期结构受到时间折现与积累能力的影响，式 (16) 说明此时每一期的投资结构是由两期积累能力的参数确定的，未来的预期对现期决策有影响。

此时，投资 k_{it} 的数量被可支配的投资总量 $K - K_0$ 所确定，全局最优化对 K_0 求导可得式 (17)：

$$K = \left[\frac{1}{(1-\alpha_1)(1-\alpha_2)} - 1 \right] \left[\frac{K_0}{\alpha_0} + \frac{\delta_H (H_p^\beta t_p)^\theta}{\alpha_0 \delta_K} K_0^{1-\theta} \right] + K_0 \quad (17)$$

注意到有限预算的教育决策中家庭教育与社会教育是相互替代的选择，那么式 (2) 中 $\theta < 1$ 。式 (17) 一定存在非边界解 K_0 使得 H_3 最大化^③。首先，当总投资预算 K 增加时， K_0 增加， K_0/K 增加，说明

当总预算水平提高时，第一阶段的投资比例获得提高。这说明了增加投资时前期具有更高的相对投资价值。其次，当家庭教育变量与参数 δ_H 、 β 、 H_p 、 t_p 提高时， K_0 减少。这说明家庭教育的投入会挤出当期对社会教育的投资需求。尽管家庭教育与社会教育具有互补价值，家庭的教育投资决策还是会选择更多投入到未来子女成长。

传统研究中认为增加前期投资水平对子女人力资本成长作用更大。根据式 (17)，提高预算约束时家庭决策是给前期投入更高的分配比例。提升早期的积累有助于降低后期的投入需求。最后，资本积累参数 α_0 增加或者 α_1 、 α_2 减少时， K_0 增加。类似地，每期投入与该阶段的资本使用能力正相关，与其他时期的使用能力负相关。注意到各阶段最优分配比例与参数 A_{it} 无关。此时，由客观环境产生的知识进步不会影响各期总量分配比例，但会影响同期内各维度的投入分配比例，并影响最终人力资本积累水平。这说明了环境对人力资本积累的影响并非全面性的，而是对投入结构的影响更深。当教育潮流、热点发生改变，不同维度的相对价值发生改变，理性的家庭不会盲目地预支未来的投资预算，而是会对每一期培养子女的投入结构进行对应的调整。

完全更新模型是一个理想的模型，具有价值的维度获得投资并将更新的人力资本水平作为下一期投入。每个维度需要连续投入才能保证在下一期继续维持掌握，如果一个维度没有获得资本投入，也意味着维度存量为 0。多数研究会将这种状态认为是高折旧率，因为一个人拥有了一项能力之后，即便当期没有投入，也不会完全遗忘。由于投入不可能全部投入给早期，即 K_0 不可能等于 K ，那么每阶段有价值的维度一定会获得投资。所以各个维度不会完全消失，只会因为投入的不足而难以维持较高的存量。从这个角度来说，模型也符合技能没有完全消失的逻辑，只不过“折旧”的概念被蕴含在参数 A_{it} 中表现为知识的进步更新。

人力资本不同于经济生产的物质资本，知识、能力的折旧意味着掌握熟练程度的变化以及知识的更新换代，并且每一期只会以存量的形式唯一呈现。在进

① 这里 γ 也可以理解为不同维度之间的相对重要性。

② $\sigma \rightarrow +\infty$ 。

③ 边界条件 $K_0 \rightarrow 0, \partial H_3 / \partial K_0 \rightarrow +\infty$ ； $K_0 \in (0, K)$ 时， H_3 是严格的凹函数； $K_0 \rightarrow K, \partial H_3 / \partial K_0 \rightarrow -\infty$ 。而 $K_0 = K, H_3 = 0$ 不可取，所以不存在边界解。

步过程中，作为中间产品的人力资本投入损耗无法被衡量，尤其是受教育阶段，知识的进步从无到有，到产生新的高级知识，折旧的概念很难界定。因而完全折旧也可以表述为完全更新能力，不同于机器生产的过程，“完全折旧”这种结构在实证应用中是可以存在的。

2. 不完全更新模型。

如果折旧水平小于1，原始模型变得复杂且更难以处理^①。不完全更新模型类似于传统物质资本生产的方式，讨论这种情形的重要意义在于人力资本可能以高折旧的方式进行积累。使用三阶段结构讨论学龄前投资与入学后投资的比较价值与投资结构。本节只针对相邻的每两期进行分析，并说明因为“不完全折旧”存在出现的投资决策的变化。

首先讨论时刻0到时刻2，通常描述了子女从出生到开始接受学校教育的过程。由式(12)~式(14)，假设投入 K' 既定且满足 $K'=K-(k_{12}+k_{22})e^{-rs_2}$ 。最优化时刻1到时刻2的过程，可得：

$$\frac{k_{11}}{k_{21}} = \frac{1}{\gamma} \left(\frac{A_{11}}{A_{21}} \right)^{1/(1-\alpha_1)} \quad (18)$$

记 $k_{21}=u_1 k_{11}$ ，在给定了 γ 和 H_1 水平下，第二阶段的投资结构仍然只取决于当期的积累参数。进一步全局最优化，可得 K_0 的一阶条件：

$$\begin{aligned} \frac{\partial H_2}{\partial K_0} &= (1+u_1)A_{11}k_{11}^{\alpha_1}h_{11}^{1-\alpha_1} \left[\frac{\alpha_1}{k_{11}} \frac{\partial k_{11}}{\partial K_0} + \frac{1-\alpha_1}{h_{11}} \frac{\partial h_{11}}{\partial K_0} \right] \\ &+ e^{-\sigma\omega_0} \frac{\partial H_1}{\partial K_0} \end{aligned} \quad (19)$$

由式(13)以及CES函数边际产出为正与严格凹的性质可以推出式(19)中， $\partial^2 H_2 / \partial K_0^2 < 0$ 并且一定存在 $K_0 \in (0, K')$ 使得 $\partial H_2 / \partial K_0 = 0$ ^②并实现最大化。 $\partial H_2 / \partial K_0$ 是 K_0 的单调递减函数，可以得到以下结论。首先，当家庭将子女的培养分为学龄前与上学后两个阶段时，增加家庭教育的投入水平，即提高家庭教育相关变量、参数 δ_H 、 β 、 H_p 、 t_p 时， $\partial h_{11} / \partial K_0$ 下降，因此零点会向左移动，体现家庭教育的增长抑制了社会教育的需求。假设投资总预算从 K' 提高到 qK' ， $q > 1$ 。此时将满足 $\partial H_2 / \partial K_0 = 0$ 的 K_0 置换为 $K'_0 = qK_0$ 代入式(19)。记为：

$$\varphi = \frac{\delta_H (H_p t_p)^\theta + \delta_K (qK_0)^\theta}{\delta_H (H_p t_p)^\theta + \delta_K K_0^\theta} < q^\theta$$

计算可知，式(19)一定大于0。由单调性可知，新的零点 $K'_0 > qK_0$ ，即随着 K' 提高， K_0 / K' 也会增加，说明提高总预算约束时，前期投入的比重也会提高。

时刻0到时刻2的两阶段适用于研究子女入学决策过程。两段模型具有不同的积累结构，也对应着子女入学前后的受教育来源差异。模型主要价值在于分析了学龄前教育的变化过程，家庭教育与社会教育在子女成长中具有相互补充的作用，增加任何一种投入都可以提高子女的人力资本水平。如果目标是达到某一人力资本水平时，二者又会出现相互替代的作用，父母缺少时间陪伴子女时可以通过支付社会教育补偿。此外，家庭的追加投资会更高比例地投入于学龄前，因为早期的成长具有更高的未来价值。

时刻1到时刻3的过程可以用于描述子女上学以后接受公共教育的情形。入学后，家庭教育的份额大幅度减小，此时父母对子女成长的投入是物质保障和经济保障。假设在时刻1和时刻2对两个维度的评价满足^③ $h_{2t} = \gamma_t h_{1t}$ ， $t=1, 2$ 。在时刻1时，家庭对学校时期的总投入预算为 K'' ，记两阶段教育投入分别为 K_1 、 K_2 ，且 $K'' = (K - K_0) / e^{-r\omega_0} = K_1 + K_2 e^{-r\omega_1}$ ，最大化每个时期的人力资本水平可得：

$$\frac{k_{11}}{k_{21}} = \frac{1}{\gamma_1} \left(\frac{A_{11}}{A_{21}} \right)^{1/(1-\alpha_1)} = n_1; \quad \frac{k_{12}}{k_{22}} = \frac{1}{\gamma_2} \left(\frac{A_{12}}{A_{22}} \right)^{1/(1-\alpha_2)} = n_2 \quad (20)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial H_3}{\partial K_1} &= (1+n_2^{-1})A_{12}k_{12}^{\alpha_2}h_{12}^{1-\alpha_2} \left[\frac{\alpha_2}{k_{12}} \frac{\partial k_{12}}{\partial K_1} + \frac{1-\alpha_2}{h_{12}} \frac{\partial h_{12}}{\partial K_1} \right] \\ &+ e^{-\sigma\omega_1} \frac{\partial H_2}{\partial K_1} \end{aligned} \quad (21)$$

当折旧率降低时，由函数单调性可知零点 K_1 向右移动，且 K_1 / K_2 增加。这说明如果折旧率减小会使前期的相对投资价值进一步提高。能力退步的速度减慢使得人力资本的积累速度更快，前期投资的未来总价值进一步提升。因为人拥有了保留能力的积累方式以后，在时刻2的实际投入人力资本存量可能与最优

① 积累函数的齐次性结构被破坏。

② 边界条件 $K_0 \rightarrow 0$ ， $\partial H_2 / \partial K_0 \rightarrow +\infty$ ； $K_0 \in (0, K')$ 时， H_2 是严格的凹函数； $K_0 \rightarrow K'$ ， $\partial H_2 / \partial K_0 \rightarrow -\infty$ 。

③ 无约束结论无法计算，使用 γ_t 可以近似分析。

路径不一致,此时第二阶段人力资本积累可能不是最完美的,说明成长过程中,最终目标的实现并不一定会实现各阶段最高成就。同时,式(21)的非线性结构说明两维度的各期投入比例将不再保持动态稳定,与各自存量有关。这里也体现出不同维度的异质性对投资决策的复杂影响。

当三期投资同时满足式(13)条件且使得式(19)与式(21)等于0时,达到全局最优结果。结合已得结论,家庭教育的质量或者数量增加时,产生挤出效应使得学龄前的社会教育投入减少,上学阶段前期的投入比例会增加。而投资总预算增加时,最优决策会提高前期的投入占比。这也说明早期投资产生的未来价值更高,并且家庭教育相对投入降低,早期的培养需要更多资本投入。这也解释了为什么高收入家庭对学龄前子女的投资比重会高于低收入家庭。

3. 补充讨论。

从式(12)和式(13)的设定模型结构出发,对简化结构的模型做了具体的比较静态分析^①。这里对模型做一些补充讨论使得分析更加生动。

不同于完全更新的过程,不完全折旧时,一个人掌握了知识以后,便不会轻易遗忘,新获得的资本水平会与原有的知识水平加总在一起。事实上两个模型的深层意义是不相同的,完全更新模型的假设认为高知识水平覆盖低知识水平,掌握以后人力资本的价值以最高的水平层次存在。有折旧模型的假设是认为所有掌握的知识都是有用的,随着时间折旧后积累在个人人力资本水平存量之中。完全更新模型其实并不是真实的完全折旧,而是旧知识被蕴含在新知识之中,这会体现在 A_{it} 会高于有折旧模型的系数。

式(16)与式(18)是基于不同的假设得到的同期投资比例,前者是完全自我积累,后者是存在人力资本的再评估。那么,估计人力资本的存量比例时,式(18)是最优的解,如果是由自我积累成长决定时,那么局部来看第一阶段期末的人力资本水平尚未达到最优。

通过计算不同的模型,可以得到部分相同的结论。当家庭教育变量和参数 δ_H 、 β 、 t_p 变高时,学龄前的社会教育投资应当减少;上学时资本积累参数 α_i 下降时,会使得学龄前阶段的投入占比增加。这一结论非常重要,它强调了家庭教育是学龄前教育投入的重要组成,投入的是父母的人力资本而不仅仅是

物质资本。当父母选择自己教育子女,那么他们可以将更多的资金投入未来子女教育需求当中。此时用于衡量家庭教育投入的变量是父母的知识水平、认真态度与投入时间。

如果父母对第二阶段的能力维度评价出现偏离,不妨假设 $h_{22} = \gamma_3 h_{12}$,在完全折旧假定下:

$$\frac{k_{11} + k_{21}}{k_{12} + k_{22}} = \frac{\alpha_1(1 - \alpha_2)}{\alpha_2 e^{\rho_1}}; \quad \frac{k_{12}}{k_{22}} = \frac{1}{\gamma_3} \left(\frac{A_{12}}{A_{22}} \right)^{1/(1 - \alpha_2)} \quad (22)$$

与式(15)和式(16)相比,式(22)说明各阶段总投资比例没有改变,但同期的结构发生了变化。如果高估了维度1,那么在这个维度会出现过度投资的现象。如果高估了维度2,说明在第二阶段会更加青睐投资高价值维度。这一特点很符合现实生活,教育投资会倾向于具有更高评价的维度。如果对高价值维度过度预期,不仅对未来会投入更高的资本水平,也会改变同期的投入结构,投入更高的分配比例给这个维度,但整体人力资本水平无法达到理想的最高水平。

对比完全折旧的模型,一个不同的点是在不完全更新的讨论中 A_0 的增加也会使得式(19)的零点右移。这个现象说明了学龄前外生积累能力的增加会使得早期的人力资本投资价值更高。产生这个现象的关键原因是折旧使得期初的人力资本存量以折扣水平纳入了期末的存量。而完全更新是以新换旧,学习结果的价值提升覆盖了原有资本存量。因此,入学模型的期初人力资本既是积累要素也是投入要素,而完全更新模型的期初人力资本作为中间产品被完全消耗,因此两种不同的角度产生了这种差异。

五、人力资本代际弹性

根据构建的模型,通过处理式(12)和式(13)组成的完全更新模型给出一组实证分析结构。并利用该结构计算人力资本的代际弹性,分析讨论先天遗传与后天培养在代际传承中的作用价值。

首先讨论一个过程:父母的人力资本是如何遗传给子女的。实证分析中,式(1)具有很高的应用价值。 H_0 产生变化的影响相比于其他变量参数是易于分析的。当其他因素保持不变, H_0 的增加会直接使得人力资本 H_1 增加,进而使得各期人力资本增加,并且在折旧不为1的积累模型中,各期的资本投入结

^① 本文没有完整计算三阶段的不完全更新模型,因为它太复杂了,本文不予拓展,并且局部结论已经具有很好的启发性与应用价值。

构也会因此被破坏造成不稳定的结果。因为遗传因素是潜在的，所以它的遗传比例与遗传变异都是人力资本积累重要的初始影响因素。通常情况遗传性状是稳定的，那么当遗传变异很少，即 a 很小甚至可以被忽略时，高比例的遗传才是使子女初始人力资本水平 H_0 较高的主要因素。而如果人力资本多样性的进步来源于基因变异后经过环境影响呈现出来，那么遗传变异的 a 就是家族进步的重要参数。通常情况，子女天生的遗传变异较小，不妨假设 $|a|^2 \ll b^2 H_p^2$ ，且 a 符号未知。

将式 (1) 取对数并取一阶泰勒公式展开可得：

$$\ln(H_0) = \ln(a + bH_p) \approx \ln(bH_p) + \frac{a}{bH_p} \quad (23)$$

代入式 (2) 取对数可得：

$$\begin{aligned} \ln(H_1) = \ln(A_0) + \frac{\alpha_0}{\theta} \ln[\delta_H (H_p^\beta t_p)^\theta + \delta_K K_0^\theta] \\ + (1 - \alpha_0) \ln(bH_p) + \frac{(1 - \alpha_0)a}{bH_p} \end{aligned} \quad (24)$$

将最终人力资本 H_3 对数化，并利用式 (13)、式 (15) 和式 (16) 可得人力资本实证结构为：

$$\begin{aligned} \ln(H_3) = C + X^T \beta + \alpha_1 (1 - \alpha_2) \ln(k_{11} + k_{21}) \\ + \alpha_2 \ln(k_{12} + k_{22}) + (1 - \alpha_1) (1 - \alpha_2) \ln(H_1) \end{aligned} \quad (25)$$

其中，常数 C 是由 A_{it} 、 γ 、 α_1 、 α_2 、 ω_0 、 ω_1 的非线性函数组成的参数， X 是其他因素变量向量， β 是系数向量。式 (25) 中的变量 X 是模型外的影响参数，它能够涵括教育质量变量，科技水平变量等。如果将技术水平 A_{it} 、受教育年限 ω_1 与 ω_0 从常数 C 之中剥离出来，那么 C 的非线性组成也不会过多影响资本投入系数的估计。

如果资本替代弹性等于 1，即 $\theta \rightarrow 0$ 时，式 (24) 变为：

$$\begin{aligned} \ln(H_1) = \ln(A_0) + (\alpha_0 \delta_H \beta + 1 - \alpha_0) \ln(H_p) + (1 - \alpha_0) \ln(b) \\ + \alpha_0 \delta_H \ln(t_p) + \alpha_0 \delta_K \ln(K_0) + \frac{(1 - \alpha_0)a}{bH_p} \end{aligned} \quad (26)$$

因此，利用投入的资本数量 K_0 与父母投入子女教育的时间 t_p ，得到家庭教育与社会教育的投入参数的比值 δ_H / δ_K ，代表家庭选择教育形式的决策结果。

式 (26) 无法计算具体的 a 和 b ，但 $a / (bH_p)$ 意味着相对于遗传父母的人力资本存量，子女出生时拥有的遗传变异水平。该比值是用来描述代际遗传的重要公式，它的符号代表了遗传因素中子代人力资本进步的方向，而它的绝对值代表了进步的多少。特别地，不好的遗传变异可能导致代际退步的发生，例如家族中从某一代开始出现可遗传病症、多代身体素质下降等现象。

科技进步与公共教育的进步使得人力资本积累速度大幅度提高。而这种客观环境作用下的增长影响在模型中纳入变量 A_{it} 。如果将不同受教育阶段的学校教育质量、社会的教育技术水平变量加入模型之中可以构成一个更加完整的实证分析结构。

$$\begin{aligned} \ln(H_n) = C + \mu + X^T \beta + \sum_{i=0}^n \alpha_i \ln(A_i) + \sum_{i=0}^n \beta_i \ln(K_i) \\ + \varphi_1 \ln(H_p) + \frac{\varphi_2}{H_p} + \varphi_3 \ln(t_p) + \varphi_4 T \end{aligned} \quad (27)$$

其中，子女成长 n 期达到人力资本水平 H_n ， C 是固定效应， μ 是个体效应， A_i 是时期 i 的公共教育质量^①， H_p 是父母人力资本水平^②， t_p 是父母用于教育子女的时间， T 是子女在学校的受教育年限。如果人力资本的多维度投资可以分开统计，各维度的能力可以单独评价，那么 $\beta_i \ln(K_i)$ 可以拓展写成多维度的形式 $\sum \beta_{ij} \ln(k_{ij})$ ， $\alpha_i \ln(A_i)$ 可以拓展为 $\sum \alpha_{ij} \ln(A_{ij})$ 。

在式 (24) 和式 (25) 组成的实证模型中，人力资本的代际弹性系数为：

$$\begin{aligned} \xi = \frac{d \ln(H_3)}{d \ln(H_p)} = \left[\frac{\alpha_0 \delta_H \beta (H_p^\beta t_p)^\theta}{\delta_H (H_p^\beta t_p)^\theta + \delta_K K_0^\theta} + 1 - \alpha_0 - \frac{(1 - \alpha_0)a}{bH_p} \right] \\ (1 - \alpha_1) (1 - \alpha_2) \end{aligned} \quad (28)$$

式 (28) 中，先天的遗传变异 a 如果出现正向偏移，会导致代际弹性的降低。好的遗传变异的出现，使得子女的初始人力资本水平较高，变异可能会形成新的能力，因而，代际遗传水平会下降。那么，这种有利的遗传变异是家族进步的重要来源。反之，如果出现负向的变异，代际弹性系数较高，说明代际持久性的存在使得家族后代即便以偏低的初始人力资本水平开始成长，也可以在有利环境中获得更快的成长，并向正常的平均水平回归。

① 该变量可使用教育科技指数。

② 该变量可使用父母平均教育年限。

人力资本模型中的代际弹性也受个人积累参数 α_i 影响。式(28)中,代际弹性与各阶段积累参数负相关。这体现出如果后天接受教育的学习能力越强,由先天遗传因素决定而形成的人力资本比重便会更低。式(28)中如果 $\delta_H(H_p^\beta t_p)^\theta / \delta_K K_0^\theta$ 越高,那么代际弹性越大,说明家庭教育相对于社会教育具有更高的投入时,父母对子女的教育也意味着将自己的能力与知识传递给下一代,代际弹性就会增加。更丰富的是,式(28)既包括代际遗传的影响,同时也能够展示后天积累的过程与环境的影响会逐渐减弱这种代际之间的关联。并且,家庭教育在学龄前教育中的价值权重也作为代际遗传的一个驱动因素体现在其中。因为父母按照自身的成长经历去教育子女,就会更容易让遗传的潜在能力转为真实表现。

学龄前的资本投入过程中,符合常识的是,社会教育投入 K_0 的增加会减弱代际弹性,而父母的时间投入 t_p 增加会通过直接的亲子互动提高代际弹性。这也体现了环境的影响使家族的代际流动性增强,而家庭内的教育是维持家族人力资本代际持久性的重要来源。因为父母对自身的能力培养方式更熟悉,子女遗传父母获得的这部分潜在能力更易通过父母的教导与亲子互动实现激发。所以如果遗传父母的部分 bH_p 较高,那么代际弹性也会较高。如果只是父母的人力资本水平 H_p 较高,那么代际弹性同样处于一个较高的水平。式(28)中, β 的提高也会使得代际弹性 ξ 进一步提高,说明家庭教育质量的提升是代际遗传的影响因素。父母长辈尽心地教授,才能使得子女获得更多的能力、技艺的传承。遗传因素与父母的教导都会对代际传递产生正向影响。这一结论清楚地解释了为什么家族传统、家族技艺和家族文化需要后天长辈的长期传授才能够一直流传延续下来。

六、结论与启示

本文基于家庭视角构建了人力资本积累模型,讨论了子女从出生到进入社会前接受教育的成长过程,改进了传统理论分析里家庭教育投入对子女成长影响机制的部分局限性。在理论框架中将家庭在学龄前儿童成长过程的投入分为家庭教育与社会教育,并将父母的人力资本通过先天遗传与后天教育两个角度作为投入要素纳入模型。在上学的受教育阶段,将子女的人力资本分为多维度积累过程,将能力维度的异质性特征引入对人力资本积累过程的分析。

利用三期更新模型可以得到如下结论:首先,子

女的初始人力资本水平越低,总投资中前期家庭投资的占比会越高以保证早期的人力资本存量。并且如果增加投入的总预算,那么前期获得的投资比例会高于原有的比例水平。前期的投入具有未来价值,其平均产出能力往往会高于后期投入的平均产出能力。

其次,父母选择付出更多的时间教育学龄前子女,那么就会减少用于社会教育的投入。家庭教育对社会教育的挤出效应要强于互补效应,并且家庭会将更多的资本投入未来子女接受教育的过程。一方面父母的时间投入是间接的增加总投入水平,另一方面早期的资本价值也具有边际递减效应。

然后,受教育阶段的投入结构由人力资本存量与不同维度的异质性积累能力决定。了解了成长过程中子女各方面展示的能力水平高低之后,父母会选择最优的投资决策。决策的投资比例与子女在各维度的积累能力和环境的技术水平、教育质量等因素有关。并且,决策期内价值较高的维度会获得更高比例的投资。

最后,本文对模型进行线性化处理得到了一组计量模型,并获得了含有遗传因素与后天环境因素的人力资本的代际弹性系数。式(28)表示的代际弹性系数拥有比传统研究更加丰富的内涵,对于父母人力资本的非线性结构中遗传变异部分和教育投入选择的比重有了更多解读。它表明遗传因素直接影响后代的人力资本水平,同时家庭的教育能够增加代际弹性。而随着子女的成长,环境的影响与时间的推移这种代际传递会越来越弱。此外遗传变异的出现会减弱这种代际遗传的水平。家庭的教育可以使得子女遗传的潜在能力更容易显示出来,这进一步深入解释了家族进步的源泉与家族文化传承的机制。

基于研究结论可以获得如下启发:第一,学龄前儿童成长时,父母的陪伴教导十分重要,父母提供的家庭教育减少了物质资本与社会教育的投入需求,却间接地增加了教育投入的另一类机会成本。父母依据自身的知识水平与生活经历教育子女能够引导子女遗传父母的潜在能力更多地呈现出来。这也是实现良性代际遗传成长的重要来源。第二,当家庭增加总体的教育投入预算时,早期具有更高的追加投资价值,因为它能够在更多时期参与促进积累并形成人力资本。本文论证了随着教育总支出的增加,子女成长的每个阶段都值得获得新的投资。此时,家庭的最优决策会提高前期投资的分配比例。并且,高收入家庭相较于低收入家庭会支付更高比例在学龄前子女的培养。第

三,不同知识水平的家庭如果投入等量比例的家庭教育,高知识水平家庭会减少子女接受社会教育的投入,而父母也会将节省下来这部分支出投入到未来子女在学校受教育阶段。这也从一个角度解释了为什么

高学历父母的子女更容易出成绩,接受一定家庭教育的子女幼年便会显露优秀能力,而试图过多增加社会教育的方法并不是有效的。在家庭教育中,亲子互动交流对早期子女成长具有非常高的价值。

参考文献

- [1] Schultz T W. Investment in Human Capital [J]. American Economic Review, 1961, 51 (5): 1-17.
- [2] Becker G S. Human Capital; A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education [M]. New York: Columbia University Press, 1964.
- [3] Ben-Porath Y. The Production of Human Capital over the Life Cycle [J]. Journal of Political Economy, 1967, 75 (4): 352-365.
- [4] Becker G S, Tomes N. Human Capital and the Rise and Fall of Families [J]. Journal of Labor Economics, 1986, 4 (3): 1-39.
- [5] Mincer J. Human Capital and Economic Growth [J]. Economics of Education Review, 1984, 3 (3): 195-205.
- [6] Heckman J J. A Life-cycle Model of Earnings, Learning, and Consumption [J]. Journal of Political Economy, 1976, 84 (4): 11-44.
- [7] Polachek S W, Das T, Thamma-Apirom R. Heterogeneity in the Production of Human Capital [R]. Iza Working Paper, 2014.
- [8] Heckman J J, Rubinstein Y. The Importance of Noncognitive Skills; Lessons from the GED Testing Program [J]. American Economic Review, 2001, 91 (2): 145-149.
- [9] Heckman J J, Stixrud J, Urzua S. The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior [J]. Journal of Labor Economics, 2006, 24 (3): 411-482.
- [10] Heckman J J, Cunha F. The Technology of Skill Formation [J]. American Economic Review, 2007, 97 (2): 31-47.
- [11] Cavounidis C, Lang K. Ben-Porath Meets Lazear; Microfoundations for Dynamic Skill Formation [J]. Journal of Political Economy, 2020, 128 (4): 1405-1435.
- [12] Cunha F, Heckman J J. Formulating, Identifying and Estimating the Technology of Cognitive and Noncognitive Skill Formation [J]. Journal of Human Resources, 2008, 43 (4): 738-782.
- [13] Fé E, Gill D, Prowse V. Cognitive Skills, Strategic Sophistication, and Life Outcomes [J]. Journal of Political Economy, 2022, 130 (10): 2643-2704.
- [14] 王春超, 林俊杰. 父母陪伴与儿童的人力资本发展 [J]. 教育研究, 2021 (1): 104-128.
- [15] Bono E D, Ermisch J, Francesconi M. Intrafamily Resource Allocations; A Dynamic Structural Model of Birth Weight [J]. Journal of Labor Economics, 2012, 30 (3): 657-706.
- [16] 吴贾, 林嘉达, 韩潇. 父母耐心程度、教育方式与子女人力资本积累 [J]. 经济学动态, 2020 (8): 37-53.
- [17] Youderian X. Human Capital Production with Parental Time Investment in Early Childhood [J]. Macroeconomic Dynamic, 2019, 23 (4): 1504-1527.
- [18] Boca D D, Flinn C, Wiswall M. Household Choices and Child Development [J]. Review of Economic Studies, 2014, 81 (1): 137-185.
- [19] 陈昊. 来自父母的收入馈赠: 人力资本机制抑或社会资本机制? [J]. 劳动经济研究, 2019 (2): 101-121.
- [20] Caucutt E M, Lochner L. Early and Late Human Capital Investments, Borrowing Constraints, and the Family [J]. Journal of Political Economy, 2020, 128 (3): 1065-1147.
- [21] Francesconi M, Heckman J J. Child Development and Parental Investment; Introduction [J]. Economic Journal, 2016, 126 (596): 1-27.
- [22] Turkheimer E. Three Laws of Behavior Genetics and What They Mean [J]. Current Directions in Psychological Science, 2010, 9 (5): 160-164.
- [23] Björklund A, Salvanes K G. Education and Family Background; Mechanisms and Policies [J]. Handbook of the Economics of Education, 2011, 3 (3): 201-247.
- [24] Becker G S, Kominers S D, Murphy K M, et al. A Theory of Intergenerational Mobility [J]. Journal of Political Economy, 2018, 126 (S1): 7-25.
- [25] Fagereng A, Mogstad M, Ronning M. Why Do Wealthy Parents Have Wealthy Children? [J]. Journal of Political Economy, 2021, 129 (3): 703-756.
- [26] Lee S Y, Seshadri A. On the Intergenerational Transmission of Economic Status [J]. Journal of Political Economy, 2019, 127 (2): 855-921.
- [27] Chi W, Qian X. Human Capital Investment in Children; An Empirical Study of Household Child Education Expenditure in China, 2007 and 2011 [J]. China Economic Review, 2016, 37: 52-65.
- [28] Guryan J, Hurst E, Kearney M. Parental Education and Parental Time with Children [J]. The Journal of Economic Perspectives, 2008, 22 (3): 23-46.
- [29] 李艳玮, 李燕芳, 刘丽莎, 吕莹. 家庭学习环境对儿童早期学业和社会技能的作用 [J]. 心理发展与教育, 2013 (3): 268-276.
- [30] 张苏, 朱媛. 最优代际人力资本投资研究新进展 [J]. 经济学动态, 2018 (5): 117-128.
- [31] Heckman J J, Mosso S. The Economics of Human Development and Social Mobility [J]. Annual Review of Economics, 2014, 6 (1): 689-733.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

数字基础设施建设对企业创新影响机理探究

——基于“宽带中国”战略试点准自然实验的实证检验

Impact Mechanism of Digital Infrastructure Construction on Corporate Innovation:
Quasi-natural Experiment from the “Broadband China” Strategy Pilot

郑 玉

ZHENG Yu

[摘要] 在数字基础设施建设影响企业创新的过程中，市场不确定性降低和资源配置优化发挥着中介作用，知识产权保护、行业性质和产权性质发挥着调节作用。笔者根据信息资源理论和企业创新理论，构建倍差法模型，以“宽带中国”战略试点这一准自然实验，利用2008—2021年中国A股上市公司中剔除金融类等特殊类型企业后的数据，实证检验了数字基础设施建设与企业创新之间的关系。检验结果证实：数字基础设施建设正向影响企业创新；在数字基础设施建设影响企业创新过程中，市场不确定性降低、资源配置优化发挥中介作用；知识产权保护、行业技术密集度和非国有企业属性发挥正向调节作用。本研究基于“宽带中国”战略试点准自然实验的实证检验，从数字基础设施建设与企业创新关系方面拓展了信息传递理论和创新交互理论的应用边际，揭示了数字基础设施建设对企业创新的影响机理，研究结论可以为企业通过数字基础设施建设促进创新活动提供理论依据。

[关键词] 数字基础设施 企业创新 市场不确定性 资源配置

[中图分类号] F270 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 04-0090-15

Abstract: In the process of digital infrastructure construction affecting corporate innovation, market uncertainty reduction and resource allocation optimization play mediating effect, while intellectual property protection, industry nature and property nature play moderating effect. Based on the information resource theory and the corporate innovation theory, the author builds the DID model, and uses the quasi-natural experiment from “Broadband China” strategy pilot to test the relationship between digital infrastructure construction and corporate innovation by using the data of China’s A-share listed corporates excluding financial and other special types of corporates from 2008 to 2021. The results show that digital infrastructure construction has a positive impact on corporate innovation; in the process of digital infrastructure construction affecting corporate innovation, market uncertainty reduction and resource allocation optimization play mediating effect, while intellectual property protection, industry technology intensity and non-state-owned ownership play positive moderating effect. Based on the empirical test of “Broadband China” strategic pilot quasi-natural experiment, this study expands the application boundary of information transmission theory and innovation interaction theory from the aspect of the relationship between digital infrastructure construction and corporate innovation, and reveals the impact mechanism of digital infrastructure construction on corporate innovation. The research conclusion can provide a theoretical basis for corporates to promote innovation activities through digital infrastructure construction.

Key words: Digital infrastructure Corporate innovation Market uncertainty Resource allocation

[收稿日期] 2022-12-06

[作者简介] 郑玉，女，1985年4月生，郑州轻工业大学经济与管理学院教授，经济学博士，主要研究方向为公司治理与企业创新，联系方式为 lsss05@163.com。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“‘卡脖子’技术对产业链现代化的阻滞机理及治理模式研究”（基金编号：21BJY061）；河南省哲学社会科学规划项目“河南工业互联网高质量发展的思路与对策研究”（基金编号：2020BJJ069）；河南省软科学项目“河南工业互联网发展的绩效评价及模式创新研究”（基金编号：222400410631）；河南省高校哲学社会科学创新人才项目“技术创新对品牌价值的影响机理及其企业绩效研究”（基金编号：2022-CXRC-06）；河南省高等教育教学改革研究与实践项目“数字经济时代提升工商管理硕士研究生创新能力的培养路径研究”（基金编号：2021SJGLX111Y）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

2013年8月国务院颁发的《“宽带中国”战略及实施方案》(国发〔2013〕31号),是对以宽带网络为代表的数字基础设施进行重点建设的国家发展战略。从实施“宽带中国”战略的试点城市变化来看,该战略客观上发挥了为企业创新提供数字基础设施保障的功能,譬如,推进实施超高速大容量传输、大规模资源调度和数据处理、核心芯片、操作系统研发等方面的网络升级和应用创新,全面提升数字基础设施的服务能级,等等,这些都无疑在某种程度上为企业创新提供了有效支撑。所谓企业创新,指的是企业通过研发活动形成新技术或新设计而实现的发明创造。众所周知,企业创新过程,充满了复杂性和不确定性,且随着创新的深入,对信息交互和处理、算力和算法等所提出的要求更高(李海舰等,2022^[1]),因而从寻求技术支撑方面对数字基础设施发展提出了新的要求(Vial,2019^[2])。

《“宽带中国”战略及实施方案》在经济学意义上对企业创新的具体影响,是亟待学术探讨和理论解释的重要课题。现有相关文献中,学者们对于数字基础设施建设方面的论述,主要围绕就业结构和就业率(戚聿东等,2020^[3];陈建伟和苏丽锋,2021^[4])、产业结构(许家云,2019^[5];郭凯明等,2020^[6])、经济增长和发展质量(Niebel,2018^[7];赵涛等,2020^[8])、经济地理格局(安同良和杨晨,2020^[9])、污染治理(石大千等,2018^[10];薛飞等,2022^[11])、城市创新或区域创新效率(韩先锋等,2019^[12];谢文栋,2022^[13])等方面展开。也有同仁关注到了现代产业体系构建中数字基础设施建设对产业创新的影响(芮明杰,2018^[14];Bertani等,2021^[15])。的确,企业,作为微观经济的主体,其承担和推动的产业创新,离不开相应开发建设的宏观基础设施。那么,“宽带中国”战略的实施,如何影响到企业创新?“宽带中国”战略实施影响企业创新的机理又是什么呢?本文基于“宽带中国”战略试点准自然实验的实证,通过检验数字基础设施建设与企业创新之间的关系,以揭示数字基础设施建设对企业创新的影响机理。

二、文献综述与研究假设

(一) 数字基础设施建设对企业创新的影响

企业创新具有复杂性、开放性、动态性特点

(尹志锋等,2022^[16])。企业能否取得创新成功,不仅依赖于企业自身的知识储备(尹志锋等,2022^[16]),还取决于企业对动态的外部信息的整合利用效率(Liu和Huang,2018^[17])。数字基础设施能够搭建起创新信息流通的桥梁,降低创新信息传递的成本,创造技术知识充分溢出的环境,进而正向影响企业创新。首先,数字基础设施搭建起创新信息自由流通的桥梁。较远的地理距离会阻碍知识的自由流动,数字基础设施在一定程度上打破了时空约束(张勋等,2018^[18]),搭建起信息自由流通的“脉络”(刘斌和顾聪,2019^[19]),促进技术传播和资源共享(薛成等,2020^[20]),有利于形成创新“合力”,进而识别出研发价值更高的创新机会(Thanasopon等,2015^[21])。其次,完善的数字基础设施降低了创新信息的搜寻和传递成本。数字基础设施降低了对最新研发成果的搜寻成本以及超大规模信息的传递成本,加速了知识信息的传播和交换速度,为企业创新提供了丰富的创新资源(黄群慧等,2019^[22])。最后,数字基础设施形成的可视化即时通讯环境为技术知识充分溢出提供了条件。一般而言,技术知识通常具有“显性知识”和“隐性知识”的双重特征(刘斐然等,2020^[23]),其中很多技术知识都以“隐性知识”存在,并在关键核心技术的研发中发挥重要作用,甚至决定着研发的成败。数字基础设施形成的视频电话、在线会议等多样化的即时通讯工具为隐性知识的溢出、传播和转移提供了便利的条件,促进了知识的大碰撞、大融合,提高了价值链各节点的合作效率(刘斌和顾聪,2019^[19]),有利于高质量“突破性”创新的产生(刘斐然等,2020^[23])。基于上述分析,提出假设1。

H1: 数字基础设施建设正向影响企业创新。

(二) 市场不确定性降低和资源配置优化的中介作用

数字基础设施建设增强了创新信息的流动性(Satish等,2019^[24]),创新信息的流动性和互补性有助于规避市场不确定性风险(Segarra和Arauzo,2008^[25]),帮助企业开展更有针对性的创新(Xu等,2019^[26]),进而为企业创新的成功提供保障。因此,本文认为数字基础设施建设通过降低市场不确定性,正向影响企业创新。具体而言,第一,完善的数字基础设施降低了市场信息不对称引致的创新风险。社会分工的日益精细引发的信息不对称和信息不透明程度

越来越高,数字基础设施的分享经济模式提高了市场信息的透明性,缓解了信息不对称引发的市场不确定性风险,提高了创新的针对性(黄群慧等,2019^[22];郑玉,2020^[27])。第二,完善的数字基础设施催生了能够源源不断提供需求信息的消费社群,从需求侧提供创新指引,降低了需求不确定性风险。数字基础设施建设催生了诸多消费社群,比如“果粉”“花粉”等,这些消费社群对特定产品具有极高的产品忠诚度,其通常能够持续提供具有技术研发价值的市场需求信息,从需求侧提供创新指引,促进企业进行多样化和个性化的产品创新以适应市场需求(郭家堂和骆品亮,2016^[28]),避免了创新成果商业化后市场不确定性风险(余泳泽等,2021^[29])。第三,完善的数字基础设施实现了产品市场供需的瞬时精准匹配,降低了供需不匹配风险。数字基础设施建设极大提高了信息网络的通达性,降低了消费者反馈需求和生产者搜集市场信息的难度,为企业与消费者的充分交流和实时互动提供了便利的条件,这种“双向奔赴”的创新交流模式有利于企业实时掌握市场动态,加速了供需双方信息的碰撞和匹配,提高了创新的针对性(余泳泽等,2021^[29]),降低了供需不匹配引致的创新风险。由此,提出假设2a。

H2a: 数字基础设施建设通过降低市场不确定性,正向影响企业创新。

现有相关研究指出,数字基础设施建设能够优化资源配置(赵涛等,2020^[8]),而创新资源的有效配置是影响企业创新的重要因素(Pisano等,2015^[30])。因此,本文认为数字基础设施建设通过优化资源配置,正向影响企业创新。具体而言,第一,完善的数字基础设施提高了创新信息的流动效率,为创新资源的高效调度奠定基础。数字基础设施建设实现了人、机、物的全面联通,加速了创新信息的充分流动,为创新资源跨行业、跨部门的合理配置奠定了基础(赵涛等,2020^[8])。第二,完善的数字基础设施形成了兼具规模经济和长尾经济的经济环境,为创新资源配置逻辑的转变提供条件。传统的大规模标准化生产方式引致的供需结构性矛盾日益凸显,具有研发价值的多样化消费需求难以得到有效满足,巨大的市场需求潜力难以得到深度挖掘。数字基础设施支撑下的数字化、智能化的大规模定制兼具规模经济和长尾经济的特征,有效满足了“长尾人群”的消费需求

(赵涛等,2020^[8]),实现创新资源配置逻辑由传统的供给主导向需求主导转变,规避创新资源误置。第三,完善的数字基础设施拓展了企业家的有限理性,为创新资源的有效管理提供支撑。数字基础设施以其强大的泛在连接能力,提供便捷的沟通交流平台和多样化的信息传播渠道,无论是创新机会的把握还是创新资源的共享,完善的数字基础设施都能够提供精准的决策支持,有力地拓展了企业家的有限理性(石大千等,2020^[31]),提升了创新决策的准确性(马青山等,2021^[32]),实现了创新资源的优化配置。据此,提出假设2b。

H2b: 数字基础设施建设通过优化资源配置,正向影响企业创新。

(三) 知识产权保护、行业性质和产权性质的调节作用

如果将“宽带中国”战略试点放在创新环境建设的全局来看,数字基础设施建设对企业创新的意义就不仅限于“宽带中国”战略试点自身的作用,还会受到内外部组织情景的影响和制约。特质激活理论认为,某个行为所产生的绩效受到组织情景的激活或削弱(刘小元和于宴周,2022^[33])。知识产权保护、行业性质和产权性质是影响企业创新的重要组织情景(Fang等,2017^[34];黎文靖等,2021^[35])。因此,为深入探究数字基础设施建设对企业创新的影响机理,本文进一步分析知识产权保护、行业性质和产权性质对数字基础设施建设与企业创新关系的调节作用。

绩效反馈理论认为,知识产权保护是影响企业创新的重要组织情景(Fang等,2017^[34]),企业通常选择在知识产权保护良好的组织情景中开展创新活动(郑玉,2017^[36])。因此,本文认为知识产权保护正向调节数字基础设施建设与企业创新的关系。具体而言,第一,知识产权保护程度越高,技术成果的开放性、共享性以及技术知识的可获得性越高。数字基础设施建设能够打破时空约束,为创新者带来更加多元化的技术知识,为其创新带来启发(许家云,2019^[5])。然而,由于微观经济主体之间既有合作又有竞争,技术知识的传播和扩散并不自由,而是更可能在知识产权得到充分保护的情景下发生。更高的知识产权保护水平有利于技术知识得到充分碰撞,激发创新者的灵感,加速新技术和新知识的产生(薛成等,2020^[20])。因此,知识产权保护增强了数字基础设施建设对企业

创新的正向影响。第二，知识产权保护程度越高，辖区内技术知识储备的创造性、新颖性越高。知识产权保护的加强使得模仿或搭便车无处遁形，而高质量的“突破性”创新却能持续产生丰厚的回报，这将促使辖区内专利的新颖性和影响力整体向上跃迁，进而提升辖区内的技术知识储备的实用价值（黎文靖等，2021^[35]）。依据这一逻辑，数字基础设施可以更有效地接收、运输这些高质量的知识储备，从而有利于接收者将其转化为自身的创新能力（刘斐然等，2020^[23]）。由此，提出假设 3a。

H3a: 知识产权保护正向调节数字基础设施建设与企业创新间的关系。

组织情景理论认为，行业性质是影响企业创新的关键因素（Fang 等，2017^[34]），行业技术密集度越高，创新在企业发展中的战略地位也越高（郑玉，2017^[36]）。因此，本文认为行业技术密集度正向调节数字基础设施建设与企业创新的关系。具体而言，第一，行业技术密集度越高，越有利于聚集多样化、高质量的技术知识。数字基础设施通过加快技术知识在更广范围内的传播和扩散为企业的创新活动提供技术知识储备，显然这种效应在技术密集度高的行业中更加凸显。相对于资本和劳动密集型企业而言，技术密集型企业普遍具有技术领域广、新颖性高的技术成果，且高质量的技术成果占比较大、技术更新迭代的速度更快、“以新求生”的紧迫感更强（刘斐然等，2020^[23]）。因此，无论是技术知识的沟通交流还是创新资源的传播扩散，技术密集度高的行业为数字基础设施的功能提供了更充分的发挥空间。第二，相对于资本和劳动密集型行业，部分技术密集型行业的发展面临“卡脖子”技术的挑战。技术密集型行业是“卡脖子”技术问题密集度最高的行业，而“卡脖子”技术复杂度高、涉及的技术知识难度大、技术新颖性高，需要各部门的广泛通力合作才能充分应对“卡脖子”技术难题。数字基础设施带来的“梅特卡夫法则”效应在需要广泛合作创新的技术密集型行业中所发挥的价值更大（赵涛等，2020^[8]）。据此，提出假设 3b。

H3b: 行业技术密集度正向调节数字基础设施建设与企业创新间的关系。

公司治理理论认为，产权性质是影响企业创新的重要因素（郑玉，2020b^[27]），以利润最大化为主线

的非国有企业具有更强的创新动机（郑玉，2017^[36]）。因此，本文认为非国有企业属性正向调节数字基础设施建设与企业创新的关系。具体而言，国有企业和非国有企业不同的治理结构和激励约束机制决定了两者对创新的关注度不同。非国有企业相对于国有企业而言，具有更强的生存危机感，更加依赖创新途径获取市场竞争优势。因此会积极主动地利用信息网络的通达性和现代化的信息技术来高效地整合各类创新资源，提升企业创新水平（郑玉，2020b^[27]）。在需求端，数字经济对创新回报率的加持也进一步调动了非国有企业创新的积极性（余泳泽等，2021^[29]；胡山和余泳泽，2022^[37]），促使非国有企业加快创新步伐。然而，对于国有企业而言，国有背景的加持降低了其求生存、求发展的压力；经营目标的多元化弱化了其对创新回报的关注（郑玉，2017^[36]）。因此，在创新积极性更高的非国有企业中，数字基础设施建设与企业创新之间能够形成更充分的互动性，从而数字基础设施建设对非国有企业创新的影响更加凸显。据此，提出假设 3c。

H3c: 非国有企业属性正向调节数字基础设施建设与企业创新间的关系。

三、研究设计

（一）模型设定

为了考察“宽带中国”战略试点对企业创新的影响机理，采用倍差法（DID）构建如下实证模型：

$$Innovation_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 TreatPost_{i,t} + \varphi Controls_{i,t} + \eta_j + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型（1）中的变量下标 i 、 t 分别代表企业和年份。被解释变量为企业创新（*Innovation*），本文分别采用三种专利的申请量衡量企业不同层次的创新情况。*TreatPost* 是本文的主要解释变量，借鉴薛成等（2020）^[20] 的定义，若该企业所在城市入选“宽带中国”试点城市，且观测时间在入选年份之后，*TreatPost* 取 1，否则取 0。 β_1 是本文主要关注的系数，衡量了数字基础设施建设对企业创新的影响效应，如果 β_1 显著为正，可以推断以“宽带中国”战略试点为代表的数字基础设施建设在促进企业创新方面是有效的。*Controls* 表示本文的主要控制变量，借鉴 Cornaggia 等（2015）^[38]、薛成等（2020）^[20] 前期文献的研究，本文主要选取以下控制变量：公司规模（*Size*）、

研发投入比例 ($Rdspe$)、人力资本 ($Humcap$)、股权性质 (Soe)、资本结构 (Lev)、资产利润率 (Roa)、现金流 ($Cflow$)、销售增长率 ($Sale_gr$)、公司年龄 (Age)。 η_j 、 μ_i 和 γ_t 分别代表行业、城市以及时间固定效应, 分别捕捉和控制不随时间变化的行业特征、城市特征 (如资源禀赋等) 以及时间因素 (如经济政策等)。 $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

(二) 数据来源与变量定义

1. 数据来源。

“宽带中国”试点城市名单来自工信部官网, 其他行政区划信息来自《中国城市统计年鉴》。专利申请数据、财务数据、企业特征数据以及中介作用检验中的“市场不确定”“资源配置”指标测量所需数据均来自国泰安 (CSMAR) 数据库。研发支出数据来自中国研究数据服务平台 (CNRDS)。考虑到“宽带中国”试点分三批于 2014、2015、2016 年分别实施, 本文选取 2008—2021 年中国 A 股上市企业为样本。考虑到入选“宽带中国”试点城市的多为地级市, 借鉴薛成等 (2020)^[20] 以及马青山等 (2021)^[32] 的研究, 本文剔除了试点城市中的自治州 (如云南的“文山壮族苗族自治州”)、城中区 (如重庆“北碚区”)、县级市 (如“永城市”)。除此之外, 本文还剔除了金融类、房地产类样本及数据缺失严重的样本; 为了避免异常值的影响, 对连续变量在 1% 水平上 Winsor (缩尾) 处理。

2. 变量定义。

(1) 企业创新 ($Innovation$)。为了详细刻画数字基础设施建设对企业创新的影响, 本文借鉴 Chang 等 (2019)^[39]、郑玉 (2020a)^[40] 以及黎文靖等 (2021)^[35] 的研究, 采用发明 ($Invention$)、实用新型 ($Utility$)、外观设计 ($Design$) 三种专利的申请量衡量企业创新。

(2) “宽带中国”战略试点 ($TreatPost$)。借鉴薛成等 (2020)^[20]、马青山等 (2021)^[32] 的研究, 若企业所在城市入选“宽带中国”试点城市, 且观测时间在入选年份后, $TreatPost$ 取 1, 否则取 0。

(3) 中介变量。1) 市场不确定性 ($Uncer$)。借

鉴刘端和王竹青 (2017)^[41] 的方法, 通过非线性趋势方程 $Sale_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times t + \beta_2 \times t^2 + \mu_{i,t}$ 的残差 $\mu_{i,t}$ 衡量不可预测的外部需求冲击。为了控制不同企业销售收入的异质性, 得到市场不确定性指标的表达式如下: $Uncer_{i,t} = \ln(\sqrt{\mu_{i,t}^2} / Sale_{i,t})$ 。该指数的值越大, 表明市场不确定性越高。2) 资源配置 ($Effi$)。借鉴张莉等 (2019)^[42] 以及于亚卓等 (2021)^[43] 的方法^① 衡量资源配置 ($Effi$), 其值越大代表企业资源配置效率越低。

(4) 调节变量。1) 知识产权保护 (Ipp)。借鉴韩玉雄和李怀祖 (2005)^[44]、郑玉 (2017)^[36] 以及许家云 (2019)^[5] 的研究方法, 从立法、执法视角综合测算省级层面的知识产权保护指数, 然后以各地级市研发投入占该省的比重为权重测算地级市层面的知识产权保护水平。2) 行业性质 ($Indus$)。首先删除金融行业和房地产行业, 在此基础上参照鲁桐和党印 (2014)^[45] 的方法, 将所有行业分为技术、资本和劳动密集型。其中技术密集型行业取 1, 其他行业取 0。3) 产权性质 (Soe)。借鉴郑玉 (2020a)^[40] 等前期文献, 国有企业取 1, 其他为 0。

(5) 控制变量。在郑玉 (2020)^[27]、薛成等 (2020)^[20] 以及黎文靖等 (2021)^[35] 的基础上, 选取下列变量作为本文的主要控制变量: 1) 根据企业创新的特点, 企业的研发投入比例 ($Rdspe$) 以及人力资本水平 ($Humcap$) 对企业创新具有重要影响, 在一定程度上决定了企业的创新质量, 甚至是决定能否实施“突破性”创新的关键因素, 故而对研发投入比例 ($Rdspe$)、人力资本 ($Humcap$) 进行控制。2) 企业治理特征及治理结构影响研发资源的分配及研发战略的执行, 故而隔离了股权性质 (Soe)、公司年龄 (Age) 和公司规模 ($Size$) 等因素产生的潜在影响。3) 企业的财务实力是企业创新持久进行的物质支撑, 对企业在创新上的投入力度、创新质量以及创新的持续性都具有持久的影响, 因此本文控制了资本结构 (Lev)、资产利润率 (Roa)、销售增长率 ($Sale_gr$) 以及现金流 ($Cflow$)。

相关变量的名称、计算方法及描述性统计如表 1 所示。

① $Inv_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Sale_gr_{i,t-1} + \beta_2 Lev_{i,t-1} + \beta_3 Cflow_{i,t-1} + \beta_4 Age_{i,t-1} + \beta_5 Size_{i,t-1} + \beta_6 Inv_{i,t-1} + \eta_j + \gamma_t + \varepsilon_{i,t}$, 该残差的绝对值衡量资源配置 ($Effi$)。其中, Inv 表示固定资产投资水平, 其他变量参见表 1; η_j 、 γ_t 分别代表行业固定效应、时间固定效应。

表 1 描述性统计

| 变量名称 | 变量含义 | 计算方法 | mean | sd | min | max |
|------------------|------------|--------------------------------------|--------|-------|--------|--------|
| <i>Invention</i> | 发明专利申请量 | 发明专利申请量加 1 后取自然对数 | 1.715 | 1.275 | 0.000 | 5.697 |
| <i>Utility</i> | 实用新型申请量 | 实用新型申请量加 1 后取自然对数 | 1.632 | 1.400 | 0.000 | 5.670 |
| <i>Design</i> | 外观设计申请量 | 外观设计申请量加 1 后取自然对数 | 1.793 | 1.431 | 0.000 | 5.455 |
| <i>TreatPost</i> | “宽带中国”战略试点 | 公司注册地入选“宽带中国”试点，且观测时间在入选年份后取 1，否则为 0 | 0.371 | 0.483 | 0.000 | 1.000 |
| <i>Rdspe</i> | 研发投入比例 | 研发投入/营业收入 | 0.035 | 0.035 | 0.000 | 0.212 |
| <i>Soe</i> | 股权性质 | 虚拟变量，国有企业为 1，其他为 0 | 0.418 | 0.500 | 0.000 | 1.000 |
| <i>Age</i> | 公司年龄 | 成立年限的自然对数 | 2.719 | 0.420 | 1.386 | 3.434 |
| <i>Size</i> | 公司规模 | 总资产的自然对数 | 22.016 | 1.331 | 18.972 | 26.000 |
| <i>Lev</i> | 资本结构 | 总负债/总资产 | 0.468 | 0.227 | 0.061 | 1.330 |
| <i>Roa</i> | 资产利润率 | 净利润/总资产 | 0.031 | 0.079 | -0.406 | 0.213 |
| <i>Cflow</i> | 现金流 | 经营活动产生的现金净流量/总资产 | 0.049 | 0.074 | -0.192 | 0.260 |
| <i>Sale_gr</i> | 销售增长率 | 销售额差分的自然对数 | 0.095 | 0.330 | -1.112 | 1.456 |
| <i>Humcap</i> | 人力资本 | 最高学历为博取 4、硕 3、本 2、专 1 | 2.771 | 0.848 | 1.000 | 4.000 |

四、实证结果与分析

实证结果主要包括以下几点：考察数字基础设施建设对企业创新的影响、通过动态效应分析和安慰剂检验及其他稳健性检验方法考察研究结果的稳健性、对中介效应进行检验、对调节效应进行分析。

(一) 基准回归结果：数字基础设施建设对企业创新的影响

表 2 的列 (1)~列 (3) 呈现了基准回归的结果。从数字基础设施建设对企业发明专利创新的影响系数来看，系数为 0.169，且通过了 1% 水平上的显著性检验；从数字基础设施建设对企业实用新型创新的影响系数来看，系数为 0.185，且通过了 1% 水平上的显著性检验；从数字基础设施建设对企业外观设计创新的影响系数来看，系数为 0.043，且通过了 10% 水平上的显著性检验。在控制了行业、城市、时间固定效应以及企业层面控制变量的基础上，数字基础设施建设的系数显著为正，说明数字基础设施建设正向影响企业创新，且对发明和实用新型创新的促进作用较

外观设计更显著。然而，对于三种专利而言，我们更加关注的企业创新类型是高质量的发明创新能力。通过观察发现，相对于非“宽带中国”试点城市的企业而言，“宽带中国”试点城市企业的发明创新大致高出 16.9 个百分点。这说明了数字基础设施建设通过影响新技术落地的条件，充分激励了企业开展高质量创新的积极性和主动性。因此，实证研究结论与假设 H1 中数字基础设施建设正向影响企业创新的理论预期一致。

主要控制变量的系数均与预期相符。企业高质量的创新离不开研发投入 (*Rdspe*) 和人力资本 (*Humcap*) 的支撑和协同，若能大幅提高创新投入水平和人力资本质量，将更有利于企业创新水平和创新质量的全面提升；股权性质 (*Soe*)、公司年龄 (*Age*) 和公司规模 (*Size*) 等企业治理特征变量的估计系数均与理论一致；资产利润率 (*Roa*)、现金流 (*Cflow*) 以及销售增长率 (*Sale_gr*)、资本结构 (*Lev*) 等企业财务特征变量的估计系数也与相关文献的研究结论高度一致 (郑玉, 2020b^[27]; 黎文靖等, 2021^[35])。

表 2 数字基础设施建设对企业创新的影响

| 变量 | 基准回归 | | | 动态效应分析 | | |
|------------------|--------------------|--------------------|------------------|------------------|----------------|---------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | <i>Invention</i> | <i>Utility</i> | <i>Design</i> | <i>Invention</i> | <i>Utility</i> | <i>Design</i> |
| <i>TreatPost</i> | 0.169*** (3.44) | 0.185*** (4.11) | 0.043* (1.72) | | | |

续前表

| 变量 | 基准回归 | | | 动态效应分析 | | |
|---------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | <i>Invention</i> | <i>Utility</i> | <i>Design</i> | <i>Invention</i> | <i>Utility</i> | <i>Design</i> |
| <i>Treat</i> (-2) | | | | 0.082 (1.64) | 0.061 (1.37) | 0.138 (1.16) |
| <i>Treat</i> (-1) | | | | 0.059 (1.12) | 0.013 (1.26) | 0.121 (1.05) |
| <i>Treat</i> (0) | | | | 0.076*** (3.52) | 0.170*** (2.66) | 0.014* (1.73) |
| <i>Treat</i> (+1) | | | | 0.140*** (3.27) | 0.187*** (3.04) | 0.018* (1.80) |
| <i>Treat</i> (+2) | | | | 0.165*** (4.52) | 0.172*** (3.62) | 0.037* (1.75) |
| <i>Treat</i> (+3) | | | | 0.184*** (4.09) | 0.239*** (5.29) | 0.093* (1.77) |
| <i>Rdspe</i> | 2.953*** (3.76) | 2.169*** (2.80) | 2.075* (1.79) | 2.784*** (3.57) | 2.050*** (2.62) | 1.939* (1.86) |
| <i>Soe</i> | -0.194* (-1.80) | -0.255* (-1.92) | -0.188 (-0.60) | -0.190* (-1.84) | -0.248* (-1.87) | -0.196 (-0.61) |
| <i>Age</i> | 0.503*** (3.74) | 0.259** (2.13) | 0.076 (0.28) | 0.548*** (4.05) | 0.344*** (2.66) | 0.038 (0.16) |
| <i>Size</i> | 0.267*** (5.06) | 0.250*** (5.28) | 0.358*** (3.60) | 0.280*** (5.45) | 0.266*** (5.61) | 0.377*** (3.66) |
| <i>Lev</i> | -0.036* (-1.72) | -0.072* (-1.78) | -0.053 (-0.84) | -0.052* (-1.84) | -0.059* (-1.85) | -0.017 (-0.77) |
| <i>Roa</i> | 0.081* (1.74) | 0.530** (2.00) | 0.880 (1.22) | 0.109* (1.80) | 0.529** (2.41) | 0.843 (1.17) |
| <i>Cflow</i> | 0.208** (2.12) | 0.263** (2.41) | 0.598* (1.87) | 0.149** (2.39) | 0.317* (1.81) | 0.661* (1.79) |
| <i>Sale_gr</i> | 0.179*** (4.55) | 0.211*** (4.68) | 0.244* (1.75) | 0.144*** (3.74) | 0.180*** (4.20) | 0.184* (1.82) |
| <i>Humcap</i> | 0.116*** (3.49) | 0.137** (2.31) | 0.013* (1.80) | 0.170*** (4.15) | 0.154** (2.20) | 0.093* (1.84) |
| <i>Constant</i> | 5.502*** (5.49) | 4.473*** (4.81) | 5.851*** (3.06) | 5.879*** (6.14) | 4.987*** (5.40) | 6.375*** (3.19) |
| 行业固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 城市固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 时间固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 聚类到城市 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| <i>N</i> | 10 486 | 10 262 | 3 502 | 10 486 | 10 262 | 3 502 |
| <i>Adj R</i> ² | 0.353 | 0.369 | 0.347 | 0.321 | 0.366 | 0.398 |

注：括号内为 *t* 值，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，下同。“基准回归”模型的被解释变量分别是 *Invention*、*Utility*、*Design*，“动态效应分析”模型的被解释变量分别是 *Invention*、*Utility*、*Design*。

(二) 稳健性检验

1. 动态效应分析。

倍差法要求“宽带中国”战略实施前，实验组

和对照组具有相同的创新趋势，本文将采用回归法来验证共同趋势假设是否成立。借鉴 Beck 等 (2010)^[46]、Serfling (2016)^[47] 以及于亚卓等 (2021)^[43]

利用事件分析法对平行趋势进行检验，假设在没有“宽带中国”战略试点冲击的情况下，实验组和控制组企业不会随时间发生显著的创新差异。共同趋势检验的模型如下：

$$Innovation_{i,t+1} = \beta_0 + \sum_{T \in \{-2, -1, 0, 1, 2, 3\}} \beta_T TreatPost_{i,T} + \varphi Controls_{i,t} + \eta_j + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

从表2的动态效应分析结果可以看出 $Treat(-2)$ 、 $Treat(-1)$ 的回归系数均不显著，表明“宽带中国”战略实施前实验组和控制组不具有显著差异。而在试点战略实施以后两者的差异是显著异于0的：特别是在发明创新及实用新型创新方面，政策系数均在1%的水平上显著；即使对于技术含量不高的外观设计创新，政策系数也均在10%的水平上显著。由此可见，共同趋势假设成立，数字基础设施建设正向影响企业创新，本文的回归结果具有稳健性。

2. 安慰剂检验。

基于实际的试点时间，本文通过随机抽取样本城市作为虚拟试点城市的自抽样方法进行安慰剂检验 (Li 等, 2016^[48]; Cai 等, 2016^[49]; 石大千等, 2020^[31])。具体来说，将随机抽取的样本作为实验组，其他为控制组，观察500次自抽样的回归系数是否显著。图1报告了回归系数的核密度函数及相应的P值。结果表明回归系数在零点附近近似服从正态分布且相应的P值都大于0.1，证明假设H1中数字基础设施建设正向影响企业创新的研究结论具有稳健性。

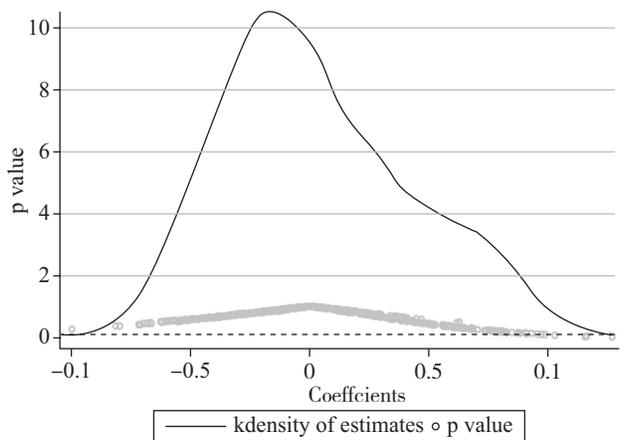


图1 安慰剂检验

3. 其他稳健性检验。

为了进一步考察数字基础设施建设正向影响企业

创新的稳健性，表3进行了更加丰富的稳健性检验。

首先，采用PSM-DID方法进行估计。“宽带中国”试点城市来自于政府前瞻性战略规划与布局而非企业游说，因此，“宽带中国”战略试点作为外部性政策冲击可以充分避免反向因果引致的内生性问题。不过，“宽带中国”试点城市的选择可能存在样本自选择问题。为了避免样本选择性偏差，减少倍差法(DID)估计的偏误，本文采用PSM法为实验组企业配对特征相近的控制组企业。在预测是否是“宽带中国”试点城市企业的倾向评分值时，选择模型(1)中的控制变量作为主要协变量，以“宽带中国”试点城市的企业为实验组，以非“宽带中国”试点城市的企业中特征最为接近的企业作为对照组。遴选过程如下：首先，将是否是“宽带中国”试点城市企业的虚拟变量对模型(1)中的控制变量进行logit回归，得到倾向评分值；采用“最近邻匹配法”(郑玉, 2020^[27]; 于亚卓等, 2021^[43])选取与实验组样本倾向得分最接近的样本进入对照组，倾向得分匹配(PSM)后的样本构成了倍差法模型(DID)新的回归样本。表3列(1)呈现了PSM-DID的回归结果，数字基础设施建设对企业发明创新的影响系数为0.115，依然通过了1%水平上的显著性检验；该回归系数说明，相对于非“宽带中国”试点城市的企业而言，“宽带中国”试点城市企业的发明创新大致高出11.5个百分点。可见，控制了样本自选择性偏误后，以“宽带中国”战略的实施为标志的数字基础设施建设依然对企业发明创新具有显著的促进作用。

此外，薛成等(2020)^[20]以及马青山等(2021)^[32]认为，入选“宽带中国”试点城市的多为地级市，为了使实验组和控制组更具有可比性，本文删除了直辖市、省会城市以及副省级城市，表3列(2)呈现了相关回归结果，发现 $TreatPost$ 的系数依然在1%的水平上显著；过长的数据区间会纳入其他政策影响(于亚卓等, 2021^[43])，本文将数据区间缩短为2011—2019年重新进行估计，列(3)中 $TreatPost$ 的回归系数依然在1%的水平上显著为正；为了避免其他政策的干扰，列(4)呈现了控制其他政策(创新型城市政策和智慧城市政策)后的回归结果，发现进一步控制选择偏差后，假设 H_1 中的主要结论依然没有发生改变。

表3 稳健性检验

| 变量 | PSM-DID | 删除直辖市、省会城市及副省级城市 | 缩短数据区间 | 控制其他政策 |
|---------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | <i>Invention</i> | <i>Invention</i> | <i>Invention</i> | <i>Invention</i> |
| <i>TreatPost</i> | 0.115 *** (2.87) | 0.123 *** (3.04) | 0.130 *** (2.77) | 0.126 *** (2.90) |
| <i>Rdspe</i> | 1.862 *** (3.09) | 2.450 *** (6.53) | 2.673 *** (4.89) | 2.170 *** (3.17) |
| <i>Soe</i> | -0.138 * (-1.81) | -0.062 * (-1.79) | -0.034 * (-1.92) | -0.096 * (-1.89) |
| <i>Age</i> | 0.470 *** (2.92) | 0.261 *** (2.70) | 0.225 *** (3.08) | 0.237 *** (2.95) |
| <i>Size</i> | 0.221 *** (4.53) | 0.487 *** (7.31) | 0.481 *** (3.22) | 0.306 *** (4.73) |
| <i>Lev</i> | -0.074 * (-1.80) | -0.088 * (-1.85) | -0.135 ** (-2.29) | -0.093 * (-1.88) |
| <i>Roa</i> | 0.101 * (1.83) | 0.516 *** (3.58) | 0.391 *** (4.03) | 0.458 ** (2.29) |
| <i>Cflow</i> | 0.212 ** (2.26) | 0.821 *** (3.65) | 0.709 *** (3.97) | 0.539 *** (3.23) |
| <i>Sale_gr</i> | 0.133 *** (3.41) | 0.082 ** (2.07) | 0.114 ** (2.25) | 0.106 ** (2.36) |
| <i>Humcap</i> | 0.147 *** (3.03) | 0.109 *** (5.90) | 0.118 *** (5.73) | 0.127 *** (3.22) |
| <i>Constant</i> | 4.725 *** (4.76) | 7.519 *** (8.43) | 8.295 *** (7.57) | 5.846 *** (6.81) |
| 控制其他政策 | | | | Y |
| 行业固定 | Y | Y | Y | Y |
| 城市固定 | Y | Y | Y | Y |
| 时间固定 | Y | Y | Y | Y |
| 聚类到城市 | Y | Y | Y | Y |
| <i>N</i> | 7 624 | 5 382 | 7 864 | 10 486 |
| <i>Adj R</i> ² | 0.426 | 0.489 | 0.515 | 0.441 |

注：各模型的被解释变量都是 *Invention*。

(三) 中介效应检验

根据理论分析，数字基础设施建设可以通过降低市场不确定性、优化资源配置正向影响企业创新。为此，本文借鉴 Baron 和 Kenny (1986)^[50]、郑玉 (2020a)^[40] 以及尹志锋等 (2022)^[16] 的研究，通过中

介效应检验三步法^①检验数字基础设施建设影响企业创新的中介机制。

表4的模型(1)、(2)和(3)用于检验市场不确定性的中介效应。模型(1)的基准回归表明，数字基础设施建设能够显著促进企业创新。模型(2)

① 中介模型三步法如下：第一步，检验数字基础设施建设 (*TreatPost*) 与企业创新 (*Invention*) 的关系；第二步，检验数字基础设施建设 (*TreatPost*) 与中介变量的关系；第三步，检验数字基础设施建设 (*TreatPost*)、中介变量与企业创新 (*Invention*) 的关系。如果第三步的中介变量会影响企业创新 (*Invention*)，且数字基础设施建设 (*TreatPost*) 的回归系数绝对值较第一步下降，或显著性较第一步降低，认为中介效应存在。

表明，数字基础设施建设能够显著降低市场不确定性。模型（3）在基准模型（1）的基础上，加入市场不确定性这一中介变量后，回归结果表明，市场不确定性的降低能够显著促进企业创新，且数字基础设施建设的系数值较基准模型（1）有所下降，说明市场不确定性的降低在数字基础设施建设促进企业创新中具有中介作用。实证结果证实了数字基础设施建设通过降低市场不确定性对企业创新产生了积极影响。一方面，“宽带中国”战略试点带来的信息化冲击使得试点城市内的企业而非试点城市内的企业之间出现信息搜寻成本、信息透明度、信息传递速度等方面的巨大差异，“宽带中国”试点城市的企业通过克服甚至消除“信息鸿沟”引致的市场不确定性和需求不确定，从而积极开展市场导向型创新，并推动企业创新水平的提升；另一方面，市场不确定性的降低也会引致传统企业向智能型企业转型（许家云，2019^[5]；王林辉等，2022^[51]），从而对企业创新产生积极的引导作用。至此，我们为假设 H2a 中数字基础设施建设通过降低市场不确定性而促进企业创新的理论研究提供了经验支持。

表 4 的模型（1）、（4）和（5）用于检验资源配置的中介效应。模型（4）表明，数字基础设施建设能够优化资源配置，提高资源配置效率。模型（5）在基准模型（1）的基础上，加入资源配置这一中介变量后，结果表明资源配置的优化促进了企业创新，且数字基础设施建设的系数值较基准模型（1）降低，说明以“宽带中国”战略试点为代表的数字基础设施建设能够通过优化资源配置而促进企业创新。这一结果证明，一方面，以“宽带中国”战略试点为代表的数字基础设施建设使得试点城市内的企业而非试点城市内的企业在资源配置方面出现巨大差异，企业会通过资本配置优化和投资组合优化来寻求创新的优化和生产的优化（于亚卓等，2021^[43]）；另一方面，资本配置的优化有利于企业采取开放多元和开拓进取的创新模式，实现企业内、外部研发资源的高效协同与互补，从而助推企业实现高质量、高效率的创新（刘斐然等，2020^[23]）。因此，假设 H2b 中数字基础设施建设通过优化资源配置而促进企业创新的理论研究通过了实证检验。

表 4 中介效应检验

| 变量 | 基准回归 | 市场不确定性的中介检验 | | 资源配置的中介检验 | |
|------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| | <i>Invention</i> | <i>Uncer</i> | <i>Invention</i> | <i>Effi</i> | <i>Invention</i> |
| <i>TreatPost</i> | 0.169*** (3.44) | -0.032** (-2.41) | 0.053*** (2.69) | -0.019** (-2.15) | 0.076*** (3.08) |
| <i>Uncer</i> | | | -0.061** (-2.10) | | |
| <i>Effi</i> | | | | | -0.046** (-2.21) |
| <i>Rdspe</i> | 2.953*** (3.76) | -0.105* (-1.78) | 3.051*** (3.47) | -0.441 (-1.30) | 2.525*** (3.34) |
| <i>Soe</i> | -0.194* (-1.80) | -0.036* (-1.74) | -0.164* (-1.76) | 0.072* (1.69) | -0.126* (-1.73) |
| <i>Age</i> | 0.503*** (3.74) | -0.029* (-1.85) | 0.188** (2.26) | 0.028 (1.06) | 0.281*** (2.79) |
| <i>Size</i> | 0.267*** (5.06) | 0.051 (1.23) | 0.193*** (3.07) | 0.049* (1.82) | 0.266*** (5.41) |
| <i>Lev</i> | -0.036* (-1.72) | 0.216** (2.28) | -0.051* (-1.86) | 0.242** (2.31) | -0.135* (-1.77) |
| <i>Roa</i> | 0.081* (1.74) | -0.032** (-2.19) | 0.372** (2.29) | -0.181** (-2.16) | 0.184** (2.23) |
| <i>Cflow</i> | 0.208** (2.12) | -0.014* (-1.69) | 0.240** (2.17) | -0.109* (-1.71) | 0.175* (1.81) |

续前表

| 变量 | 基准回归 | | 市场不确定性的中介检验 | | 资源配置的中介检验 | |
|---------------------------|---------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|--|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | |
| | <i>Invention</i> | <i>Uncer</i> | <i>Invention</i> | <i>Effi</i> | <i>Invention</i> | |
| <i>Sale_gr</i> | 0.179 *** (4.55) | 0.008 * (1.77) | 0.156 *** (4.20) | -0.046 ** (-2.30) | 0.168 ** (2.20) | |
| <i>Humcap</i> | 0.116 *** (3.49) | -0.033 ** (-2.09) | 0.104 *** (5.11) | -0.062 *** (-3.71) | 0.093 *** (3.66) | |
| <i>Constant</i> | 5.502 *** (5.49) | -3.611 ** (-2.32) | 6.143 *** (5.37) | -3.240 *** (-6.65) | 4.212 *** (4.06) | |
| 行业固定 | Y | Y | Y | Y | Y | |
| 城市固定 | Y | Y | Y | Y | Y | |
| 时间固定 | Y | Y | Y | Y | Y | |
| 聚类到城市 | Y | Y | Y | Y | Y | |
| <i>N</i> | 10 486 | 10 486 | 10 486 | 10 486 | 10 486 | |
| <i>Adj R</i> ² | 0.353 | 0.221 | 0.443 | 0.258 | 0.437 | |

注：各模型的被解释变量分别是 *Invention*、*Uncer*、*Invention*、*Effi*、*Invention*。

(四) 调节效应检验

前述实证结果表明，以“宽带中国”战略试点为代表的数字基础设施建设正向影响企业创新。为了深入理解两者之间的因果关系，本文将进一步考察组织情景对数字基础设施建设与企业创新关系的调节作用。现有研究表明：知识产权保护、行业性质以及产权性质均是影响企业创新的重要组织情景（Fang 等，2017^[34]；张杰和郑文平，2018^[52]；郑玉，2020b^[27]；黎文靖等，2021^[35]）。因此本文分别分析知识产权保护、行业性质和产权性质对数字基础设施建设与企业创新关系的调节作用。

第一，考察知识产权保护对数字基础设施建设与企业创新关系的影响。表5列（1）验证了知识产权保护强度与数字基础设施建设引致的企业创新之间呈现正相关关系。数字基础设施建设通过加速全球优势创新资源的传播，打破企业“闭门造车”的创新桎梏来促进企业创新。不过上述机制能否发挥作用取决于企业所处的知识产权保护环境，良好的知识产权保护环境提高了创新成果的独占性和专有性（郑玉，2017^[36]），激发了成果发明人传播和扩散技术知识的主动性，使得数字基础设施建设对企业创新的影响得到进一步激活和增强。列（2）在加入控制变量后依然没有改变主要变量的符号及其显著性，为假设 H3a 中知识产权保护正向调节数字基础设施建设与企业创新之间的关系提供了经验证据。

第二，考察行业性质对数字基础设施建设与企业创新关系的影响。表5列（3）验证了行业性质与数字基础设施建设引致的企业创新之间呈现正相关关系。对推动企业高质量创新来说，创新资源、平台与连通性缺一不可。数字基础设施建设实现了创新资源、平台与联通性的协调统一，有利于企业的高质量、高效率创新。相对于其他企业而言，技术密集型企业具有较强的创新能力和创新需求，更可能主导高质量的创新活动，对数字基础设施的互联互通和数字平台汇聚创新资源的能力更为敏感，因而，数字基础设施建设对创新的促进作用在技术密集型企业中更为显著，该实证结果与预期一致。列（4）进一步加入企业控制变量后，数字基础设施建设对创新的促进作用在技术密集型企业中更为显著的结论依然未发生改变，为假设 H3b 通过检验提供了经验证据。

第三，考察产权性质对数字基础设施建设与企业创新关系的影响。表5列（5）验证了产权性质与数字基础设施建设引致的企业创新之间呈现负相关关系。这说明数字基础设施建设对非国有企业产生更大的影响，促使非国有企业的创新上升幅度更大。事实上，非国有企业面临更严峻的市场竞争（郑玉，2017^[36]；刘诗源等，2020^[53]），为了与国有企业抗衡，并抓住一切成长机会（郑玉，2017^[36]），非国有企业更有动力利用数字基础设施建设提供的数字资源提高企业的

创新能力。相反，国有企业一直是各种政策红利的受益者，导致数字基础设施建设对其创新的边际促进作用十分有限。列（6）在加入主要控制变量后，回归

系数的符号和显著性依然未发生改变，为假设 H3c 中非国有企业属性正向调节数字基础设施建设与企业创新之间的关系提供了经验证据。

表 5 调节效应检验

| 变量 | 知识产权保护 | | 行业性质 | | 产权性质 | |
|---------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | <i>Invention</i> | <i>Invention</i> | <i>Invention</i> | <i>Invention</i> | <i>Invention</i> | <i>Invention</i> |
| <i>TreatPost</i> × <i>Ipp</i> | 0.459** (2.32) | 0.340** (2.20) | | | | |
| <i>TreatPost</i> × <i>Indus</i> | | | 0.177*** (3.95) | 0.113*** (3.18) | | |
| <i>TreatPost</i> × <i>Soe</i> | | | | | -0.188** (-2.19) | -0.132** (-2.27) |
| <i>TreatPost</i> | 0.441*** (5.22) | 0.135*** (2.92) | 0.312*** (7.02) | 0.128*** (2.68) | 0.551*** (3.06) | 0.150*** (3.32) |
| <i>Rdsp</i> | | 3.002*** (3.86) | | 2.951*** (3.89) | | 2.898*** (3.76) |
| <i>Soe</i> | | -0.189* (-1.85) | | -0.192* (-1.81) | | -0.159* (-1.77) |
| <i>Age</i> | | 0.509*** (3.13) | | 0.482*** (4.26) | | 0.497*** (3.79) |
| <i>Size</i> | | 0.270*** (5.16) | | 0.262*** (5.05) | | 0.271*** (5.13) |
| <i>Lev</i> | | -0.034* (-1.74) | | -0.038* (-1.81) | | -0.041* (-1.87) |
| <i>Roa</i> | | 0.307** (2.12) | | 0.181** (2.29) | | 0.214** (2.37) |
| <i>Cflow</i> | | 0.184** (2.27) | | 0.192*** (2.71) | | 0.225** (2.18) |
| <i>Sale_gr</i> | | 0.183*** (4.64) | | 0.177*** (4.13) | | 0.145*** (4.52) |
| <i>Humcap</i> | | 0.224*** (4.13) | | 0.161*** (3.26) | | 0.109*** (3.59) |
| <i>Constant</i> | 1.642*** (6.15) | 5.569*** (5.77) | 1.654*** (7.03) | 5.501*** (5.60) | 6.752*** (7.21) | 5.570*** (5.51) |
| 行业固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 城市固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 时间固定 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| 聚类到城市 | Y | Y | Y | Y | Y | Y |
| <i>N</i> | 10 486 | 10 486 | 10 486 | 10 486 | 10 486 | 10 486 |
| <i>AdjR</i> ² | 0.305 | 0.344 | 0.294 | 0.336 | 0.365 | 0.419 |

注：各模型的被解释变量都是 *Invention*。

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

本文基于信息资源理论和企业创新理论,构建了数字基础设施建设影响企业创新的研究模型,利用“宽带中国”战略试点这一准自然实验,采用2008—2021年中国A股上市公司数据进行了实证检验,得到以下主要研究结论。

第一,数字基础设施建设与企业创新正相关。文中实证检验证实,以“宽带中国”战略的实施为标志的数字基础设施建设有效促进了企业创新。已有相关文献对数字基础设施建设如何影响城市创新及产业创新进行了分析(Bertani等,2021^[15];谢文栋,2022^[13]),但尚未对数字基础设施建设与微观企业创新的关系进行深入探讨。本研究证实了数字基础设施建设是影响企业创新的重要基础性因素,有助于从理论上激发和提升对企业创新能动性的认知。另外,在我国创新事业进入攻坚克难的关键阶段,本文的研究结论证实了数字基础设施建设对企业创新的积极作用,拓展了数字基建理论的实践范畴。

第二,数字基础设施建设通过降低市场不确定性、优化资源配置促进企业创新。本研究揭示了数字基础设施建设影响企业创新的中介机制:降低市场不确定性、优化资源配置。一方面,数字基础设施建设有利于降低市场不确定性,进而规避了创新风险并提高了创新成功的概率。另一方面,数字基础设施建设有利于优化资源配置,进而规避了创新资源误置带来的创新效率损失。相关结论可以为业界合理推进数字基础设施建设、提高数字基础设施服务企业创新能力提供理论依据。

第三,数字基础设施建设对企业创新的影响受制于知识产权保护、行业性质和产权性质的激活或削弱。本研究揭示了知识产权保护、行业性质和产权性质在数字基础设施建设影响企业创新机制中的调节作用,实证证实:在那些知识产权保护强度更大的地区、技术密集度更高的行业和非国有企业中,数字基础设施建设对企业创新的影响会更加明显,因而从组织情景的角度发现了知识产权保护、行业性质和产权性质是影响数字基础设施建设与企业创新关系的重要调节变量,研究结论有助于为分门别类地合理创建组织情景提供理论依据。

(二) 管理启示

无疑,我们不难从上述研究结论中得到以下几点启示。

第一,完善数字基础设施建设,为企业创新提供基本保障。企业创新具有风险性、不确定性等特征,完善的数字基础设施能够为前沿科技领域的创新提供方向探索,为创新资源的高效交互提供便捷的通道,极大地降低市场不确定性,优化创新资源配置,进而提高创新成功的概率。因此,当政府部门关注企业创新状况时,不妨将数字基础设施的建设情况作为预警指标,不仅能够降低创新风险,还能够规避创新资源误置带来的创新效率损失。

第二,根据企业创新需求,构建有目标、有侧重的组织情景体系。就知识产权保护而言,数字基础设施建设开启了分享经济模式,提高了创新资源的传播效率,这就需要进一步加强知识产权保护,以弥补技术知识外溢造成的市场失灵。就企业产权性质而言,有针对性地将创新资源向非国有企业合理调配,为非国有企业提供资源获取保障和更多交流、学习的机会。就行业性质而言,依据研究结论,数字基础设施建设对企业创新的影响受到行业技术密集度的正向调节,基于此,政府应依规使技术密集型企业得到创新所需资源保障,避免由于创新保障体系缺失而诱发企业创新惰性。

第三,深化制度改革,加强成果权属关系界定和分配机制建设。依据研究结论,数字基础设施建设显著促进了企业创新。由于新的研究成果离不开对已有成果的吸收性借鉴和批判性学习,因此应清晰界定前后成果的权属关系,避免引起不必要的权属纠纷。同时,数字基础设施建设下的创新合作和联合攻关必然快速增加,创新主体之间的成果分享与收益分配机制也亟待明确,藉此最大程度地发挥数字基础设施建设对企业创新的提升效应。

(三) 局限与展望

本研究通过“宽带中国”战略实施准自然实验实证检验,揭示了数字基础设施建设影响企业创新的机理,研究局限与展望主要归纳为以下三个方面。其一,本研究中企业创新主要采用文献中常用的三类专利申请量进行衡量,可能不够全面,也只能反映企业创新的一个维度,还可能存在其他衡量指标,有待进一步深入挖掘。其二,在中介变量选取上,本研究证

实数字基础设施建设通过降低市场不确定性、优化资源配置,正向影响企业创新。然而,前沿科技领域日益强化的“乌卡特征”使得数字基础设施建设对企业创新的影响路径可能会进一步拓展,这也是今后我们需要进一步关注和研究的方向。其三,在调节变量

选取上,本研究从组织情景视角引入知识产权保护、行业性质和产权性质作为影响数字基础设施建设与企业创新关系的调节变量,随着创新的发展和创新环境的变化,应继续寻求影响数字基础设施建设与企业创新关系的新的调节变量。

参考文献

- [1] 李海舰,朱兰,孙博文.新发展格局:从经济领域到非经济领域——加速启动“五位一体”新发展格局的构建[J].数量经济技术经济研究,2022(10):5-25.
- [2] Vial G. Understanding Digital Transformation: A Review and a Research Agenda [J]. The Journal of Strategic Information Systems, 2019, 28 (2): 118-144.
- [3] 戚聿东,刘翠花,丁述磊.数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升[J].经济学动态,2020(11):17-35.
- [4] 陈建伟,苏丽锋.通用型技术对就业结构的影响——基于“宽带中国”示范城市政策的研究[J].中国人口科学,2021(5):32-47.
- [5] 许家云.互联网如何影响工业结构升级?——基于互联网商用的自然实验[J].统计研究,2019(12):55-67.
- [6] 郭凯明,潘珊,颜色.新型基础设施投资与产业结构转型升级[J].中国工业经济,2020(3):63-80.
- [7] Niebel T. ICT and Economic Growth-Comparing Developing, Emerging and Developed Countries [J]. World Development, 2018 (104): 197-211.
- [8] 赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020(10):65-76.
- [9] 安同良,杨晨.互联网重塑中国经济地理格局:微观机制与宏观效应[J].经济研究,2020(2):4-19.
- [10] 石大千,丁海,卫平,刘建江.智慧城市建设能否降低环境污染[J].中国工业经济,2018(6):117-135.
- [11] 薛飞,周民良,刘家旗.数字基础设施降低碳排放的效应研究——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J].南方经济,2022(10):19-36.
- [12] 韩先锋,宋文飞,李勃昕.互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J].中国工业经济,2019(7):119-136.
- [13] 谢文栋.“新基建”与城市创新——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J].经济评论,2022(5):18-34.
- [14] 芮明杰.构建现代产业体系的战略思路、目标与路径[J].中国工业经济,2018(9):24-40.
- [15] Bertani F, Ponta L, Raberto M, et al. The Complexity of the Intangible Digital Economy: An Agent-based Model [J]. Journal of Business Research, 2021, 129 (5): 527-540.
- [16] 尹志锋,曹爱家,刘梦瑶,王康.服务业企业开展合作创新对其创新产出水平影响机理探究——创新信息获取渠道的中介作用[J].中央财经大学学报,2022(6):93-103.
- [17] Liu F H, Huang T L. The Influence of Collaborative Competence and Service Innovation on Manufacturers' Competitive Advantage [J]. Journal of Business & Industrial Marketing, 2018, 33 (4): 466-477.
- [18] 张勋,王旭,万广华,孙芳城.交通基础设施促进经济增长的一个综合框架[J].经济研究,2018(1):50-64.
- [19] 刘斌,顾聪.互联网是否驱动了双边价值链关联[J].中国工业经济,2019(11):98-116.
- [20] 薛成,孟庆玺,何贤杰.网络基础设施建设与企业技术知识扩散——来自“宽带中国”战略的准自然实验[J].财经研究,2020(4):48-62.
- [21] Thanasopon B, Papadopoulos T, Vidgen R. The Role of Openness in the Fuzzy Front-end of Service Innovation [J]. Technovation, 2015 (47): 32-46.
- [22] 黄群慧,余泳泽,张松林.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,2019(8):5-23.
- [23] 刘斐然,胡立君,范小群.产学研合作对企业创新质量的影响研究[J].经济管理,2020(10):120-136.
- [24] Satish N, Mike W, Maryann F. The Digital Transformation of Innovation and Entrepreneurship: Progress, Challenges and Key Themes [J]. Research Policy, 2019, 48 (8): 58-71.
- [25] Segarra-Blasco A, Arauzo-Carod J M. Sources of Innovation and Industry-University Interaction: Evidence from Spanish Firms [J]. Research Policy, 2008, 37 (8): 1283-1295.
- [26] Xu X, Watts A, Reed M. Does Access to Internet Promote Innovation? A look at the U. S. Broadband Industry [J]. Growth and Change, 2019, 50 (4): 1423-1440.
- [27] 郑玉.高新技术企业认定、外部融资激励与企业绩效——基于倾向得分匹配法(PSM)的实证研究[J].研究与发展管理,2020b(6):91-102.

- [28] 郭家堂, 骆品亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗? [J]. 管理世界, 2016 (10): 34-49.
- [29] 余泳泽, 刘凤娟, 庄海涛. 互联网发展与技术创新: 专利生产、更新与引用视角 [J]. 科研管理, 2021 (6): 41-48.
- [30] Pisano P, Pironti M, Rieple A. Identify Innovative Business Models: Can Innovative Business Models Enable Players to React to Ongoing or Unpredictable Trends? [J]. Journal of Entrepreneurship Research, 2015, 5 (3): 181-199.
- [31] 石大千, 李格, 刘建江. 信息化冲击、交易成本与企业TFP——基于国家智慧城市建设的自然实验 [J]. 财贸经济, 2020 (3): 117-130.
- [32] 马青山, 何凌云, 袁恩宇. 新兴基础设施建设与城市产业结构升级——基于“宽带中国”试点的准自然实验 [J]. 财经科学, 2021 (4): 76-90.
- [33] 刘小元, 于宴周. CEO开放性对企业战略变革影响机理探究——绩效期望落差和CEO权力的调节作用 [J]. 中央财经大学学报, 2022 (8): 105-118.
- [34] Fang L, Lerner J, Wu C. Intellectual Property Rights Protection, Ownership, and Innovation: Evidence from China [J]. Review of Financial Studies, 2017, 30 (7): 2446-2477.
- [35] 黎文靖, 彭远怀, 谭有超. 知识产权司法保护与企业创新——兼论中国企业创新结构的变迁 [J]. 经济研究, 2021 (5): 144-161.
- [36] 郑玉. 知识产权保护、R&D投入与企业绩效——基于中国制造业企业的实证 [J]. 社会科学研究, 2017 (4): 56-62.
- [37] 胡山, 余泳泽. 数字经济与企业创新: 突破性创新还是渐进性创新? [J]. 财经问题研究, 2022 (1): 42-51.
- [38] Cornaggia J, Mao Y, Tian X, et al. Does Banking Competition Affect Innovation? [J]. Journal of Financial Economics, 2015, 115 (1): 189-209.
- [39] Chang X, Chen Y, Wang S, et al. Credit Default Swaps and Corporate Innovation [J]. Journal of Financial Economics, 2019, 134 (2): 474-500.
- [40] 郑玉. 政府补贴的创新效应——兼论不同类型创新的最适补贴区间 [J]. 经济经纬, 2020a (4): 142-149.
- [41] 刘端, 王竹青. 不同市场竞争条件下客户关系集中度对企业现金持有的影响——基于中国制造业上市公司的实证 [J]. 管理评论, 2017 (4): 181-195.
- [42] 张莉, 朱光顺, 李世刚, 李夏洋. 市场环境、重点产业政策与企业生产率差异 [J]. 管理世界, 2019 (3): 114-126.
- [43] 于亚卓, 张惠琳, 张平淡. 非对称性环境规制的标尺现象及其机制研究 [J]. 管理世界, 2021 (9): 134-147.
- [44] 韩玉雄, 李怀祖. 关于中国知识产权保护水平的定量分析 [J]. 科学学研究, 2005 (3): 377-382.
- [45] 鲁桐, 党印. 公司治理与技术创新: 分行业比较 [J]. 经济研究, 2014 (6): 115-128.
- [46] Beck T, Levine R, Levkov A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States [J]. The Journal of Finance, 2010, 65 (5): 1637-1667.
- [47] Serfling M. Firing Costs and Capital Structure Decisions [J]. The Journal of Finance, 2016, 71 (5): 2239-2286.
- [48] Li P, Lu Y, Wang J. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China [J]. Journal of Development Economics, 2016, 100 (123): 18-37.
- [49] Cai X, Lu Y, Wu M, et al. Does Environmental Regulation Drive away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China [J]. Journal of Development Economics, 2016, 123 (1): 73-85.
- [50] Baron R, Kenny D. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51 (6): 1173-1182.
- [51] 王林辉, 姜昊, 董直庆. 工业智能化会重塑企业地理格局吗 [J]. 中国工业经济, 2022 (2): 137-155.
- [52] 张杰, 郑文平. 创新追赶战略抑制了中国专利质量么? [J]. 经济研究, 2018 (5): 28-41.
- [53] 刘诗源, 林志帆, 冷志鹏. 税收激励提高企业创新水平了吗? ——基于企业生命周期理论的检验 [J]. 经济研究, 2020 (6): 105-121.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

市场化进程与地区经济不均衡

——基于夜间灯光数据的分析

Marketization Process and Regional Economic Imbalance: An Analysis Based on the Night Light Data

赵建梅 祝雨翔

ZHAO Jian-mei ZHU Yu-xiang

[摘要] 中国长期的市场化进程是否促进地区经济发展不均衡? 现有文献尚未达成一致结论。本文借助最新的连续夜间灯光数据计算经济不均衡程度, 结合 2000—2019 年 262 个地级市的面板数据, 采用工具变量-固定效应方法研究推进市场化对地区经济不均衡的影响。研究发现: 市场化进程显著加剧了地区经济的不均衡发展。异质性分析表明市场化进程拉大地区经济差异的作用在经济发展比较均衡的地区和市场化程度较高的地区更为显著。究其原因, 本文发现推进市场化过程中所形成的产业集聚和产业结构升级, 并因此导致的资本非均衡配置和人力资本重置是市场化进程推动地区经济失衡的重要机制。

[关键词] 市场化 经济不平衡 夜间灯光数据 产业集聚

[中图分类号] F207 F061.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2023) 04-0105-13

Abstract: Does long-term market-oriented reform in China promote regional economic imbalance? The existing literature has not reached an agreement on this issue. This paper calculates economic imbalance based on the night light data. Combined with the panel data of 262 prefecture level cities from 2000 to 2019, we apply the instrumental variable fixed effect estimation to evaluate the impact of marketization process on the regional economic imbalance. We find that the marketization process has significantly exacerbated the economic imbalance within the region. Heterogeneity analysis shows that the role of market-oriented reform in widening regional economic differences is more significant in areas with balanced economic development and areas with high degree of marketization. The channel analysis reveals that the industrial agglomeration and industrial structure upgrading generated from the marketization, the resulted unbalanced allocation of capital, and the replacement of human capital, are important mechanisms for aggregating regional economic imbalance in the process of marketization.

Key words: Marketization Economy imbalance Night lighting data Industrial agglomeration

[收稿日期] 2022-01-28

[作者简介] 赵建梅, 女, 1971 年 4 月生, 中央财经大学中国公共财政与政策研究院教授, 博士生导师, 研究方向为公共政策评估、发展经济学; 祝雨翔, 男, 2000 年 4 月生, 南洋理工大学南洋商学院硕士研究生, 研究方向为公共政策评估、发展经济学。本文通讯作者为祝雨翔, 联系方式为 zhuyuxiang0428@outlook.com。

感谢匿名评审人提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

一、引言与相关文献

改革开放 40 多年,我国逐步由计划经济体制向市场经济体制转轨。市场化改革及推进带来国民经济的高速增长,但同时也伴随了地区内部与地区之间的经济发展不平衡。当这种不平衡反映到居民收入上,就会造成收入分配的不平等。党的十九大报告指出,我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分发展之间的矛盾。因此,把握市场化进程如何影响地区经济发展不均衡,并了解其作用机制,对于促进我国区域经济协同发展、实现共同富裕具有重要的现实意义。

地区经济发展不平衡是目前中国经济发展面临的重要问题。众多学者尝试从多个视角解释地区经济发展不平衡现象,总结起来可分为“地理环境决定论”“经济增长要素论”和“制度决定论”(贺芃斐, 2021^[1])。“地理环境决定论”以新经济地理学说为基础,将区位和自然资源禀赋视为第一要素,将基础设施和市场规模视为第二要素,指出先天的地理位置和资源禀赋对地区经济差异所产生的影响(Banerjee 等, 2012^[2]; 付金存等, 2014^[3]; 王雨飞和倪鹏飞, 2016^[4]; 年猛, 2019^[5])。“经济增长要素论”以新古典增长理论为基础,认为要素投入和技术进步是影响经济增长的关键(Solow, 1956^[6]),要素投入和技术进步的非均衡分布是产生区域经济差异的原因。要素投入主要包括人力资本投入(姚先国和张海峰, 2008^[7]; 樊士德和姜德波, 2011^[8]; 彭国华, 2015^[9])和资金投入(郭金龙和王宏伟, 2003^[10]; 魏后凯, 2002^[11]; 高远东和陈迅, 2010^[12])。技术进步指技术能力和要素配置效率,生产率异质性造成的企业定位选择显著影响了我国各地区经济发展差距(余泳泽, 2015^[13]; 吕大国等, 2020^[14])。

“制度决定论”则是从地方政府行为、企业所有制问题和市场化程度等方面分析各种政策、法规和制度对地区经济差异产生的影响。有的文献从所有制结构入手考察其如何影响地区经济增长轨迹,发现国有比重较高的地区相比国有比重较低的地区经济增长更慢,因此导致地区经济发展失衡(刘瑞明, 2011^[15])。还有文献着眼于中央对地方支付的转移支付,发现转移支付执行过程中的贪腐问题显著加剧了地区之间的不均衡发展(叶金珍和安虎森, 2017^[16]; 詹新宇和白晨曦, 2019^[17])。市场化改革作为重要的制度改

革,关于市场化进程如何影响地区经济不平等研究尚未达成一致结论。例如,孙晓华等(2015)^[18]、景维民和张景娜(2019)^[19]认为市场分割和不同程度的市场化进程显著加剧地区经济发展失衡;殷静蔚等(2021)^[20]发现市场一体化对地区经济差距的影响表现为先上升、后下降的趋势;刘精明和朱美静(2020)^[21]、Jian 等(1996)^[22]则认为市场化水平的提高将会抑制地区经济不平等。

衡量地区经济发展不平衡绝非易事。以往文献大多以省级行政单位为研究对象,基于人均 GDP 计算不平等指数(如,基尼系数)反映地区经济发展不均衡。这种做法存在两种不足:首先,我国除港澳台外,仅有 31 个省份,研究样本较少,以省份为单位研究地区经济不均衡会导致研究结论波动性较大、可靠性不强(陈梦根和张帅, 2020^[23])。其次,即使以地级或县级行政单位为研究对象,基于人均 GDP 计算的经济发展不均衡指标也存在问题。原因在于人均 GDP 统计数据通常存在缺失,且不同地区在不同时期 GDP 统计口径可能存在差异,再加上统计过程中人为造成的 GDP 误报或瞒报等问题,都将使基于人均 GDP 衡量的地区经济不均衡令人质疑(万广华, 2008^[24])。

研究表明,夜间灯光与经济活动之间存在密切关联,灯光数据不受地理边界局限,夜间灯光数据较好地反映出地区经济发展水平(Chen 和 Nordhaus, 2011^[25]; 徐康宁等, 2015^[26])。目前全球夜间数据包括 DMSP/OLS 和 NPP/VIIRS 数据,这两套灯光数据由不同的卫星提供。前者时间跨度为 1992—2013 年,后者时间跨度为 2012 年至今。由于探测器灵敏度和数据处理方式不同,DMSP/OLS 和 SNPP/VIIRS 数据不具有可比性。近年来,已有学者使用夜间灯光数据衡量地区经济不平等。王贤彬等(2017)^[27]使用 DMSP/OLS 灯光数据计算我国地级市地区经济差距并进行趋势评估,他们发现 1992—2012 年间我国地区间夜间灯光亮度呈现出绝对 β 趋同,表明落后地区实现了更快的经济增长。为连续研究 1992—2016 时期我国地区经济不平等,陈梦根和张帅(2020)^[23]以 2013 年为基准,依据 DMSP/OLS 对 SNPP/VIIRS 的数据进行调整。然后借助“融合”的灯光数据“反推”县市的经济产出,并以此计算地区经济不平等及演化过程。然而,基于灯光数据反推县市行政单位的人均 GDP,进而计算地区经济不平等的做法值得

商榷。

最近, Chen 等 (2021)^[28] 使用交叉传感校准算法 (cross-sensor calibration) 将 DMSP 数据与 VIIRS 数据衔接起来, 形成可比的 NPP-VIIRS-like 灯光时间序列数据。NPP-VIIRS-like 灯光数据具有连续的时间跨度, 弥补了灯光数据存在时间断点的不足。此外, 该数据在像素和城市层面表现出更好的准确性和一致性, 可以更准确地反映经济活动。NPP-VIIRS-like 夜间灯光数据^①为本文连续衡量 2000—2019 年我国地区经济不均衡提供了可能。

本文基于制度决定论的视角研究市场化进程对地区经济不均衡的影响, 并挖掘其作用机制。基于 2000—2019 年 262 个地级市的面板数据, 采用工具变量固定效应模型 (FE-IV) 方法进行估计, 发现市场化进程显著加剧地区内部的经济不均衡。异质性分析表明, 相比较经济差距较大的地区和市场化程度较低的地区, 市场化进程拉大地区经济差距的作用在经济发展比较均衡的地区和市场化程度较高的地区更为显著。究其原因, 本文发现推进市场化过程中所形成的产业集聚、产业结构升级, 资本非均衡配置和人力资本重置是市场化进程导致地区内部经济失衡的重要机制。

本文主要贡献体现在三方面: 第一, 逻辑推理方面。不同于以往文献以经济发展 (人均 GDP) 作为因变量研究市场化对地区经济差距的影响。通过评估市场化对不同地区经济发展的异质性影响, 借助“强者愈强、弱者愈弱”的“马太效应”间接推断市场化进程将加剧地区经济失衡 (孙晓华等, 2015^[18]; 景维民和张景娜, 2019^[19])。本文构建面板数据模型, 使用工具变量解决关键解释变量 (市场化进程) 的内生性问题, 直接评估市场化进程对经济发展不均衡的影响, 研究结论更具体、更具说服力。第二, 机制分析方面。以往文献主要关注市场化进程对经济发展不均衡的影响, 未说明作用机制, 更没有对各种机制进行实证检验。本文在对影响机制进行理论分析的基础上, 通过实证分析进行严谨论证。机制分析为制定相关政策、缓解地区经济不均衡发展提供了重要的政策参考。第三, 研究数据方面。现有文献主要以省份为单位, 基于 GDP 统计数据反映地区经济不均衡,

研究样本少, 且对地区内部经济不平等的测量比较粗糙。本文以地级市为单位, 借助最新的连续夜间灯光数据计算基尼系数, 更客观地反映地区经济不均衡程度, 研究结论更可信。

本文剩下的内容安排如下: 第二部分针对市场化进程如何影响地区经济失衡进行理论分析; 第三部分介绍实证研究的模型和数据; 第四部分展示基准回归结果、稳健性检验和异质性分析; 第五部分为机制分析; 第六部分是本文结论。

二、理论分析

1978 年以来我国推行的市场化改革其实质就是制度变革。市场化改革的目的是建立完善的市场经济体制, 让市场在资源配置过程中发挥决定性作用, 实现产品市场的自由竞争和生产要素的自由流动。推进市场化不仅影响地区产业的空间布局和产业结构转型升级, 还导致资本和劳动力向生产效率较高的产业流动和聚集, 并因此加剧了地区经济发展不均衡。

(一) 市场化进程通过产业集聚和产业结构变迁加剧地区经济失衡

不同地区因地理位置和自然资源禀赋存在优势产业, 相对其他地区, 这些产业凭借成本优势或市场等优势获得较高利润。非市场化经济环境中, 这些产业受计划经济体制或政策约束未能得到充分发展。随着市场化进程的推进, 生产要素在利润驱动下进入生产效率较高的产业, 并形成不同类型的产业集聚。产业实现空间聚集不仅可以提高企业要素配置效率, 促进当地经济增长 (潘文卿和刘庆, 2012^[29]; 张天华等, 2019^[30]), 还可以进一步降低创新成本、刺激经济增长 (Martin 和 Ottaviano, 2001^[31])。然而, 产业集聚会通过外部规模经济、技术和资本的外部性拉大聚集区与非聚集区经济差距 (范剑勇, 2004^[32]), 并且随着产业集聚的整体性累积, 地区内部差距也将持续扩大 (刘军和徐康宁, 2010^[33])。

产业活动的空间聚集为实现产业结构优化提供了路径选择, 产业集聚可有效促进产业结构向高级化发展 (王帅等, 2020^[34]; 徐磊等, 2021^[35])。产业结构高级化实质是产业结构变迁的过程, 反映了经济发展从增加数量向提高质量的过渡。产业结构高级化的

① Chen 等 (2021)^[28] 的研究最近发表于地理学权威学术期刊 “Earth System Science Data”, 灯光数据公布于哈佛大学数据公开网站 Harvard DataVerse 供全球学术研究使用。

具体表现是从第一、二、三产业的顺序过渡到二、三、一的产业结构，最终演变成第三、二、一产业的过程（付凌晖，2010^[36]；宋铮，2016^[37]）。研究表明，市场一体化通过促进高新技术产业的研发效率推动产业结构整体升级（袁茜等，2019^[38]），而产业结构转型升级带动下的经济高质量发展是导致地区经济发展失衡的重要原因（徐生霞等，2021^[39]）。

（二）市场化进程通过资本非均衡配置加剧地区经济失衡

市场化进程促进不同产业在空间上的重新布局。根据投入-产出关系，资本作为生产活动中不可或缺的要害，必然会随着企业空间布局的调整而发生转移。由于市场潜能对资本流动存在负向空间溢出效应，市场潜能较高地区对市场潜能较低地区的资本产生“虹吸效应”。因此，市场化进程的差异很可能引起区域资本的非均衡配置（孟添天，2022^[40]）。产业集聚也同样影响外国直接投资（FDI）的区位选择。产业集聚有利于降低集聚区内的生产成本、交易成本、信息成本，从而吸引 FDI 进入企业，增加企业投资。与此同时，FDI 还能促进集聚区内产业链的发展完善和技术升级，进一步提升产业集聚规模与演进（李建华，2019^[41]）。市场化进程不仅有利于吸收国内外资本，还有助于提高资本配置效率（方军雄，2006^[42]）。研究表明资金更倾向于向配套条件好、交易成本低的地区流动（Keen 和 Marchand，1997^[43]）。

资本作为经济发展的基本要素直接影响区域经济发展。市场化形成的产业集聚直接导致国内资本的非均衡配置。同时 FDI 在我国各地区分布也高度集中在经济发达地区。资本的非均衡配置将导致地区经济发展的不均衡。另一方面，资本对经济发展的促进作用也因市场化程度产生差异。例如，FDI 作为一种资本形式对东部地区经济增长作用显著，但对中西部地区作用甚微（郭志仪和杨曦，2008^[44]）。针对地级市而言，资本对不同区域经济发展的异质性影响也将加剧地区内部经济发展失衡。

（三）市场化进程通过重置人力资本加剧地区经济失衡

劳动力与资本、土地、技术等共为经济增长的要素。由市场化带来的产业集聚在影响资本布局的同时，也同样影响劳动力资源的重新配置。就不同地区而言，市场化进程中一些地区产生较高的资本回报率，并通过支付更高的工资吸引优质劳动力向之转移，形成经

济发展中的地区人力资本优势（Bao 等，2002^[45]）。现实中，我国中西部技能型劳动力向东部地区流动，形成人力资本差异，进而拉大了地区经济发展差距（彭国华，2015^[9]；樊士德和姜德波，2011^[8]）。

市场化程度是促进人口流动且内生于城市集聚的重要因素（Hering 和 Poncet，2010^[46]）。就地区内部而言，产业集聚所带来的劳动力需求结构的转变也将促进人力资本进行结构调整，最终实现地区内部人力资本的重置。随着市场化进程的推进，社会生产分工进一步细化，衍生出与市场相关的各种新型服务业需求，新型服务需求吸引劳动力资源由一个产业向另一个产业流动。因此，市场化不仅形成产业集聚，还促进劳动力资源向形成产业集聚的地区转移。再加上社会分工所引发的对服务业人才的需求，使得各种类型的人力资本根据市场需求在不同产业之间重新配置。

三、模型与数据

（一）模型

为研究市场化进程对地区经济发展不平衡的影响，构建如下模型：

$$Inequality_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Market_{i,t} + X'_i \theta + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

被解释变量 $Inequality_{i,t}$ 表示地级市 i 在 t 年的经济不平等程度。 $Market_{i,t}$ 表示地级市 i 在 t 年的市场化进程，为本文关键解释变量。 X'_i 为影响经济发展不平等的一系列地级市层面的控制变量向量，包括地级市水平的人均 GDP、人口密度、公路道路密度、第二产业占比和第三产业占比等变量。 γ_i 和 μ_i 分别表示地级市固定效应和年份固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项。

估计过程中，关键解释变量“市场化进程”可能因遗漏变量和反向因果等产生内生性问题导致估计偏误。例如，某些难以衡量并因此被遗漏的控制变量（如经济垄断）既可能影响当地市场化进程，也可能导致地区经济的非均衡发展。此外，一个地区的市场化进程会影响地区经济不均衡，但经济的不均衡发展也可能阻碍一个地区的市场化进程。鉴于此，本文引入工具变量（Instrumental Variable, IV）克服变量的内生性问题。本文拟采用工具变量-固定效应（FE-IV）方法估计模型（1）。IV 的选择既要与市场化进程相关，又要与地区经济发展不均衡无关。同时考虑到固定效应模型中不随时间变化的变量会在差分计算

中消失，IV 需要随时间发生变化。

考虑到中国的改革开放是从沿海地区向内陆地区逐步扩展的过程，市场化进程由东向西逐步推进。总的来说，我国距离东部海岸线距离越近的地区，市场化程度应该越高，这一观点得到多篇文献的支持（陈耀，2001^[47]；范剑勇，2004^[32]；陈斌开和林毅夫，2013^[48]；程进文和刘向东，2018^[49]；殷静蔚等，2021^[20]）。因此，各地级市行政中心到海岸线的最短距离（Distance to Coast, DTC_i ）将反方向影响地区市场化程度。由于每个地级市的 DTC_i 是固定不变的地理距离， DTC_i 与地区经济不平衡无关。然而，也正是因为 DTC_i 不随时间改变，该变量将在固定效应估计中被差分掉。在此基础上，本文引入国外经济自由度指数（Economic Freedom Index, EFI_i ）反映中国以外的各年度全球市场化程度。不同时期国外 EFI_i 指数越高，中国的市场化进程也越快。与 DTC_i 相综合，本文 IV 定义为各地区“到海岸线距离”与“国外经济自由度的倒数”的乘积（ $IV = DTC_i \times \frac{1}{EFI_i}$ ）。其中 DTC_i 反映了各地区不随时间改变的市场化程度，而 $\frac{1}{EFI_i}$ 可以看作权重，体现了不同时期因 EFI_i 改变导致的国内市场化程度的变化。由于 DTC_i 和 $\frac{1}{EFI_i}$ 都与地级市的市场化程度呈负相关关系，IV 与各地级市的市场化程度也具有反向关系。由于部分沿海城市的行政中心到海岸线距离 DTC_i 过短，不能反映其真实的市场化进程，本文在处理过程中将 DTC_i 小于等于 10 公里的地级市样本视作离群值予以剔除。核心解释变量市场化进程与工具变量关系如图 1 所示。可以看出，根据变量与市场化进程呈现出明显的负相关关系。

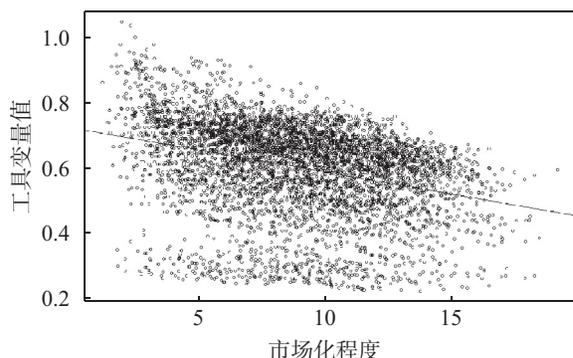


图 1 市场化进程与工具变量 (IV) 的负相关关系

(二) 数据

本文实证研究基于 2000—2019 年 262 个地级市的面板数据^①，数据主要由四部分构成，包括：基于夜间灯光数据计算的地区经济不平衡指标、地级市市场化指数、地级市行政中心至海岸距离的地理数据及 EFI 全球经济自由化指数、地级市层面的其他控制变量数据。数据来源和处理过程如下。

1. 地区经济不平衡。

本文基于地级市的夜间灯光计算基尼系数反映地区内部经济不平衡程度。相比传统的使用人均 GDP 计算的经济不平衡指数，使用夜间灯光数据具有以下优势：（1）颗粒度更细，将颗粒度细化到了灯光数据每一个像素点的维度，避免了进行区域平均而带来的不平等损失；（2）样本覆盖更全，基本做到了所有样本的全面覆盖，避免了因统计调查方式产生的样本流失或样本选择问题；（3）反映的经济不平等情况更加客观。本文使用 Chen 等（2021）^[28] 校准的 NPP-VIIRS-like 夜间灯光数据计算地区经济不平衡。首先，将夜间灯光数据转换为整型，然后按地级市地理疆域（来自中国国家基础地理信息中心提供的行政区矢量图）进行划分，对每个地级市的夜间灯光数据按照亮度值（DN）计算基尼系数，用于反映该地级市的经济不平等程度。使用同样的方法还计算得到地级市夜间灯光的泰尔指数和阿特金森指数。图 2 展示了使用夜间灯光数据计算的 2019 年我国各地级市经济发展基尼系数，以反映地区经济发展不平衡。颜色越深的区域，对应的基尼系数越大，意味着地区经济发展越不平衡。



图 2 2019 年我国不同地区经济不平衡情况

① 本文共汇总 287 个地级市的面板数据，剔除工具变量计算过程中产生的 25 个离群值样本，剩余 262 个地级市样本。

2. 市场化进程。

本文参照樊纲和王小鲁 (2011)^[50] 的方法编制地级市的市场化指数反映其市场化进程。樊纲、王小鲁的市场化指数由总指数、5个方面指数、14个一级分项指数和18个基础指数构成。该指数主要考虑市场化的五个方面：政府与市场的关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度、市场中介组织发育和法治环境，总市场化指数由基础指数加权计算得出。本文使用来自 Wind 金融数据库的原始数据，计算地级市层面的市场化指数，作为本文核心解释变量反映地级市的市场化进程。具体计算方法为：首先计算最低一级分项指数（基础指数，来自统计数据、企业调查数据等），并进行跨年度和跨地区可比调整，计算方法如下：

$$\text{基年第 } i \text{ 个指数} = \frac{V_i - V_{\min}}{V_{\max} - V_{\min}} \times 10 \quad (2)$$

其中， V_i 表示某个地区第 i 个指数的原始数据， V_{\max} 是与所有地级市基年第 i 个指数相对应的原始数据中数值最大的一个， V_{\min} 则表示最小的一个。

$$t \text{ 年第 } i \text{ 个指数} = \frac{V_{i(t)} - V_{\max(0)}}{V_{\max(0)} - V_{\min(0)}} \times 10 \quad (3)$$

其中，脚标 t 代表所计算的年份，脚标 0 代表基期年份。

在各指标加权选择上，由于该指标体系由较多的有用变量构成，所包含的信息比较充分，不同变量之间具有一定程度的可替代性，我们对比使用主成分分析方法进行加权和算术平均法加权，两种方法得到的计算结果几乎一致。因此，本文采用算术平均的方法进行指标加权，进而得到各地级市的市场化指数。2019年我国不同地区市场化指数如图3所示。

图3中的地级市颜色越深，表示该地区市场化进程越高。除此以外，图3与图2相呼应，颜色越深的地区市场化程度越高，地区经济不平衡程度也越大。从一定程度反映出市场化进程对地区经济不平等具有正向影响。

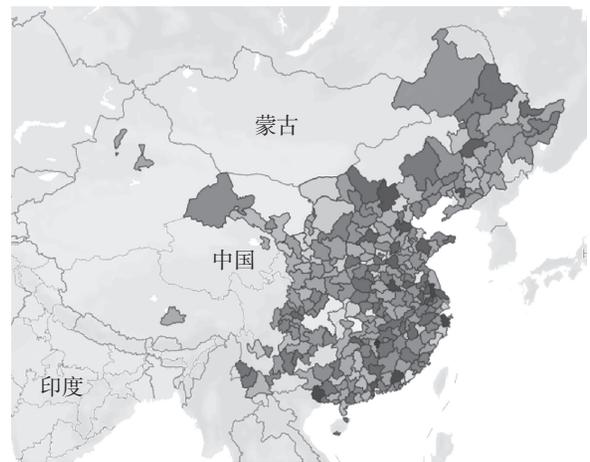


图3 2019年我国不同地区的市场化进程

3. 地级市行政中心至海岸距离及全球经济自由化指数。

工具变量的数据由两部分组成，其中各地级市行政中心距海岸线的最短距离数据来源于国家地理信息公共服务平台。各年度的全球经济自由度指数来源于美国传统基金会。本文将中国以外的其他各国经济自由度指数取均值反映国外市场化程度。

4. 其他变量通过中国城市统计年鉴计算得到。

本文实证研究使用地级市层面的面板数据。绝大多数控制变量和机制分析变量均来自于中国城市统计年鉴，经整理计算获得。

表1详细汇报了主要变量的数据来源和描述性统计。可以看出：基于夜间灯光数据计算的基尼系数均值在0.5左右，市场化程度均值为8.86，其他控制变量以及机制变量等均在合理范围。

表1 主要变量定义及描述性统计

| 变量名称 | 变量描述 | 数据来源 | 样本量 | 平均值 | 标准差 |
|---------|-----------------------------|---|-------|-------|-------|
| 被解释变量 | | | | | |
| 经济不均衡 I | 基于夜间灯光计算的基尼系数 | Chen 等 (2021) ^[21] 的夜光灯光数据计算获得 | 5 240 | 0.508 | 0.068 |
| 关键解释变量 | | | | | |
| 市场化进程 | 参照樊纲和王小鲁 (2011) 市场化指数计算方法得到 | 各省份统计年鉴、各地级市统计公报 | 5 240 | 8.861 | 3.346 |
| 控制变量 | | | | | |
| 人均 GDP | 元/人，对数 | 中国城市统计年鉴 | 5 115 | 9.965 | 0.962 |

续前表

| 变量名称 | 变量描述 | 数据来源 | 样本量 | 平均值 | 标准差 |
|-------------|--|--|-------|---------|--------|
| 人口密度 | 人/平方公里, 对数 | 中国城市统计年鉴 | 5 154 | 5. 661 | 0. 914 |
| 公路道路里程 | 公里, 对数 | 中国城市统计年鉴 | 5 240 | 8. 986 | 0. 793 |
| 第二产业占比 | 第二产业增加值/GDP | 中国城市统计年鉴 | 5 196 | 0. 469 | 0. 114 |
| 第三产业占比 | 第三产业增加值/GDP | 中国城市统计年鉴 | 5 196 | 0. 378 | 0. 091 |
| 政府支出结构 | 政府支出/GDP | 中国城市统计年鉴 | 5 095 | 0. 161 | 0. 097 |
| 人均年收入 | 元/人, 对数 | 中国城市统计年鉴 | 5 126 | 10. 195 | 0. 753 |
| 人均储蓄 | 元/人, 对数 | 中国城市统计年鉴 | 5 182 | 15. 439 | 1. 202 |
| 工具变量 | | | | | |
| 工具变量 (IV) | 地级市行政中心至海岸距离的对数/中国以外其他国家平均的 EFI 指数 | 国家地理信息公共服务平台、美国传统基金会 | 5 240 | 0. 603 | 0. 140 |
| 稳健性检验所使用的变量 | | | | | |
| 对外开放度 | 以港澳台、外资企业数 (个, 对数) 衡量 | 中国城市统计年鉴 | 4 275 | 3. 530 | 1. 601 |
| 电子商务发展程度 | 以国际互联网用户数 (人, 对数) 衡量 | 中国城市统计年鉴 | 4 903 | 12. 425 | 1. 403 |
| 经济不均衡 II | 基于夜间灯光数据计算的泰尔指数 | 基于 Chen 等 (2021) ^[28] 的灯光数据计算 | 5 258 | 0. 445 | 0. 130 |
| 经济不均衡 III | 基于夜间灯光数据计算的阿特金森指数 | 基于 Chen 等 (2021) ^[28] 的灯光数据计算 | 5 260 | 0. 218 | 0. 055 |
| 机制变量 | | | | | |
| 产业集中度变化 | 以赫芬达尔-赫希曼指数 (年末-年初) 衡量 | 中国城市统计年鉴 | 4 569 | -0. 001 | 0. 035 |
| 产业升级 | 参照付凌晖 (2010) ^[36] 的产业高级化指数 (年末-年初) 衡量 | 中国城市统计年鉴 | 4 934 | 0. 031 | 0. 061 |
| 总体劳动力增量 | 劳动力 (年末-年初) (万人, 对数) | 中国城市统计年鉴 | 4 923 | 0. 008 | 0. 169 |
| 第一产业劳动力增量 | 第一产业劳动力占比 (年末-年初) | 中国城市统计年鉴 | 4 667 | -0. 002 | 0. 040 |
| 第二产业劳动力增量 | 第二产业劳动力占比 (年末-年初) | 中国城市统计年鉴 | 4 663 | 0. 001 | 0. 046 |
| 第三产业劳动力增量 | 第三产业劳动力占比 (年末-年初) | 中国城市统计年鉴 | 4 651 | 0. 006 | 0. 067 |
| 国内资本 | 国内固定资本投资 (万元, 对数) | 中国城市统计年鉴 | 4 302 | 6. 163 | 1. 315 |
| 国外资本 | 外资使用金额 (万美元, 对数) | 中国城市统计年鉴 | 5 022 | 9. 220 | 2. 094 |

四、实证结果

本文采用工具变量固定效应 (FE-IV) 回归方法估计市场化进程对经济不平等的总体影响和异质性影响, 并对基准回归结果进行稳健性检验。所有回归的标准误聚类到地级市水平。

(一) 基准回归结果

表 2 分别汇报了双重固定效应 (FE) 和工具变量双重固定效应 (FE-IV) 估计结果。

表 2 列 (1) 在忽略变量内生性的前提下, 采用双重固定效应方法估计, 发现市场化进程显著加剧地

区经济发展的不均衡。接下来, 使用“地级市行政中心至海岸线距离”乘以“外国经济自由化程度倒数”作为市场化进程的工具变量, 进行 FE-IV 估计, 结果如表 2 列 (2)、列 (3) 所示。与本文预期相符合, 表 2 列 (2) 显示, 第一阶段回归中, IV 与市场化进程呈显著负相关关系。第一阶段回归的 F 统计量值为 17.56, 同时, 工具变量也通过了 Anderson-Rubin Wald 检验和 Kleibergen-Paap Wald 检验, 说明工具变量的拟合效果较好, 不存在弱工具变量的问题。表 2 列 (3) 第二阶段回归结果表明: 给定其他因素, 若地区市场化程度提高 1 个单位, 地区经济发展的基

尼系数将显著增加 0.091，意味着市场化进程对地区经济不均衡具有显著的正向推动作用。

表 2 市场化进程对地区经济不均衡的影响

| 估计方法 | 经济不均衡 | | |
|--------------|-------------------|----------------------|---------------------|
| | FE 估计 | FE-IV 估计 | |
| 变量 | (1) | (2) | (3) |
| | 经济不均衡 | 第一阶段： 市场化进程 | 第二阶段： 经济不均衡 |
| 市场化进程 | 0.001* (0.001) | — | 0.091*** (0.030) |
| 工具变量 (IV) | — | -4.868*** (1.550) | — |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes |
| 地级市固定效应 | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes |
| F-statistics | — | 17.56 | — |
| 样本量 | 4 880 | 4 880 | 4 880 |

以往有关市场化与地区经济不均等的研究（孙晓华等，2015^[18]；景维民和张景娜，2019^[19]）大多以 31 个省份为研究单元，主要通过对比市场化进程对不同地区人均 GDP 产生的异质性影响^①间接推断出市场化对地区经济不平等的促进作用。本文则使用地级市面板数据构建固定效应模型，借助灯光数据计算基尼系数反映地区经济不平等，直接估计“市场化进程”对地区经济不平等的影响，得出的结论更具体、更客观。

（二）异质性分析

本文从两个维度考察市场化进程对地区经济发展不均衡的异质性影响。第一个维度从被解释变量入手，考察市场化进程对经济不均衡程度“较高”和“较低”地区是否具有不同的影响。根据基尼系数的中位数将地级市分为两组。基尼系数高于中位数的地级市定义为“经济不均衡程度较高”组，反之则为“经济不均衡程度较低”组，进行分组后结果如表 3 列（1）、列（2）所示。

由表 3 列（1）、列（2）可见，尽管市场化进程都将显著加剧两组地区的经济不均衡，但对于初始经济发展不平衡程度较低的地区所产生的影响更强。这可能是由于在市场化程度较高的地区，市场环境可以帮助资源进行再配置，容易改变经济均衡地区的资源

要素格局，进而较大程度地改变经济均衡发展的格局。另一方面，对于初始不均衡程度较高的地区其资源分配已经相对集中，市场化进程提高分配效率的作用相对有限。

表 3 异质性分析（FE-IV 估计）

| | 地区经济不均衡 | | | |
|---------|-------------------|-------------------|------------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | 不均衡程度 较“低” | 不均衡程度 较“高” | 市场化程度 较“低” | 市场化程度 较“高” |
| 市场化进程 | 0.154* (0.080) | 0.059* (0.031) | 48.794 (3 3970.525) | 0.059*** (0.022) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 地级市固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 样本量 | 2 416 | 2 464 | 2 301 | 2 579 |

第二个维度从“市场化进程”入手，分析市场化进程对初始市场化程度“较高”和“较低”地区经济不均衡的影响。近似地，依据市场化进程的中位数将地级市分为两组。分组估计市场化进程对两组地区经济不均衡的异质性影响。表 3 列（3）显示，对于市场化程度较低的地区，增强市场化程度并不能显著影响地区经济发展不均衡。但对于市场化程度较高的地区，市场化进程将加剧地区经济不均衡发展。这意味着市场化发展的初期阶段，各种生产要素流动尚不充分，难以形成产业集聚、人才集聚或资本集聚。地区经济发展的均衡难以打破。当市场化进程发展到一定阶段，各种要素充分自由流动，资源配置效率增加，有利于形成产业集聚，同时伴随人才和资本流动，导致地区经济的非均衡发展。这种异质性影响进一步印证市场化进程通过改变资源要素的分配加剧经济发展的不均衡。

（三）稳健性检验

为保证基准回归结果切实可信，本文通过添加控制变量、更换解释变量、更换被解释变量等方式进行稳健性检验。

1. 添加控制变量。

尽管基准模型已包含多个控制变量，但仍有一些因素可影响地区经济不平等。例如，邓明（2013）^[51]

① 市场化对一些地区经济推动作用较大，对另一些地区推动作用很小，进而拉大地区经济发展的差距。

发现地方政府的财政支出是促进地方经济增长的重要推力,但也导致城乡差距扩大,造成地区经济不平等。此外,一个地区居民的收入和储蓄不仅影响居民的消费行为还可能影响其投资行为,进而对地区经济不平等产生影响。为进一步控制以上因素对地区经济不平等的影响,本文先后引入政府支出变量(政府支出占GDP的比重)、地区居民人均收入和人均储蓄等变量进行控制,采用FE-IV方法回归,结果如表4所示。

表4 稳健性检验:添加控制变量

| 变量 | 地区经济不平等 | | |
|-------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 第二阶段回归 | | | |
| 市场化进程 | 0.094*** (0.034) | 0.089*** (0.031) | 0.086*** (0.030) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes |
| 财政支出 | Yes | Yes | Yes |
| 人均收入 | | Yes | Yes |
| 人均储蓄 | | | Yes |
| 地级市固定效应 | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes |
| 第一阶段回归 | 市场化进程 | | |
| 工具变量(IV) | -4.287*** (1.482) | -4.525*** (1.484) | -4.545*** (1.488) |
| F-statistic | 13.42 | 14.80 | 14.61 |
| 样本量 | 4864 | 4839 | 4835 |

表4列(1)~列(3)显示,逐步加入不同的控制变量后,市场化进程对地区经济不平等的影响依旧显著为正,且回归系数与基准回归结果非常接近。

2. 替换核心解释变量。

市场化进程作为一个复杂的概念可采用多种方式衡量。改革开放后,我国市场化进程深受对外开放政策的影响。通常一个地区的对外开放程度越高,该地区市场化发展越迅速,市场化程度也越高(高翔和黄建忠,2017^[52])。因此,本文使用当地港澳台外资企业数(取对数)衡量地区对外开放程度,并将其作为市场化程度的一个替代变量。

此外,网络信息时代电子商务的兴起赋予市场化以新的内容。线上交易促使各种产品与生产要素突破时空局限自由流动,要素配置效率得以不断提高。电子商务的发展与地区市场化的进程密切相关,高度同步(朱蔚青,2017^[53])。鉴于此,本文

使用互联网用户数衡量地区电子商务发展,并作为市场化程度的另一个替代变量,进行FE-IV回归,结果如表5所示。

表5 稳健性检验:采用不同方法衡量市场化进程

| | 经济不均衡 | | 经济不均衡 | |
|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | 第一阶段 | 第二阶段 | 第一阶段 | 第二阶段 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 市场化进程替换I: 对外开放度 | — | 0.087*** (0.016) | — | — |
| 市场化进程替换II: 电子商务发展 | — | — | — | 0.049*** (0.009) |
| 工具变量(IV) | -5.052*** (0.561) | — | -9.096*** (1.039) | — |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 地级市固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| F-statistic | 66.48 | | 115.90 | |
| 样本量 | 4237 | 4237 | 4863 | 4863 |

表5展示了分别使用“对外开放度”和“电子商务发展”替换市场化程度的FE-IV回归结果。表5列(4)表示给定其他因素,当以对外开放度表示市场化进程,对外开放度增加1个百分点时,反映地区经济不平等的基尼系数将增加0.087。表5列(2)则表示当以电子商务发展衡量的市场化进程增加1个百分点,地区经济发展的基尼系数将显著增加0.049。因此,即使采用不同方法测量市场化程度,市场化进程仍然显著地加剧地区经济不平等,且回归系数与基准回归结果相似,说明本文研究结论比较稳健。

3. 替换被解释变量。

本文使用夜间灯光基尼系数反映地区经济不平等。然而,当不平等程度较低时,基尼系数的敏感度较差,并且在进行截面不平等比较时可能出现不一致的情况,使用泰尔指数和阿特金森指数可在一定程度上弥补其不足(刘志伟,2003^[54])。因此,本文计算夜间灯光泰尔指数和阿特金森指数替换基尼系数用于反映地区经济的不均衡。采用FE-IV方法估计,结果如表6所示。

表6中,无论使用泰尔指数还是阿特金森指数衡量地区经济不均衡,市场化进程都会显著推动地区经

济向不均衡方向发展,从而进一步说明基准回归结果的稳健性。

表6 稳健性检验:使用泰尔指数和阿特金森指数反映经济不均衡

| | 经济不均衡 (泰尔指数) | | 经济不均衡 (阿特金森指数) | |
|-------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | 第一阶段 | 第二阶段 | 第一阶段 | 第二阶段 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 市场化进程 | | 0.101*** (0.039) | | 0.081*** (0.027) |
| 工具变量(IV) | -4.956*** (1.538) | | -4.752*** (1.554) | |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 地级市固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| F-statistic | 18.64 | | 16.70 | |
| 样本量 | 4 878 | 4 878 | 4 880 | 4 880 |

综上,从不同视角进行的稳健性检验均支持基准回归结果。市场化进程每增加一个单位,反映地区经济发展的基尼系数、泰尔指数和阿特金森指数所增长的范围在0.081~0.101之间。市场化进程将显著加剧地区经济不均衡程度。

五、机制分析

本文主要从三个渠道揭示市场化加剧地区经济不平衡的作用机制。据我们所知,研究市场化与地区经济不平衡的相关研究中,本文首次使用地级市数据对市场化进程影响地区经济不均衡的作用机制进行实证分析,研究结论将为各级政府采取措施、缓解地区经济不均衡提供有力的政策参考。

(一) 市场化进程与产业集聚和产业结构升级

市场化进程有利于实现资源要素的自由流动。一方面,具有相对产业优势的地区迅速形成产业集聚。同时产业集聚又通过规模经济和技术创新等渠道降低成本,拉大产业集聚区与其他地区的经济差距。另一方面,产业集聚为产业升级提供了通道,更高等级的产业往往意味着更高的生产效率。产业升级带动下的经济高质量发展是导致地区经济不平等的另一要素。

参考潘文卿和刘庆(2012)^[29]的做法,本文使用赫芬达尔-赫希曼指数(Herfindahl-Hirschman Index,简称HHI)衡量地区产业结构集聚程度。HHI取值在0~1之间,HHI越大表明地区产业越集中。以产

业集中度的变化作为被解释变量,分析市场化程度较高的地区是否在当地产业结构上显著地向集聚化的方向进行配置。使用同样的IV,进行FE-IV回归,结果如表7列(1)所示。

产业升级则通过产业高级化指数表示。参考付凌晖(2010)^[36]、宋铮(2016)^[37]的研究,使用三次产业占比向量对应坐标体系夹角的变化来衡量产业结构高级化水平。首先,以三次产业增加值占GDP的比重作为空间向量的一个分量,从而构建一组三维向量 $X_0=(x_{10}, x_{20}, x_{30})$ 。然后,依次计算 X_0 与产业由低层次到高层次排列的向量 $X_1=(1, 0, 0)$, $X_2=(0, 1, 0)$, $X_3=(0, 0, 1)$ 的夹角 θ_1, θ_2 和 θ_3 。

$$\theta_j = \arccos \left(\frac{\sum_{i=1}^3 x_{i-j} \cdot x_{i-0}}{\left(\sum_{i=1}^3 x_{i-j}^2 \right)^{1/2} \cdot \left(\sum_{i=1}^3 x_{i-0}^2 \right)^{1/2}} \right) \quad j = 1, 2, 3 \quad (4)$$

产业高级化取值 W 的计算公式为:

$$W = \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^k \theta_j \quad (5)$$

依据以上方法计算得到产业高级化指数(W), W 越大则产业结构高级化水平越高。以 W 增量反映不同时期各地产业结构向高级化发展,并以此作为被解释变量,对市场化指数进行FE-IV回归,结果汇报在表7列(2)。

表7 市场化进程对产业集聚和产业升级的影响

| 变量 | 产业集聚增加 | 产业向高级化升级 |
|---------|--------------------|--------------------|
| | (1) | (2) |
| 市场化进程 | 0.051** (0.024) | 0.070** (0.027) |
| 控制变量 | Yes | Yes |
| 地级市固定效应 | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes |
| 样本量 | 4 532 | 4 864 |

与理论预期一致,表7列(1)显示,市场化水平的提高将显著促进产业集聚程度的加强。同时,列(2)反映了市场化进程对产业向高级化配置的显著促进作用。无论是产业集聚程度的加强,还是产业结构的高级化发展,都将加大地区经济的不平衡发展。

(二) 市场化程度与资本布局

市场化进程同样影响资本的空间布局。市场化程

度越高的地区往往伴随了投资便利性和信息的完备性，从而吸引国内外资本流入。资本既包括国内资本，也包括国外资本，且两类资本都倾向在地区生产效率最高的产业和地区投资。资本作为地区经济发展不可缺少的要素，资本的非均衡布局也将加剧地区经济失衡。

本文使用地级市当年的固定资产投资额作为国内资本投资的代理变量，使用 FDI 衡量国外资本投入。分别以国内资本投资和国外资本投资作为被解释变量，检验市场化程度对国内外投资的影响，同样使用 FE-IV 回归，结果如表 8 列 (1)、列 (2) 所示。

表 8 市场化进程对吸收国内外投资的影响

| 变量 | 国内资本 | 国外资本 |
|---------|---------------------|--------------------|
| | (1) | (2) |
| 市场化进程 | 1.406*** (0.511) | 1.047** (0.427) |
| 控制变量 | Yes | Yes |
| 地级市固定效应 | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes |
| 样本量 | 3 687 | 4 694 |

表 8 列 (1)、列 (2) 的关键回归系数显著为正，这意味着市场化程度较高的地区不仅得到国内资本的青睐，国外资本也倾向于流入这些地区。这意味着市场化程度较低的地区只能获取较少的国内投资和国外资本，从而导致资本分布失衡。而资本的非均衡布局也将加剧地区经济的不均衡发展。

(三) 市场化程度与人力资本重置

市场化所带来的产业集聚必然产生相应的劳动力需求。产业集聚形成的规模经济和成本优势等使相关产业具有更高的资本回报和薪金回报，吸引优质劳动力资源向市场化程度高的地区转移。一方面，大量劳动力转移，增加这些地区人力资本的同时也造成其他地区（市场化程度较低）的人力资本损失，形成经济发展瓶颈，进而导致地区经济发展失衡；另一方面，市场化还促进劳动力资源更多地配置于第三产业。由于我国在改革开放以前的经济发展依靠重工业进行推动，大量劳动力聚集于第二产业。改革开放后，市场化的推进使得大量市场中介机构和市场交易相关配套服务行业兴起，服务业劳动力需求扩张。因推进市场化所形成的劳动力资源由第二产业向第三产业过渡恰恰与产业结构升级相一致，这将进一步加剧

地区经济失衡。

基于以上分析，本文首先验证市场化进程对劳动力资源的“虹吸”作用。接下来，分别使用第一、二、三产业的劳动力占比增量作为被解释变量，检验市场化进程是否显著促进劳动力资源在不同产业部门之间的重置。使用 FE-IV 回归，结果如表 9 列 (2)~列 (4) 列所示。

表 9 市场化进程对劳动力重置

| 变量 | 人力资本增量 | 第一产业劳动力增量 | 第二产业劳动力增量 | 第三产业劳动力增量 |
|---------|-------------------|------------------|---------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 市场化进程 | 0.139* (0.074) | 0.008 (0.015) | -0.092** (0.037) | 0.094** (0.042) |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 地级市固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 样本量 | 4 854 | 4 592 | 4 588 | 4 576 |

与预期相一致，表 9 列 (1) 显示，市场化水平越高的地区，人力资本的增量越大。这可能是由于市场化进程有利于形成产业集聚，而产业集聚必然吸引劳动力转移，形成人力资本的集聚。表 9 列 (2)~列 (4) 表明随着市场化程度的提高，劳动力从第二产业向第三产业转移，表现为市场化进程显著降低第二产业的劳动力增量，并显著增加第三产业劳动力增量。市场化进程对第一产业劳动力增量的影响不显著，这可能是由于配置于第一产业的劳动力已趋于饱和。综上，市场化导致的劳动力非均衡布局以及人力资本结构重置升级都将加大地区经济不平等程度。

六、结论

地区经济发展长期失衡是我国经济发展所面临的重要问题。现有文献关于市场化进程如何影响地区经济不均衡的研究较少，且尚未达成一致结论。不同于以往文献，通过分析市场化进程对不同省份经济发展（人均 GDP）的异质性影响，借助“强者愈强、弱者愈弱”的“马太效应”间接推断出市场化进程加剧地区经济失衡的结论；我们的研究使用最新的夜间灯光数据衡量地区经济不均衡，并基于 2000—2019 年地级市面板数据，采用工具变量-固定效应模型直接估计市场化进程对地区经济不均衡的影响。本文不仅肯定了市场化进程对地区经济不均衡的正向推动作用，还进

一步表明,给定其他因素,市场化进程再提高1个单位,地区经济发展的基尼系数将增加0.081~0.101,研究结论更具体且更可靠。本文异质性分析表明,相对于地区经济差距较大的地区和市场化程度较低的地区,市场化进程扩大地区经济差距的作用在经济差距较小的地区和市场化程度较高的地区更为显著。据我们所知,研究市场化如何影响地区经济不均衡的文献中,本文首次详细讨论了市场化进程影响地区经济不均衡的作用机制,并对此进行了严谨的实证检验。我们发现,推进市场化过程中所形成的产业集聚、产业结构升级,并因此导致的资本非均衡配置和人力资本重置是市场化进程推动地区经济失衡的重要机制。

本文研究结论不仅对我国区域经济发展具有重要启示,还为制定相关政策促进地区协调发展提供了政策参考。第一,市场化进程对推动我国经济发展具有“双刃剑”的功能。一方面,市场化进程充分发挥市场的调节作用,促进了要素流动,从而有利于地区经济快速发展;另一方面,市场化进程使得生产要素过分集中于效率较高的优势产业,因此造成地区经济发展失衡,并可能加大不同群体之间的收入差距。因此,在推进市场化进程中,只有兼顾区域协调发展才能全面振兴地区经济并实现共同富裕。第二,各地区

凭借自然资源禀赋形成优势产业,市场化进程有助于地区形成产业集聚,并促进地区产业结构升级。产业集聚和产业结构升级都将加剧地区经济失衡。因此,为避免因资源禀赋不同而产生的经济发展不均衡,各级政府应根据市场需求并结合当地实际情况,对资源禀赋较差的地区给予政策和资金方面的倾斜,积极创新和培育地方特色产业,为这些地区的经济发展注入活力。第三,市场化形成的产业集聚同时吸引资本和劳动力资源的转移,并可能导致资金资本和人力资本的非均衡布局,从而造成地区经济不均衡。为避免资本与人才的过度集中,地方政府可通过税收减免调节资金走向。此外,地方政府还可以通过改变落户政策或建立各种人才项目鼓励优质劳动力资源参与落后地区的经济建设。资本与人才的均衡分布是实现地区协调发展的重要保证。第四,市场化进程与我国城市化建设相结合。随着市场化进程的推进,各地区产业结构将逐步形成第三、第二和第一产业递减的产业格局。城市化进程中大量劳动力从农村转移出来进入城市求职,地方政府可通过免费职业教育和技能培训帮助转移出来的劳动力快速适应非农就业,实现由农村向城市的平稳过渡。

参考文献

- [1] 贺芃斐. 中国区域经济发展差异问题研究述评 [J]. 社会科学动态, 2021 (2): 54-62.
- [2] Banerjee A V, Dufo E, Qian N. On the Road: Access to Transportation Infrastructure and Economic Growth in China [J]. SSRN Electronic Journal, 2012, 11 (1): 1-53.
- [3] 付金存, 赵洪宝, 李豫新. 新经济地理理论视域下地区差距的形成机制及政策启示 [J]. 经济体制改革, 2014 (5): 43-47.
- [4] 王雨飞, 倪鹏飞. 高速铁路影响下的经济增长溢出与区域空间优化 [J]. 中国工业经济, 2016 (2): 21-36.
- [5] 年猛. 交通基础设施、经济增长与空间均等化——基于中国高速铁路的自然实验 [J]. 财贸经济, 2019 (8): 146-160.
- [6] Solow R M. A Contribution to the Theory of Economic Growth [J]. Quarterly Journal of Economics, 1956, 1: 65-94.
- [7] 姚先国, 张海峰. 教育, 人力资本与地区经济差异 [J]. 经济研究, 2008 (5): 47-58.
- [8] 樊士德, 姜德波. 劳动力流动与地区经济增长差距研究 [J]. 中国人口科学, 2011 (2): 27-38.
- [9] 彭国华. 技术能力匹配、劳动力流动与中国地区差距 [J]. 经济研究, 2015 (1): 99-110.
- [10] 郭金龙, 王宏伟. 中国区域间资本流动与区域经济差距研究 [J]. 管理世界, 2003 (7): 45-58.
- [11] 魏后凯. 外商直接投资对中国区域经济增长的影响 [J]. 经济研究, 2002 (4): 19-26.
- [12] 高远东, 陈迅. FDI对中国区域产业结构调整作用的差异化分析——基于东、中、西部面板数据的实证研究 [J]. 软科学, 2010 (9): 62-66.
- [13] 余泳泽. 中国省际全要素生产率动态空间收敛性研究 [J]. 世界经济, 2015 (10): 30-55.
- [14] 吕大国, 耿强, 简泽, 卢任. 市场规模、劳动力成本与异质性企业区位选择——中国地区经济差距与生产率差距之谜的一个解释 [J]. 经济研究, 2019 (2): 36-53.
- [15] 刘瑞明. 所有制结构、增长差异与地区差距: 历史因素影响了增长轨迹吗? [J]. 经济研究, 2011 (S2): 16-27.
- [16] 叶金珍, 安虎森. 腐败、转移支付与区域经济差距——基于异质性新经济地理学模型的分析 [J]. 西南民族大学学报: 人文社会科学版, 2017 (12): 123-131.

- [17] 詹新宇, 白晨曦. 中央对地方转移支付的经济发展不平衡效应研究——基于省际面板数据的经验分析 [J]. 南京审计学院学报, 2019 (3): 92-102.
- [18] 孙晓华, 李明珊, 王昀. 市场化进程与地区经济发展差距 [J]. 数量经济技术经济研究, 2015 (6): 39-55.
- [19] 景维民, 张景娜. 市场分割对经济增长的影响: 基于地区发展不平衡的视角 [J]. 改革, 2019 (9): 103-114.
- [20] 殷静蔚, 王晨晨, 邓淑红, 周小婷. 内部市场一体化, 外部市场一体化与区域经济发展差距——基于系统 GMM 的实证研究 [J]. 湖北农业科学, 2021 (21): 194-205.
- [21] 刘精明, 朱美静. 经济发展, 市场化与收入不平等——基于地区截面数据的实证分析 [J]. 东南大学学报: 哲学社会科学版, 2020 (1): 101-114.
- [22] Jian T, Sachs J D, Warner A M. Trends in Regional Inequality in China [J]. China Economic Review, 1996 (1): 1-21.
- [23] 陈梦根, 张帅. 中国地区经济发展不平衡及影响因素研究——基于夜间灯光数据 [J]. 统计研究, 2020 (6): 40-54.
- [24] 万广华. 不平等的度量与分解 [J]. 经济学 (季刊), 2009 (1): 347-368.
- [25] Chen X, Nordhaus W D. Improved Estimates of Using Luminosity as a Proxy for Economic Statistics: New Results and Estimates of Precision [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 2011, 108 (21), 8589-8594.
- [26] 徐康宁, 陈凤龙, 刘修岩. 中国经济增长的真实性: 基于全球夜间灯光数据的检验 [J]. 经济研究, 2015 (9): 17-29.
- [27] 王贤彬, 黄亮雄, 徐现祥, 李郁. 中国地区经济差距动态趋势重估——基于卫星灯光数据的考察 [J]. 2017 (3): 877-896
- [28] Chen Z, Yu, B, Yang C, Zhou Y, Yao S, Qian X, Wang C, Wu B, Wu J. An Extended Time Series (2000-2018) of Global NPP-VIIRS-like Nighttime Light Data from a Cross-sensor Calibration [J]. Earth System Science Data, 2021, 13 (3): 889-906.
- [29] 潘文卿, 刘庆. 中国制造业产业集聚与地区经济增长——基于中国工业企业数据的研究 [J]. 清华大学学报: 哲学社会科学版, 2012 (1): 137-147.
- [30] 张天华, 陈博潮, 雷佳祺. 经济集聚与资源配置效率: 多样化还是专业化 [J]. 产业经济研究, 2019 (5): 51-64.
- [31] Martin P, Ottaviano G. Growth and Agglomeration [J]. International Economic Review, 2001, 42 (4): 947-968.
- [32] 范剑勇. 市场一体化、地区专业化与产业集聚趋势——兼谈对地区差距的影响 [J]. 中国社会科学, 2004 (6): 39-51.
- [33] 刘军, 徐康宁. 产业集聚、经济增长与地区差距——基于中国省级面板数据的实证研究 [J]. 中国软科学, 2010 (7): 91-102.
- [34] 王帅, 周明生, 钟顺昌. 资源型地区制造业集聚对产业结构升级的影响研究——以山西省为例 [J]. 经济问题探索, 2020 (2): 85-93.
- [35] 徐磊, 牟铁成, 刘华龙. 体育产业集聚、财政分权与产业结构升级 [J]. 河北体育学院学报, 2021, 35 (4): 35-68.
- [36] 付凌晖. 我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究 [J]. 统计研究, 2010 (8): 79-81.
- [37] 宋铮. 制造业与生产性服务业集聚对产业结构的影响研究 [J]. 商业经济研究, 2016 (5): 192-195.
- [38] 袁茜, 吴利华, 张平. 长江经济带一体化发展与高技术产业研发效率 [J]. 数量经济技术经济研究, 2019 (4): 45-60.
- [39] 徐生霞, 刘强, 陆小莉. 中国区域发展不平衡时空演进特征及影响效应分析——基于产业结构转型升级的视角 [J]. 财贸研究, 2021 (10): 14-26.
- [40] 孟添天. 市场潜能与资本流动的关系及空间竞争效应研究 [J]. 商业经济研究, 2022 (3): 162-165.
- [41] 李建华. 中国区域产业集聚与 FDI 的互动关系研究 [D]. 长春: 吉林大学, 2019: 93-94.
- [42] 方军雄. 市场化进程与资本配置效率的改善 [J]. 经济研究, 2006 (5): 50-61.
- [43] Keen M, Marchand M. Fiscal Competition and the Pattern of Public Spending [J]. Journal of Public Economics, 1997, 66 (1): 33-53.
- [44] 郭志仪, 杨曦. 外商直接投资对中国东、中、西部地区经济增长作用机制的差异——1990—2004 年地区数据的实证检验 [J]. 南开经济研究, 2008 (1): 75-86.
- [45] Bao S, Chang G, Woo W T, Sachs J D. Geographic Factors and China's Regional Development under Market Reforms, 1978-1998 [J]. China Economic Review, 2002, 13 (1): 89-111.
- [46] Hering L, Poncet S. Market Access and Individual Wages: Evidence from China [J]. The Review of Economics and Statistics, 2010, 92 (1): 145-159.
- [47] 陈耀. 中国西部经济: 制度性短缺与援助 [J]. 中国工业经济, 2001 (12): 47-54.
- [48] 陈斌开, 林毅夫. 发展战略、城市化与中国城乡收入差距 [J]. 中国社会科学, 2013 (4): 81-102.
- [49] 程进文, 刘向东. 市场一体化、非对称性贸易成本与制造业集聚 [J]. 经济理论与经济管理, 2018 (7): 49-62.
- [50] 樊纲, 王小鲁, 马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献 [J]. 经济研究, 2011 (9): 4-16.
- [51] 邓明. 财政支出、支出竞争与中国地区经济增长效率 [J]. 财贸经济, 2013 (10): 27-37.
- [52] 高翔, 黄建忠. 对外开放程度、市场化进程与中国省级政府效率——基于 Malmquist-Luenberger 指数的实证研究 [J]. 国际经贸探索, 2017 (10): 19-35.
- [53] 朱蔚青. 我国经济发展市场化与电子商务发展实证研究 [J]. 商业经济研究, 2017 (3): 44-46.
- [54] 刘志伟. 收入分配不公平程度测度方法综述 [J]. 统计与信息论坛, 2003 (5): 28-32.

我国对外援助项目运行模式及其“协同-绩效”体系探究

——基于45个案例的聚类分析

Exploring the Operation Mode and “Collaborative-Performance” System of China’s Foreign Aid Projects: Cluster Analysis Based on 45 Cases

谢永乐 王红梅

XIE Yong-le WANG Hong-mei

[摘要] 推动对外援助项目有效运行与延展是我国深化贯彻“人类命运共同体”“一带一路”“全球发展倡议”等战略的内在要求。本文基于2005—2020年援建成套项目与人力资源开发合作项目的45个案例发现,中方代建、EPC工程总承包、在职学历学位教育等模式运行中,主体分工与专项权责执行的机制建设不足,资源配置与应用分离、跨部门政策/制度摩擦、双边责任推诿等问题较为明显;全方位与全周期绩效评估体系建设的偏离程度过大,存在全过程协同行动的信息“黑箱”与结果应用约束;注重共性绩效评估,个性考核范畴尚不清晰,难以精准反映国别/地区、聚焦领域、核心主题等差异。根据国内外互动、全周期联动的“协同-绩效”脉络探究得出,协同圈层“纵向分解+横向协作”与绩效圈层“各司其职+有效链接”的良性循环,是对外援助公共效益最大化的核心内容。为此,从编制国别/地区规划、优化制度集合、完善“定性+定量”绩效指标、强化个性绩效评估结果应用等方面提出对策建议。

[关键词] 对外援助项目 运行模式 协同-绩效 案例分析

[中图分类号] F812.6 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2023)04-0118-11

Abstract: Promoting the effective operation and extension of foreign aid projects is the inherent requirement of deepening the implementation of the “Community of Human Destiny”, the “Belt and Road”, the “Global Development Initiative”, and other strategies. Based on 45 cases of complete construction assistance projects and human resource development cooperation projects from 2005 to 2020, this paper finds that in the operation mode of Chinese agent construction, EPC project general contracting, on-the-job degree education, the mechanism construction of main division of labor and execution of special rights and responsibilities is insufficient. There are obvious problems, such as the separation of resource allocation and application, cross-departmental policy or institution friction, and buck-passing of bilateral responsibility. The extent of the departure of the comprehensive and the full-cycle performance evaluation system is large, and there is the information “black box” of the whole process of collaborative action and the result application constraints. Common performance evaluation is emphasized, while the scope of personality evaluation is not clear, and it’s difficult to accurately reflect the differences in nations or regions, focus areas, and core themes. According to the “collaborative-performance” context of domestic and international interaction and whole-cycle linkage, it’s concluded that the virtuous cycle of “vertical decomposition+horizontal cooperation” of the collaborative circle and “each plays its role+effective link” of the performance circle, is the core content of maximizing the public benefits of foreign aid. Therefore, countermeasures and suggestions are made from the preparation of national or regional planning, optimization system collection, improvement of “qualitative + quantitative” performance indicators, and strengthening the application of personal performance evaluation results.

Key words: Foreign aid project Operation mode Collaborative-performance Case analysis

[收稿日期] 2022-08-17

[作者简介] 谢永乐,男,1991年4月生,对外经济贸易大学国际发展合作学院讲师、北京市习近平新时代中国特色社会主义思想研究中心特约研究员,研究方向为政府绩效管理、国际项目开发与评估(对外援助)等。王红梅,女,1977年11月生,中央财经大学政府管理学院教授,研究方向为公共政策评估、预算绩效管理等。本文通讯作者为谢永乐,联系方式为 xieyongle@uibe.edu.cn。

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“‘双碳’目标背景下我国地区环境规制的敏感性博弈及其绩效研究”(项目编号:72204044);国家社会科学基金一般项目“我国政府部门预算参与和管理绩效作用机理的模型构建与实证检验研究”(项目编号:20BZZ060)。

感谢匿名审稿人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

伴随社会主义市场经济建设与政治、外交等战略发展,我国对外援助实践已有70余年,形成援建成套项目、提供一般物资、开展技术合作、开展人力资源开发合作、全球发展和南南合作基金等并存的实施体系。据统计,我国2013—2018年对外援助资金达2702亿元(无偿援助占比47.3%、无息贷款占比4.18%、优惠贷款占比48.52%),覆盖了亚洲、非洲、拉丁美洲、加勒比等地区的122个国家、20个国际和区域性多边组织。在受援国/地区环境复杂、涉及领域纷繁、参与主体众多等情境下,全面科学测度正在进行或已完成的援助项目、方案、政策及战略等,有效预判或总结设定目标的实现效率、效果、影响与可持续性潜力,既是提高资源利用效益、强化主体问责的内在要求,又是精准履行联合国2030年可持续发展目标(SDGs)职责、展现国际发展合作事业贡献力度的必然选择。对此,我国2015年出台《对外援助项目评估管理规定》(商援发〔2015〕487号),规范了评估类型、指标范畴、操作程序等内容。基于2018年《关于全面实施预算绩效管理的意见》提出的全方位、全过程、全覆盖绩效管理要求,2021年发布的《新时代的中国国际发展合作》白皮书明确指出:建立系统完善、公正独立的项目评估机制,制定科学规范、完整有效的评估标准,开展综合评估和专项评估,加强评估结果应用。但从实践情况来看,目前仍是以特定类别或单个项目的验收评估为主,尚未扎根于国内外多层次主体职责分工架构与不同类型项目运行链条,构建起全周期运行与全覆盖统筹的考核机制与指标体系。非对称性信息“超载”(Eppler和Mengis,2004^[1])与传输堵塞,使不同时期、地域、领域等维度的项目实施之间不具备可比性,绩效评估结果反馈及其应用水平偏低。现阶段,在“人类命运共同体”“一带一路”“南南合作”“全球发展倡议”等战略引导下,根据自身人力(技术及管理人才)、物力(要素禀赋)、财力(预算资金)等存量有限的约束,如何立足于协同行动范畴(源自协同治理理论)与绩效管理语境(源自委托-代理理论),全面统筹各项资源的合理配置与有效使用,妥善解决援助对象多、援助周期长、援助关系网络复杂等问题,是深化推动我国对外援助项目有序运行与可持续性延展、满足受援国/地区切实需求、提升公共效益水平的关键挑战。

二、国内外研究现状

近现代意义的对外援助源自于主权国家体系出现以后,并逐步演化成以隶属于经济合作与发展组织(OECD)的开发援助委员会(DAC)为中心的国际援助体系。在此过程中,基于援助国政策差异及其变迁的“原动力”探究,形成三大理论观点:(1)国家利益论,强调援助国政治经济利益的驱动作用,将对外援助视为援助国的对外政策或经济治国工具。如Morgenthau(1962)^[2]指出,任何形式的对外援助实际上都履行着促进和保护国家利益的政治职能。Waltz(1979)^[3]则直接将对外援助视为无政府状态下大国竞争的霸权工具。Bruno等(1987)^[4]、David(1973)^[5]认为,对外援助实质是援助国的酬赏或制裁,进而以影响受援国内政外交来促进自身的特定利益。同时,受依附论与世界体系论的“中心-外围”视角启发,Sarah和Michael(1996)^[6]、Hall(1994)^[7]、周弘(2002)^[8]等将对外援助置于“南北关系”探索框架,聚焦于受援国的不利地位提出,许多采用“申请主义”形式并附有“约束条件”的双边援助,主要目的是最大限度服务于援助国利益,应该废除这种分配方式。(2)人道关怀论,强调援助国“无私利他”角色,认为充分重视受援国需求的“人道考虑”与积极履行援助义务的“责任担当”,是构成对外援助的主要动因。如Brown和Kegley(1995)^[9]基于人道考虑、矫正正义、分配正义维度的道德依据指出,向发展中国家提供援助是发达国家的义务,其强调以更多数额的对外援助弥补所犯过失。Lumsdaine(1994)^[10]通过审视1949—1989年的机制变迁提出,对外援助更多出于国际道义,关注弱者基本需求,以促进受援国发展。(3)社会交换论,“甲乙双方自愿通过资源互换方式满足自身需求”(Roloff,1997^[11])。因注意到该理论在对外援助实践中的潜在价值,Baldwin(1998)^[12]将其引入国际关系领域。丁邵彬和阚道远(2007)^[13]、丁邵彬(2010)^[14]将对外援助视为一种基于“相互利益”的交换行为,并聚焦于双方互惠互利、受援国讨价还价能力等方面逐步展开探讨。伴随三大理论观点的辩证式发展,关于援助国角色属性的探究不断深化。如Breuning(1995)^[15]构建出区分友好邻居型、激进主义者型、商人型、权力掮客型援助角色的认知框架。Harnisch等(2011)^[16]提出,因规范不明确产生的角色模糊化、多重角色互不兼容、角色发生背景断链、角色期望超负荷等,引

致出对外援助政策调整“困境”。融合借鉴秦亚青(2016)^[17]、蒲晓宇(2014)^[18]等探讨,陈小鼎和王翠梅(2021)^[19]通过日本对华与对印的官方开发援助(ODA)政策比较,指出援助国兼具“经济人”(注重整体利益权衡与援助实效)与“社会人”(关注国际秩序规范与国内舆论)角色,两者之间的博弈较量,决定着对外援助政策的动态调整。

对外援助的可持续性深化延展受到多元因素的复合影响。具体包括三类:(1)援助国的国内政治情况,包括对外援助决策体制机制(Yoon, 2018^[20])、国内援助舆论(Otter, 2013^[21])、经济与财政实力(王堃, 2005^[22])。(2)受援国的内政外交情况,包括政策立场与投资环境、行为选择偏好、经济发展水平等(Paul, 2008^[23])。(3)其他援助方施加的政策压力,即多边或双边援助国“制度化非竞争”稳态的约束效应(Robert, 1980^[24])。在此基础上,随着我国对外援助规模的不断扩大,国内外针对“中国特色化对外援助模式”(陈小宁, 2020^[25])执行效果及其对全球发展进程影响的关注度日益提高,形成两种对立性观点:一方面,因援助项目运行的统计数据不公开、具体实践路径有别于传统型西方模式等,引起了一定程度的误解。例如, Yoon-A(2016)^[26]指责我国将对外援助作为收购资源的战略工具; Isaksson 和 Kotsadam(2018)^[27]认为我国对外援助显著影响了受援国内部的腐败程度。另一方面,诸多研究提出“中国对外援助方式优于西方”,具体表现在四个方面:一是对外援助的基础设施建设显著促进了非洲经济增长(Foster等, 2009^[28]);二是始终关注最需要援助的落后国家和地区(Wang等, 2014^[29]);三是有效帮助受援国扩大贸易市场规模、改善贸易条件(刘爱兰等, 2018^[30]),同时,促进我国对受援国的 OFDI 规模扩张(杨亚平和李琳琳, 2018^[31]);四是国别要素合作推动资源与市场开发(Dreher等, 2017^[32])。进而,我国“其他官方援助”(OOF)通过提高基础设施水平与工业就业率,可显著减少受援国冲突问题(李嘉楠等, 2021^[33])。因此,如何有效地回应国际社会质疑、展现大国职责履行情况,是现阶段面临的挑战。

综上所述,国内外研究在对外援助“原动力”、角色属性、影响因素及我国执行效果等方面已取得一定的进展,可为相关探讨奠定有效基础。但是,立足于自身各类资源存量(预算)有限性与受援国/地区经济-政治外交-社会-文化-生态环境复杂性的考察

视角,关于我国对外援助战略、政策贯彻到项目运行层面存在哪些问题与挑战?如何完善国内外“双循环”协同机制,以增强对外援助项目实施的凝聚力与向心力?如何推动我国对外援助项目的全方位、全覆盖、全过程绩效评估及其结果应用,以提升多领域资源的投入-产出效率?这些尚未得出共识性结论。资源禀赋、经济基础、社会与生态环境、战略目标、文化理念等国别/地区差异,决定着对外援助项目实施必然是一个需适应复杂系统演化、统筹多重利益诉求、协调多方主体行动策略的过程。为此,本文将从三个方面逐步展开创新性探讨:(1)从跨国别、跨领域、跨部门、跨主体层面,基于过程管控与绩效评估维度,聚类剖析 2005—2020 年对外援助 45 个项目案例(援建成套+人力资源开发合作),根据核心内容、实施亮点、不足/挑战的系统性梳理与比较,提炼项目运行机理/模式及其存在的关键症结。(2)立足于实践进程的因域、因时、因类精准施策与权责分解视角,融合内外部战略环境分析、援助主体协同行动及其考核的相关理论,构建国内外互动、全周期联动的“协同-绩效”体系,明确推动协同圈层与绩效圈层良性循环互促的逻辑脉络。(3)根据现有核心问题与“协同-绩效”运行准则,探寻提升我国对外援助项目实施公共效益水平的可行性路径。

三、我国对外援助项目运行模式与存在的问题剖析

(一) 我国对外援助演进及其特征

自新中国成立以来,我国对外援助经历了四个演化阶段:(1)1950—1964 年的起步初创阶段,聚焦于支持周边国家反抗外国侵略(如抗美援朝)、支援亚非拉国家民族独立及其经济重建等。(2)1965—1978 年的成长壮大阶段,以工业、农业与基础设施为基点的逐步性投资规模增长,将援助范围扩大至 66 个国家。(3)1979—2012 年的改革发展阶段,根据自身社会主义市场经济改革发展方向,从援助方式、援助内容等方面进行了调整。(4)2013 年至今的开创新局面阶段,着眼于构建“人类命运共同体”的愿景,以经济技术促动的“南南合作”与“一带一路”建设等,为减贫、农业、教育、卫生、环保、工业、贸易等多元领域的国际发展合作奠定有效基础。在此过程上,形成极具特色的“中国对外援助模式”:以“大同、义利、仁爱”文化和无产阶级国际主义精神为思想渊源;以新中国重大外交战略为理论基础;以国家利益与国际责任相统一为战略导向;

不干涉受援国内政、不附加任何政治条件；以“南南合作”而非“南北关系”为根本性质（罗建波，2020^[34]）。即我国对外援助实践始终秉持“政治上平等互信、经济上互利共赢”理念，充分尊重受援国/地区的发展实情与预期目标，按照其切身利益诉求开展因域、因类、因时的各类援助项目建设。

（二）我国对外援助项目运行情况

参照2021年1月国务院新闻办公室发布的《新时代的中国国际发展合作》白皮书，现阶段我国对外援助的实施方式共包括9类：援建成套项目、提供一般物资、开展技术合作、开展人力资源开发合作、南南合作援助基金（于2022年6月24日升级为“全球发展和南南合作基金”）、派遣援外医疗队、派遣志愿者、提供紧急人道主义援助、减免有关国家债务。其中，以社会公共设施与经济基础设施建设为核

心的援建成套项目，因投资规模大、建设周期长、参与主体多等，是“硬援助”的典型代表；人力资源开发合作项目则通过官员研修研讨（中短期）、技术交流培训、在职学历学位教育、高级专家服务等方式，有效推动政治外交、公共管理、农业减贫、医疗卫生、教育科研、文化体育、交通运输等领域的国际互动，具备显著的“软援助”活力。因此，通过国家国际发展合作署、发改委、商务部、中国进出口银行等官网的相关资料梳理与专家访谈，选取出2005—2020年23个援建成套项目（西非、中非、南亚地区）与22个人力资源开发合作项目（金融服务、科技创新、城市规划、新能源开发等范畴）作为案例，基于过程管控与绩效评估维度，聚类剖析我国两类对外援助项目的实施情况及运行模式（如表1所示）。

表1 2005—2020年我国对外援助项目运行的案例情况

| 分析维度 | 项目类型 | 具体案例 | 核心内容 | 实施亮点 | 不足/挑战 |
|------|----------------|--|---|---|---|
| 过程管控 | 援科特迪瓦-塞内加尔成套项目 | 共4个：援科特迪瓦阿比让体育项目、援科特迪瓦精英学校项目、援塞内加尔摔跤竞技场项目、援塞内加尔妇幼医院项目 | 全过程性常规监管+专项监督；立项阶段——建议书提请、可研编制、立项审批、协议商签；实施阶段——管理与承包单位招标、项目专业性考察、工程勘察及验收；竣工及后评估阶段——整体建设过程、运营使用等 | 设立现场实验室进行材料检测；样板先行、技术先行、方案先行；质量例会与专题会制度等 | 配套建设的进度偏慢；项目划分及标准待优化；技术交底尚不规范；各方关系协调不足等 |
| | 援卢旺达-刚果（布）成套项目 | 共7个：援卢旺达综合医院项目、援卢旺达职业技术学校、援刚果（布）中学项目；援中刚友好医院项目、援刚果（布）恩古瓦比大学扩建项目等 | | 采用“中方代建制”模式，充分发挥我国作为实施主体的比较优势；聚焦于整合多种援助资源的平台创建目标 | 外方相关配合不到位；对受援国承接能力考虑不足；建设方案与实际需求匹配度不足；过程管理脱节等 |
| 绩效评估 | 人力资源开发合作项目 | 共22个：“一带一路”产业园区建设运营研修班；发展中国家科技创新与创业研究班、发展中国家新能源开发利用机制建设部长研讨班、非洲国家及非盟公共行政管理研修班等 | 全方位性监督评估；立项工作效率及质量；项目管理体系建设；项目招生；项目执行（如课程、突发事件处理）；实施效果；实施效率等 | 管理制度健全且监查方式多元化；拥有稳定的联办/协办/合作单位；按主题方向、周期计划与实施单位优势设计特色方案等 | 立项节奏偏慢；对承办单位考核结果应用不足；管理标准不统一；学员跟踪回访及效果评估不足；部分制度不适应市场需求等 |
| | 援越南-老挝-柬埔寨成套项目 | 共8个：援越南河内轻轨2号线项目、援越南越中友谊宫项目、援老挝湄公河沿岸公路项目、援柬埔寨信息技术大楼项目等 | 全过程性评估；战略规划符合性；受援国需求匹配性；前期工作质量；立项审批完备性；实施内容符合性；实施过程合规性； | 适时性调整项目定位；有效挖掘地理区位优势；融入特色文化元素；重视系统性谋划与经济适用原则等 | 受援国政府的资源支持缺乏；管控团队建设不足；多国标准交叉并存；公众认知水平低；国别关系波折等 |
| | 援斯里兰卡成套项目 | 共4个：援斯里兰卡汉班托塔港项目、援斯里兰卡国家医院门诊楼项目、援斯里兰卡水技术研究与示范联合中心项目等 | 项目运行效率与执行效果；经济-社会-资源环境-政治及外交-可持续性影响；受援地区的公众满意度等 | 协调多方联动，共商共建；严守环境保护与文明建设原则；积极推广勘察-监理-验收的“中国标准”等 | 投资-建设-运营脱节使效率受损；受援国政权更迭引起对华政策调整；局部规划及配套方案不成熟等 |

资料来源：根据2021年《新时代的中国国际发展合作》白皮书等相关材料整理。

基于全周期“过程管控”维度的聚类分析发现，涵盖特殊公建、医院、学校、体育场等类型的11个

对外援助成套项目，是以中方代建、EPC工程总承包、项目管理+工程总承包、提供“两优”贷款等实

施模式为主。即在前期筹备、规划设计、建设监理、阶段性巡察、竣工验收等环节，为受援国/地区提供了有效的资金、技术与设备、人力支持。我国参与成套项目实施的主体，包括援外主管/执行单位、驻外使领馆、贷款承办银行、设计单位、监理单位、总承包单位、施工单位、其他咨询单位等，它们与受援国/地区的主管、运营单位联合形成多层次、多链条、多形式的协同分工体系（如图1所示）。在此过程中，以质量目标规划与专项职责定位为向导，开展常规监管与专项监督的核心要点，主要分为三个方面：

(1) 立项阶段，包括建议书提请流程、可行性研究

报告编制内容、立项审批权限及相关职责、协议商签程序等。(2) 实施阶段，包括管理、承包、施工等单位的招标门槛及规范、项目考察与巡检范畴、工程勘察及中期验收标准等。(3) 竣工验收及后评估阶段，包括整体建设过程规范性、投入-产出效率、运营效果、可持续性影响潜力等。在此基础上，我国逐步探索出因域、因类、因时推动项目运行的经验，如设立现场实验室、样板先行制度、技术交底制度、自检-互检-交接检制度、质量例会与专题会制度、质量一票否决制度及质量合格证挂牌制度等，为确保项目各个环节的稳步衔接与推进提供了有效依据。

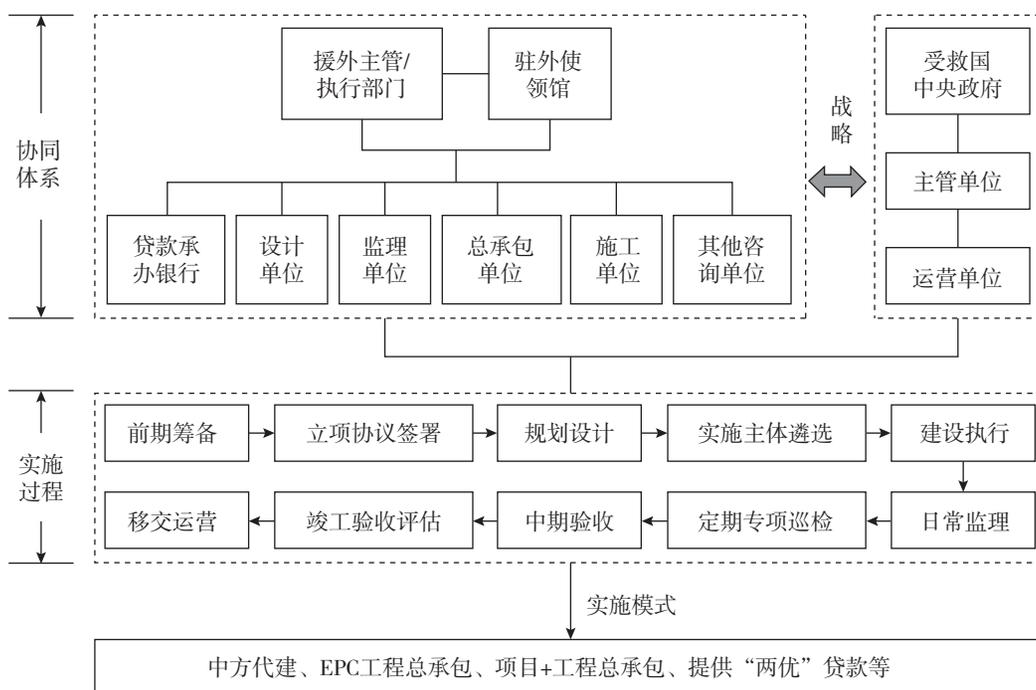


图1 我国对外援助成套项目运行模式

基于全方位“绩效评估”维度的聚类分析发现：

(1) 涵盖金融服务、科技创新、城市规划、基础设施建设、新能源开发等主题范畴的22个人力资源开发合作项目，是以官员研修研讨、技术人员培训、在职学历学位教育、高级专家服务等实施方式，满足受援国经济社会发展等需求。根据“制度制定、管理和监督相分离”原则，形成立项管理主体—实施管理主体—项目承办主体“内外专项职责分工”的协同行动体系。例如，中国国际经济技术交流中心的会展与培训处作为援外培训项目实施管理的牵头处室，综合办、计划监督处、财务处、联络办等为具体执行工作的协助部门。商务部国际商务官员研修学院设有协调办、教研处、执行处（共计48人），共同负责援外培训项目的具体执行工作。在此基础上，我国基

于项目立项（效率与质量）、项目管理（部门分工与制度建设）、实施单位招标（选定方式与资质门槛）、项目招生（规模、学员级别与专业）、项目实施（部门协同与机制建设）、实施效率（及时性与合理性）、实施效果（目标实现情况与满意度），构建起主体与客体相结合的绩效评估体系（如图2所示）。(2) 立足于“立项—实施—运营”全周期推进“链条”的12个成套项目实践情况，可将其整体性绩效评估细化为“决策绩效—管理绩效—结果绩效”体系。具体内容包括五个方面：一是项目立项的适当性，包括中长期战略规划符合性、受援国/地区/群体需求匹配性、前期工作完整性与规范性、立项审批完备性等。二是项目实施的合规性，即实施内容符合性与实施过程规范性。前者包括实施内容一致性、细化方案合理

性、援助资金到位及时性等；后者包括执行主体选择适当性、资金与档案管理规范性、过程监理有效性等。三是援助效率与效果，包括项目投资及执行进度合理性、项目运行与管理效率、预期目标实现情况、经济及技术效果、受援国/地区满意度等。四是综合性影响，包括经济（如产业/区域发展、市场体系建设、经贸合作）、社会（如社区发展、就业、减贫）、资源环境（如生态保护、资源开发与利用）、政治及

外交（如人文交流）等方面。五是可持续性潜力，微观层面包括市场条件、环境负荷、组织运营等，宏观层面包括经贸关系、经济社会-政治外交-法律与政策环境等（如图3所示）。综上可知，通过70余年的实践积累，我国对外援助人力资源开发合作项目与成套项目的全周期运行及其绩效评估体系建设已取得一定进展，为深入贯彻“一带一路”建设、“南南合作”等战略奠定了有效基础。

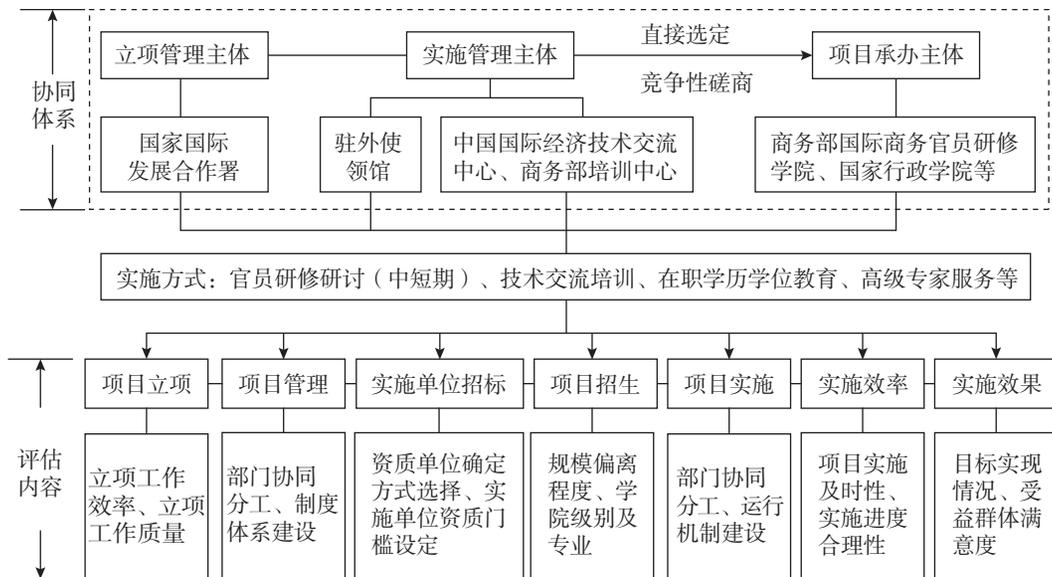


图2 我国对外援助人力资源开发合作项目运行模式

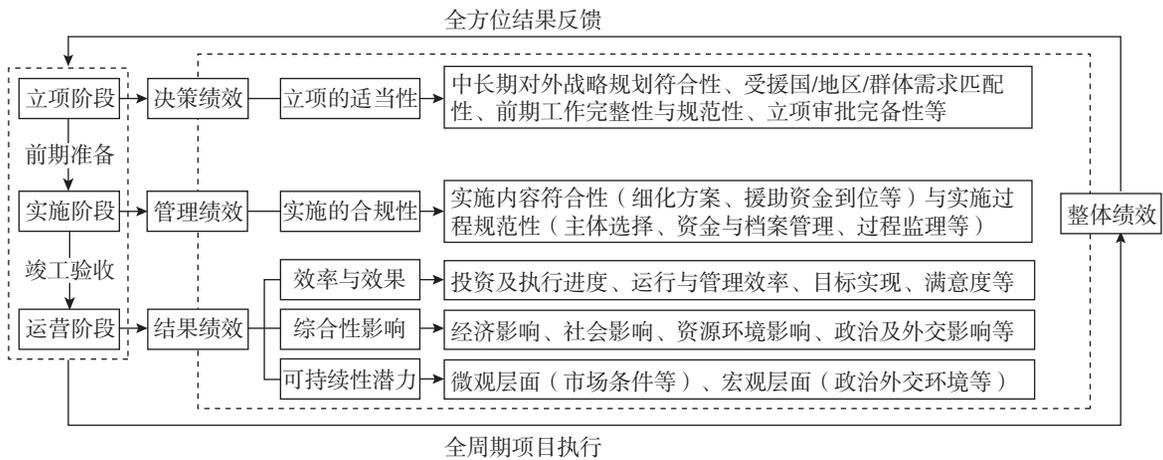


图3 我国对外援助成套项目绩效评估体系

（三）当前我国对外援助项目运行的关键“瓶颈”因资源禀赋、经济基础、政治体制、文化习俗、外交网络等交叠影响，使援助国与受援国/地区的双边互动体系极为复杂。根据45个案例的聚类分析可知，我国成套项目（多地域、多类型、多模式）与人力资源开发合作项目（多元主题、多边主体、多种形式）在“立项—实施—监督—管理—评估”过

程中涉及的内外部权责协同分工、全周期运行管控、全方位绩效考核等差异，进一步加大了对外援助的实施难度。基于有效回应国际社会“质疑”与国内公众知情权“诉求”的探讨视角，现阶段我国推进对外援助项目可持续性延展与深化运行的“瓶颈”，主要体现在三个方面：

第一，主体协同分工与专项权责执行的机制体系

建设不足。对外援助项目运行内含援助国与受援国/地区、不同参与主体、主体内不同部门之间的互动关系，它们共同联结成跨国界、跨主体、跨部门的纵横交错型协同网络，往往“牵一发而动全身”。目前，虽然我国已出台了《对外援助管理办法》《对外援助项目评估管理规定》《对外援助成套项目管理办法（试行）》等政策，但尚未构建出层次分明、权责清晰的主体协同机制体系，致使项目运行过程中存在主导性职能分散、双边模糊性责任推诿等问题。例如，按商务部国际贸易经济合作研究院评估小组2019年的调研报告显示，援卢旺达、刚果（布）5个基础设施类成套项目因“外方配套条件滞后与重视程度不足、外方履约缺乏约束力”等，严重影响到“三通一平”场地准备、物资充分利用、设施设备长效维护等实施进度。与此同时，根据2023年《党和国家机构改革方案》部署与国家国际发展合作署的统筹机制体系建设现状可知，我国对外援助项目的具体实施职能分散于商务部、中国进出口银行、卫健委、农业部、发改委等部门，面临着立项和执行相分离、预算分配和使用相分离、跨部门政策/制度摩擦等客观挑战，从而提高权责分解、任务对接的信息传递成本、沟通协调成本，降低项目运行效率。

第二，全方位与全周期绩效评估体系建设的偏离程度过大，存在考核“黑箱”。相较于一般项目而言，涵盖政治外交、经贸合作等多重战略范畴的对外援助项目运行情境更为纷繁复杂，需测度与考察的领域范畴更广、内容层次更多。具体来看，（1）作为“主导者”的监督评估司及对外援助服务保障中心（隶属于国家国际发展合作署），尚未构建起全面的绩效评估组织实施机制体系，由中央巡视组和审计部门共同监管对外援助资金使用的合规性。但因审计工作本身是预算绩效管理核心环节之一，难以综合评估项目立项必要性、资源投入经济性、目标规划合理性、实施方案可行性、实施效果可持续性等内容，从而无法全面衡量多元对外援助资源配置及使用情况的有效程度。（2）现有针对项目运行全过程绩效评估的定性指标丰富，定量指标严重缺乏。一方面，以资料查阅、问卷调查、现场调研（包含集体座谈、个体访谈）等为核心路径的定性绩效评估，面临着周期长、情境复杂、因素多变等客观约束，且评估方与被评估方之间的有限理性博弈，往往会增加获取全面性项目运行信息的难度，从而影响绩效评估结果的真实性与有效性。另一方面，以实时大数据驱动、多维

统计测度模型承载的定量指标开发与应用不足，致使时间层面（同一项目不同时期）、地域层面（同一地点不同项目）、时空层面（同一类项目不同地点且不同时期）评估结果的可延展性对比及其应用程度低，进而影响全周期“玻璃缸式”信息公开与更新的完整性、系统性、及时性。

第三，注重共性绩效评估体系建设，对个性考核范畴的界定尚不清晰。目前，我国已积累起较为丰富的对外援助项目常规与专项评估经验，但缺乏针对区域/国别、聚焦领域、核心主题、实施方式等维度的差异化绩效评估及其结果应用。就实践而言，我国大部分对外援助资源流向非洲和亚洲地区——2013—2018年分别有53个和30个受援国，专项资金占比分别为44.65%与36.82%，且主要以优惠贷款、无息贷款、无偿援助等资金渠道实现战略目标，但在现有项目评估中，尚未有效呈现它们的产出差异。结合项目案例访谈得出，基于区域/国别维度的绩效评估不足，不利于科学判断同一类援助项目在不同国家/地区的实施效果，无法为后续援助规划的优化调整提供有效依据。缺乏针对市场体系建设、生态环境影响、双边经贸合作等维度的绩效评估，不利于监督和把控成套项目运行过程中的相关衍生问题，影响可持续性延展潜力的发挥，也会妨碍人力资源开发合作项目执行体系的改革效率。同时，依照“高相似度”绩效体系所测度的项目评估结果，对实践路径优化与战略决策调整的可持续性影响效力非常有限，且与未来推动对外援助专项资金预算安排的关联尚不够紧密。此外，我国尚未构建起社会公众有序参与全方位、全覆盖、全过程绩效管理的渠道和平台，对外援助项目运行“讲绩效、用绩效、比绩效”的知晓度和支持度仍待提高。

四、我国对外援助项目运行“协同-绩效”体系构建

（一）对外援助项目运行“协同-绩效”的内涵

依据现有模式呈现的多主体协同职责分离、多阶段绩效考核偏离、多地区评估结果应用模糊等问题，构建目标精确、层次分明、脉络清晰的“协同-绩效”体系，是促进对外援助项目持续运行及正向效能外溢的突破口。立足于“人类命运共同体”建设的和平发展合作、共商共建共享、共生共进共赢原则而言，我国以成套项目与人力资源开发合作项目实施为典型代表的对外援助，属于跨国界、跨领域的公共价值创造与管理问题。故而，其战略选择、政策调整

及贯彻执行因同时受自身与援助国/地区的内、外部因素交叠影响而呈现出复杂性、差异性、多变性等特征。在此,融合借鉴马克·H.穆尔(2016)^[35]、赵景华和李代民(2009)^[36]“战略管理三角模型”可知,(1)内部因素包括三类:组织结构,涵盖沟通、权责及工作流等的人员安排;组织文化,即成员共同拥有的价值观与行为准则等;资源条件,即拥有的人力、财力与物力等。(2)外部因素分为六类:自然环境,即地理位置、要素禀赋、生态负荷量等;社会环境,即人口规模、职业结构、伦理规范等;政治环境,即政治制度、政治结构、政治关系和法治状态等;经济环境,即城镇化程度、行业发展水平、市场消费结构等;文化环境,即历史背景、科学技术、教育水平、人文习俗等;国际环境,即由国家、国际组织之间竞合互动所形成相对稳定的世界性政治、经济、文化运行秩序与格局。近年来,在全球气候治理、“双碳”目标执行、新冠疫情防控、精准扶贫攻坚等战略引导下,围绕环境规制(谢永乐和王红梅,2021^[37])、应急管理(张海波和陶志刚,2021^[38])、风险治理(李宇环等,2021^[39])、对口支援(徐丽鹤和张晓波,2022^[40])等议题,跨区域、跨领域、跨部门、跨主体等范畴的协同行动及其绩效考核,已成为学术界的密切关注点。对聚焦于国际发展合作领域的对外援助项目运行而言,则逐步衍生出我国与受援国/地区之间(国别层面)、国内外不同职责单位之间(主体层面)、同一职责单位内不同业务板块之间(部门层面)的协同架构。

在双边或多边的内外部因素共同作用下,我国对外援助项目有序运行及其可持续性延展,必然会涉及多地区、多部门、多主体、多重利益目标等协调问题,需通过因域、因时、因类的精准施策与权责分解,形成并不断完善“目标协同—组织协同—定位协同—任务协同—机制协同—工具协同—行动协同”运行体系。因此,结合经济效率、政治外交、要素管理等考察范畴可知,立足于受援国/地区环境系统复杂、不同领域动态演化视角的对外援助项目运行“协同—绩效”,是在测度立项、投入、执行、产出、效果、影响等整体性实施情况的基础上,衡量不同参与主体的全过程专项责任目标完成程度。即“协同—绩效”是对立项管理、实施管理、项目承办、受援国/地区管理与运营等主体实行自下而上的综合绩效评估与自上而下的专项奖惩问责。开展对外援助项目运行“协同—绩效”的本质性任务,是要精准明确我

国与受援国/地区不同层级主体的权责分工界限,挖掘出不同类型项目全周期运行的关键症结,构建全面、科学的“约束—激励—协调—统筹”机制体系,以“同效不同绩、同畴不同权”方式,妥善解决“搭便车”“分散效应”“职责推诿”等风险问题,稳步提升项目运行效率及其产生的社会福利水平。

(二)我国对外援助项目运行“协同—绩效”的逻辑脉络

针对如何激发多主体协同的内在驱动力、提升多领域资源的投入—产出效率等问题可知,推进国内外互动、全周期联动的对外援助项目运行“协同—绩效”,要求基于我国中长期国际发展合作规划与受援国/地区经济社会等需求,遵循客观发展规律与不同类型项目实施模式,将多层次主体互动范畴的目标协同、组织协同、任务协同与全过程绩效管理语境的定位协同、机制协同、工具协同、行动协同有机结合。进而,以不断完善的宏观战略与专项政策引导体系,促进跨国别、跨领域、跨主体、跨部门的职责分解及优势互补,实现对外援助项目运行的社会公共效益最大化目标。为此,本文根据“协同—绩效”科学内涵与当前对外援助项目运行存在的“瓶颈”,融合借鉴协同学(赫尔曼·哈肯,2005^[41])、以公共价值为基础的政府绩效评估(包国宪和马翔,2022^[42])等理论,尝试从协同圈层(援助国与受援国/地区—项目运行主体—职责部门)与绩效圈层(目标规划—过程管控—绩效评估—结果应用)构建出我国对外援助项目运行的“协同—绩效”体系(如图4所示)。

由我国对外援助成套项目与人力资源开发合作项目的运行模式探究可知,开展“协同—绩效”的核心是明确评估对象、评估内容、评估方式。因此,为实现双边多层次主体协同实践与全过程绩效考核的良性循环互促,需着重统筹好以下三个方面的内容:

第一,协同圈层——纵向分解与横向协作。即立足于多维多层“委托—代理”关系,根据中长期战略规划与受援国/地区发展需求所达成的对外援助意向(目标协同),全面完善融合立项管理、实施管理、项目承办、运营管理等职能于一体的机构/团队建设(组织协同)。进而,将规划设计、工程建设、监理巡察、竣工验收、绩效评估等专项权责有效分解至各参与主体的统辖部门(任务协同),以复合型“金字塔”式分工体系,强化分级分类执行的整体协调度。具体而言:(1)聚焦于社会公共设施与经济基础设施建设的成套项目运行,存在“三横两纵”协同链条,

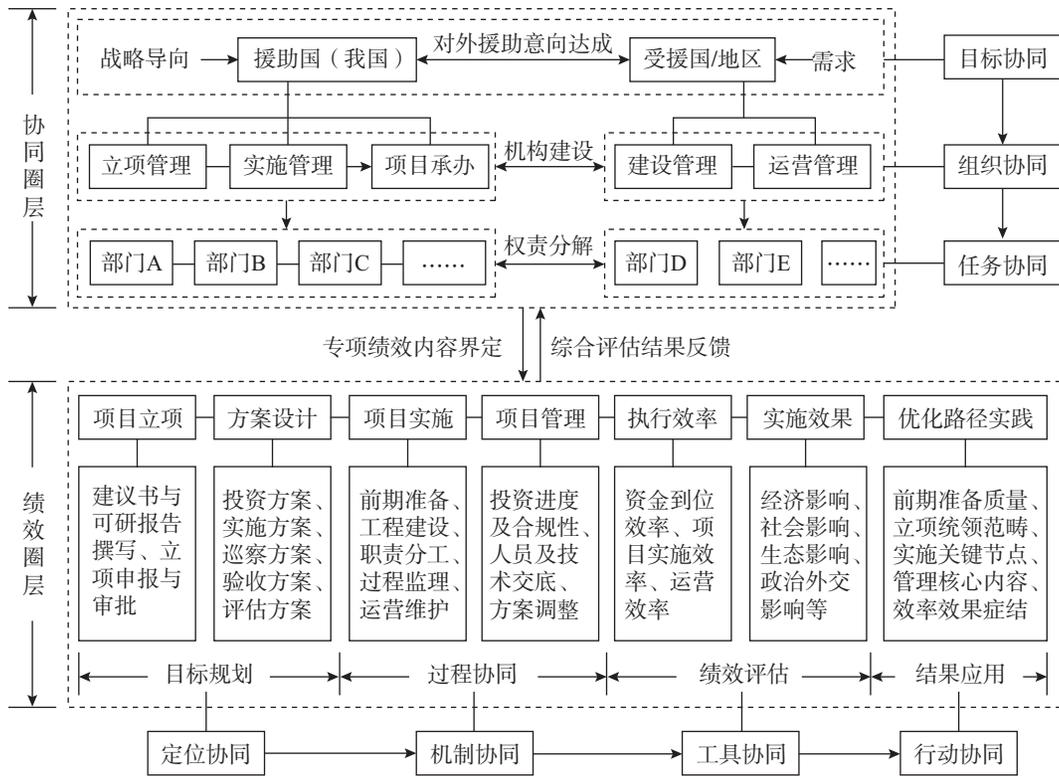


图4 我国对外援助项目运行“协同-绩效”体系

即我国与受援国分别在中央政府、实施单位、执行部门层级依次进行协同分工，且各自进行自上而下的权责分解与执行情况考察。(2) 涵盖金融服务、科技创新、城市规划、新能源开发等主题的人力资源开发合作项目具有“多横一纵”协同特征，即我国根据不同受援国/地区的人才培养需求，通过立项与管理主体—项目承办主体—执行部门的垂直型权责分解，推进官员研修研讨、技术人员培训、在职学历学位教育、高级专家服务等课程设置的课程、招生、教学、应急保障、总结评估等运行机制建设。

第二，绩效圈层——不同环节各司其职、有效链接。即融合政府预算绩效管理、PPP 项目管理等实践经验，依据我国对外援助项目运行的全生命周期，依次考察立项与方案设计适配性（定位协同）、实施与管理规范性（机制协同）、执行效率与效果（工具协同）、优化路径的可应用性（行动协同），实现目标规划—过程管控—绩效评估—结果应用的全过程有效循环与延展。根据 45 个项目案例聚类提炼的绩效范畴，共包含以下七个方面：（1）项目立项，包括建议书与可研报告编写、立项申报与审批等；（2）方案设计，包括投资、实施、巡察、验收、评估等；（3）项目实施，包括前期准备（三通一平）、资源调配、工程建设、职责分工、过程监理、运营维护等；

（4）项目管理，包括投资进度及合规性、人员及技术交底、各项方案调整等；（5）执行效率，包括资金到位及时率、项目实施进度、运行效率等；（6）实施效果，包括经济、社会、生态、文化、政治外交等维度的可持续性影响；（7）优化路径实践，包括提升前期准备质量、完善立项统领范畴、挖掘实施关键时间节点、明确管理核心内容、解决效率效果症结等方面。

第三，双圈层互促循环——有效协同提绩效，科学绩效促协同。在资源禀赋、经济基础、生态环境、战略目标、文化理念等国别/地区差异性因素的动态演化与复合影响情境中，对外援助项目运行“协同-绩效”的七元要素密不可分。其中，目标协同是拓展多边发展合作的“基准点”，组织协同、任务协同是推动主体专项职责履行与绩效持续增值的“动力引擎”，定位协同、机制协同、工具协同是全面统筹落实顶层设计、宏观战略政策的“节拍器”，行动协同是开展绩效评估及其结果应用的“标的物”。因此，作为新时代我国对外援助项目有序运行与可持续性延展的“一体两面”，需充分发挥协同圈层与绩效圈层之间强劲的相辅相成促动关系。具体而言：（1）协同行动范畴的绩效评估。基于我国中长期战略规划与受援国/地区切实性需求的目标导向，通过协同圈层的

纵横向目标分解、组织建设、任务分工等,精准界定各参与主体的专项绩效内容,完善测度机制与工具体系,并细化出具体的考核指标、衡量方式、评判标准等,以规避考核“黑箱”、交叉或重复评估、模糊性结果应用等弊端。(2)绩效管理语境的协同运行。根据全方位、全过程性项目综合评估反馈(共性结果),按国别/地区、归属领域、时间节点等维度,完成“个性”绩效评估。以有效廓清不同实施阶段的成效与挑战、明晰不同主体的职责履行情况,妥善解决“搭便车”“逐底作为”“职责推诿”等问题,优化多层次协同体系及其运行路径。

五、推动我国对外援助项目运行 “协同-绩效”的可行性路径

针对现阶段存在的主体协同权责机制建设不足、绩效评估体系建设偏离度过大、“个性”考核范畴界定缺失等关键“瓶颈”,根据国内外互动、全周期联动的“协同-绩效”逻辑脉络探究得出,有效提升我国对外援助项目实施成效的实践路径,具体包括四个方面:

第一,全面推进国别/地区/领域规划、监管指导手册等编制,强化促进对外援助项目因域、因类、因时实施的合力。在现行制度基础上,(1)依照既有对外援助的辐射范围,推动我国项目管理主体(国家国际发展合作署、商务部、驻外使领馆等)共同编制包含经济发展、政治外交、社会与生态环境、文化教育、历史习俗等内容的战略规划,为受援国/地区的需求判定与立项协商提供参考依据。(2)根据项目所属地区/领域、核心主题、关键资源/技术、运行周期等特征,编制系统性监管指导手册,明确不同执行主体在不同阶段的权责划分及其履行要求,为对称性信息传递、多边型协同体系延展、精准性绩效评估奠定有效基础。

第二,适时优化调整制度集合,提高项目参与主体的协同效能。具体而言:(1)根据我国各类对外援助项目现行的主体权责分工体系及其实践模式,结合运行中的问题挖掘与经验积累,以“互联网+大数

据+云计算”方式,定期全面梳理、归类整理、优化调整相关制度文件,增强法律法规、章程条例、执行细则等命令-控制型政策工具的规范及约束力度。(2)基于国内外“双循环”体系运行规律及其演化态势,持续推进专项预算开支、费用收取标准、配套设施保障等机制改革。以与时俱进的市场激励型与公众自愿参与型政策工具体系建设,激发多层次参与主体的内在驱动力,增强多维度协同行动的凝聚力与向心力。

第三,健全纵横结合、导向明晰、动态更新的“定性+定量”绩效指标体系,完善基础数据库与信息传递渠道建设。具体而言:(1)参照联合国2030年SDGs目标与OECD DAC评估标准,将援助领域、方式、渠道等差异化因素融入项目运行的全过程考核链,设置内含专用指标工具的“目标-过程-效果-可持续性影响”通用型指标体系。(2)统筹考虑受援国/地区中长期发展规划与切实性需求、我国对外援助配合服务外交大局、全球发展倡议等,以结果为导向建设立项目标与绩效指标相互促进的闭环管理体系。(3)夯实投入、产出、效率、效果等评估的定量绩效指标的开发与应用,并在项目伊始就明确定期性数据/信息报送的责任主体、操作流程、核验标准及共享方式,推动时间维度的纵向比较与项目类型、国别/区域维度的横向排名。

第四,继续强化“个性”绩效评估及其结果应用,促进多元项目承办主体的综合能力建设。具体包括:(1)正确看待绩效指标体系的参考作用。在实施过程中,根据阶段性评估目标、项目所在国别/地区、归属领域等差异化特征,选取适配性绩效指标组合,并随援助方式和评估体系发展逐步更新考核内容、扩大测度范畴。(2)通过全过程性常规与专项评估反馈,及时更新项目参与主体资质信息库——清除考核结果不佳的承办主体,积极鼓励、扶持、引导考核结果好的承办主体,打造对外援助项目执行“品牌效应”。同时,建立健全动态调整机制,参照绩效评估的标准变化,开拓新的潜力型承办主体,提升对外援助项目运行的活力。

参考文献

- [1] Eppler M J, Mengis J. The Concept of Information Overload: A Review of Literature from Organization Science, Accounting, Marketing, MIS and Related Disciplines [J]. The Information Society, 2004, 20 (5): 325-344.
- [2] Morgenthau H J. A Political Theory of Foreign Aid [J]. American Political Science Association, 1962, 56 (2): 301-309.

- [3] Waltz N K. Theory of International Politics [M]. New York: Random House, 1979: 200.
- [4] Bruno S F. 国际政治经济学 [M]. 吴元湛, 等译. 重庆出版社, 1987: 74.
- [5] David W. The Charity of Nations: The Political Economy of Foreign Aid [M]. New York: Basic Books, 1973: 41.
- [6] Sarah J T, Michael B W. The Poverty of Nations: The Aid Dilemma at the Heart of Africa by James Morton [J]. African Studies Review, 1996, 39 (3): 219-222.
- [7] Hall J A. The State: Critical Concepts [M]. London and New York: Routledge, 1994: 287-316.
- [8] 周弘. 对外援助与国际关系 [M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2002: 133-155.
- [9] Brown C, Kegley C W. Controversies in International Relations: Realism and the Neo-liberal Challenge [J]. International Affairs, 1995, 71 (4): 317-329.
- [10] Lumsdaine D H. Moral Vision in International Politics: The Foreign Aid Regime 1949—1989 [J]. Italian Political Science Review, 1994, 24 (2): 371-373.
- [11] Roloff M E. 人际传播——社会交换论 [M]. 王江龙, 译, 上海译文出版社, 1997: 21.
- [12] Baldwin D V. Exchange Theory and International Relations [J]. International Negotiation, 1998, 3 (2): 139-149.
- [13] 丁韶彬, 阚道远. 对外援助的社会交换论阐释 [J]. 国际政治研究, 2007 (3): 38-55.
- [14] 丁韶彬. 大国对外援助——社会交换论的视角 [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2010: 95.
- [15] Breuning M. Words and Deeds: Foreign Assistance Rhetoric and Policy Behavior in the Netherlands, Belgium, and the United Kingdom [J]. International Studies Quarterly, 1995, 39 (2): 235-254.
- [16] Harnisch S, Frank C, Maull H W. Role Theory in International Relations [M]. London and New York: Routledge, 2011: 76-77.
- [17] 秦亚青. 权力·制度·文化: 国际关系理论与方法研究文集 [M]. 第二版. 北京大学出版社, 2016: 94.
- [18] 蒲晓宇. 地位信号、多重观众与中国外交再定位 [J]. 外交评论 (外交学院学报), 2014 (2): 25-38.
- [19] 陈小鼎, 王翠梅. 援助国是“经济人”还是“社会人”? ——基于日本对华与对印 ODA 政策比较 [J]. 当代亚太, 2021 (1): 79-105, 159-160.
- [20] Yoon H K. A Bureaucratic Politics Approach to Japan's Official Development Aid Policy: Ministerial Motives and Their Reflections on the Foreign Aid Expenditures, 1960—2000 [J]. Journal of International and Area Studies, 2018, 18 (1): 19-48.
- [21] Otter M. Domestic Public Support for Foreign Aid; Does It Matter? [J]. Third World Quarterly, 2003, 24 (1): 115-125.
- [22] 王堃. 日本对华 ODA 的战略思维及其对中日关系的影响 [M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2005: 137-138.
- [23] Paul J M. India and Japan: Reluctant Idealism to Practical Realism [J]. South Asian Survey, 2008, 15 (1): 99-119.
- [24] Robert E W. Foreign Aid and the Capitalist State in Underdeveloped Countries [J]. Politics and Society, 1980, 10 (1): 1-34.
- [25] 陈小宁. 美国对外援助监督评估体系: 值得借鉴之处 [J]. 国际经济合作, 2020 (3): 103-110.
- [26] Yoon-A O. China's Development Finance to Asia: Characteristics and Implications [J]. Working Papers, 2016, 16 (12): 147-162.
- [27] Isaksson A S, Kotsadam A. Chinese Aid and Local Corruption [J]. Journal of Public Economics, 2018, 159 (3): 146-159.
- [28] Foster V, Butterfield W, Chen C, et al. Building Bridges: China's Growing Role as Infrastructure Financier for Sub-Saharan Africa [M]. Washington DC: World Bank Publication, 2009: 84-87.
- [29] Wang X, Ozanne A, Xin H. The West's Aid Dilemma and the Chinese Solution? [J]. Journal of Chinese Economic and Business Studies, 2014, 12 (1): 47-61.
- [30] 刘爱兰, 王智烜, 黄梅波. 中国对非援助是“新殖民主义”吗? ——来自中国 and 欧盟对非援助贸易效应对比的经验证据 [J]. 国际贸易问题, 2018 (3): 163-174.
- [31] 杨亚平, 李琳琳. 对非援助会减轻腐败对投资的“摩擦效应”吗? ——兼论“一带一路”倡议下中非经贸合作策略 [J]. 财贸经济, 2018 (3): 95-108, 122.
- [32] Dreher A, Fuchs A, Parks B, et al. Aid, China, and Growth: Evidence from a New Global Development Finance Dataset? [Z]. AidData Working Paper, 2017.
- [33] 李嘉楠, 龙小宁, 姜琪. 援助与冲突——基于中国对外援助的证据 [J]. 经济学 (季刊), 2021 (4): 1123-1146.
- [34] 罗建波. 中国对外援助模式: 理论、经验与世界意义 [J]. 国际论坛, 2020 (6): 39-63, 156-157.
- [35] 马克·H·穆尔. 创造公共价值: 政府战略管理 [M]. 伍满桂, 译. 北京: 商务印书馆, 2016: 301-306.
- [36] 赵景华, 李代民. 政府战略管理三角模型评析与创新 [J]. 中国行政管理, 2009 (6): 47-49.
- [37] 谢永乐, 王红梅. 京津冀大气污染治理“协同-绩效”体系探究——基于动态空间视域 [J]. 中国特色社会主义研究, 2021 (4): 57-66.
- [38] 张海波, 陶志刚. 公共卫生事件应急管理中政府部门间合作网络的变化 [J]. 武汉大学学报 (哲学社会科学版), 2021 (4): 114-126.
- [39] 李宇环, 文佳媛, 王红梅. 城市公共安全应急协作网络评估: 基于响水“3·21”爆炸事故的全网数据分析 [J]. 城市发展研究, 2021 (9): 30-36.
- [40] 徐丽鹤, 张晓波. 中国抗疫的制度创新: 对口援助 [J]. 经济学 (季刊), 2022 (5): 1639-1658.
- [41] 赫尔曼·哈肯. 协同学——大自然构成的奥秘 [M]. 凌复华, 译. 上海译文出版社, 2005: 115, 129.
- [42] 包国宪, 马翔. 基于公共价值的政府绩效评估: 概念界定与理论框架 [J]. 兰州大学学报 (社会科学版), 2022 (1): 126-134.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 张安平)